

# Arbeidsnotater

S T A T I S T I S K S E N T R A L B Y R Å

Dronningensgt. 16, Oslo-Dep., Oslo 1. Tlf. 41 38 20, 41 36 60

IO 71/15

20. oktober 1971

## SÆRAVGIFTS- OG SUBSIDIESYSTEMETS FORDELINGSVIRKNINGER - ET ANALYSEOPPLEGG<sup>\*)</sup>

Av

Erik Biørn

### INNHold

	Side
I. Innledning .....	2
II. Problemstillingen analytisk formulert .....	3
III. Et forslag til approksimasjonsformel for kompensasjonsbeløpet ..	7
IV. Tallfestingen av beregningsopplegget .....	10
1. Estimering av Engelfunksjoner for varegruppene i modellen. Beregning av forbrukstall og Engelelastisiteter i basisåret .	10
2. Estimering av Cournot-elastisiteter. Beregning av ajour- førte (nivåjusterte) forbrukstall .....	19
3. Metode I og II for beregning av kompensasjonsbeløpet - og en sammenligning mellom dem .....	26
4. Metode III for beregning av kompensasjonsbeløpet .....	28
5. Resultatenes følsomhet overfor valg av verdi for $\tilde{\omega}$ . Noen bemerkninger om substitusjon .....	29
Tabeller .....	35
Appendix .....	60
Referanser .....	63

\*) Deler av avsnitt IV er blitt til etter diskusjoner med blant andre forsker Arne Amundsen og forsker Olav Bjerkholt. Den førstnevnte har også gitt verdifulle kommentarer til manuskriptkastet. Jeg vil rette en takk til disse for den interesse de har vist for arbeidet.

## I. INNLEDNING

Dette notat er tenkt som et supplement til artikkelen [8], som gir en forholdsvis populær redegjørelse for en beregningsmodell som er utviklet i Byråets skatteforskningsgruppe. Modellen tar sikte på å øke Byråets beredskap for å analysere særavgifts- og subsidiesystemets inntektsfordelingsvirkninger.

Det vil her bli gitt en mer fullstendig fremstilling av det teoretiske grunnlag for modellen enn det var hensiktsmessig å presentere i [8]. I den forbindelse vil vi komme nærmere inn på enkelte økonomiske problemer som arbeidet med modellen har stillet oss overfor. Et annet hovedformål er å gjengi flere beregninger enn det ble anledning til å ta med i artikkelen. Det gjelder hovedsakelig beregninger som kaster lys over modellens virkemåte - dens fortrinn og mangler - og altså har karakter av "mellomregning". Selv om det ikke er nødvendig å kjenne disse beregningene for å kunne dra nytte av modellen, er det grunn til å anta at kjennskap til en del av "mellomregningen" gir et bedre grunnlag for å vurdere beregningsresultatene.

Innholdet i avsnittene 1-4 i [8] vil bare i liten grad bli berørt. Det er fremstillingen i avsnitt 5 som særlig vil bli søkt utdypet. For å kunne lese dette notat er det derfor nødvendig å ha et visst kjennskap til hovedinnholdet i de fire første avsnitt i artikkelen. Det er - punktvis formulert - følgende:

1. Det sentrale problem vi har stillet oss, er følgende: Vi ønsker, for hver fordelingspolitisk interessant gruppe av inntektstakere, å beregne et beløp, "kompensasjonsbeløpet", som gitt som inntektstilskudd (positivt eller negativt) oppveier nyttevirkingen av skatteendringen via konsumprisene.
2. Beregningsopplegget er basert på enkel, statisk teori for konsumentens tilpasning, hvor total forbruksutgift oppfattes som en eksogen variabel som er upåvirket av de endringer i avgifter og subsidier som analyseres. Prisendringene som følger av skatteomleggingen, oppfattes også som eksogent gitt, slik at de kan beregnes så snart settet av avgifts- og subsidieendringer er kjent. (I [8], avsnitt 3, er forutsetninger som kan gjøre et slik opplegg berettiget, presentert og diskutert.)
3. Modellen er i hovedsak basert på månedsregnskaper for 3 645 private husholdninger som deltok i Forbruksundersøkelsen 1967. For enkelte varegrupper - vesentlig varige forbruksgoder - er utgiftstall for hele kalenderåret registrert. Husholdningen er analyseenhet. Ut fra forskjellige overveielser er forbruket inndelt i 45 varegrupper.

Grupperingen - som er gjengitt i appendix 1 - er basert på Forbruksundersøkelsens 3-sifrede varegruppering. (Jfr. for øvrig [8], avsnitt 4.)

Innholdet er disponert på følgende måte:

I avsnitt II følger en analytisk presisering av problemstillingen, og begrepet "kompensasjonsbeløp" innføres. I avsnitt III presenteres en praktisk brukbar approksimasjonsformel for kompensasjonsbeløpet, som det kan være grunn til å tro gir bedre resultater enn Laspeyres' indeksformel. Avsnitt IV redegjør for det opplegg som er valgt for å tallfeste kompensasjonsbeløpet på grunnlag av Forbruksundersøkelsens materiale kombinert med en del annen informasjon. Alternative beregningsformler sammenlignes. I den forbindelse presenteres i tabellform en del av "mellomregningen" - beregnede forbrukstall, etterspørselastisiteter etc. - men tallene gjøres ikke til gjenstand for noen inngående analyse. Hovedvekten legges på å redegjøre for beregningsmetodene. Til slutt i dette avsnittet ser vi litt nærmere på begrepet substitusjon, som står sentralt i analysen. Endelig gis i to appendix en fortegnelse over varegrupperingen i modellen og en oversikt over input og output ved beregningene.

## II. PROBLEMSTILLINGEN ANALYTISK FORMULERT

Som nevnt, består hovedproblemet i å beregne et beløp,  $K$ , som gitt som tilskudd til en husholdnings inntekt (totale forbruksutgift) oppveier (kompenserer) nytteeffekten av de endringer i konsumprisene som følger av avgifts- og subsidieendringene.

Vi formaliserer dette ved å innføre den typiske husholdnings nytteindikatorfunksjon

$$(2.1) \quad U = U(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

hvor  $x_i$  betegner forbrukt kvantum av varegruppe nr.  $i$  i analyseåret (beregningensåret),  $i = 1, 2, \dots, N$ . Vi antar at  $U$  er kontinuerlig med kontinuerlige deriverte av 1. og 2. orden. La  $p^0 = (p_1^0, p_2^0, \dots, p_N^0)$  være konsumprisene før skatteomleggingen, og

$$p^1 = (p_1^1, p_2^1, \dots, p_N^1)$$

prisene etter skatteomleggingen og

y

husholdningens totale forbruksutgift. Videre betegner

$$x^0 = (x_1^0, x_2^0, \dots, x_N^0)$$

tilpasningspunktet før skatteomleggingen,

$$x^1 = (x_1^1, x_2^1, \dots, x_N^1)$$

tilpasningspunktet etter skatteomlegging og inntektskompensasjon, og

$$x^2 = (x_1^2, x_2^2, \dots, x_N^2)$$

tilpasningspunktet etter skatteomleggingen (uten inntektskompensasjon).

Vi oppfatter p-ene og y som eksogene variable.

Av definisjonen av kompensasjonsbeløpet følger

$$(2.2) \quad U(x_1^0, \dots, x_N^0) = U(x_1^1, \dots, x_N^1),$$

idet husholdningen antas å tilpasse seg i overensstemmelse med Gossenbetingelsene

$$(2.3) \quad u_i(x_1^s, \dots, x_N^s) = \omega^s p_i^s \quad i = 1, \dots, N; \quad s = 0, 1$$

hvor  $\omega^0$  og  $\omega^1$  er Lagrange-multiplikatorene i henholdsvis 0- og 1-situasjonen og  $u_i = \frac{\partial U}{\partial x_i}$ , samt budsjettbetingelsen:

$$(2.4) \quad \sum_{i=1}^N p_i^s x_i^s = y + s \cdot K \quad s = 0, 1$$

(2.2)-(2.4) gir  $2N + 3$  uavhengige relasjoner til bestemmelse av  $x^0$ ,  $x^1$ ,  $\omega^0$ ,  $\omega^1$  og K for gitte verdier av de eksogene variable. Det forutsettes at de pris- og inntektskonstellasjoner som betraktes, er slik at systemet av tilpasningsbetingelser i hver av de to situasjoner gir ett og bare ett regulært nyttemaksimum. Muligheten for randløsninger ser vi bort fra.

Vi har da blant annet

$$(2.5) \quad K = g(p_1^0, \dots, p_N^0, p_1^1, \dots, p_N^1, y)$$

hvor funksjonen  $g$  i prinsippet er kjent når nytteindikatorfunksjonen  $U$  er kjent. Hvis vi var i stand til å tallfeste slike  $g$ -funksjoner for forskjellige typer av husholdninger, ville vi altså ha nådd det mål vi har satt oss.

Så heldig stillet er vi i alminnelighet ikke. Vi vil derfor se om vi ved å innføre enda strammere forutsetninger enn ovenfor kan nå frem til en praktisk brukbar beregningsmetode. La oss imidlertid først undersøke hva vi kan si om  $K$  ut fra de forutsetningene vi allerede har innført.

Av (2.4) følger

$$(2.6) \quad K = \sum_i p_i^1 x_i^1 - \sum_i p_i^0 x_i^0$$

Videre gjelder

$$(2.7) \quad \sum_i p_i^0 x_i^1 \geq \sum_i p_i^0 x_i^0$$

Anta nemlig at det motsatte var tilfelle. Da ville konsumenten med en lavere totalutgift kunne oppnå samme behovstilfredsstillelse som i punktet  $x^0$ . Men siden priser og grensenytter er forutsatt positive, strider dette mot forutsetningen om at  $x^0$  representerer optimalpunktet svarende til pris/inntektskonstellasjonen  $(p^0, y)$ . Derfor må (2.7) gjelde. Ved et analogt resonnement innser vi at også følgende ulikhet er oppfylt:

$$(2.8) \quad \sum_i p_i^1 x_i^0 \geq \sum_i p_i^1 x_i^1$$

La  $\Delta p_i = p_i^1 - p_i^0$  og  $\Delta x_i = x_i^1 - x_i^0$ . Vi kan da skrive (2.7) og

(2.8) som

$$(2.7a) \quad \sum_i p_i^0 \Delta x_i \geq 0$$

$$(2.8a) \quad \sum_i p_i^1 \Delta x_i \leq 0$$

som leder til

$$(2.9) \quad \sum_i \Delta p_i \Delta x_i \leq 0$$

Det er også forholdsvis lett å innse at de forutsetninger vi har innført ovenfor, innebærer at vi vil få ulikhetene i formlene (2.7)-(2.9) effektivt oppfylt forutsatt at  $x^0$  og  $x^1$  er forskjellige. Likhetsstegnene vil bare gjelde dersom alle priser beveger seg proporsjonalt, dvs. hvis

$$(2.10) \quad p_i^1 = p_i^0(1+c) \quad (c = \text{konstant}) \quad i = 1, \dots, N$$

som impliserer  $x_i^1 = x_i^0$  for alle  $i$ , på grunn av pris/inntektshomogeniteten i de avledede etterspørselsfunksjoner, og altså  $K = cy$  ifølge (2.6).

Et resonnement som i hovedtrekk svarer til resonnetet ovenfor, er fulgt av Samuelson i [16], pp. 107-112, under behandlingen av "revealed preferences".

Av (2.7) og (2.8) følger - forutsatt at (2.10) ikke gjelder -

$$\sum_i p_i^1 x_i^0 - \sum_i p_i^0 x_i^0 > \sum_i p_i^1 x_i^1 - \sum_i p_i^0 x_i^0 > \sum_i p_i^1 x_i^1 - \sum_i p_i^0 x_i^1$$

som innebærer

$$(2.11) \quad \sum_i x_i^0 \Delta p_i > K > \sum_i x_i^1 \Delta p_i$$

Dette betyr følgende: Det eksisterer en  $\delta \in (0, 1)$  slik at

$$(2.11a) \quad K = \sum_i (\delta x_i^0 + (1-\delta)x_i^1) \Delta p_i.$$

Forøvrig er (2.11) et motstykke til - men ikke ekvivalent med - det velkjente forhold at en Laspeyres - og en Paasche-prisindeks hvor referansepunktene ligger langs samme indifferensflate, danner en øvre, resp. nedre

skranke for den "sanne" konsumprisindeks. (Se f.eks. [17], pp. 32-36.) I det følgende benytter vi betegnelsen "Laspeyres-kompensasjon" om øvre grense i (2.11), altså

$$(2.12) \quad K_2 = \sum_i x_i^0 \Delta p_i = \sum_i p_i^0 x_i^0 \pi_i$$

hvor vi har innført de relative prisendringer

$$(2.13) \quad \pi_i = \frac{\Delta p_i}{p_i}, \quad i = 1, \dots, N.$$

Å beregne "Laspeyres-kompensasjonen" ut fra de tilgjengelige forbruksoppgaver må kunne karakteriseres som en temmelig forutsetningsfri fremgangsmåte. (Jeg ser da bort fra de komplikasjoner som er omtalt i avsnitt IV i forbindelse med metodene I og II.) Teoretisk sett kan den vel heller ikke sies å være særlig interessant. Vi formulerer derfor følgende problem: Kan vi finne en bedre approksimasjon til det "sanne" kompensasjonsbeløp, og er det på grunnlag av denne approksimasjon mulig å si noe om størrelsesordenen av den feil vi begår om vi regner med "Laspeyres-kompensasjon"? Å analysere dette nærmere vil være hovedproblemet i de følgende avsnitt.

### III. ET FORSLAG TIL APPROKSIMASJONSFORMEL FOR KOMPENSASJONSBELØPET

Vi tar utgangspunkt i ligningssystemet bestående av nytteindikatorfunksjonen

$$(3.1) \quad U = U(x_1, \dots, x_N),$$

Gossen-betingelsene

$$(3.2) \quad \frac{u_1}{p_1} = \dots = \frac{u_N}{p_N}$$

og budsjettbetingelsen

$$(3.3) \quad \sum_i p_i x_i = y,$$

som tilsammen gir  $N + 1$  uavhengige relasjoner mellom  $U, x_1, \dots, x_N, p_1, \dots, p_N$  og  $y$ . Som eksogene variable kan vi her velge alternativt  $p_1, \dots, p_N$  og  $y$  eller  $p_1, \dots, p_N$  og  $U$ . I det første tilfelle får vi "vanlige" etterspørselsfunksjoner av formen

$$(3.4) \quad x_i = f_i(p_1, \dots, p_N, y) \quad i = 1, \dots, N$$

mens "etterspørselsfunksjonene" i det siste tilfelle kan skrives

$$(3.5) \quad x_i = g_i(p_1, \dots, p_N, U) \quad i = 1, \dots, N$$

Når det innenfor systemet (3.5) foretas partielle prisendringer, tenker en seg at totalutgiften  $y$ , definert ved (3.3), "følger med", slik at  $U$  ikke endres.

La  $\epsilon_{ij}$  betegne den partielle elastisitet av  $g_i$  m.h.p.  $p_j$ , altså Slutsky-elastisiteten for vare  $i$  m.h.p. vare  $j$ , beregnet i det aktuelle forbrukspunkt før skatteomleggingen (0-situasjonen). Ved å anvende Taylor's formel på (3.5), idet  $U$  antas konstant, og bare ta med førsteordensleddene får vi

$$(3.6) \quad \frac{\Delta x_i}{x_i^0} = \sum_j \epsilon_{ij} \frac{\Delta p_j}{p_j^0} \quad i = 1, \dots, N$$

som leder til følgende approksimasjonsformel for  $x_i^1$

$$(3.7) \quad x_i^1 = x_i^0 (1 + \sum_j \epsilon_{ij} \pi_j) \quad i = 1, \dots, N$$

Hvis vi i tillegg til  $x_i^0, p_i^0$  og  $\pi_i$  for alle  $i$  også kjenner hele settet av Slutskyelastisiteter, kan vi altså ved å kombinere (2.6) med tilnærmelsesformelen (3.7) oppnå en approksimasjon til det "sanne" kompensasjonsbeløp,  $K$ , som det er grunn til å anta er bedre enn "Laspeyres-kompensasjonen"  $K_2$ .

Kompensasjonsbeløpet, definert ved (2.6), kan generelt dekomponeres på følgende måte

$$(3.8) \quad K = \sum_i x_i^0 \Delta p_i + \sum_i p_i^0 \Delta x_i + \sum_i \Delta p_i \Delta x_i$$



Av (3.7) følger

$$\sum_i p_i^0 \Delta x_i = \sum_i p_i^0 x_i \sum_j \epsilon_{ij} \pi_j = y \sum_j \pi_j \sum_i \alpha_i \epsilon_{ij}$$

hvor vi har innført budsjettandelene før skatteomleggingen

$$\alpha_i = \frac{p_i^0 x_i}{y} \quad i = 1, \dots, N$$

Imidlertid er  $\sum_i \alpha_i \epsilon_{ij} = 0$  for alle  $j$  som følge av at  $\sum_j \epsilon_{ij} = 0$  og

$\alpha_i \epsilon_{ij} = \alpha_j \epsilon_{ji}$  for alle  $i$  og  $j$ . (Se f.eks. [3], formlene (42) og (52).)

Det betyr at annet ledd i (3.8)

$$(3.9) \quad \sum_i p_i^0 \Delta x_i = 0 \quad \text{når } x_i^1 \text{ uttrykkes ved approksimasjonsformelen (3.6),}$$

mens uttrykket ifølge (2.7a) generelt skulle være positivt når ikke alle  $\pi_i$ -ene er like. Vi kan også si at det å benytte approksimasjonen (3.7) svarer til å veie prisendringene med de forbrukstall som beregnes ved (3.7). Årsaken til dette er at de Slutsky-elasticiteter som inngår i (3.7), refererer til "0-situasjonen". For å få et eksakt riktig resultat måtte vi benytte elasticiteter (eller egentlig deriverte - se nedenfor) som refererer til et punkt "mellom" "0-situasjonen" og "1-situasjonen". Vi har nemlig følgende eksakte sammenheng:

$$\begin{aligned} \sum_i p_i^0 \Delta x_i &= \sum_i p_i^0 (g_i(p_1^1, \dots, p_N^1, U) - g_i(p_1^0, \dots, p_N^0, U)) \\ &= \sum_i p_i^0 \int_{p_j^0}^{p_j^1} \frac{\partial g_i(p_1, \dots, p_N, U)}{\partial p_j} dp_j \end{aligned}$$

som under forutsetningene ovenfor ifølge middelverdisatsen kan skrives

$$(3.10) \quad \sum_i p_i^0 \Delta x_i = \sum_i p_i^0 \bar{g}_{ij} \Delta p_j = \sum_i p_i^0 x_i \sum_j \bar{g}_{ij} \frac{p_j^0}{x_i} \pi_j$$

hvor  $\bar{g}_{ij}$  betegner den deriverte  $\frac{\partial g_i}{\partial p_j}$  beregnet i et punkt mellom de to situasjoner. Den "elasticitet" vi egentlig skulle ha benyttet, er altså  $\bar{g}_{ij} \frac{p_j^0}{x_i}$ . Det er derfor viktig å tolke resultatene vi får ved å anvende approksimasjonsformelen (3.7), kritisk.

Tredje ledd i (3.8) blir - når (3.7) benyttes:

$$(3.11) \quad \sum_i \Delta p_i \Delta x_i = \sum_i p_i^0 \pi_i x_i \sum_j \epsilon_{ij} \pi_j = \sum_{ij} p_i^0 x_i \epsilon_{ij} \pi_i \pi_j$$

som er en negativ - semidefinit kvadratisk form. (Jfr. [16], pp. 112-3, hvor et analogt resonnement med deriverte og absolutte tilvekster er gjengitt.) Dette stemmer overens med den generelle betingelsen (2.9).

Ved å kombinere (3.8) og (2.12) med (3.9) og (3.11) får vi følgende approksimasjon til K

$$(3.12) \quad K_3 = K_2 + \sum_{ij} p_i^0 x_i \epsilon_{ij} \pi_i \pi_j \leq K_2, \quad \text{hvor ulikheten gjelder for alle verdier av } \pi_1, \dots, \pi_N.$$

Her gjelder ulikhetstegnet effektivt, såsant ikke alle  $\pi_i$ -ene er like. Hvis vi klarer å tallfeste alle størrelsene i den kvadratiske form (3.11), har vi dermed muligheter for å besvare begge spørsmålene vi stillet på slutten av avsnitt II.

#### IV. TALLFESTINGEN AV BEREGNINGSOPPLEGGET

I dette avsnitt vil vi se nærmere på mulighetene for å tallfeste de størrelser som inngår i approksimasjonsformlene (2.12) og (3.12).

##### IV.1. Estimering av Engelfunksjoner for varegruppene i modellen.

##### Beregning av forbrukstall og Engelelastisiteter i basisåret.

Datareduksjonen, dvs. ekstraheringen av forbrukstall for varegruppene i modellen fra forbruksoppgavene for husholdningene i utvalget, kan i prinsippet utføres på flere måter. Den metoden som tradisjonelt benyttes, f.eks. ved bearbeidelse og presentasjon av materialet fra Forbruksundersøkelsen (se [10], hefte I), består i å inndelegningene i grupper etter visse kjennetegn og beregne gjennomsnittsforbruket for husholdningene i hver enkelt av disse grupper i utvalget. Denne metode har den svakhet at det lett blir få husholdninger i hver gruppe - særlig hvis grupperingen skjer etter flere kjennetegn simultant - slik at "utsagnskraften" av de beregnede gjennomsnittstall kan være tvilsom. Dessuten tar denne metode ikke hensyn til mulig apriori informasjon om arten av sammenheng mellom forbruket av de enkelte varer og tjenester og forskjellige forklaringsfaktorer.

Av disse grunner har vi valgt en annen fremgangsmåte. Vi har antatt at følgende relasjon gir en brukbar beskrivelse av hvorledes en husholdnings utgift til vare nr.  $i$  avhenger av total forbruksutgift og andre sosioøkonomiske kjennetegn:

$$(4.1.1) \quad x_{it} = a_{i0} + \sum_{j=1}^{15} a_{ij} z_{jt} + b_i y_t + c_i y_t^2 + d_i n_t^2 + f_i n_t y_t + h_i y_t^3 + k_i n_t y_t^2 + u_{it} \quad i=1, \dots, 45 \quad t=1, \dots, 3645$$

Her betegner  $t$  husholdningens nummer i utvalget. Videre er

$x_{it}$  = utgift til varegruppe nr.  $i$  i undersøkelsesåret

$y_t = \sum_i x_{it}$  = total forbruksutgift

$n_t$  = antall husholdningsmedlemmer

$z_{1t}, \dots, z_{10t}$  = binærvariable som reflekterer husholdningstype (se nedenfor)

$z_{11t}, z_{12t}, z_{13t}$  = binærvariable som reflekterer hovedpersonens yrkesstatus (se nedenfor)

$z_{14t}, z_{15t}$  = binærvariable som reflekterer husholdningens boligstrøk (se nedenfor)

$u_{it}$  = et stokastisk restledd

$a_{ij}, b_i, c_i, d_i, f_i, h_i, k_i$  = konstanter

Følgende gruppering benyttes:

#### A. Husholdningstype

Enslig ( $z_{1t}$ )

Ektepar uten barn ( $z_{2t}$ )

Ektepar med 1 barn under 16 år ( $z_{4t}$ )

" " 2 " " " " ( $z_{6t}$ )

" " 3 " " " " ( $z_{8t}$ )

" " 4 eller flere barn under 16 år ( $z_{10t}$ )

Andre husholdninger med 2 personer				$(z_{3t})$
"	"	" 3	"	$(z_{5t})$
"	"	" 4	"	$(z_{7t})$
"	"	" 5	"	$(z_{9t})$
"	"	" 6 eller flere personer		(basisgruppe)

#### B. Yrkesstatus

Lønnstaker (basisgruppe)

Selvstendig i jordbruk, skogbruk og fiske ( $z_{11t}$ )

Selvstendig ellers ( $z_{12t}$ )

Ikke yrkesaktiv ( $z_{13t}$ )

#### C. Boligstrøk

Oslo, Bergen, Trondheim (basisgruppe)

Tettbygd utenom Oslo, Bergen, Trondheim ( $z_{14t}$ )

Spredtbygd ( $z_{15t}$ )

Om restleddenes sannsynlighetsfordeling vil vi bare gjøre én forutsetning, nemlig

$$(4.1.2) \quad E(u_{it}|q) = 0 \quad \text{for alle } i \text{ og } t$$

hvor  $q$  er vektoren av observasjonene av de høyresidevariable. Denne forutsetning er tilstrekkelig til at enkel minste kvadraters metode anvendt separat på hver enkelt av de 45 utgiftsrelasjonene gir forventningsrette og konsistente estimater på koeffisientene.

Det kan være noe tvilsomt om (4.1.2) holder. Å oppfatte  $n$  og  $z$ -ene som eksogene reiser neppe noen betenkeligheter, men antagelsen om at  $y$  er eksogen kan være en drastisk forenkling. Hvis imidlertid husholdningens tilpasning kan tenkes å foregå i to trinn:

- (i) bestemmelse av totalt forbruk i analyseperioden på grunnlag av inntekten i samme tidsrom - som antas eksogent gitt - og eventuelle andre predeterminerte variable;
- (ii) spredning av den totale forbruksutgift på varegrupper under hensyntagen til bl.a. relative priser,

og det dessuten er slik at restleddet i "konsumfunksjonen" (i) er ukorreletert med restleddene i "utgiftsfordelingsrelasjonene" (ii), da har vi et rekursivt system. I dette tilfelle vil (4.1.2) holde, slik at vi for estimeringsformål kan nøye oss med å trekke de relasjonene som sprer totalutgiften på varegrupper, inn i analysen. (Jfr. [14], Ch. 19, § 6.)

Ut fra de forutsetninger som vanligvis gjøres i dynamisk konsumentteori, kan en slik todeling av tilpasningen forsvares (se f.eks. [12], p. 234). Det melder seg imidlertid straks flere komplikasjoner; de viktigste er:

- a) Det forbruksbegrep vi opererer med, inneholder en del poster som det kanskje er mer naturlig å klassifisere som sparing, nemlig utgifter til kjøp av varige forbrugsgoder. Riktignok er kjøp av egne transportmidler utelatt fra analysen, men utgift til varer som møbler, husholdningsapparater, fjernsynsmottakere og radioapparater er regnet med. Et mer adekvat uttrykk for "forbruket" av disse varene kunne være (beregnete) renteutgifter med tillegg av avskrivninger, f.eks. beregnet som en fast årlig andel av anskaffelsesverdien; men et slik forbruksbegrep lot seg ikke konstruere på grunnlag av det materiale som er innhentet.
- b) Utgiftsrelasjoner av typen (4.1.1), begrunnet ut fra dynamisk etterspørselsteori, er ikke autonome overfor endringer i forventet prisutvikling. Vi må regne med at husholdningenes prisforventninger kan påvirkes når en avgifts- og subsidieomlegging annonseres.

For at enkel minste kvadraters metode skal gi 'best linear unbiased estimates' er det i tillegg til (4.1.2) nødvendig at  $E(u_{it} \cdot u_{i\tau}) = 0$  for  $\tau \neq t$  samt at  $E(u_{it})^2$  ikke avhenger av  $t$  (men bare av  $i$ ). (Jfr. [14], p. 177.) Den første av disse forutsetninger kan lett aksepteres fordi vi har et tverrsnittsmateriale, men den andre må dras sterkt i tvil. Vi må nemlig regne med at variasjonen i konsumvanene, uttrykt ved restleddenes standardavvik, gjennomgående øker med inntektsnivået (pr. capita). Begrunnelsen for dette kan f.eks. være at et lavt inntektsnivå levner lite spillerom når de "primære" behov er dekket, mens "særinteresser" blir desto mer dominerende i forbruksmønsteret jo bedre husholdningen er situert. (Jfr. [15], pp. 55-58.) Denne tilbøyelighet til heteroscedasticitet fører bl.a. til at vanlig minste kvadraters metode ikke gir optimale estimatorer. (Se f.eks. [13], Ch. 8-2.) Spørsmålet om restleddenes fordelingssegenskaper har forøvrig nær sammenheng med valget av funksjonsform.

Utgangspunktet i vårt tilfelle har vært at vi ønsket å begrense oss til klassen av funksjoner som enten er lineære (i strukturparametrene) eller

kan gjøres lineære ved enkle transformasjoner. De viktigste overveielser som ellers har vært bestemmende for valget (4.1.1), er følgende:

- i) Av beregningsmessige grunner har vi funnet det hensiktsmessig å benytte samme funksjonsform for alle varegrupper. Det har vært nødvendig å la denne felles funksjonsformen være forholdsvis "fleksibel" for å få en brukbar beskrivelse av forbruksstrukturen. Vi skal imidlertid ikke se bort fra at vi ved å behandle hver varegruppe separat antagelig kunne ha spart "estimeringsmessige frihetsgrader". Men dette ville i så fall lett gjort arbeidet så omfattende at det ville ha sprengt en naturlig ramme for dette prosjektet.
- ii) Som følge dels av at varegrupperingen er forholdsvis disaggregert, dels av at det hovedsakelig er månedlig forbruk som er registrert, figurerer for mange av varegruppene en vesentlig del av husholdningene med nullforbruk. At en husholdning oppgir ikke å ha brukt noe av en varegruppe i registreringsperioden (måned eller år) kan - bortsett fra rene registreringsfeil - skyldes a) at vedkommende vare ikke inngår i husholdningens nyttefunksjon (f.eks. tobakk for en ikke-røker) eller b) at det "tilfeldigvis" ikke fant sted noe kjøp av varegruppen i regnskapsperioden, f.eks. fordi varen omsettes i større kvanta enn det som skal til for å dekke én måneds forbruk (manglende delbarhet), eller fordi angjeldende vare er et varig forbruksgode. Dels fordi materialet ikke gjør det mulig å skille mellom a) og b) som årsak til registrert nullforbruk, og dels fordi det er vanskelig å finne en teoretisk forsvarlig måte å eliminere "målefeilen" i tilfelle b), fant vi å måtte akseptere de registrerte forbrukstall, men benytte dem slik at "nullobservasjoner" ikke får noen avgjørende virkning på totalresultatet. Vi måtte således avstå fra å benytte  $\log x_i$  som venstresidevariabel, som blant annet kunne bidratt til å eliminere tendensen til heteroscedasticitet.
- iii) Et implisitt krav når en benytter en funksjon med  $x_i$  som venstresidevariabel og (blant annet)  $y = \sum_i x_i$  som høyresidevariabel, er at summen av koeffisientene foran  $y$  er lik 1 og tilsvarende summe for de øvrige koeffisienter lik null. Også summen av restleddene over varegrupper må være lik null<sup>1)</sup>.

---

1) Dette innebærer forøvrig at  $u_{it}$  og  $u_{jt}$  ( $j \neq i$ ) generelt er korrelerte. Men det er uten betydning for oss, siden vi estimerer hver enkelt relasjon separat. Hadde vi imidlertid hatt noe apriori informasjon om strukturen i restleddskorrelasjonsmatrisen for de enkelte varegrupper, kunne vi i prinsippet estimert alle relasjonene simultant og på denne måten kanskje fått bedre estimater enn ved å behandle relasjonene separat.

Det kan vises at minste kvadraters estimatene oppfyller tilsvarende betingelser, nærmere bestemt at

$$(4.1.3a) \quad \sum_i \hat{b}_i = 1$$

$$(4.1.3b) \quad \sum_i \hat{a}_{ij} = \sum_i \hat{c}_i = \sum_i \hat{d}_i = \sum_i \hat{f}_i = \sum_i \hat{h}_i = \sum_i \hat{k}_i = 0$$

Dette betyr at de forbrukstall som kan beregnes ut fra de estimerte relasjoner, alltid summerer seg opp til den totalutgift man tar utgangspunkt i. Dette må sies å være et heldig trekk.

- iv) Apriori må en regne med at ikke bare husholdningens størrelse, målt ved antall husholdningsmedlemmer, men også dens sammensetning bl.a. etter alder kan være av betydning for forbruket av en del varer. Likeså spiller formodentlig yrke og bosted en viss rolle - uten at sammenhengen her kan sies å være helt klarlagt. For i en viss utstrekning å ta hensyn til disse forklaringsfaktorer er de 15 binærvariable innført. Det regresjonsprogram som er benyttet, har en relativt begrenset variabelkapasitet (maksimalt 30 variable i én kjøring); derfor har det bare i liten utstrekning vært mulig å åpne veien for "samspillseffekter" - således er det bare tatt med "samspill" mellom totalutgift og antall husholdningsmedlemmer.

Funksjonene (4.1.1) kan oppfattes som en tredje ordens Taylor-utvikling i  $n$  og  $y$  av de "sanne" utgiftsfunksjoner, med følgende modifikasjoner:

- a) leddene  $n_t^3$  og  $n_t^2 y_t$  er sløyfet,
- b) førsteordensleddet  $n_t$  er "utvidet" til binærvariable for husholdningstype,
- c) det er innført binærvariable for yrkesstatus og boligstrøk.

Siden Engelfunksjonene (4.1.1) er noe sammensatte, er det ikke umiddelbart lett å tolke estimatene på parametrene, og fordi  $y$  og  $n$  inngår i flere ledd, lar vanlige t-observatorer (som er standard output fra regresjonsprogrammet) seg vanskelig benytte for å teste de enkelte variables signifikans. I stedetfor å gjengi hele settet av estimater på parametrene i de 45 Engelfunksjonene, har vi derfor funnet det hensiktsmessig å presentere funksjonsverdier og utgiftselastisiteter i en del

utvalgte punkter. Dette gir grunnlag for å vurdere om resultatene virker rimelige.

Tabell 1A viser beregnede forbrukstall varierende med total forbruksutgift for "gjennomsnittlig" husholdningstype, yrkesstatus og boligstrøk<sup>1)</sup>. (Disse tall er fremkommet ved at z-ene er satt lik sine respektive samplegjennomsnitt og n er satt lik 3.43, som er gjennomsnittlig antall personer pr. husholdning i utvalget.) Med totalutgiftsnivå 5 000 og 10 000 kroner ble de beregnede forbrukstall negative for noen få varegrupper. Da dette åpenbart ikke har mening med vår problemstilling, satte vi anslagene lik null og justerte de øvrige forbrukstall proporsjonalt, slik at summen av utgiftspostene ble lik total forbruksutgift. Denne metode er selvfølgelig ikke uten svakheter. Forøvrig trengs slik justering ikke, da vi med minste kvadraters metode automatisk får oppsummeringsbetingelsen oppfylt. (Jfr. (4.1.3a - b).) La  $\hat{x}_i$  være forbruk av vare nr. i beregnet ut fra den estimerte utgiftsrelasjon. Tallene i kolonnene 1-7 i tabell 1A er altså beregnet ved formelen

$$(4.1.4) \quad x_i^* = \max[0, \hat{x}_i] \cdot \frac{y}{\sum_j \max[0, \hat{x}_j]} \quad i=1, \dots, 45$$

I tabell 1A er dessuten gjengitt observert gjennomsnittsforbruk av de enkelte varegrupper, standardavviket for forbruket av de enkelte varegrupper ( $S_{x_i}$ ,  $i=1, \dots, 45$ ), residual spredning ( $S_i$ ,  $i=1, \dots, 45$ ) og multippel korrelasjonskoeffisient ( $R_i$ ,  $i=1, \dots, 45$ ). Mellom disse gjelder relasjonen

$$(4.1.5) \quad \frac{S_i}{S_{x_i}} = \sqrt{(1-R_i^2) \frac{3644}{3623}}$$

Det fremgår av tabellen at det fremdeles er betydelig "uforklart" variasjon i forbrukstallene. Vi må derfor regne med at det hefter vesentlig usikkerhet ved de beregnede forbrukstall - særlig for høye og lave totalutgiftsnivåer. (Gjennomsnittlig totalutgift i samplet er kr. 20 767.) Med det regresjonsprogram som ble benyttet, lar det seg imidlertid ikke gjøre å få tallfestet denne usikkerhet, f.eks. i form av prediksjonsintervaller.

Tabell 1B viser variasjonen i de beregnede forbrukstall med husholdningstype for totalutgiftsnivå 20 000 kroner, som omtrent svarer til samplegjennomsnittet.

1) Fortegnelse over varegrupperingen er gitt i Appendix 1.



I tabellene 2A og 2B er gjengitt Englelelastisiteter beregnet i de samme punkter på de estimerte Engelfunksjoner som forbruksutgiftstallene i tabell 1A og 1B. I de tilfelle da de beregnede forbrukstall ble negative, og altså satt lik null, satte vi også Englelelastisiteten lik null. Det samme ble gjort når Englelelastisiteten beregnet ut fra Engelfunksjonen ble negativ. Vi ser av tabell 2A at dette bl.a. var tilfelle for høye utgiftsnivåer for varegruppene 01 (mel og gryn), 06 (melk etc.), 09 (margarin), 10 (friske grønnsaker) og 13 (poteter). Nå virker det ikke urimelig at disse varene er inferiøre for velstående husholdninger. Imidlertid er inferiøre goder ikke forenlig med forutsetningen om behovsuavhengighet mellom varegruppene - som vi nedenfor skal innføre. Dette er bakgrunnen for den fremgangsmåte som er valgt. Også på dette punkt kan det selvfølgelig reises kritikk.

En sammenligning av disse tallene med de elastisitetsberegninger som er foretatt av Hilde Bojer og er publisert i [10], hefte II, viser enkelte ikke ubetydelige forskjeller. For det første gir elastisitetenes variasjon med totalutgift og med familiestørrelse noe forskjellig bilde. Dette har til dels sammenheng med at de funksjonsformer som er lagt til grunn, er forskjellige. Således er utgiftsfunksjonene i [10], hefte II, lineære i alle de variable som inngår. Dette innebærer bl.a. at Englelelastisiteter og budsjettandeler må variere omvendt proporsjonalt over totalutgiftsnivå og husholdningstype. Noe slikt krav ligger ikke implisitt i den funksjonsform vi opererer med. For enkelte varegrupper viser således elastisitetene et ikke-monotont forløp, særlig variasjonen med husholdningstype. Tendensen er mest utpreget for varegruppene 29 (Leid hjelp til hjemmet), 36 (Sportsutstyr, leketøy, grammofonplater, blomster m.v.), 40 (Skolegang) og 44 (Utgifter på restauranter, hoteller, selskapsreiser m.v.). Vi får imidlertid inntrykk av et jevnere forløp når vi ser bort fra anslagene for "yttergruppene" i tabellene, hvor vi alltid må regne med stor usikkerhet. Når en vurderer elastisitetene, må en også ta i betraktning at deres veiede sum over varegrupper med budsjettandelene som vekter alltid skal være lik 1.

For det annet - og alvorligere - er gjennomsnittsnivået av elastisitetene i en del tilfelle markert forskjellig. Matvareelastisitetene ligger jevnt over noe høyere ifølge våre beregninger, med et gjennomsnittsnivå på omtrent 0,5 (mot 0,32 i [10], hefte II). Dette estimat ligger forøvrig nærmere matvareelastisiteten beregnet på grunnlag av tidsseriedata, jfr. f.eks. [4], tabell 5. Det er vanskelig å finne noen enkel forklaring på dette. For en del henger det formodentlig sammen med valget av funksjonsform. Selv om nivået av de beregnede forbrukstall i observasjonsmassens

"midtpunkt" vanligvis ikke influeres særlig av funksjonsformen, kan den nok ofte, særlig hvis spredningen i observasjonsmaterialet er stor, ha betydning for anslagene for deriverte og elastisiteter i observasjonsmidtpunktet<sup>1)</sup>. Det er imidlertid ikke blitt anledning til å analysere dette nærmere. For enkelte varige forbruksgoder ligger elastisitetene ifølge våre beregninger adskillig lavere enn anslagene i [10], hefte II. Størst er forskjellen for varegruppe 35 (TV- og radiomottakere), hvor utgiftselastisiteten i observasjonsmidtpunktet med vårt opplegg er beregnet til ca. 0,8, mens de publiserte beregninger fra Forbruksundersøkelsen antyder en verdi på over 2,0. Denne avvikelse skal en kanskje ikke tillegge for stor vekt, i betraktning av at Engel-funksjonen for denne varegruppen i begge tilfelle har dårlig føyning. Også for andre varige forbruksgoder henger nok avvikelsene sammen med at det i [10], hefte II, er månedsregnskaper som ligger til grunn, mens det i vårt materiale også er tatt hensyn til opplysninger om varige forbruksgoder fra årsintervjuet. Derved får "nullobservasjoner" i vårt tilfelle en mindre vekt, noe som kan medføre at elastisitetene "trekkes nedover". Det er flere problemer her som kunne fortjene å gjøres til gjenstand for nærmere analyse.

En del av de vanskeligheter vi møter på dette punkt, henger nok sammen med at vi prøver å presse etterspørselen etter varige forbruksgoder (f.eks. definert som goder hvis "levetid" er lengre enn analyseperioden) inn i et statistisk forklarings skjema. Det er ikke gitt at Engel-elastisiteter er noe hensiktsmessig begrep for å karakterisere etterspørselen etter slike goder. Mer tilfredsstillende ville det vært om vi - som foreslått i en del moderne teori på feltet - hadde tatt sikte på å forklare etterspørselen ut fra en "investeringsteoritankegang," med den initiale beholdning av godet som en sentral forklaringsvariabel. Men et slikt opplegg lå ikke innenfor mulighetenes grenser med det tallmateriale vi hadde til disposisjon.

For å lette oversikten og gjøre det enklere å sammenligne våre resultater med resultatene av tidligere undersøkelser har vi aggregert de 45 varegruppene til 9 hovedgrupper:

---

1) Når funksjonen, som her, er ikke-lineær i de forklaringsvariable, er dessuten uttrykket "observasjonsmassens midtpunkt" noe problematisk, idet vi f.eks. generelt har  $\left(\frac{1}{N_t} \sum y_t\right)^n \neq \frac{1}{N_t} \sum y_t^n$ ,  $n=2,3,\dots$

- I. Matvarer: Varegruppene 1-15
- II. Drikkevarer og tobakk: Varegruppene 16-19
- III. Klær og skotøy: Varegruppene 20-22
- IV. Bolig, lys og brensel: Varegruppene 23-25
- V. Møbler og husholdningsartikler: Varegruppene 26-29
- VI. Helsepleie: Varegruppe 30
- VII. Reiser og transport (ekskl. kjøp av egne transportmidler):  
Varegruppene 31-34
- VIII. Fritidssysler og utdanning: Varegruppene 35-40
- IX. Andre varer og tjenester: Varegruppene 41-45

Utgiftselastisiteter for disse gruppene er gjengitt i tabell 3A (variasjonen med total forbruksutgift) og tabell 3B (variasjonen med husholdningstype). Tabellene 4A og 4B inneholder de tilsvarende budsjettandeler. Tallene gir uttrykk for den forskyvning i forbrukets sammensetning vekk fra matvarer og hovedsakelig over på gruppene reiser og transport, fritidssysler og utdanning, og andre varer og tjenester (hvor utgifter på hoteller, restauranter etc. utgjør hovedvekten) som finner sted når total forbruksutgift øker. En tilsvarende forskyvning, i motsatt retning, kommer til uttrykk når familiestørrelsen øker, med gitt totalutgiftsnivå.

En sammenligning av gjennomsnittstallene for de 9 hovedgruppene med tilsvarende tall publisert i [4], tabell 8, viser relativt god overensstemmelse, bortsett fra at våre elastisiteter for gruppene møbler og husholdningsartikler (utstyr m.v.) og reiser og transport ligger lavere. For gruppen reiser og transport skyldes diskrepansen at kjøp av egne transportmidler, som er meget inntektselastisk, ikke er regnet med hverken i gruppe VII eller i total forbruksutgift. (Det at totalutgiftsbegrepet er forskjellig kan for øvrig også ha betydning for sammenlignbarheten av de øvrige utgiftselastisiteter). Det er vanskeligere å forklare avvikelsen mellom anslagene for møbler og husholdningsartikler, men den "nullobservasjons-effekten" vi nevnte ovenfor, spiller sannsynligvis inn.

#### IV.2 Estimering av Cournot-elastisiteter. Beregning av ajourførte (nivåjusterte) forbrukstall

I avsnitt IV.1 redegjorde vi for fremgangsmåten ved beregning av forbrukstall i basisåret - det år våre tverrsnittsdata var innhentet, altså 1967. Vi ønsker imidlertid at våre beregninger av kompensasjonsbeløpet skal referere til et senere år - beregningsåret, f.eks. 1970. Den endring som må antas å være skjedd i forbrukssammensetningen i denne perioden, kan være av betydning for våre resultater. I hvert fall har vi funnet å ville undersøke hva en justering av forbruksgrunnlaget kan ha å si i praksis.

Når det gjelder strukturen i forbruksendringen fra 1967 til 1970, kan tre muligheter tenkes:

1. En husholdning som har samme nominelle forbruksutgift og som tilhører samme sosioøkonomiske gruppe i 1967 og 1970, har samme budsjettandeler i de to år. Det er lett å innse at en slik etterspørselsstruktur innebærer at  $E_i = 1$ ,  $e_{ii} = -1$  og  $e_{ij} = 0$  for  $j \neq i$ ,  $i, j = 1, \dots, N$ . Her betegner  $e_{ij}$  Cournot-elasticiteten for vare  $i$  m.h.p. vare  $j$ . Det er lite som gir støtte for å regne med en så enkel etterspørselsstruktur, jfr. elasticitetsberegningene i avsnitt IV.1. Vi avskriver derfor denne mulighet.
2. Det kan tenkes at vi ved å tolke  $y$  som total "realutgift" og  $x_i$  som utgift til vare nr.  $i$  i faste priser, begge med basis i 1967, får en brukbar tilnærming ved å regne med at med samme "realutgift" i de to år er forbruksmønsteret det samme.
3. Det kan tenkes at det ikke er tilstrekkelig med en nivåjustering som under 2, men at vi er nødt til også å ta hensyn til virkningen av prisvridninger på forbrukssammensetningen.

Vi skal se litt nærmere på 2 og 3. For det formål trenger vi i tillegg til de Engel-elasticiteter og budsjettandeler vi allerede har beregnet, anslag på de  $45 \times 45$  priselasticiteter for varegruppene i modellen.

For at det i praksis skal la seg gjøre å beregne en slik matrise er det nødvendig å innføre nokså sterke forutsetninger. Flere opplegg har vært foreslått, og som rimelig kan være, er de metoder som med hensyn til forutsetninger er mest raffinerte, også de beregningsmessig mest kompliserte. En av de enkleste er den som er foreslått av Frisch i [11]. Den sentrale forutsetning bak den enkleste versjon av Frisch's metode er at samtlige varegrupper er behovsuavhengige i konsumteoriens forstand. Hvorvidt en slik forutsetning er rimelig, må i hvert enkelt tilfelle avgjøres ved blant annet skjønn og intuisjon, men med den varegruppering som benyttes i vår modell, virker fullstendig behovsuavhengighet ikke særlig rimelig. (Spesielt urimelig er det nok å anta at det er behovsuavhengighet mellom gruppene 08 og 09, 24 og 25 og 31-33.) Metoden har imidlertid den viktige egenskap at det sett av elasticiteter den gir, er konsistent, i den forstand at konsumteoriens betingelser på elasticitetene (se f.eks. [3], formel (64)) blir oppfylt, slik at de kan tenkes generert ved en nyttemaksimeringsprosess. Selv om disse betingelsene er nødvendige for at våre beregninger skal gi et brukbart resultat, er de selvfølgelig på ingen måte tilstrekkelige.

Mer raffinerte metoder er foreslått av blant andre Barten; jfr. [5], [6] og [7], hvor a priori informasjon om behovsavhengigheten bringes inn ved estimeringen. Selv med et moderat antall varegrupper blir beregningsarbeidet forholdsvis omfattende - enda når elektroniske regnemaskiner benyttes - og det er tvilsomt om disse metodene lar seg anvende i praksis for såpass mange som 45 varegrupper. Bare det å åpne mulighet for behovsavhengighet mellom noen få av varegruppene i modellen, viser seg å gjøre estimeringsarbeidet uforholdsmessig meget mer komplisert enn i Frisch's enkleste opplegg.

Vi er derfor blitt stående ved Frisch's metode, som for øvrig flere ganger tidligere er anvendt i Norge ved analyse og beskrivelse av etter-spørseleksstrukturen. Under forutsetning av behovsuavhengighet mellom samtlige varegrupper, er det mulig å uttrykke hele settet av priselastisiteter ved hjelp av utgiftselastisiteter, budsjettandeler samt én størrelse som karakteriserer prisreaksjonene, f.eks. pengenes grensenyttefleksibilitet (elastisiteten av Lagrange-multiplikatoren ved nyttemaksimeringen - bestemt i tilpasningspunktet som funksjon av priser og total forbruksutgift - m.h.p. total forbruksutgift). Vi betegner den med  $\tilde{\omega}$ . Priselastisiteten for vare i m.h.p. vare j blir (jfr. [11], formlene (61) - (62))

$$(4.2.1) \quad e_{ij} = \frac{E_i}{\tilde{\omega}} (\delta_{ij} - \alpha_{jE_j}) - \alpha_{jE_i} \quad \begin{array}{l} i = 1, \dots, N \\ j = 1, \dots, N \end{array}$$

$$\text{hvor } \delta_{ij} = \begin{array}{l} 1 \text{ for } j=i \\ 0 \text{ for } j \neq i \end{array}$$

Her kjenner vi  $\alpha$ -ene og E-ene fra beregningene i avsnitt IV.1; problemet er hvilken verdi vi skal velge for  $\tilde{\omega}$ . Det er spørsmål dels om å fastlegge nivået for  $\tilde{\omega}$ , dels dens variasjon over husholdningstype og inntektsnivå. Fordi  $\alpha$ -ene, E-ene og  $\tilde{\omega}$  i prinsippet blir bestemt simultant ved det lignings-system en får ved å differensiere systemet av Gossenbetingelser og budsjettbetingelse, er det naturlig å åpne muligheten for å la  $\tilde{\omega}_i$  likhet med  $\alpha$ -ene og E-ene, variere over populasjonen (jfr. avsnitt IV.1).

For å anslå  $\tilde{\omega}$ 's nivå prøvde vi flere av de metodene som det er redegjort for i [2], avsnitt 7.2.1. Poenget ved disse metodene er at man i tillegg til budsjettandeler og Engel-elastisiteter benytter seg av tids-serier for volum- og prisutvikling for et fullstendig sett av presumptivt behovsuavhengige konsumgrupper til å kartlegge substitusjonsforholdene. Vi baserte oss her på nasjonalregnskapstall for 7 hovedgrupper av varer<sup>1)</sup>

1) 1. Matvarer, 2. Drikkevarer og tobakk, 3. Bolig, lys og brensel, 4. Møbler og husholdningsartikler, 5. Klær og skotøy, 6. Reiser og transport, 7. Konsum ellers.

for perioden 1961-69. Budsjettandelene hentet vi fra nasjonalregnskapet for 1968, og Engellelastisitetene var anslagene beregnet på grunnlag av Forbruksundersøkelsen. De forskjellige metodene gav ikke noe enhetlig bilde. Anslagsverdiene viste stor variasjon; statistiske spredningsmål tydet også på en betydelig usikkerhetsmargin. Forskjellige gjennomsnittsmål pekte imidlertid i retning av en  $\tilde{\omega}$ -verdi i nærheten av -2.<sup>1)</sup> Det essensielle spørsmål er imidlertid hvilken betydning denne usikkerhet har for de endelige beregningsresultater. Dette kommer jeg tilbake til i avsnitt IV.5.

Det teoretiske og empiriske grunnlag for å fastlegge  $\tilde{\omega}$ 's variasjon med husholdningstype og inntektsnivå er enda svakere. Skal man overhodet kunne si noe om denne variasjonen, må man være villig til å basere seg på skjønn og intuisjon, og selv da er det vanskelig å gi presise utsagn. Noen problemer i denne forbindelse vil også bli berørt i avsnitt IV.5. Alt i alt fant vi at vårt fundament i dette tilfelle er svakt og valgte - kanskje nokså arbitrært - å benytte  $\tilde{\omega} = -2$  som anslagsverdi for alle grupper i populasjonen. I tabell 7C er gjengitt Cournot-elastisiteter for de 9 hovedgruppene av konsumvarer for "gjennomsnittshusholdningen", basert på denne anslagsverdi.

Den informasjon vi har for å anslå forbrukssammensetningen i forskjellige husholdningsgrupper i beregningsåret (1970), er dermed følgende (y betegner nominelt totalutgiftsnivå, h husholdningstype):

i) forbrukstall beregnet ut fra de estimerte Engel-funksjoner:

$$(4.2.2) \quad x_i = g_i(y, h)$$

ii) Engellelastisiteter beregnet ut fra de estimerte Engelfunksjoner:

$$(4.2.3) \quad E_i = E_i(y, h)$$

iii) Cournotelastisiteter beregnet på grunnlag av (4.2.2) og (4.2.3)

som beskrevet ovenfor:

$$(4.2.4) \quad e_{ij} = e_{ij}(y, h)$$

---

1) Anslagsverdiene ble noe annerledes med en gruppering av konsumet i 4: (1) + (2), (3), (5), (4) + (6) + (7) (med nummereringen i fotnote 1). Anslagsverdiene ble også forandret om vi la Engel-elastisiteter estimert på grunnlag av nasjonalregnskapstall for perioden 1955-69 til grunn. Det var imidlertid ikke mulig å oppspore noen systematisk sammenheng her. I [2] anvendte man de samme metodene på et annet tallmateriale og kom til en  $\tilde{\omega}$ -verdi i omegnen av -5 (se [2], p. 121). Dette kan tyde på enten at  $\tilde{\omega}$  ikke er noen særlig stabil parameter eller at  $\tilde{\omega}$  er stabil, men at det datamateriale vi i praksis har til disposisjon, viser såpass liten variasjon at det er vanskelig (umulig) å gi en presis anslagsverdi. Også dette problemet kunne fortjene en grundigere analyse.

Denne informasjon kan utnyttes på flere måter. Vi har benyttet den fremgangsmåte som kanskje er mest nærliggende - men ikke nødvendigvis den mest tilfredsstillende - nemlig å ta utgangspunkt i den relative tilvekstformel. Forbruket av varegruppe nr.  $i$  i 1970, målt i 1967-priser, for en husholdning med totalutgift  $y^0$  og husholdningstype  $h^0$  kan vi da anslå ved formelen

$$(4.2.5) \quad x_i^0(y^0, h^0) = g_i(y^*, h^0) \left( 1 + E_i(y^*, h^0) \left( \frac{y^0}{y^*} - 1 \right) + \sum_j e_{ij}(y^*, h^0) \cdot (p_j^0 - 1) \right),$$

$i = 1, \dots, N$

hvor  $y^*$  er et vilkårlig utgiftsnivå i 1967, og  $p_j^0$  er prisindeksen for varegruppe nr.  $j$  i 1970 når den tilsvarende prisindeks i 1967 er satt lik 1. Når vi skal bruke denne beregningsformelen, blir vi stillet overfor et par problemer, som har sammenheng med at (4.2.5) egentlig ikke er noen etter-spørselsfunksjon av samme type som (3.4):

- a) I formelen inngår  $y^*$ , dvs. at de anslåtte forbrukskvanta avhenger ikke bare av størrelser i beregningsåret ( $y^0, p_1^0, \dots, p_N^0, h^0$ ), men også av den totalutgift i basisåret som beregningsmessig blir lagt til grunn.
- b)  $\sum_i p_i^0 x_i^0(y^0, h^0)$  vil i alminnelighet være forskjellig fra  $y^0$ .

Disse problemer oppstår fordi (4.2.5) representerer en tilnærming. Når vi skal bruke formelen, må vi imidlertid treffe et valg m.h.t.  $y^*$ . Ett alternativ kunne være å velge  $y^*$  slik at  $y^0/y^*$  svarer til den nominelle vekst i det private konsum fra 1967 til 1970, ifølge nasjonalregnskapet. En annen mulighet kunne være å benytte informasjon om hvorledes inntektsutviklingen har vært for forskjellige inntektstakergrupper, f.eks. ifølge skattestatistikken. Vi har valgt en enda enklere fremgangsmåte, idet vi konvensjonelt har satt  $y^* = y^0$ , slik at formelen forenkler seg til

$$(4.2.6) \quad x_i^0(y^0, h^0) = g_i(y^0, h^0) \left( 1 + \sum_j e_{ij}(y^0, h^0) (p_j^0 - 1) \right) \quad i=1, \dots, N$$

For å få oppsummeringsbetingelsen oppfylt har vi så foretatt en proporsjonal justering av anslagene (jfr. b)).

Det kan være av interesse å få belyst hvilken betydning verdien på "hjelpestørrelsen"  $y^*$  har for de beregnede forbrukstall. Resultatene av en slik beregning er gjengitt i tabell 5. Kolonne 3 viser de anslag vi får ved å sette  $y^0 = 25000$  og  $y^* = 21185$  (slik at  $\frac{y^0}{y^*} - 1 = 18\%$ , som er lik

stigningen i konsumprisindeksen fra 1967 til 1970) inn i formel (4.2.5), mens kolonne 4 gir tilsvarende anslag for  $y^0 = 25000$  på grunnlag av formel (4.2.6). Tallene er beregnet for "gjennomsnittshusholdningen" og er målt i 1967-priser. Hovedinntrykket er at forskjellene er små. Jfr. for øvrig kommentarene til tabellene 6B og 6C i avsnitt IV.3. Generelt er det grunn til å regne med at avvikelserne blir desto større jo sterkere situasjonen i beregningsåret avviker fra situasjonen i basisåret. Men for ajourføring fra 1967 til 1970 gir metoden trolig et brukbart resultat.

En alternativ fremgangsmåte kunne være å benytte den sammenheng som eksisterer mellom Frisch's metode og Stone's lineære utgiftsfunksjoner (se [9]). Ut fra kjennskap til størrelsene (4.2.2)-(4.2.4) kunne vi estimert parametrene i Stone's funksjoner og på denne måten fått et konsistent sett av etterspørselsfunksjoner.

En tredje mulighet kunne være å basere ajourføringen på log-lineære etterspørselsfunksjoner

$$\log x_i = E_i \log y + \sum_j e_{ij} \log p_j + \text{konstant}, \quad i=1, \dots, N$$

og altså istedenfor (4.2.6) benytte

$$(4.2.7) \quad \log x_i^0(y^0, h^0) = \log g_i(y^0, h^0) + \sum_j e_{ij}(y^0, h^0) \log p_j^0, \quad i=1, \dots, N$$

Vi har nå det vi trenger for å foreta en empirisk sammenligning av forbruksendringalternativene 2 og 3 som vi nevnte i begynnelsen av dette underavsnittet. Det kan være hensiktsmessig å foreta en dekomponering av den totale effekt av prisendringene fra 1967 til 1970 i hva vi vil kalle "substitusjonseffekter" og "inntektseffekter". Hvis vi lar  $x_i^*$  betegne forbrukskvantum av vare nr.  $i$  i 1967 og  $\Delta p_j$  relativ prisendring for vare nr.  $j$  fra 1967 til 1970 ( $\Delta p_j = p_j^0 - 1$ ), kan (4.2.6) forenklet skrives som

$$(4.2.8) \quad x_i^0 = x_i^* (1 + \sum_j e_{ij} \Delta p_j) \quad i=1, \dots, N$$

Benytter vi at  $\sum_j e_{ij} + E_i = 0$  for alle  $i$ , kan dette omformes til

$$(4.2.9) \quad x_i^0 = x_i^* (1 + \sum_j e_{ij} (\Delta p_j - \Delta p) - E_i \Delta p) \quad i=1, \dots, N$$

hvor  $\Delta p$  er en vilkårlig konstant. Setter vi spesielt

$$(4.2.10) \quad \Delta p = \sum_j \alpha_j \Delta p_j$$



hvor  $\alpha_j = x_j^*/y$ , altså endringen i en Laspeyres-indeks med basis i 1967, får vi:

$$(4.2.11) \quad x_i^0 = x_i^* (1 + \sum_j \epsilon_{ij} \Delta p_j - E_{ij} \alpha_j \Delta p_j) \quad i=1, \dots, N$$

hvor  $\epsilon_{ij} = e_{ij} + \alpha_j E_{ij}$ , som vi også kunne funnet direkte av (4.2.8).

Annet ledd på høyre side av (4.2.11) gir et rendyrket uttrykk for etterspørselsvirkningen av endringene i de relative priser fra 1967 til 1970 - i det følgende benevnt "substitusjonseffekten" - mens siste ledd representerer virkningen av endringen i prisnivået i samme periode - også kalt "inntektseffekten".

I tabell 5 er gjengitt et forsøk på å beregne størrelsen av disse effektene for de enkelte varegrupper i modellen.<sup>1)</sup> Kolonne 5 gir "inntektseffekten". Siden prisnivået steg i denne perioden (med ca. 18% ifølge konsumprisindeksen) og alle varegruppene pr. forutsetning er ikke-inferiøre goder, er den negativ for alle varegrupper. "Substitusjonseffekten" (kolonne 6) er positiv for de varegrupper som hadde en svakere prisstigning enn gjennomsnittet, og negativ for de varegrupper hvor prisstigningen var sterkere enn gjennomsnittet.<sup>2)</sup> (De tilsvarende prisindekser er gjengitt i kolonne 8.) Kolonne 7 gir summen av disse effektene. Vi ser at "inntektseffekten" svarer for den alt overveiende del av den totale endring. Bare for én varegruppe - varegruppe 8 (smør) - er "substitusjonseffekten" i tallverdi større enn tallverdien av "inntektseffekten". Dette henger sammen med den ekstraordinære prisutvikling for denne varegruppen i den perioden som betraktes. Vi kan altså trekke den konklusjon at de

1) Av forskjellige grunner er beregningene ikke utført nøyaktig som beskrevet ovenfor. Inntektseffekten er beregnet ved (jfr. fotnote 2) og 3) til tabell 5.) ( $\bar{h}$  står for gjennomsnittshusholdningen)

$$g_i(21185, \bar{h}) - g_i(25000, \bar{h})$$

mens substitusjonseffekten er anslått ved formelen

$$g_i(21185, \bar{h}) \cdot (E_i(21185, \bar{h}) \cdot 0.18 + \sum_j \epsilon_{ij}(21185, \bar{h})(p_j^0 - 1))$$

Vi har  $\frac{25000}{21185} = 1.18$ , som svarer til prisstigningen for gjennomsnittshusholdningen; jfr. (4.2.10).

2) Av formel (4.4.2) får vi  $\sum_j \epsilon_{ij} \Delta p_j = \frac{E_i}{\bar{\omega}} (\Delta p_i - \sum_j \alpha_j E_j \Delta p_j)$ , hvor  $E_i > 0$  og  $\bar{\omega} < 0$ . Konklusjonen gjelder derfor under forutsetning av at gjennomsnittsberegningen er basert på de marginale utgiftsandeler  $\alpha_j E_j$  istedenfor de vanlige budsjettandeler.

beregnete endringer i forbrukssammensetningen fra 1967 til 1970 hovedsakelig kan tilskrives endringen i prisnivået i denne perioden; vridningen i prisstrukturen synes å være av underordnet betydning. Det ser således ut til at vi i de fleste tilfelle får en tilstrekkelig god ajourføring ved å regne med at det er "realutgiften" som bestemmer forbruksstrukturen (jfr. alternativ 2 vi nevnte innledningsvis i dette underavsnittet). Det må imidlertid understrekes at den prisindeks som det da vil være aktuelt å deflatere nominalutgiften med, varierer med husholdningstype og inntektsnivå, fordi den initiale budsjettandel varierer; jfr. (4.2.10). I regneeksemplet har vi basert oss på den offisielle konsumprisindeks, da disse beregningene i prinsippet gjelder "gjennomsnittshusholdningen".

#### IV.3. Metode I og II for beregning av kompensasjonsbeløpet - og en sammenligning mellom dem

Resonnementet i avsnitt II ledet til Laspeyres' formel som en mulig approksimasjonsformel for kompensasjonsbeløpet. Tankegangen var å anvende denne formel på de aktuelle forbrukskvanta i beregningsåret. Vi kan imidlertid også tenke oss den mulighet å legge basisårets forbrukstall til grunn. La  $x_i^*$  betegne forbruk av vare nr.  $i$  i basisåret, beregnet ut fra de estimerte Engelfunksjoner, og  $x_i^0$  forbruk i beregningsåret, beregnet ved (4.2.6). La videre  $100\pi_i$  være prosentvis prisendring for vare nr.  $i$  som følge av skatteomleggingen. Dette gir grunnlag for to "Laspeyres-kompensasjonsformler"

$$(4.3.1) \quad K_1 = \sum_i x_i^* \pi_i$$

$$(4.3.2) \quad K_2 = \sum_i p_i^0 x_i^0 \pi_i$$

For å gi et inntrykk av forskjellen mellom  $K_1$  og  $K_2$  (Metode I og Metode II) er valgt som regneeksempel en 50 prosent reduksjon i satsene for de viktigste matvaresubsidiene, nemlig subsidiene for matmel, melk, ost, smør og margarin. Som i [8], hvor dette alternativ også er brukt som regneeksempel, er det antatt full overveltning av subsidieendringene i konsumprisene. Dette gir følgende sett av relative prisendringer for modellens varegrupper:

$$\begin{aligned} \pi_1 &= 19.7\% \\ \pi_2 &= 5.2\% \\ \pi_6 &= 10.7\% \\ \pi_7 &= 12.4\% \\ \pi_8 &= 18.8\% \\ \pi_9 &= 7.8\% \\ \pi_i &= 0 \text{ for } i \neq 1,2,6,7,8,9 \end{aligned}$$

Tabell 6A gir beregninger av  $K_1$  for forskjellige husholdningsgrupper<sup>1)</sup>, mens tabell 6B og C gjengir to alternative beregninger av  $K_2$ . I tabell 6B er benyttet formel (4.2.6) for beregning av  $x_i^0$ ; beregningene i tabell 6C er basert på formel (4.2.5) med  $y^0 = 1.18 y^*$ <sup>2)</sup>. Tallene i tabell 6C ligger noe lavere enn de tilsvarende tall i tabell 6B, men forskjellene må sies å være ubetydelige. Regnet i prosent av total forbruksutgift er differansen under 0.05 prosentpoeng ved dette beregningsalternativ. Dette bekrefter det inntrykk sammenligningen av kolonne 3 og 4 i tabell 5 gav.

Mellom tabellene 6A og B er det imidlertid en viss forskjell. For å finne ut hva denne differansen skyldes, ser vi på formel (4.2.11), som vi omskriver på følgende måte:

$$(4.3.3) \quad x_i^0 = x_i^* + \Delta x_i^{\text{subst}} + \Delta x_i^{\text{innt}} \quad i=1, \dots, N$$

hvor  $\Delta x_i^{\text{subst}}$  og  $\Delta x_i^{\text{innt}}$  betegner det vi i avsnitt IV.2 kalte henholdsvis "substitusjons"- og "inntektseffektene" for varegruppe  $i$ . Av (4.3.2) og (4.3.3) følger:

$$(4.3.4) \quad K_2 = \sum_i p_i^0 x_i^* \pi_i + \sum_i p_i^0 \Delta x_i^{\text{subst}} \pi_i + \sum_i p_i^0 \Delta x_i^{\text{innt}} \pi_i$$

Som nevnt i avsnitt IV.2, kan vi regne med at "substitusjonseffektene" spiller liten rolle i totalbildet. Annet ledd i (4.3.4) kan derfor neglisjeres. Forskjellen mellom  $K_1$  og  $K_2$  kan altså i praksis tilskrives to forhold:

1. "Inntektseffekten" - virkningen på forbrukskvantaene av den generelle endring i prisnivået fra basisåret til beregningsåret.
2. De forbrukskvanta som inngår som vektorer i  $K_2$ , er vurdert i et annet prissett enn forbrukskvantaene i  $K_1$ .

Vi har ikke foretatt noen eksplisitt dekomponering i disse to "effektene", men en bekreftelse på at de må spille hovedrollen når det gjelder å forklare forskjellen mellom tallene i tabell 6A og B, kan man få på følgende måte: Ved å sammenligne kronebeløpene i tabell 6A for et gitt totalutgiftsnivå med tilsvarende tall i tabell 6B for et totalutgiftsnivå som ligger ca. 18 prosent høyere (f.eks. sammenholde 25000 i tabell 6A med 30000 i tabell 6B eller 30000 i tabell 6A med 35000 i tabell 6B), skulle man praktisk

1) Med husholdningsgruppe mener vi her og i det følgende at husholdningen er karakterisert dels ved husholdningsstørrelse (i det foregående representert ved husholdningstype), dels ved total forbruksutgift.

2) Egentlig burde vi latt  $y^0/y^*$  variere med husholdningsgruppe. Beregningene gir derfor et noe forenklet bilde, men illustrerer trolig hovedtrekkene.

talt få eliminert "inntektseffekten". Setter man så disse tall i forhold til de tilsvarende totalutgiftsnivåer, skulle man også få eliminert den andre av disse "effektene". De forskjeller man da står igjen med (f.eks. differansene mellom kolonne 4 (evt. 5) i tabell 6A, nederste halvdel, og kolonne 5 (evt. 6) i tabell 6B, nederste halvdel), må sies å være neglisjerbare.

#### IV.4. Metode III for beregning av kompensasjonsbeløpet

Den tredje approksimasjonsformel er den vi får ved å sette  $x_i^1$  beregnet ved (3.7) inn i definisjonsligningen for  $K$ , (2.6). Som vist i avsnitt III, kan denne formel skrives på følgende måte (jfr. (3.12)):

$$(4.4.1) \quad K_3 = \sum_i p_i^0 x_i^0 \pi_i + \sum_{ij} p_i^0 x_i^0 \varepsilon_{ij} \pi_i \pi_j$$

Også til beregning av Slutskyelastisitetene ( $\varepsilon_{ij}$ -ene) har vi benyttet Frisch's metode. Som nevnt i avsnitt III, er annet ledd på høyre side i (4.4.1) en negativ - semidefinit kvadratisk form. En nødvendig betingelse for at dette skal gjelde, er imidlertid at samtlige budsjettandeler og elastisiteter er slik at de betingelser konsumentteorien pålegger elastisitetene, er oppfylt i det punkt som danner utgangspunktet ved approksimeringen. Vi kunne derfor ikke benytte nøyaktig de samme anslag på elastisitetene som ble brukt ved ajourføring av forbrukstallene. For fortsatt å ha et konsistent sett av estimater justerte vi anslagene på Engelelastisitetene fra avsnitt IV.1 proporsjonalt, slik at deres veiede sum ble lik 1 når vi som vektorer benyttet de justerte budsjettandeler  $p_i^0 x_i^0 / y$ . Vi anvendte så Frisch's metode på de justerte budsjettandeler og Engelelastisiteter, idet vi fortsatt benyttet -2.0 som anslagsverdi for pengenes grensenyttefleksibilitet over hele populasjonen. Beregningsformelen for Slutskyelastisitetene er følgende (jfr. formel (4.2.1)):

$$(4.4.2) \quad \varepsilon_{ij} = \frac{E_i}{\omega} (\delta_{ij} - \alpha_j E_j) \quad i=1, \dots, N; \quad j=1, \dots, N$$

$$\text{hvor} \quad \delta_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{for } j=i \\ 0 & \text{for } j \neq i \end{cases}$$

(Det er altså andre verdier på  $E_i$  og  $\alpha_i$  som inngår her enn i avsnitt IV.2, men vi har ikke brydd oss om å avmerke det spesielt.)

I tabell 6D er gjengitt beregninger av  $K_3$  for samme subsidieendringsalternativ som ovenfor. Vi legger merke til at differansen mellom tallene i tabell 6B og D er av omtrent samme størrelsesorden som differansen mellom

tallene i tabell 6B og C. Dette peker i retning av den konklusjon at det er liten grunn til å ta hensyn til det raffinement den kvadratiske form i (4.4.1) representerer, i betraktning av den usikkerhet som hefter ved anslagsverdiene for  $x_i^0$ .

#### IV.5. Resultatenees følsomhet overfor valg av verdi for $\tilde{\omega}$ . Noen bemerkninger om substitusjon

Av avsnittene IV 2 - IV 4 skulle det fremgå at parameteren  $\tilde{\omega}$  spiller en sentral rolle i våre beregninger. Vi har benyttet -2,0 som anslagsverdi, men som nevnt i avsnitt IV 2, er dette valget ikke særlig sterkt fundert. Vi har derfor funnet det nødvendig å undersøke hvor følsomme beregningsresultatene er overfor variasjoner i  $\tilde{\omega}$ .

Tabellene 7A, B, C, E og F viser hvorledes Cournot-elasticitetene for 9 hovedgrupper av konsumvarer, beregnet for en husholdning som omtrent svarer til gjennomsnittet i populasjonen, varierer med  $\tilde{\omega}$ -verdi. Hovedinntrykket er at variasjonen er betydelig. Vi ser at  $|e_{ii}|$  er desto større jo mindre  $|\tilde{\omega}|$  er, videre at krysselastisitetene  $e_{ij}$  er positive for lave verdier av  $|\tilde{\omega}|$  og at de avtar og blir negative når  $|\tilde{\omega}|$  vokser. Dette fremgår også av formlene (4.2.1) og (4.4.2). For gitte  $\alpha_i$ -er og  $E_i$ -er er alle Slutsky-elasticitetene - både de direkte (som alltid er negative) og krysselastisitetene (som er positive når vi forutsetter behovsuavhengighet) - proporsjonale med  $-1/\tilde{\omega}$ . Det betyr at "substitusjonselementet" i Cournot-elasticiteten spiller desto større rolle jo lavere  $|\tilde{\omega}|$  er, og at  $e_{ij}$  går mot  $-\alpha_j E_i$  når  $|\tilde{\omega}|$  vokser, cet.par. Tabell 7D gir Slutsky-elasticiteter for de samme varegruppene for  $\tilde{\omega} = -2$ . På grunn av proporsjonaliteten er det lett å beregne Slutsky-elasticiteter for andre  $\tilde{\omega}$ -verdier.

Priselastisitetene må altså sies å være følsomme overfor valg av  $\tilde{\omega}$ -verdi, og når vi tar i betraktning den usikkerhet som hefter ved den anslagsverdien vi benytter, må vi konkludere med at det er store problemer forbundet med å gi presise estimater på priselastisitetene ved den metoden som er anvendt. Spørsmålet er imidlertid hvor sterkt denne usikkerhet slår ut i det vi "egentlig" er interessert i å beregne.

I tabellene 8A-C er gjengitt anslagsverdier for  $x_i^0$ ,  $x_i^1$  og  $x_i^2$  (= forbruk av vare i etter subsidiereduksjonen) for  $\tilde{\omega}$  lik henholdsvis -1.0, -2.0 og -5.0.  $x_i^2$  er beregnet ved følgende formel:

$$(4.5.1) \quad x_i^2 = x_i^0 (1 + \sum_j e_{ij} \pi_j) \quad i=1, \dots, N$$

hvoretter anslagene er justert proporsjonalt slik at oppsummeringsbetingelsen blir oppfylt. Tabellene gir uttrykk for den omlegging av forbruksstrukturen vi kunne vente å få om subsidiereduksjonen faktisk ble iverksatt ( $x_i^2$ ), og hva som eventuelt ville blitt resultatet om det ble gitt kompensasjon for subsidiereduksjonen ( $x_i^1$ ). Forskjellene i anslagsverdiene for  $x_i^0$  er stort sett moderate, men for et par varegrupper (nr. 29 og 45) er de relativt sett betydelige. Vi ser videre at  $x_i^2 < x_i^0$  for alle  $i$ , ikke bare for de varegrupper hvor subsidiereduksjonen fører til en prisøkning (jfr. avsnitt IV 3). Det betyr at "inntektseffekten" trekker sterkere enn "substitusjonseffekten", selv med  $-\bar{\omega}$  så pass lav som 1. Videre er "inntektseffekten"  $x_i^2 - x_i^1 < 0$  for alle  $i$  som følge av den økning i prisnivået som subsidiereduksjonen ville medføre, mens "substitusjonseffekten"  $x_i^1 - x_i^0$  er negativ for de goder som omfattes av subsidiereduksjonen, og positiv for de øvrige goder. (Jfr. kommentarene til tabell 5 i avsnitt IV 2). Som nevnt, er "inntektseffekten" uavhengig av  $\bar{\omega}$  (noe som bare tilnærmet holder i vårt regneeksempel som følge av feil ved justeringen av anslagene), mens "substitusjonseffekten" er desto mindre jo større  $-\bar{\omega}$  er. Men selv med en såpass lav  $-\bar{\omega}$  som 1, må man si at denne effekten er ubetydelig.

La oss se hvor følsomme  $K_2$  og  $K_3$  er overfor valg av  $\bar{\omega}$ , idet vi fortsatt benytter samme regneeksempel som ovenfor. Tabell 9 gir beregninger for  $\bar{\omega}$  lik henholdsvis -0.5, -1.0, -5.0 og -10.0. Vi ser at  $K_2$  avtar og  $K_3$  øker når  $-\bar{\omega}$  øker, slik at differansen  $K_2 - K_3$  kan neglisjeres når  $-\bar{\omega}$  er tilstrekkelig stor, f.eks. 5. For  $\bar{\omega} = -0.5$  kan differansen imidlertid beløpe seg til 10-15 prosent, men i praksis er det kanskje urimelig å regne med en såpass lav verdi på  $-\bar{\omega}$ .

Med den begrensning som ligger i at regneeksemplene er knyttet til ett enkelt avgifts/subsidieendringsalternativ, og at dette gjelder varegrupper som har karakter av "nødvendighetsgoder", kan vi på grunnlag av det ovenstående trekke følgende forsøksvise konklusjon:

1. Det er vanskelig å gi presise anslag på Cournot- og Slutsky-elasticiteter ved hjelp av Frisch's metode, dels fordi  $\bar{\omega}$  vanskelig kan anslås nøyaktig og dels fordi priselastisitetene innenfor det variasjonsområde for  $\bar{\omega}$  som kan være aktuelt, er følsomme overfor endringer i  $\bar{\omega}$ .
2. Likevel ser ikke valget av  $\bar{\omega}$ -verdi ut til å spille noen avgjørende rolle for de forbrukstall  $x_i^0$ ,  $x_i^1$  og  $x_i^2$  som priselastisitetene i vårt tilfelle benyttes til å beregne. Det samme gjelder approksimasjonene  $K_2$  og  $K_3$  for kompensasjonsbeløpet.

Konklusjonene i dette og de foregående avsnitt er selvfølgelig basert på den forutsetning at den "modell" vi har operert med, er "riktig". Iallfall to sider ved modellen kan det være grunn til å trekke i tvil:

1. Forutsetningen om at samtlige varegrupper er behovsuavhengige.
2. Forutsetningen om at pengenes grensenyttefleksibilitet er den samme for alle husholdningsgrupper.

Vi skal her til slutt se litt nærmere på disse forutsetninger, særlig nr. 2, og i den forbindelse knytte noen kommentarer til begrepet substitusjon.

En plausibel hypotese om en husholdnings preferansestruktur kan være at substitusjonsmulighetene, målt på en eller annen måte, er desto større jo bedre husholdningen i en eller annen forstand er situert - altså at en velstående husholdning har lettere for å kompensere en reduksjon i tilgangen på ett gode med en økning i et annet. Flere problemer melder seg straks vi skal prøve å formalisere en slik idé, ikke minst når vi ønsker å basere oss på forutsetningen om fullstendig behovsuavhengighet mellom varegruppene:

- i) Hvilken indikator for substitusjonsmuligheter bør en velge?
- ii) Kan det tenkes at idéen om at substitusjonsmulighetene stiger når velstanden øker, er rimelig for enkelte aggregeringsnivåer for konsumvarene, men ikke for andre?
- iii) Hvilken sammenheng er det mellom substitusjon og en forutsetning om fullstendig behovsuavhengighet? Mer presist: I hvilken utstrekning vil et krav om behovsuavhengighet automatisk eliminere en god del av de substitusjonsmuligheter som i praksis eksisterer (jfr. f.eks. forholdet mellom smør og margarin)?
- iv) Kan det tenkes at forutsetningen om fullstendig behovsuavhengighet er rimelig for enkelte velstandsnivåer, men ikke for andre?

Dette er kompliserte problemer, men problemer som bør tas opp til vurdering om man skal ha håp om å gi en tilfredsstillende analyse av avgifts- og subsidiesystemets fordelingsvirkninger. Spesielt står de sentralt når det er spørsmål om å anslå størrelsesordenen av differansen  $K_2 - K_3$  for forskjellige grupper av husholdninger. Vi pretenderer på ingen måte å ha løst disse problemer med vårt opplegg<sup>1)</sup>. I det følgende vil det bli gitt noen momenter som kan kaste lys over enkelte sider av problemkomplekset.

---

1) For å kunne gi en fullgod diskusjon vil det nok iallfall være nødvendig å ta utgangspunkt i en nytteindikatorfunksjon som oppfyller de egenskaper man apriori finner rimelig - istedenfor det forenklete og mer overfladiske opplegg som her er benyttet.

Som (4.4.2) viser, er Slutskyelastisitetene omvendt proporsjonale med  $|\tilde{\omega}|$  for gitte  $E_i$ -er og  $\alpha_i$ -er. Siden Slutskyelastisitetene ofte tas som uttrykk for substitusjonsforholdene, kunne vi rett og slett benytte  $-1/\tilde{\omega}$  som indikator for substitusjonsmulighetene og la denne variere over husholdningsgrupper på en nærmere foreskrevet måte. Alternativt kunne vi stille problemet slik: Hvis det synes urimelig å anta at  $\tilde{\omega}$  er konstant, finnes det da en funksjon av  $\tilde{\omega}$ ,  $\alpha_i$ -er,  $E_i$ -er og eventuelt andre størrelser som kan tenkes å være konstant over populasjonen?

Som uttrykk for substitusjonsforholdene mellom to konsumgoder har Slutskyelastisitetene den ubekvemme egenskap at de ikke er symmetriske, dvs. at  $\epsilon_{ij} \neq \epsilon_{ji}$  generelt. Det er derfor ofte mer hensiktsmessig å ta utgangspunkt i en "normalisert" Slutskyelastisitet som ofte går under navn av substitusjonselastisiteten (the elasticity of substitution), nemlig

$$(4.5.2) \quad \sigma_{ij} = \frac{\epsilon_{ij}}{\alpha_j} \quad i=1, \dots, N; \quad j=1, \dots, N$$

(Se f.eks. [1], Ch. 19.7). Vi har her  $\sigma_{ij} = \sigma_{ji}$  for alle  $i$  og  $j$ . I tilfellet med to konsumgrupper kan det vises at substitusjonselastisiteten definert ved (4.5.2) kan tolkes på en helt tilsvarende måte som substitusjonselastisiteten i to-faktor-tilfellet i produksjonsteorien, nemlig som elastisiteten av  $\frac{x_1}{x_2}$  m.h.p. den marginale substitusjonsbrøk  $\frac{u_2}{u_1}$  langs en indifferenslinje (se f.eks. [1], Ch. 13.7); dvs. som

$$\sigma_{12} = \frac{d\left(\frac{x_1}{x_2}\right) \frac{p_2}{p_1}}{\frac{p_2}{p_1} \frac{x_1}{x_2}} \quad \left| \quad U = \text{konstant} \right.$$

hvor elastisiteringen foretas innenfor systemet av Gossen-betingelser og budsjettbetingelse. Et slikt substitusjonsbegrep synes å være et hensiktsmessig utgangspunkt i vårt tilfelle. Problemet er imidlertid at tolkningen ovenfor vanskelig lar seg generalisere til tilfelle med  $N > 2$ .

Vi deler derfor konsumet i to komplementære grupper: matvarer (symbolisert med toppskrift 1) og øvrige konsumvarer (symbolisert med toppskrift 2). Av (4.5.2) og (4.4.2) følger

$$(4.5.3) \quad \sigma^{12} = - \frac{E^1 E^2}{\tilde{\omega}}$$



La oss - nærmest som illustrasjon - applisere tankegangen ovenfor på denne to-delning av konsumet, altså anta at velstående husholdninger lettere kan erstatte matvarer med andre varer (og omvendt) enn mindre velstående. La oss videre måle velstanden ved total forbruksutgift pr. capita ( $\frac{Y}{n}$ ) og postulere en funksjonssammenheng

$$(4.5.4) \quad \sigma^{12} = \phi\left(\frac{Y}{n}\right), \quad \text{hvor } \phi' > 0$$

Vi har ikke mange holdepunkter for å tallfeste en slik relasjon, men la oss likevel gjøre et forsøk. Anta at sammenhengen er av formen

$$(4.5.4a) \quad \sigma^{12} = A + B \log\left(\frac{Y}{n}\right) \quad B > 0$$

For å kunne bestemme A og B må vi kjenne minst to verdier av denne funksjonen. Vi regner for det første med at  $\tilde{\omega} = -2.0$  i observasjonsmassens midtpunkt. Som tilleggsforutsetning - nærmest av illustrasjonsmessig karakter - antar vi at  $\sigma^{12}$  er lik null for  $\frac{Y}{n} = 1000$ , dvs. at en husholdning med så lav årlig inntekt som 1000 kroner pr. capita antas ikke å kunne substituere matvarer med andre varer. Vi får da fastlagt A og B. ( $A = -1.0563$ ,  $B = 0.3521$ ) Ifølge (4.5.3) og (4.5.4a) og variasjonen i  $E^1$  og  $E^2$  beregnet i avsnitt IV 1, gir dette følgende verdier for  $\sigma^{12}$  og  $\tilde{\omega}$  for forskjellige totalutgiftsnivåer og familiestørrelsesgrupper.

Total forbruksutgift (n=3.43)	$\sigma^{12}$	$\tilde{\omega}$
5 000	0,06	-16,8
10 000	0,16	-4,8
20 000	0,27	-2,9
25 000	0,30	-2,0
35 000	0,36	-1,3
40 000	0,38	-1,0
50 000	0,41	-0,6

  

Husholdningstype (y=25 000)	$\sigma^{12}$	$\tilde{\omega}$
Enslig	0,49	-0,9
Ektepar uten barn	0,39	-1,2
Ektepar med 1 barn under 16 år	0,32	-1,8
Ektepar med 2 " " "	0,28	-2,3
" 3 " " "	0,25	-2,8
" 4 eller flere barn under 16 år	0,21	-3,8

Det skal villig innrømmes at det grunnlag disse beregningene bygger på, er ytterst spekulativt. Men om vi nå aksepterer det, kan vi på bakgrunn av tabell 9 trekke følgende konklusjon. For de husholdninger som har lavest totalutgift pr. capita, er substitusjonsmulighetene så små at vi i praksis kan benytte Laspeyres' formel til å beregne kompensasjonsbeløpet. For mer velstående husholdninger, f.eks. husholdninger med årlig totalutgift pr. capita på 15 000 kroner eller mer, er ifølge vår illustrasjon substitusjonsmulighetene så store at vi må redusere kompensasjonsbeløpet beregnet ved Laspeyres' formel med anslagsvis 10 prosent for å få inntrykk av det "sanne" kompensasjonsbeløp.

Eksempelet ovenfor var knyttet til substitusjonsforholdet mellom matvarer og ikke-matvarer. Vi kunne foretatt tilsvarende beregninger for de øvrige varegrupper, f.eks. varegruppene i 9-grupperingen. La  $\sigma^{ii'}$  betegne substitusjonselastisiteten mellom varegruppe nr.  $i$  i denne gruppering og de øvrige varer. Vi kunne da konstruere en generalisert indikator for substitusjonsmulighetene ved f.eks.

$$(4.5.5) \quad \sigma = \frac{\sum_{i=1}^9 \beta_i \sigma^{ii'}}{\omega} = - \frac{1}{\omega} \sum_{i=1}^9 \beta_i E^i E^{i'}$$

hvor  $E^{i'}$  er Englelelastisiteten for de varer som ikke omfattes av gruppe nr.  $i$ . Her kunne vektene  $\beta_i$  f.eks. være lik budsjettandelene  $\alpha^i$ . Hvorledes  $\omega$  varierer over husholdningsgrupper, kunne da fastlegges ut fra en forutsetning om  $\sigma$ 's variasjon.

Vi skal ikke spekulere mer over problemet med å bestemme  $\omega$ 's variasjon. Noen tilfredsstillende løsning på dette problemet kan vi antagelig ikke oppnå før vi har løpende forbruksundersøkelser til disposisjon. Vi blir da formodentlig i stand til mer direkte å studere substitusjonsmulighetene for forskjellige husholdningsgrupper.

Tabell 1A. Forbruksutgift i kroner etter total forbruksutgift, beregnet på grunnlag av estimerte Engelfunksjoner.  
 "Gjennomsnittlig" husholdningstype, yrkesstatus og boligstrøk.

Vare- gruppe nr.*)	Total forbruksutgift, kroner							Obs.- gj.snitt	Marginal spredning	Residual spredning	Multipl korrelasjons- koeffisient
	5000	10000	20000	25000	35000	40000	50000				
1	110.47	144.73	163.66	166.37	161.17	154.25	134.25	174.08	219.50	191.42	0.494
2	232.09	347.83	470.06	516.00	588.18	618.30	676.28	490.11	348.00	297.28	0.524
3	477.74	1073.66	1883.08	2182.84	2613.17	2758.81	2948.71	1896.33	1415.79	1214.46	0.552
4	224.13	331.25	438.20	476.16	531.43	552.51	591.00	449.98	424.33	382.94	0.436
5	56.08	88.12	126.76	142.73	170.21	182.52	206.29	134.59	167.40	158.35	0.332
6	405.00	597.22	773.96	826.31	874.90	876.84	850.25	777.48	462.10	326.46	0.710
7	107.64	160.28	215.64	236.67	270.40	284.90	313.64	222.20	176.45	158.66	0.443
8	35.24	64.72	104.82	121.09	147.01	156.96	171.60	102.73	131.48	127.21	0.263
9	117.91	163.57	198.92	208.17	213.81	211.61	200.74	203.81	152.28	119.09	0.626
10	39.65	117.24	223.18	259.60	305.53	317.35	324.51	218.71	216.11	194.68	0.439
11	115.74	240.08	416.18	487.10	599.83	643.45	709.66	423.64	380.23	324.69	0.524
12	97.46	187.63	330.13	396.46	518.04	572.59	667.45	337.42	408.27	376.25	0.394
13	100.04	164.28	238.73	264.34	293.21	296.61	281.76	250.25	326.92	295.91	0.431
14	0.0**)	73.54	197.48	246.92	323.48	351.60	390.06	204.78	251.77	217.07	0.511
15	331.03	510.02	705.63	776.28	873.19	902.83	932.92	711.96	439.47	351.47	0.603
16	31.85	58.19	121.87	161.31	248.71	293.95	380.69	131.45	192.89	166.85	0.506
17	21.73	45.11	103.95	140.05	219.17	259.57	335.52	110.69	255.09	241.48	0.330
18	97.64	70.83	154.68	266.94	597.86	802.74	1256.87	196.23	543.39	470.02	0.506
19	223.28	313.61	439.26	506.85	647.29	718.06	855.56	441.41	518.19	469.41	0.429
20	218.27	722.88	1766.07	2313.41	3405.49	3927.79	4868.76	1897.65	1927.38	1471.54	0.648
21	66.03	159.99	316.95	388.31	513.72	566.34	647.90	324.86	572.01	541.25	0.331
22	57.68	191.50	446.62	571.71	806.38	911.52	1086.28	483.25	748.76	671.02	0.449
23	461.94	796.16	1487.01	1883.89	2707.91	3105.07	3794.80	1525.32	1818.03	1561.19	0.517
24	346.87	464.69	578.52	628.58	717.69	757.31	828.10	577.47	322.79	286.36	0.466
25	262.24	348.40	422.82	451.75	494.60	508.74	523.01	421.94	474.39	445.97	0.348

Vare- gruppe nr. *)	Total forbruksutgift, kroner							Obs.- gj.snitt	Marginal spredning	Residual spredning	Multippel korrelasjons- koeffisient
	5000	10000	20000	25000	35000	40000	50000				
26	0.0**)	199.54	854.87	1135.66	1652.87	1908.81	2464.18	846.03	1321.64	1186.73	0.445
27	0.0**)	161.72	776.09	953.24	1208.16	1350.00	1822.67	737.59	1188.61	1024.79	0.511
28	130.33	241.64	408.24	484.41	626.11	692.82	820.87	405.05	365.69	323.28	0.472
29	42.04	36.76	75.66	118.70	232.70	295.93	415.50	100.02	507.32	493.89	0.240
30	22.73	150.91	416.74	550.49	803.29	915.64	1095.42	418.46	939.84	902.94	0.287
31	0.0**)	172.53	545.91	739.16	1126.21	1314.79	1669.00	550.71	918.11	820.21	0.454
32	137.79	258.21	661.82	938.21	1571.87	1901.53	2517.48	695.15	1440.90	1310.53	0.421
33	61.88	222.29	580.92	777.62	1180.71	1376.82	1732.51	603.87	1064.41	968.84	0.420
34	27.32	107.75	280.56	371.19	547.33	627.30	757.13	262.75	677.48	654.60	0.268
35	14.82	127.01	289.75	346.69	423.89	448.86	483.39	271.52	686.23	676.85	0.181
36	0.0**)	43.75	420.00	706.44	1433.56	1857.23	2782.28	564.34	1395.16	1263.95	0.429
37	53.21	201.41	450.21	562.61	774.85	879.04	1094.43	445.68	776.86	733.12	0.338
38	77.73	149.88	288.15	363.08	517.77	594.63	740.13	290.87	519.31	487.56	0.352
39	19.69	76.07	153.32	179.66	214.75	226.21	243.75	148.65	165.94	149.40	0.441
40	0.0**)	0.0**)	126.77	191.68	297.67	339.33	401.44	147.02	841.09	823.62	0.216
41	24.96	56.28	124.01	162.14	242.09	281.92	356.31	132.01	207.23	183.30	0.471
42	52.80	130.40	260.65	320.27	426.73	472.74	548.18	260.39	301.76	261.71	0.502
43	96.98	70.42	181.74	315.82	693.25	917.51	1389.38	263.85	827.47	772.72	0.365
44	0.0**)	119.28	578.86	840.17	1523.94	1985.49	3245.72	638.77	1422.30	1131.38	0.609
45	0.0**)	38.66	201.63	323.01	659.94	881.22	1443.68	275.53	1175.25	1129.60	0.286
	5000.03	10000.04	20000.08	25000.09	35000.07	40000.04	50000.06	20766.60			

\*) Fortegnelse over varegrupperingen er gitt i appendix 1.

\*\*\*) Anslagsverdien er negativ ved beregning direkte ut fra Engelfunksjonen. Kfr. formel (4.1.5).

Tabell 1B. Forbruksutgift i kroner etter husholdningstype, beregnet på grunnlag av estimerte Engelfunksjoner. Total forbruksutgift = 20000 kroner.

Vare- gruppe nr. *)	Husholdningstype					
	Enslig	Ektepar uten barn	Ektepar med 1 barn under 16 år	Ektepar med 2 barn under 16 år	Ektepar med 3 barn under 16 år	Ektepar med 4 eller flere barn under 16 år
1	71.01	137.77	144.40	187.80	252.40	255.75
2	221.31	399.99	448.64	529.54	546.01	716.13
3	1305.77	1922.81	1877.19	1930.36	1965.78	2078.61
4	198.17	398.03	434.96	461.26	577.61	671.71
5	64.96	111.53	147.65	148.38	165.80	192.01
6	339.82	616.77	728.27	889.92	1051.14	1295.48
7	122.52	205.33	195.70	211.71	260.15	304.73
8	103.76	135.27	93.47	99.25	73.18	64.21
9	88.95	152.48	192.95	231.25	294.62	355.16
10	146.38	219.93	231.88	244.13	288.87	283.24
11	264.46	354.42	391.76	470.54	497.87	560.78
12	222.52	310.19	349.49	362.14	384.50	493.97
13	152.76	211.09	242.08	263.35	322.51	377.19
14	116.95	148.47	177.26	199.58	193.58	192.33
15	411.11	644.52	721.25	793.34	879.85	920.08
16	93.03	111.69	111.07	134.53	101.85	98.50
17	126.75	125.29	97.82	127.68	48.92	43.71
18	352.07	276.84	166.58	127.04	96.86	59.58
19	380.96	423.89	447.38	413.19	367.65	218.18
20	1968.24	1597.02	1703.43	1665.21	1789.02	1715.98
21	249.28	259.42	289.19	352.55	361.87	280.43
22	367.34	320.33	445.38	558.92	586.58	529.98
23	1843.22	1681.52	1684.74	1526.11	1881.99	1496.55
24	490.25	565.92	577.79	611.69	640.78	702.69
25	388.34	426.81	421.19	412.92	467.16	410.66
26	1063.60	1006.65	826.83	885.70	760.34	454.12
27	927.76	895.03	891.36	734.84	570.63	789.33
28	377.57	405.34	402.76	446.88	462.07	448.11
29	101.04	60.83	137.34	112.70	61.74	138.45
30	457.37	469.08	352.80	416.15	424.82	269.22
31	578.36	534.16	706.24	568.30	429.46	394.07
32	807.72	759.23	647.49	541.56	438.28	356.68
33	942.58	617.88	415.37	373.47	262.53	315.87
34	437.03	331.97	259.99	200.48	152.55	170.35
35	274.84	275.02	381.46	304.30	261.94	329.79
36	468.98	433.96	428.65	611.99	482.03	531.77
37	443.17	476.68	361.12	349.61	396.08	124.04
38	378.56	328.22	261.94	240.96	267.95	225.08
39	125.82	121.00	147.81	139.20	149.60	164.29
40	70.70	43.79	42.81	60.05	2.40	0.0**)
41	130.75	101.17	118.31	100.87	81.43	41.77
42	232.20	242.82	289.43	299.80	271.95	292.19
43	238.32	177.93	250.91	184.27	153.33	127.19
44	1458.13	739.29	466.38	270.67	121.05	330.82
45	395.62	222.70	289.49	205.87	153.36	179.24
	20000.05	20000.08	20000.01	20000.06	20000.09	20000.02

\*) Fortegnelse over varegrupperingen er gitt i appendix 1

\*\*\*) Anslagsverdien er negativ ved beregning direkte ut fra Engelfunksjonen.  
Kfr. formel (4.1.5).

Tabell 2A. Engellelastisitetenes variasjon med total forbruksutgift, beregnet på grunnlag av estimerte Engelfunksjoner. "Gjennomsnittlig" husholdningstype, yrkesstatus og boligstrøk.

Vare- gruppe nr. 1)	Total forbruksutgift, kroner						
	5000	10000	20000	25000	35000	40000	50000
1	0.25	0.20	0.12	0.02	0.0 <sup>3)</sup>	0.0 <sup>3)</sup>	0.0 <sup>3)</sup>
2	0.53	0.42	0.43	0.41	0.37	0.38	0.44
3	1.68	0.91	0.70	0.62	0.44	0.36	0.23
4	0.50	0.40	0.39	0.36	0.30	0.29	0.33
5	0.63	0.50	0.53	0.53	0.52	0.53	0.58
6	0.50	0.39	0.33	0.25	0.07	0.0 <sup>3)</sup>	0.0 <sup>3)</sup>
7	0.51	0.41	0.42	0.41	0.39	0.40	0.48
8	1.02	0.71	0.67	0.62	0.52	0.46	0.33
9	0.37	0.29	0.24	0.17	0.0 <sup>3)</sup>	0.0 <sup>3)</sup>	0.0 <sup>3)</sup>
10	2.81	1.12	0.74	0.61	0.35	0.22	0.0 <sup>3)</sup>
11	1.39	0.84	0.73	0.68	0.55	0.49	0.38
12	1.11	0.80	0.82	0.81	0.77	0.73	0.63
13	0.75	0.55	0.49	0.41	0.17	0.0 <sup>3)</sup>	0.0 <sup>3)</sup>
14	0.0 <sup>2)</sup>	1.95	1.08	0.92	0.68	0.57	0.35
15	0.59	0.46	0.45	0.40	0.28	0.21	0.07
16	0.77	0.88	1.23	1.28	1.27	1.22	1.06
17	1.06	1.06	1.32	1.35	1.29	1.23	1.03
18	0.0 <sup>3)</sup>	0.0 <sup>3)</sup>	2.36	2.48	2.27	2.13	1.85
19	0.33	0.37	0.60	0.68	0.77	0.78	0.77
20	2.93	1.38	1.23	1.19	1.10	1.03	0.86
21	1.84	1.04	0.93	0.88	0.77	0.69	0.49
22	3.04	1.34	1.13	1.08	0.95	0.87	0.67
23	0.70	0.75	1.03	1.08	1.05	0.99	0.77
24	0.27	0.26	0.36	0.38	0.40	0.40	0.39
25	0.26	0.24	0.30	0.29	0.23	0.18	0.05
26	0.0 <sup>2)</sup>	3.74	1.37	1.19	1.07	1.09	1.21
27	0.0 <sup>2)</sup>	5.33	1.08	0.79	0.73	0.96	1.80
28	1.02	0.74	0.77	0.77	0.76	0.76	0.76
29	0.0 <sup>3)</sup>	0.0 <sup>3)</sup>	1.93	2.06	1.88	1.71	1.28
30	7.55	1.73	1.29	1.20	1.03	0.92	0.65
31	0.0 <sup>2)</sup>	2.11	1.41	1.31	1.19	1.13	0.99
32	0.60	1.08	1.55	1.57	1.47	1.37	1.10
33	3.20	1.48	1.33	1.29	1.18	1.11	0.92
34	3.73	1.52	1.28	1.22	1.07	0.96	0.68
35	11.61	1.59	0.89	0.72	0.47	0.38	0.30
36	0.0 <sup>2)</sup>	5.28	2.44	2.23	1.98	1.89	1.71
37	3.92	1.35	1.03	0.97	0.94	0.95	1.01
38	1.03	0.86	1.02	1.05	1.05	1.02	0.92
39	4.27	1.28	0.78	0.64	0.42	0.36	0.34
40	0.0 <sup>2)</sup>	0.0 <sup>2)</sup>	2.18	1.59	1.06	0.89	0.60
41	1.42	1.08	1.19	1.21	1.16	1.11	0.96
42	1.90	1.06	0.94	0.90	0.80	0.73	0.57
43	0.0 <sup>3)</sup>	0.0 <sup>3)</sup>	2.44	2.46	2.17	2.01	1.67
44	0.0 <sup>2)</sup>	3.88	1.69	1.68	1.90	2.05	2.32
45	0.0 <sup>2)</sup>	3.02	2.12	2.11	2.15	2.17	2.22

1) Fortegnelse over varegrupperingen er gitt i appendix 1.

2) Beregnet forbrukstall er negativt; kfr. avsnitt IV.1.

3) Negativ ved beregning direkte ut fra Engelfunksjonen; kfr. avsnitt IV.1.

Tabell 2B. Engelelastisitetenes variasjon med husholdningstype, beregnet på grunnlag av estimerte Engelfunksjoner.  
Total forbruksutgift = 20000 kroner.

Vare- gruppe nr. *)	Husholdningstype					
	Enslig	Ektepar uten barn	Ektepar med 1 barn under 16 år	Ektepar med 2 barn under 16 år	Ektepar med 3 barn under 16 år	Ektepar med 4 eller flere barn under 16 år
1	0.0 <sup>3)</sup>	0.03	0.10	0.13	0.14	0.20
2	0.07	0.23	0.37	0.46	0.60	0.62
3	0.62	0.53	0.66	0.75	0.86	0.97
4	0.49	0.32	0.36	0.40	0.38	0.40
5	0.42	0.39	0.41	0.52	0.58	0.63
6	0.09	0.20	0.29	0.34	0.38	0.42
7	0.39	0.32	0.43	0.48	0.47	0.49
8	0.56	0.47	0.73	0.73	1.07	1.34
9	0.15	0.18	0.21	0.24	0.24	0.26
10	0.56	0.53	0.65	0.76	0.78	0.98
11	0.54	0.59	0.70	0.73	0.84	0.93
12	0.90	0.74	0.74	0.80	0.84	0.75
13	0.38	0.39	0.44	0.50	0.49	0.52
14	0.68	0.91	1.07	1.23	1.58	2.04
15	0.40	0.35	0.40	0.44	0.48	0.56
16	1.52	1.30	1.33	1.12	1.55	1.65
17	1.22	1.17	1.43	1.04	2.63	2.70
18	2.14	2.15	2.60	2.15	1.19	0.0 <sup>3)</sup>
19	0.85	0.71	0.62	0.61	0.63	0.88
20	1.06	1.33	1.26	1.31	1.27	1.35
21	0.87	0.96	0.97	0.89	0.98	1.45
22	0.90	1.26	1.07	0.98	1.08	1.40
23	1.03	1.04	0.95	0.95	0.71	0.74
24	0.44	0.38	0.36	0.34	0.32	0.29
25	0.36	0.31	0.30	0.30	0.26	0.27
26	1.14	1.19	1.43	1.31	1.54	2.53
27	0.67	0.80	0.90	1.21	1.75	1.44
28	0.90	0.81	0.79	0.69	0.65	0.63
29	1.81	2.75	1.11	1.22	2.02	0.73
30	1.19	1.16	1.53	1.29	1.28	2.00
31	1.37	1.46	1.09	1.34	1.79	1.91
32	1.64	1.58	1.66	1.76	1.94	1.85
33	1.03	1.44	1.94	1.93	2.48	1.66
34	1.18	1.36	1.49	1.62	1.74	0.98
35	0.81	0.86	0.66	0.87	1.09	0.93
36	2.27	2.42	2.41	1.66	2.12	1.88
37	0.88	0.88	1.24	1.37	1.31	4.57
38	0.93	1.00	1.16	1.16	0.98	1.00
39	0.48	0.70	0.74	0.96	1.08	1.21
40	0.84	3.40	5.55	5.44	10.20	0.0 <sup>2)</sup>
41	1.10	1.44	1.24	1.48	1.89	3.77
42	0.95	0.95	0.83	0.84	0.99	0.98
43	2.59	3.07	1.89	2.19	2.22	1.80
44	1.13	1.85	2.35	3.03	4.61	0.39
45	1.62	2.48	1.61	1.84	1.94	0.91

1) Fortegnelse over varegrupperingen er gitt i appendix 1.

2) Beregnet forbrukstall er negativt; kfr. avsnitt IV.1.

3) Negativ ved beregning direkte ut fra Engelfunksjonen; kfr. avsnitt IV.1.

Tabell 3A. Engelelastisiteter for 9 hovedgrupper av konsumvarer etter total forbruksutgift, beregnet ut fra estimerte Engelfunksjoner.

"Gjennomsnittlig" husholdningstype, yrkesstatus og boligstrøk.

Varegruppe	Total forbruksutgift, kroner						
	5 000	10 000	20 000	25 000	35 000	40 000	50 000
I. Matvarer .....	0.75	0.62	0.56	0.50	0.37	0.33	0.20
II. Drikkevarer og tobakk .....	0.04	0.39	1.12	1.30	1.43	1.42	1.33
III. Klær og skotøy .....	2.28	1.30	1.17	1.13	1.04	0.93	0.80
IV. Bolig, lys og brensel .....	0.38	0.49	0.75	0.81	0.83	0.79	0.64
V. Møbler og hush. artikler .....	0.0 <sup>*)</sup>	2.75	1.17	1.01	0.96	1.00	1.36
VI. Helsepleie .....	6.31	1.70	1.29	1.20	1.03	0.92	0.65
VII. Reiser og transport (ekskl. kjøp av egne transportmidler) .....	2.30	1.47	1.41	1.38	1.27	1.20	0.99
VIII. Fritidssysler og utdanning .....	13.80	1.91	1.41	1.35	1.29	1.25	1.23
IX. Andre varer og tjenester .....	5.41	1.81	1.67	1.71	1.82	1.93	1.99

\*) Beregnet forbrukstall er negativt; kfr. avsnitt IV.1.



Tabell 3B. Engellelastisiteter for 9 hovedgrupper av konsumvarer etter husholdningstype (familjestørrelse), beregnet ut fra estimerte Engelfunksjoner.

Total forbruksutgift = 25 000 kroner.

Varegruppe	Husholdningstype					
	Enslig	Ektepar uten barn	Ektepar med 1 barn under 16 år	Ektepar med 2 barn under 16 år	Ektepar med 3 barn under 16 år	Ektepar med 4 eller flere barn under 16 år
I. Matvarer .....	0.41	0.39	0.47	0.52	0.56	0.61
II. Drikkevarer og tobakk .....	1.43	1.34	1.35	1.25	1.36	1.47
III. Klær og skotøy .....	0.98	1.18	1.14	1.15	1.15	1.30
IV. Bolig, lys og brensel .....	0.83	0.81	0.78	0.77	0.64	0.67
V. Møbler og husholdningsartikler	0.88	0.92	0.96	0.99	1.12	1.14
VI. Helsepleie .....	1.08	1.07	1.35	1.21	1.21	1.72
VII. Reiser og transport (ekskl. kjøp av egne transp.midler)...	1.20	1.36	1.42	1.57	1.84	1.80
VIII. Fritidssysler og utdanning ...	1.31	1.37	1.41	1.37	1.47	1.62
IX. Andre varer og tjenester .....	1.43	1.85	1.73	1.87	1.99	1.24

Tabell 4A. Budsjettandeler for 9 hovedgrupper av konsumvarer for varierende total forbruksutgift, beregnet ut fra estimerte Engelfunksjoner.

"Gjennomsnittlig" husholdningstype, yrkesstatus og boligstrøk.

Varegruppe	Total forbruksutgift, kroner						
	5 000	10 000	20 000	25 000	35 000	40 000	50 000
I. Matvarer .....	0.53	0.43	0.32	0.29	0.24	0.22	0.19
II. Drikkevarer og tobakk .....	0.08	0.05	0.04	0.04	0.05	0.05	0.06
III. Klær og skotøy .....	0.07	0.11	0.13	0.13	0.14	0.14	0.13
IV. Bolig, lys og brensel .....	0.23	0.16	0.12	0.12	0.11	0.11	0.10
V. Møbler og husholdningsartikler .....	0.0 <sup>*)</sup>	0.06	0.11	0.11	0.11	0.11	0.11
VI. Helsepleie .....	0.00	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02
VII. Reiser og transport (ekskl. kjøp av egne transportmidler) .....	0.05	0.08	0.10	0.11	0.13	0.13	0.13
VIII. Fritidssysler og utdanning .....	0.01	0.06	0.09	0.09	0.10	0.11	0.11
IX. Andre varer og tjenester .....	0.01	0.04	0.07	0.08	0.10	0.11	0.14

\*) Beregnet forbrukstall er negativt; kfr. avsnitt IV.1.

Tabell 4B. Budsjettandeler for 9 hovedgrupper av konsumvarer for varierende husholdningstype (familjestørrelse), beregnet ut fra estimerte Engelfunksjoner.

Total forbruksutgift = 25 000 kroner.

Varegruppe	Husholdningstype					
	Enslig	Ektepar uten barn	Ektepar med 1 barn under 16 år	Ektepar med 2 barn under 16 år	Ektepar med 3 barn under 16 år	Ektepar med 4 eller flere barn under 16 år
I. Matvarer .....	0.17	0.26	0.28	0.32	0.35	0.40
II. Drikkevarer og tobakk .....	0.05	0.05	0.04	0.04	0.03	0.02
III. Klær og skotøy .....	0.13	0.11	0.13	0.13	0.14	0.14
IV. Bolig, lys og brensel .....	0.13	0.13	0.13	0.12	0.14	0.12
V. Møbler og husholdningsartikler	0.12	0.12	0.11	0.11	0.10	0.10
VI. Helsepleie .....	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02
VII. Reiser og transport (ekskl. kjøp av egne transportmidler)	0.15	0.12	0.11	0.10	0.08	0.07
VIII. Fritidssysler og utdanning ...	0.09	0.09	0.09	0.09	0.09	0.08
IX. Andre varer og tjenester .....	0.13	0.09	0.08	0.06	0.05	0.05

Tabell 5. Beregnet forbruksendring fra 1967 til 1970 dekomponert i inntekts- og substitusjonseffekter. Forbrukstall målt i 1967-priser.  
Total forbruksutgift: 25000 kroner,  $\bar{w} = -2.0$ . Alle husholdninger.

Vare- gr. 1)	(1) Forbruks- utgift i 1967 med $y=25000$	(2) Forbruks- utgift i 1967 med $y=21185$	(3) Forbruk i 1970 beregnet ut fra (2) 2)	(4) Forbruk i 1970 beregnet ut fra (1) 3)	(5) "Inntekts- effekt" =(2)-(1)	(6) "Substi- tusjons- effekt" =(3)-(2)	(7) Total endring =(3)-(1)	(8) Pris- indeks 1970 (1967=100)
1	166.37	164.67	165.82	171.37	-1.70	+1.15	-0.55	106.8
2	516.00	481.70	469.53	480.29	-34.30	-12.17	-46.47	130.1
3	2182.84	1959.83	1924.21	1965.48	-223.01	-35.62	-258.63	123.1
4	476.16	447.97	448.80	460.54	-28.19	+ 0.83	-27.36	117.3
5	142.73	130.71	129.83	132.23	-12.02	-0.88	-12.90	120.5
6	826.31	788.29	783.51	809.19	-38.02	-4.78	-42.80	122.4
7	236.67	220.95	223.48	228.87	-15.72	+2.53	-13.19	112.8
8	121.09	108.89	121.88	125.05	-12.20	+12.99	+ 0.79	81.6
9	208.17	201.56	199.39	206.67	- 6.61	- 2.17	- 8.78	128.7
10	259.60	232.72	224.18	230.18	-26.88	- 8.54	-35.42	128.1
11	487.10	433.94	447.78	456.53	-53.16	+13.84	-39.32	109.0
12	396.46	346.15	348.76	352.11	-50.31	+ 2.61	-47.70	115.9
13	264.34	245.48	233.54	240.91	-18.86	-11.94	-30.80	138.5
14	246.92	209.91	204.53	206.75	-37.01	- 5.38	-42.39	122.6
15	776.28	723.85	711.14	729.63	-52.43	-12.71	-65.14	126.1
16	161.31	130.84	134.76	133.24	-30.47	+ 3.92	-26.55	112.8
17	140.05	112.19	112.91	110.50	-27.86	+ 0.72	-27.14	116.6
18	266.94	177.49	183.20	161.95	-89.45	+ 5.71	-83.74	114.8
19	506.85	455.03	470.75	478.56	-51.82	+15.72	-36.10	106.8
20	2313.41	1894.90	1979.68	1980.51	-418.51	+84.78	-333.73	110.3
21	388.31	334.32	342.65	346.46	-53.99	+ 8.33	-45.66	112.3
22	571.71	476.54	471.82	469.95	-95.17	-4.72	-99.89	119.4
23	1883.89	1578.89	1593.18	1584.21	-305.00	+14.29	-290.71	115.9
24	628.58	590.74	581.22	592.64	-37.84	-9.52	-47.36	127.1
25	451.75	430.14	428.44	439.61	-21.61	-1.70	-23.31	121.2
26	1135.66	923.54	942.50	943.14	-212.12	+18.96	-193.16	114.5
27	953.24	823.73	848.03	867.68	-129.51	+24.30	-105.21	111.7
28	484.41	426.65	432.62	437.84	-57.76	+ 5.97	-51.79	114.1
29	118.70	84.70	73.96	61.01	-34.00	-10.74	-44.74	130.2
30	550.49	448.59	454.45	452.25	-101.90	+ 5.86	-96.04	115.5
31	739.16	591.46	637.90	639.60	-147.70	+46.44	-101.26	106.2
32	938.21	723.71	760.44	744.50	-214.50	+36.73	-177.77	111.0
33	777.62	626.80	629.68	620.47	-150.82	+ 2.88	-147.94	116.9
34	371.19	301.95	287.45	281.20	-69.24	-14.50	-83.74	125.1
35	346.69	304.54	311.76	318.55	-42.15	+ 7.22	-34.93	112.1
36	706.44	482.51	506.72	471.48	-223.93	+24.21	-199.72	113.2
37	562.61	477.40	477.12	478.49	-85.21	-0.28	-85.49	117.8
38	363.08	305.64	301.06	298.16	-57.44	-4.58	-62.02	120.6
39	179.66	160.20	149.22	153.18	-19.46	-10.98	-30.44	136.2
40	191.68	142.89	132.28	129.75	-48.79	-10.61	-59.40	124.9
41	162.14	132.85	134.23	132.80	-29.29	+ 1.38	-27.91	115.9
42	320.27	275.13	268.86	269.72	-45.14	-6.27	-51.41	122.6
43	315.82	209.42	233.14	218.53	-106.40	+23.72	-82.68	108.3
44	840.17	637.55	568.89	512.25	-202.62	-68.66	-271.28	130.4
45	323.01	227.79	194.70	159.00	-95.22	-33.09	-128.31	131.2
	25000.09	21184.75	21280.00	21283.02	-3815.34	+95.25	-3720.09	

1) Fortegnelse over varegrupperingen er gitt i Appendix 1.

2) Formel (4.2.5) med  $y^* = 21185$ ,  $y^0 = 25000$  er benyttet.

3) Formel (4.2.6) med  $y^0 = 25000$  er benyttet.

Tabell 6A. Beregnet kompensasjonsbeløp ved 50 prosent reduksjon i subsidiesatsene for matmel, melk, ost, smør og margarin.

Beregningsmetode: "Laspeyres-kompensasjon" på grunnlag av beregnede 1967-forbrukstall (Metode I).

Husholdningstype	Total forbruksutgift, kroner						
	10 000	15 000	20 000	25 000	30 000	35 000	40 000
	Kroner						
Enslig .....	85	97	104	107	..	..	..
Ektepar uten barn .....	147	165	177	185	190	192	..
Ektepar med 1 barn under 16 år .....	144	169	187	200	209	214	217
" " 2 " " " " .....	..	200	223	241	254	263	268
" " 3 " " " " .....	..	230	260	282	299	312	321
" " 4 eller flere barn under 16 år ..	..	..	304	334	357	375	389
Alle husholdninger <sup>1)</sup> .....	..	182	202	217	227	234	238
	Prosent av total forbruksutgift						
Enslig .....	0,85	0,64	0,52	0,43	..	..	..
Ektepar uten barn .....	1,47	1,10	0,89	0,74	0,63	0,55	..
Ektepar med 1 barn under 16 år .....	1,44	1,13	0,94	0,80	0,70	0,61	0,54
" " 2 " " " " .....	..	1,33	1,12	0,96	0,85	0,75	0,67
" " 3 " " " " .....	..	1,53	1,30	1,13	1,00	0,89	0,80
" " 4 eller flere barn under 16 år ..	..	..	1,52	1,34	1,19	1,07	0,97
Alle husholdninger <sup>1)</sup> .....	..	1,21	1,01	0,87	0,76	0,67	0,60

1) Tallene er beregnet for gjennomsnittlig antall husholdningsmedlemmer i utvalget.

Tabell 6B. Beregnet kompensasjonsbeløp ved 50 prosent reduksjon i subsidiesatsene for matmel, melk, ost, smør og margarin.

Beregningsmetode: "Laspeyres-kompensasjon" på grunnlag av beregnede 1970-forbrukstall (Metode II).

(Beregningene er basert på samme totale forbruksutgift i 1967 og i 1970.)

Husholdningstype	Total forbruksutgift, kroner						
	10 000	15 000	20 000	25 000	30 000	35 000	40 000
	Kroner						
Enslig .....	95	109	118	122	..	..	..
Ektepar uten barn .....	164	186	201	212	219	219	..
Ektepar med 1 barn under 16 år .....	162	191	213	229	242	250	252
" " 2 " " " " .....	..	223	252	274	292	305	314
" " 3 " " " " .....	..	257	293	321	344	362	377
" " 4 eller flere barn under 16 år .....	..	..	342	378	409	435	455
Alle husholdninger 1) .....	..	204	228	247	261	272	278
	Prosent av total forbruksutgift						
Enslig .....	0,95	0,73	0,59	0,49	..	..	..
Ektepar uten barn .....	1,64	1,24	1,01	0,85	0,73	0,63	..
Ektepar med 1 barn under 16 år .....	1,62	1,28	1,06	0,92	0,81	0,71	0,63
" " 2 " " " " .....	..	1,49	1,26	1,10	0,97	0,87	0,79
" " 3 " " " " .....	..	1,71	1,46	1,29	1,15	1,04	0,94
" " 4 eller flere barn under 16 år .....	..	..	1,71	1,51	1,36	1,24	1,14
Alle husholdninger 1) .....	..	1,36	1,14	0,99	0,87	0,78	0,69

1) Tallene er beregnet for gjennomsnittlig antall husholdningsmedlemmer i utvalget.

Tabell 6C. Beregnet kompensasjonsbeløp ved 50 prosent reduksjon i subsidiesatsene for matmel, melk, ost, smør og margarin.

Beregningsmetode: "Laspeyres-kompensasjon" på grunnlag av beregnede 1970-forbrukstall (Metode II).

(Beregningene er basert på 18 prosent høyere total forbruksutgift i 1970 enn i 1967).

Husholdningstype	Total forbruksutgift (i 1970), kroner						
	10 000	15 000	20 000	25 000	30 000	35 000	40 000
	Kroner						
Enslig .....	93	105	114	120	..	..	..
Ektepar uten barn .....	161	181	196	206	213	217	..
Ektepar med 1 barn under 16 år .....	157	186	207	223	234	243	249
" " 2 " " " " .....	..	218	246	267	283	296	305
" " 3 " " " " .....	..	250	285	312	334	351	364
" " 4 eller flere barn under 16 år .....	..	..	332	369	397	421	440
Alle husholdninger 1) .....	..	199	222	240	253	264	271
	Prosent av total forbruksutgift						
Enslig .....	0,93	0,70	0,57	0,48	..	..	..
Ektepar uten barn .....	1,61	1,21	0,98	0,82	0,71	0,62	..
Ektepar med 1 barn under 16 år .....	1,57	1,24	1,04	0,89	0,78	0,69	0,62
" " 2 " " " " .....	..	1,45	1,23	1,07	0,94	0,85	0,76
" " 3 " " " " .....	..	1,67	1,43	1,25	1,11	1,00	0,91
" " 4 eller flere barn under 16 år .....	..	..	1,66	1,48	1,33	1,20	1,10
Alle husholdninger 1) .....	..	1,33	1,11	0,96	0,85	0,75	0,68

1) Tallene er beregnet for gjennomsnittlig antall husholdningsmedlemmer i utvalget.

Tabell 6D. Beregnet kompensasjonsbeløp ved 50 prosent reduksjon i subsidiesatsene for matmel, melk, ost, smør og margarin.

Beregningsår: 1970.

Beregningsmetode: Metode hvor det er forsøkt tatt hensyn til substitusjonsmulighetene i konsumet. (Metode III).

Husholdningstype	Total forbruksutgift, kroner						
	10 000	15 000	20 000	25 000	30 000	35 000	40 000
	Kroner						
Enslig .....	93	107	116	120	..	..	..
Ektepar uten barn .....	161	183	199	210	216	217	..
Ektepar med 1 barn under 16 år .....	157	187	209	226	239	247	250
" " 2 " " " " .....	..	218	247	269	288	302	312
" " 3 " " " " .....	..	251	286	315	338	358	373
" " 4 eller flere barn under 16 år ..	..	..	333	370	401	427	449
Alle husholdninger 1) .....	..	200	223	243	258	269	275
	Prosent av total forbruksutgift						
Enslig .....	0,93	0,71	0,58	0,48	..	..	..
Ektepar uten barn .....	1,61	1,22	0,99	0,84	0,72	0,62	..
Ektepar med 1 barn under 16 år .....	1,57	1,25	1,04	0,90	0,80	0,71	0,62
" " 2 " " " " .....	..	1,45	1,23	1,08	0,96	0,86	0,78
" " 3 " " " " .....	..	1,67	1,43	1,26	1,13	1,02	0,93
" " 4 eller flere barn under 16 år ..	..	..	1,67	1,48	1,34	1,22	1,12
Alle husholdninger 1) .....	..	1,33	1,12	0,97	0,86	0,77	0,69

1) Tallene er beregnet for gjennomsnittlig antall husholdningsmedlemmer i utvalget.



Tabell 7A. Cournot-elasticiteter ( $e_{ij}$ ) for 9 hovedgrupper av konsumvarer, beregnet ved Frisch's metode.

(Total forbruksutgift = 25 000 kroner, "gjennomsnittlig" husholdningstype, yrkesstatus og boligstrøk)

$$\tilde{\omega} = -0.2$$

i \ j	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX
I Matvarer .....	-2,30	0,12	0,31	0,18	0,22	0,06	0,34	0,27	0,30
II Drikkevarer og tobakk .....	0,58	-6,20	0,80	0,47	0,57	0,14	0,87	0,70	0,77
III Klær og skotøy .....	0,50	0,27	-4,98	0,41	0,49	0,13	0,76	0,61	0,67
IV Bolig, lys og brensel .....	0,36	0,19	0,50	-3,77	0,35	0,09	0,54	0,44	0,48
V Møbler og husholdningsartikler ..	0,45	0,24	0,62	0,37	-4,61	0,11	0,67	0,55	0,60
VI Helsepleie .....	0,53	0,29	0,74	0,44	0,52	-5,88	0,80	0,65	0,71
VII Reiser og transport (ekskl. kjøp egne transportmidler) .....	0,61	0,33	0,84	0,50	0,60	0,15	-5,98	0,75	0,82
VIII Fritidssysler og utdanning .....	0,60	0,32	0,83	0,49	0,59	0,15	0,90	-6,02	0,80
IX Andre varer og tjenester .....	0,76	0,40	1,04	0,62	0,74	0,19	1,14	0,92	-7,53

Tabell 7B. Cournot-elastisiteter ( $e_{ij}$ ) for 9 hovedgrupper av konsumvarer, beregnet ved Frisch's metode.

(Total forbruksutgift = 25 000 kroner, "gjennomsnittlig" husholdningstype, yrkesstatus og boligstrøk).

$$\tilde{\omega} = -0.5$$

i \ j	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX
I Matvarer .....	-1,01	0,03	0,08	0,04	0,06	0,02	0,10	0,08	0,10
II Drikkevarer og tobakk .....	0,00	-2,52	0,22	0,10	0,14	0,04	0,26	0,21	0,25
III Klær og skotøy .....	0,00	0,08	-2,08	0,08	0,12	0,04	0,23	0,18	0,21
IV Bolig, lys og brensel .....	0,00	0,06	0,13	-1,56	0,09	0,03	0,16	0,13	0,15
V Møbler og husholdningsartikler ..	0,00	0,07	0,17	0,07	-1,91	0,03	0,20	0,16	0,19
VI Helsepleie .....	0,00	0,08	0,20	0,09	0,13	-2,37	0,24	0,19	0,23
VII Reiser og transport (ekskl. kjøp av egne transp.midler) .....	0,00	0,10	0,23	0,10	0,15	0,04	-2,48	0,22	0,26
VIII Fritidssysler og utdanning .....	0,00	0,09	0,22	0,10	0,15	0,04	0,27	-2,48	0,26
IX Andre varer og tjenester .....	0,00	0,12	0,28	0,13	0,19	0,05	0,34	0,27	-3,09

Tabell 7C. Cournot-elasticiteter ( $e_{ij}$ ) for 9 hovedgrupper av konsumvarer, beregnet ved Frisch's metode.

(Total forbruksutgift = 25 000 kroner, "gjennomsnittlig" husholdningstype, yrkesstatus og boligstrøk).

$$\tilde{\omega} = -2,0$$

i \ j	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX
I Matvarer .....	-0,36	-0,01	-0,03	-0,04	-0,03	-0,00	-0,01	-0,02	-0,01
II Drikkevarer og tobakk .....	-0,28	-0,67	-0,07	-0,09	-0,07	-0,01	-0,05	-0,04	-0,01
III Klær og skotøy .....	-0,25	-0,02	-0,63	-0,08	-0,06	-0,01	-0,04	-0,03	-0,01
IV Bolig, lys og brensel .....	-0,18	-0,01	-0,05	-0,46	-0,04	-0,01	-0,03	-0,02	-0,01
V Møbler og husholdningsartikler .	-0,22	-0,02	-0,06	-0,07	-0,56	-0,01	-0,04	-0,03	-0,01
VI Helsepleie .....	-0,26	-0,02	-0,07	-0,08	-0,06	-0,61	-0,04	-0,04	-0,01
VII Reiser og transport (ekskl. kjøp av egne transportmidler) .....	-0,30	-0,02	-0,08	-0,10	-0,07	-0,01	-0,74	-0,04	-0,02
VIII Fritidssysler og utdanning .....	-0,30	-0,02	-0,08	-0,10	-0,07	-0,01	-0,05	-0,72	-0,02
IX Andre varer og tjenester .....	-0,37	-0,03	-0,10	-0,12	-0,09	-0,01	-0,06	-0,05	-0,87

Tabell 7D. Slutsky-elasticiteter ( $\epsilon_{ij}$ ) for 9 hovedgrupper av konsumvarer, beregnet ved Frisch's metode.

(Total forbruksutgift = 25 000 kroner, "gjennomsnittlig" husholdningstype, yrkesstatus og boligstrøk).

$$\tilde{\omega} = -2,0$$

i \ j	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX
I Matvarer .....	-0,21	0,01	0,04	0,02	0,03	0,01	0,04	0,03	0,03
II Drikkevarer og tobakk .....	0,10	-0,61	0,10	0,06	0,07	0,02	0,10	0,08	0,09
III Klær og skotøy .....	0,08	0,03	-0,48	0,05	0,06	0,02	0,09	0,07	0,08
IV Bolig, lys og brensel .....	0,06	0,02	0,06	-0,37	0,04	0,01	0,06	0,05	0,05
V Møbler og husholdningsartikler ....	0,07	0,03	0,07	0,05	-0,45	0,01	0,08	0,06	0,07
VI Helsepleie .....	0,09	0,03	0,09	0,06	0,07	-0,59	0,09	0,08	0,08
VII Reiser og transport (ekskl. kjøp av egne transportmidler) .....	0,10	0,04	0,10	0,07	0,07	0,02	-0,58	0,09	0,09
VIII Fritidssysler og utdanning .....	0,10	0,04	0,10	0,07	0,07	0,02	0,11	-0,59	0,09
IX Andre varer og tjenester .....	0,13	0,05	0,13	0,08	0,09	0,02	0,13	0,11	-0,74

Tabell 7E. Cournot-elasticiteter ( $e_{ij}$ ) for 9 hovedgrupper av konsumvarer, beregnet ved Frisch's metode.

(Total forbruksutgift = 25 000 kroner, "gjennomsnittlig" husholdningstype, yrkesstatus og boligstrøk.)

$$\tilde{\omega} = -5,0$$

i \ j	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX
I Matvarer .....	-0,23	-0,02	-0,05	-0,05	-0,04	-0,01	-0,04	-0,03	-0,03
II Drikkevarer og tobakk .....	-0,34	-0,30	-0,13	-0,13	-0,11	-0,02	-0,11	-0,09	-0,07
III Klær og skotøy .....	-0,30	-0,04	-0,34	-0,11	-0,10	-0,02	-0,09	-0,08	-0,06
IV Bolig, lys og brensel .....	-0,21	-0,03	-0,08	-0,24	-0,07	-0,01	-0,07	-0,06	-0,04
V Møbler og husholdningsartikler ...	-0,27	-0,03	-0,10	-0,10	-0,29	-0,02	-0,08	-0,07	-0,05
VI Helsepleie .....	-0,32	-0,04	-0,12	-0,12	-0,10	-0,26	-0,10	-0,08	-0,06
VII Reiser og transport (ekskl. kjøp av egne transportmidler) .....	-0,36	-0,04	-0,14	-0,14	-0,12	-0,02	-0,39	-0,09	-0,07
VIII Fritidssysler og utdanning .....	-0,35	-0,04	-0,14	-0,13	-0,12	-0,02	-0,11	-0,36	-0,07
IX Andre varer og tjenester .....	-0,45	-0,05	-0,17	-0,17	-0,15	-0,03	-0,14	-0,12	-0,43

Tabell 7F. Cournot-elastisiteter ( $e_{ij}$ ) for 9 hovedgrupper av konsumvarer, beregnet ved Frisch's metode.

(Total forbruksutgift = 25 000 kroner, "gjennomsnittlig" husholdningstype, yrkesstatus og boligstrøk).

$$\tilde{\omega} = -10,0$$

i \ j	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX
I Matvarer .....	-0,19	-0,02	-0,06	-0,05	-0,05	-0,01	-0,05	-0,04	-0,03
II Drikkevarer og tobakk .....	-0,36	-0,18	-0,15	-0,14	-0,13	-0,03	-0,13	-0,11	-0,08
III Klær og skotøy .....	-0,31	-0,04	-0,25	-0,12	-0,11	-0,02	-0,11	-0,09	-0,07
IV Bolig, lys og brensel .....	-0,23	-0,03	-0,09	-0,17	-0,08	-0,02	-0,08	-0,07	-0,05
V Møbler og husholdningsartikler ..	-0,28	-0,04	-0,12	-0,11	-0,20	-0,02	-0,10	-0,08	-0,07
VI Helsepleie .....	-0,33	-0,04	-0,14	-0,13	-0,12	-0,14	-0,12	-0,10	-0,08
VII Reiser og transport (ekskl. kjøp av egne transportmidler) .....	-0,38	-0,05	-0,16	-0,16	-0,13	-0,03	-0,27	-0,11	-0,09
VIII Fritidssysler og utdanning .....	-0,37	-0,05	-0,16	-0,15	-0,13	-0,03	-0,13	-0,24	-0,09
IX Andre varer og tjenester .....	-0,47	-0,06	-0,20	-0,19	-0,17	-0,03	-0,17	-0,14	-0,28

Tabell 8A. Beregnede forbrukstall, målt i 1967-priser, i 1970 før subsidiereduksjon (se avsnitt IV.3), etter subsidiereduksjon og etter subsidiereduksjon og inntektskompensasjon.

Total forbruksutgift: 25 000 kroner.

Alle husholdninger.

$\omega = -1.0$

Varegruppe	Forbruk før subsidie- reduksjon $x_i^0$	Forbruk etter subsidie- reduksjon $x_i^2$	Forbruk etter sub- sidiereduksjon og inntektskompensasjon $x_i^1$
1	172.05	171.24	171.24
2	467.00	455.16	457.08
3	1925.81	1917.77	1929.96
4	461.26	460.22	461.87
5	131.08	130.62	131.33
6	805.21	780.55	782.57
7	231.46	218.31	219.27
8	139.12	121.11	122.01
9	205.10	202.11	202.43
10	221.46	220.55	221.93
11	470.93	468.76	472.04
12	354.34	352.34	355.33
13	229.23	228.62	229.58
14	200.36	199.07	200.99
15	716.28	714.41	717.33
16	137.77	136.52	138.36
17	110.87	109.81	111.37
18	168.84	165.81	170.21
19	497.42	495.12	498.59
20	2077.30	2059.84	2085.61
21	355.21	353.02	356.28
22	462.58	459.08	464.26
23	1596.48	1584.35	1602.29
24	581.28	579.86	582.10
25	437.73	436.95	438.22
26	961.23	953.16	965.07
27	889.29	884.46	891.69
28	443.92	441.57	445.08
29	44.03	43.37	44.33
30	457.43	453.54	459.27
31	694.03	687.56	697.08
32	789.57	780.72	793.69
33	621.12	615.46	623.79
34	262.10	259.84	263.18
35	325.33	323.71	326.14
36	500.79	492.74	504.47
37	476.68	473.43	478.26
38	291.31	289.16	292.34
39	142.01	141.40	142.33
40	117.09	115.76	117.71
41	133.98	132.84	134.52
42	261.69	260.05	262.49
43	252.78	248.28	254.82
44	413.64	408.68	415.94
45	108.32	106.67	109.07
	21 342.51	21 133.60	21 343.52

Tabell 8B. Beregnede forbrukstall, målt i 1967-priser, i 1970 før subsidiereduksjon (se avsnitt IV.3), etter subsidiereduksjon og etter subsidiereduksjon og inntektskompensasjon.

Total forbruksutgift: 25 000 kroner.

Alle husholdninger.

$\tilde{\omega} = -2.0$

Varegruppe	Forbruk før subsidie- reduksjon $x_i^0$	Forbruk etter subsidie- reduksjon $x_i^2$	Forbruk etter sub- sidiereduksjon og inntektskompensasjon $x_i^1$
1	171.37	170.95	170.97
2	480.29	473.17	475.18
3	1965.48	1955.00	1967.57
4	460.54	459.16	460.84
5	132.23	131.62	132.35
6	809.19	795.71	797.79
7	228.87	221.87	222.83
8	125.05	116.53	117.34
9	206.67	204.98	205.32
10	230.18	228.97	230.42
11	456.53	453.86	457.06
12	352.11	349.61	352.59
13	240.91	240.06	241.08
14	206.75	205.08	207.07
15	729.63	727.13	730.16
16	133.24	131.74	133.52
17	110.50	109.18	110.74
18	161.95	158.39	162.61
19	478.56	475.74	479.12
20	1980.51	1959.76	1984.42
21	346.46	343.78	346.98
22	469.95	465.50	470.80
23	1584.21	1569.18	1587.07
24	592.64	590.73	593.05
25	439.61	438.54	439.85
26	943.14	933.26	945.00
27	867.68	861.73	868.83
28	437.84	434.91	438.41
29	61.01	59.89	61.21
30	452.25	447.46	453.16
31	639.60	632.19	640.99
32	744.50	734.17	746.42
33	620.47	613.44	621.79
34	281.20	278.18	281.77
35	318.55	316.55	318.94
36	471.48	462.15	473.19
37	478.49	474.40	479.27
38	298.16	295.41	298.68
39	153.18	152.33	153.35
40	129.75	127.93	130.08
41	132.80	131.39	133.06
42	269.72	267.60	270.13
43	218.53	213.75	219.40
44	512.25	504.65	513.65
45	159.00	156.03	159.55
	21 283.03	21 073.66	21 283.61



Tabell 8C. Beregnede forbrukstall, målt i 1967-priser, i 1970 før subsidiereduksjon (se avsnitt IV.3), etter subsidiereduksjon og etter subsidiereduksjon og inntektskompensasjon.

Total forbruksutgift: 25 000 kroner.

Alle husholdninger

$\omega = -5.0$

Varegruppe	Forbruk før subsidie- reduksjon $x_i^0$	Forbruk etter subsidie- reduksjon $x_i^2$	Forbruk etter sub- sidiereduksjon og inntektskompensasjon $x_i^1$
1	170.97	170.77	170.81
2	488.23	484.09	486.15
3	1989.18	1977.22	1990.02
4	460.11	458.53	460.23
5	132.91	132.22	132.96
6	811.57	804.87	806.99
7	227.32	223.95	224.92
8	116.64	113.00	113.76
9	207.60	206.71	207.06
10	235.39	233.99	235.49
11	447.93	444.97	448.13
12	350.78	347.98	350.97
13	247.88	246.89	247.95
14	210.56	208.66	210.69
15	737.61	734.73	737.82
16	130.54	128.89	130.65
17	110.27	108.81	110.37
18	157.84	153.98	158.10
19	467.29	464.19	467.51
20	1922.70	1900.21	1924.20
21	341.24	338.28	341.44
22	474.36	469.34	474.70
23	1576.89	1560.17	1578.02
24	599.43	597.21	599.60
25	440.73	439.50	440.83
26	932.33	921.43	933.06
27	854.76	848.19	855.22
28	434.20	430.95	434.43
29	71.15	69.71	71.25
30	449.16	443.85	449.52
31	607.09	599.25	607.62
32	717.58	706.49	718.31
33	620.09	612.25	620.61
34	292.61	289.10	292.85
35	314.50	312.28	314.65
36	453.97	443.99	454.62
37	479.57	474.99	479.88
38	302.25	299.14	302.46
39	159.85	158.85	159.92
40	137.31	135.16	137.45
41	132.09	130.53	132.20
42	274.52	272.10	274.69
43	198.07	193.26	198.38
44	571.15	561.72	571.77
45	189.28	185.34	189.53
	21 247.50	21 037.74	21 247.79

Tabell 9. Kompensasjonsbeløp i kroner ved 50 prosent reduksjon i subsidiesatsene for matmel, melk, ost, smør og margarin, beregnet etter metode II (metode III i parentes), for varierende verdier av  $\tilde{\omega}$ .

Husholdningstype	Total forbruksutgift, kroner						
	10000	15000	20000	25000	30000	35000	40000
$\tilde{\omega} = -0.5$							
Enslig	99 (90)	113 (104)	124 (116)	128 (121)	..	..	..
Ektepar uten barn	164 (151)	188 (175)	205 (193)	218 (207)	225 (215)	226 (215)	..
Ektepar med 1 barn under 16 år	163 (145)	191 (173)	215 (197)	234 (217)	247 (233)	256 (244)	258 (246)
" " 2 " " "	..	222 (200)	252 (229)	276 (255)	295 (276)	310 (294)	319 (306)
" " 3 " " "	..	257 (229)	291 (263)	320 (292)	345 (319)	364 (342)	378 (361)
" " 4 eller flere barn under 16 år	..	..	340 (304)	377 (341)	410 (376)	437 (405)	460 (432)
Alle husholdninger	..	206 (187)	230 (211)	250 (232)	266 (250)	278 (264)	284 (272)
$\tilde{\omega} = -1.0$							
Enslig	96 (92)	110 (106)	120 (117)	124 (121)	..	..	..
Ektepar uten barn	164 (158)	187 (181)	203 (197)	214 (209)	221 (216)	221 (217)	..
Ektepar med 1 barn under 16 år	162 (153)	191 (183)	214 (205)	231 (223)	243 (237)	252 (247)	254 (249)
" " 2 " " "	..	223 (212)	252 (242)	275 (265)	293 (284)	307 (299)	317 (311)
" " 3 " " "	..	257 (244)	292 (279)	321 (308)	345 (333)	364 (353)	378 (370)
" " 4 eller flere barn under 16 år	..	..	341 (324)	378 (361)	409 (393)	435 (420)	457 (444)
Alle husholdninger	..	205 (196)	229 (220)	248 (240)	263 (256)	274 (268)	280 (274)

Tabell 9. forts.

Husholdningstype	Total forbruksutgift, kroner						
	10000	15000	20000	25000	30000	35000	40000
$\tilde{\omega} = -5.0$							
Enslig	95 (94)	108 (107)	117 (116)	121 (120)	..	..	..
Ektepar uten barn	164 (163)	185 (184)	201 (200)	211 (210)	217 (216)	218 (217)	..
Ektepar med 1 barn under 16 år	161 (160)	191 (189)	212 (211)	229 (227)	241 (239)	249 (248)	251 (250)
" " 2 " " " "	..	223 (221)	252 (250)	274 (272)	291 (290)	304 (303)	313 (312)
" " 3 " " " "	..	257 (255)	293 (290)	321 (318)	343 (341)	362 (360)	376 (374)
" " 4 " " " "	..	..	342 (339)	379 (376)	409 (406)	434 (431)	454 (452)
Alle husholdninger	..	204 (202)	227 (226)	246 (245)	261 (259)	271 (270)	276 (275)
$\tilde{\omega} = -10.0$							
Enslig	94 (94)	108 (107)	117 (116)	120 (120)	..	..	..
Ektepar uten barn	164 (164)	185 (185)	200 (200)	211 (210)	217 (216)	218 (217)	..
Ektepar med 1 barn under 16 år	161 (160)	191 (190)	212 (211)	228 (228)	240 (240)	248 (248)	251 (250)
Ektepar " 2 " " " "	..	223 (222)	252 (251)	274 (273)	291 (290)	304 (303)	313 (312)
" " 3 " " " "	..	257 (256)	293 (292)	321 (320)	343 (342)	361 (360)	375 (375)
" " 4 " " " "	..	..	342 (341)	379 (377)	409 (407)	434 (432)	454 (453)
Alle husholdninger	..	204 (203)	227 (226)	246 (245)	260 (260)	270 (270)	276 (275)

Varegruppering i avgifts- og subsidiemodellen

Vare- gruppe nr.	Varegruppe-nr. i Forbruksundersøkelsen 1967	Vare- og tjenestegruppe
01	001, 005	Mel og gryn m.v.
02	002, 003, 004	Bakervarer
03	011, 012, 014, 035	Kjøtt, kjøttvarer og egg
04	021, 022, 023, 026	Fisk og fiskevarer
05	013, 024, 025	Kjøtt- og fiskehermetikk
06	031, 032, 033	Melk, fløte, hermetikk, melk og melkepulver
07	034	Ost
08	041	Smør
09	042	Margarin, spiseolje o.l.
10	051, 052	Friske grønnsaker
11	053, 054	Frisk frukt
12	055, 056, 057	Tørket frukt, friske bær og konservert frukt og grønnsaker
13	06	Poteter og varer av poteter
14	083 <sup>*</sup> , 091	Kokesjokolade, spisesjokolade, drops o.l.
15	071, 081, 082, 092, 093 <sup>*</sup>	Sukker, kaffe, te, kakao, iskrem og andre matvarer
16	111	Selters, brus o.l.
17	112	Øl
18	113	Vin, brennevin og sprit
19	12	Tobakk
20	21	Bekledningsartikler
21	22	Tøyer og garn
22	23	Skotøy og skoreparasjoner
23	31	Bolig- og vedlikeholdsutgifter
24	321	Elektrisitet
25	322, 323, 324	Brensel
26	41, 42	Møbler, gulvtepper, tekstiler og utstyrsvarer m.v.
27	43, 44	Elektriske husholdningsapparater, kjøkken- redskap, glass, dekketøy m.v.
28	45	Diverse husholdningsartikler og tjenester
29	46	Leid hjelp til hjemmet
30	51	Helsepleie

Vare- gruppe nr.	Varegruppe-nr. i Forbruksundersøkelsen 1967	Vare- og tjenestegruppe
31	621	Bensin og olje
32	622, 623, 624, 625	Andre utgifter til drift og vedlikehold av egne transportmidler
33	63	Bruk av offentlige transportmidler
34	64	Porto, telefon og telegrammer
35	710, 711	TV- og radiomottakere
36	712-719	Sportsutstyr, leketøy, grammofonplater m.v. og blomster
37	72	Offentlige forestillinger, TV- og radio- lisens, lotteri, tipping m.v.
38	731, 732	Bøker og aviser
39	733, 734	Ukeblad og tidsskrifter, skrivemateriell
40	74	Skolegang
41	812 <sup>***</sup>	Kosmetiske preparater
42	811, 813, 814 <sup>***</sup>	Hårpleie, skjønnhetspleie, toalettsåpe, barbersåpe og andre toalettartikler
43	82	Reiseeffekter, smykker, ut og andre varer
44	83	Utgifter på restauranter, hoteller, selskapsreiser o.l.
45	84, 85	Tjenester fra finansinstitusjoner og andre tjenester

\* ) Kakao er tatt ut av gruppe 083 og ført sammen med gruppe 093.

\*\* ) Tannkrem er tatt ut av gruppe 812 og ført sammen med gruppe 814.

Oversikt over input og output i modellen.

I. Input

A. Strukturparametre

i) Parametrene i Engelfunksjonene:

$$a_{ij}, b_i, c_i, d_i, f_i, h_i, k_i$$

$$(j=0, \dots, 15; i=1, \dots, 45)$$

ii) Pengenes grensenyttefleksibilitet:  $\tilde{\omega}$ .

B. Predeterminerte variable.

i) Prisvektor i basisåret (1967)

ii) Prisvektor i beregningsåret (f.eks. 1970)

C. "Eksogene" variable

i) Vektor av relative prisendringer for modellens varegrupper som følge av avgifts/subsidieomleggingen:

$$\pi_1, \dots, \pi_{45}$$

ii) Vektor av totalutgiftsnivåer i beregningsåret:

$$y^{\circ} \text{ (Antall: Maksimum 10).}$$

iii) Vektor av relative endringer i totalutgiftsnivåer fra basisåret til beregningsåret:  $y^{\circ}/y^* - 1$ .

II. Output (Typen av output som ønskes, spesifiseres ved parameterkort).

A. Kompensasjonsbeløp:  $K_1, K_2, K_3$

B. Annen output

i) Engellelastisiteter og budsjettandeler i basisåret og/eller beregningsåret:  $E_i, \alpha_i$  ( $i=1, \dots, 45$ ), for inntil 16 forskjellige husholdningsgrupper.

ii) Beregnede forbrukstall i basisåret og i beregningsåret før og etter skatteomleggingen:

$$x_i^*, x_i^{\circ}, x_i^2, x_i^1 \text{ (} i=1, \dots, 45 \text{), for inntil 16 forskjellige husholdningsgrupper.}$$

## REFERANSER

- [1] Allen, R.G.D.: *Mathematical Analysis for Economists*.  
Macmillan & Co. Ltd., London, 1962.
- [2] Alstadheim, H.: En disaggregert vekstmodell for Norge med 1963 som basisår. Memorandum fra Sosialøkonomisk Institutt, Universitetet i Oslo, 2.januar 1968.
- [3] Alstadheim, H.: En oversikt over betingelser på etter-spørselastisitetene i teorien for konsumentenes tilpasning. Memorandum fra Sosialøkonomisk Institutt, Universitetet i Oslo, 6. februar 1967.
- [4] Amundsen, A.: Konsumelastisiteter og konsumprognoser bygd på nasjonalregnskapet. Artikler nr. 7 fra Statistisk Sentralbyrå. Oslo, 1963.
- [5] Barten, A.P.: Consumer Demand Functions under Conditions of Almost Additive Preferences. *Econometrica* 1964, pp. 1-38.
- [6] Barten, A.P.: Estimating Demand Equations. *Econometrica* 1968, pp. 213-251.
- [7] Barten, A.P.: Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations. *European Economic Review*, vol. 1, no. 1, 1969, pp. 7-73.
- [8] Biørn, E.: Fordelingsvirkninger av indirekte skatter og subsidier. Artikler nr. 42 fra Statistisk Sentralbyrå. Oslo, 1971. (Også trykt i *Statsøkonomisk Tidsskrift* nr. 1, 1971.)

- [9] Bojer, H.: Notat om sammenhengen mellom Richard Stones lineære utgiftsfunksjoner og Ragnar Frisch "Complete Scheme for Computing All Direct and Cross Demand Elasticities in a Model with many Sectors". Memorandum fra Sosialøkonomisk Institutt, Universitetet i Oslo, 13. september 1966.
- [10] Forbruksundersøkelse 1967. Hefte I (NOS A 280), hefte II (NOS A 300), hefte III (NOS A 334). Statistisk Sentralbyrå, Oslo, 1969 og 1970.
- [11] Frisch, R.: A Complete Scheme for Computing All Direct and Cross Demand Elasticities in a Model with Many Sectors. *Econometrica* 1959, pp. 177-196.
- [12] Henderson, J.M. and Quandt, R.E.: *Microeconomic Theory*. McGraw-Hill Book Company, New York, 1958.
- [13] Johnston, J.: *Econometric Methods*. Mc Graw-Hill Book Company, New York, 1963.
- [14] Malinvaud, E.: *Statistical Methods of Econometrics*. North-Holland Publishing Company, Amsterdam, 1966.
- [15] Prais, J.S. and Houthakker, H.S.: *The Analysis of Family Budgets*. Cambridge, 1955.
- [16] Samuelson, P.A.: *Foundations of Economic Analysis*. Harvard University Press, Cambridge (Mass.), 1945.
- [17] Ulmer, M.J.: *The Economic Theory of Cost of Living Index Numbers*. Columbia University Press, New York, 1949.