

Arbeidsnotater

STATISTISK SENTRALBYRÅ

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

IO 72/14

11. september 1972.

DET PRIVATE KONSUM I MODIS IV

Formell beskrivelse av konsummodellen og beregningsresultater.^{*)}

Av

Erik Biørn

	INNHOLD	Side
I.	Innledning	1
II.	Oversikt over hovedelementene i konsummodellen	2
III.	Generelle konsistensbetingelser på konsummodellen	3
IV.	Makro-konsumfunksjonen	5
	IV. 1. Innledning. Hovedproblemer	5
	IV. 2. Om sammenhengen mellom makro-konsumfunksjonen og individuelle konsumrelasjoner	6
	IV. 3. Nærmere om definisjonen av de variable i makro-konsumfunksjonen	8
	IV. 4. Beregningsresultater	12
	IV. 5. En sammenligning av konsumrelasjoner fra et prediksjonsspunkt	23
	IV. 6. Konklusjon	26
V.	Konsumfordelingsrelasjonene	27
	V. 1. Innledning. Utlanders contra nordmenns konsum ..	27
	V. 2. Relasjoner basert på enkel statistisk konsumteori	29
	V. 3. Dynamiske relasjoner for "varige" konsumgoder	31
	V. 4. Enkle trendrelasjoner	41
VI.	De "eksogene" anslag	41
	VI. 1. Innledning. Bakgrunn	41
	VI. 2. Spesifikasjon av de eksogene anslag	42
VII.	Avstemming av konsumanslagene	44
Tabeller	46
Appendix A.	Uttrykk for prediksionsfeil i en statistisk konsumfunksjon med to inntektskategorier	53
Appendix B.	Om problemer og metoder ved estimering av pengenes grensenyttefleksibilitet	58
Appendix C.	Et forslag til en enkel modifikasjon av Frisch's "Complete Scheme"	73
Referanser	78

*) Jeg takker forsker Arne Amundsen, som har lest gjennom deler av manuskriptet og gitt nyttige kommentarer. For gjenværende feil og mangler står selvsagt jeg selv ansvarlig.

I. INNLEDNING

I dette notat vil det bli redegjort for behandlingen av det private konsum i Statistisk Sentralbyrås analyse- og planleggingsmodell MODIS IV. Såvel den formelle oppbygging av konsummodellen som metoder og problemer ved tallfesting av strukturparametrene vil bli diskutert - idet disse to aspekter ved modellformuleringen vanskelig kan sees adskilt. Som ledd i dokumentasjonen av modellen vil det bli presentert en del beregningsresultater - også resultater som ikke har direkte relevans til den første versjon av MODIS IV, men som trolig vil komme til nytte på noe lengre sikt.

Ved utforming av konsummodellen i MODIS IV har vi tatt utgangspunkt i den tilsvarende submodell i MODIS III¹⁾. Grunnstrukturen er beholdt; utvidelsene i forhold til de tidligere MODIS-versjoner består hovedsakelig i forsøk på å raffinere de enkelte deler av modellen. Nye typer av relasjoner er forsøkt, og det har på flere punkter vært foretatt justeringer i variabeldefinisjonene samt annen begrepsmessig opprydding. Konsummodellen i MODIS IV, slik den i dag foreligger, adskiller seg likevel ikke så sterkt fra den tilsvarende modell i MODIS III som tilfellet er for flere av de øvrige submodeller. Estimeringen av modellens strukturparametre er imidlertid basert på et mer omfattende tallmateriale - hovedsakelig nasjonalregnskapstall på årsbasis frem til og med 1970.

De forsøk på fremstøt som er gjort, har gitt noe blandede resultater. Til en viss grad må nok arbeidet fremdeles sies å befinne seg på eksperimentstadiet. De resultater vi har valgt å inkorporere i modellen, er slike som vi med vårt nåværende kunnskapsnivå mener representerer forbedringer i forhold til MODIS III. Bare de erfaringer vi etterhånden vil gjøre når det gjelder modellens brukbarhet i praksis, kan avgjøre hvorvidt disse nye resultater bør bli stående på noe lengre sikt.

Notatet er disponert på følgende måte: Avsnitt II gir en kort oversikt over hovedelementene i konsummodellen. I avsnitt III betraktes konsistensbedingelser av forholdsvis generell natur som det er naturlig å pålegge ved utformingen av modellen. De forskjellige deler av modellen behandles i avsnittene IV-VI. I avsnitt IV gjengis resultatene av endel regresjonsberegninger basert på alternative utforminger av makro-konsumfunksjonen, og enkelte av relasjonene blir vurdert ut fra et prediksjonssynspunkt. Konsumrelasjoner for de enkelte varegrupper i modellen presenteres i avsnitt V, som blant annet inneholder endel beregningsresultater - av relativt eksperimentell natur - for varige konsumgoder. Avsnitt VI redegjør for de "eksogene" konsumanslagenes plass i modellen. Med basis i de foregående avsnitt behandles så i avsnitt VII hovedprinsippene ved avstemming av anslagene fra de enkelte deler av modellen til en konsistent helhet.

¹⁾ Konsummodellen i MODIS II og III er behandlet i: Sevaldson [29], Ch. 4 (i); Bjerkholt [7], Ch. 5, og Øien [38], Kap. 6 c-d.

Deretter følger et tabellavsnitt og tre appendix, som tar opp problemer av mer teknisk natur som vi har støtt på under arbeidet med modellen.

Som følge av at notatet er ment å være dels en formell beskrivelse av konsummodellen, dels en dokumentasjon av hovedtrekkene i det arbeid som er gått forut for etableringen av modellen, er innholdet i notatet kanskje blitt relativt lite enhetlig. En del problemer er heller ikke behandlet så grundig som en kunne ønske. Vi har likevel funnet det hensiktsmessig i denne form, å gi en foreløpig presentasjon av det arbeid som er utført, adressert til en forholdsvis begrenset leserkrets.

II. OVERSIKT OVER HOVEDELEMENTENE I KONSUMMODELLEN

Konsummodellen i MODIS IV består av tre hoveddeler:

1. En makro-konsumfunksjon som bestemmer den totale konsumetterspørrelse som funksjon av forskjellige kategorier av disponibel inntekt.
2. Et sett av relasjoner som fordeler den totale konsumetterspørrelse på konsumgrupper (i det følgende kalt "konsumfordelingsrelasjoner").
3. Konsumanslag utarbeidet av modellbrukeren (som i alminnelighet vil være Finansdepartementets økonomiavdeling eller Byrået). I det følgende vil vi bruke betegnelsen "eksogene anslag" om slike konsumanslag, selv om det ikke er noen helt heldig terminologi.

Det er ikke problemfritt å operere med en slik tre-deling. For det første er oppsplittingen i en makro-konsumfunksjon og et sett av "konsumfordelingsrelasjoner" implisitt basert på den forutsetning at konsumentene først bestemmer hvor stor del av sin disponible inntekt i en periode de vil spare; dernest tar de stilling til spørsmålet om fordeling av resten av inntekten på konsumposter. Mer tilfredsstillende ville det være å oppfatte konsum- og spareadferden som simultant bestemt, med referanse til en dynamisk teori for konsumentens adferd.²⁾ Et annet, beslektet, problem er at nasjonalregnskapet, som er det viktigste datagrunnlag ved tallfestning av modellens parametre, for alle konsumgrupper unntatt boligkonsum ikke skjelner mellom kjøp og forbruk. Å splitte opp modellen i en makro-konsumfunksjon og et sett av "fordelingsrelasjoner" innebærer dermed at vi ser bort fra at kjøp av blant annet "varige" konsumgoder av mange konsumenter kan oppfattes som et reelt alternativ til finansiell sparing. Et tredje alvorlig problem består i å innpasse modellbrukerens "eksogene" anslag - hvaenten disse er et alternativ eller et supplement til modellens "endogene" relasjoner - på en konsistent måte i modellen.

Før vi i avsnittene IV - VI tar for oss hver enkelt av disse tre hoveddeler, vil vi i avsnitt III gi en oversikt over generelle konsistensbetingelser som bør pålegges en modell av denne utforming.

²⁾ Se f.eks. [15], Ch. 8-2 og 8-3.

III. GENERELLE KONSISTENSBETINGELSER PÅ KONSUMMODELLEN

La oss først betrakte en konsummodell i sin helt generelle utforming. Modellen tenkes å inngå som del av en større modell, hvor en del av de variable som er "eksogene" i relasjon til konsummodellen, blir bestemt. Vi innfører følgende symboler:

C_i = konsum av vare nr. i i faste priser ($i=1, \dots, N$)

C_p = totalt privat konsum i faste priser

q_1, \dots, q_M = konsummotiverende variable som er eksogene eller predeterminerte i relasjon til konsummodellen.

Anta at følgende "reduserte form" gir en riktig og fullstendig beskrivelse av den mekanisme som bestemmer konsumetterspørsele:

$$(3.1) \quad C_i = f_i(q_1, \dots, q_M) \quad i=1, \dots, N$$

$$(3.2) \quad C_p = F(q_1, \dots, q_M)$$

(Det er ikke nødvendig at hele settet q_1, \dots, q_M inngår i alle f_i -ene, dvs. noen av de deriverte $\frac{\partial f_i}{\partial q_j}$ kan godt være identisk lik null.)

For at modellen skal være konsistent, må den gi som resultat at $\sum_i C_i = C_p$, dvs. at³⁾

$$(3.3) \quad \sum_i f_i(q_1, \dots, q_M) \equiv F(q_1, \dots, q_M)$$

som innebærer

$$(3.4) \quad \sum_i \frac{\partial f_i}{\partial q_j} \equiv \frac{\partial F}{\partial q_j} \quad j=1, \dots, M$$

Vi ser i det følgende bort fra den mulighet at modellbruken kan fastlegge visse av konsumpostene autonomt. Under denne forutsetning har "eksogene" konsumanslag (i betydningen gjetninger foretatt av modellbruken) ingen plass innenfor denne modellen.

I praksis lar det seg ikke gjøre å utarbeide og tallfeste en modell av typen (3.1) - (3.2), som "tar alle forhold i betraktning". Grunnen er dels at vi ikke har oversikt over alle faktorer som kan være av betydning for konsumetterspørsele, dels at virkningen av de faktorer vi mener er av betydning, i en del tilfelle ikke er empirisk fastlagt.

La oss eksemplifisere dette. Vi føler oss noenlunde sikre på at priser og inntekt er av betydning for etterspørselsstrukturen. Dessuten har vi noen mer eller mindre vage ideer om at for en del varegrupper kan kredittmuligheter, forventninger om utviklingen i priser, inntekter og skatter, initiale beholdninger etc. spille en rolle, men vi drister oss ikke til å formalisere alle disse ideer

3) I en modell hvor (3.3) er oppfylt, er det selvfølgelig ingen grunn til å spesifisere en makro-konsumfunksjon. Det kan i den forbindelse være grunn til å merke seg at en dynamisk likevektsmodell som MSG (cfr. [19] og [1]) ikke har noen eksplisitt makro-konsumfunksjon.

i en modell, enn si prøve å tallfeste hva slags sammenhenger som her kan gjelde.

La R betegne realdisponibel inntekt (vi skjerner foreløpig ikke mellom forskjellige inntektskategorier), p_j pris på vare nr. j i forhold til prisindeksen for det totale private konsum og z_1, \dots, z_m de øvrige etterspørselsmotiverende faktorer. Vi har altså

def.

$$(3.5) \quad (q_1, \dots, q_M) = (R, p_1, \dots, p_N, z_1, \dots, z_m)$$

Spesielt antar vi at (3.1) - (3.2) kan gis formen

$$(3.6) \quad C_i = g_i(C_p, p_1, \dots, p_N, z_1, \dots, z_m) \quad i=1, \dots, N$$

$$(3.7) \quad C_p = G(R, z_1, \dots, z_m)$$

altså for det første at endringer i de relative priser er uten betydning for totalkonsumet, for det annet at realinntektsendringer virker på de enkelte konsumpostene via totalkonsumet. Nødvendige konsistensbetingelser svarende til (3.3) og (3.4) blir her (identitetene gjelder i alle de variable (3.5)):

$$(3.8) \quad \sum_i \frac{\partial g_i}{\partial C_p} \equiv 1$$

$$(3.9) \quad \sum_i \frac{\partial g_i}{\partial p_j} \equiv 0 \quad j=1, \dots, N$$

$$(3.10) \quad \sum_i \frac{\partial g_i}{\partial z_k} \equiv 0 \quad k=1, \dots, m$$

Ingen av konsistensbetingelsene legger således bånd på de deriverete av makro-konsumfunksjonen (3.7). Det kan spesielt være grunn til å merke seg betingelsen (3.10). Av (3.6), (3.7) og (3.10) følger at endringer i z_k -ene påvirker C_i -ene på to måter, uttrykt ved relasjonen

$$(3.11) \quad \frac{dC_i}{dz_k} = \frac{\partial g_i}{\partial z_k} + \frac{\partial g_i}{\partial C_p} \frac{\partial G}{\partial z_k}$$

For det første virker slike endringer direkte via relasjonene (3.6), men ifølge (3.10) er "nettovirkningen" over varegrupper lik null. De direkte virkninger representerer altså bare en omfordeling mellom varegrupper. Den andre effekt av endringer i z_k -ene på C_i virker indirekte via makrokonsumfunksjonen og er proporsjonal med den Engelderiverte $\partial g_i / \partial C_p$. Tilsammen innebærer dette at om vi spesielt har valgt å sette $\partial G / \partial z_k = 0$ for alle k , kan endringer i z_k -ene bare resultere i en omfordeling mellom varegrupper. Vi kan også merke oss at det innenfor modellen (3.6) - (3.7) eksempelvis ikke lar seg gjøre at en endring i z_k virker på én av varegruppene og på totalkonsumet med samme beløp, men for øvrig lar C_i -ene upåvirket.

Vi skal så se på en annen utforming av den generelle modell (3.1) - (3.2), hvor konsistensbetingelsene ikke er så stramme som i (3.6) - (3.7). La oss i (3.6) erstatte C_p med R , slik at modellen blir av formen

$$(3.12) \quad C_i = h_i(R, p_1, \dots, p_N, z_1, \dots, z_m) \quad i=1, \dots, N$$

$$(3.13) \quad C_P = G(R, z_1, \dots, z_m)$$

Spesielt kunne vi ha

$$(3.12a) \quad C_i = h_i^*(G_1(R), p_1, \dots, p_N, z_1, \dots, z_m) \quad i=1, \dots, N$$

$$(3.13a) \quad C_P = G_1(R) + G_2(z_1, \dots, z_m)$$

Med denne spesifikasjon kan de nødvendige konsistensbetingelsene uttrykkes ved

$$(3.14) \quad \sum_i \frac{\partial h_i}{\partial R} \equiv \frac{\partial G}{\partial R}$$

$$(3.15) \quad \sum_i \frac{\partial h_i}{\partial p_j} \equiv 0 \quad j=1, \dots, N$$

$$(3.16) \quad \sum_i \frac{\partial h_i}{\partial z_k} \equiv \frac{\partial G}{\partial z_k} \quad k=1, \dots, m$$

Som (3.16) viser, kan vi her - i motsetning til i modellen (3.6) - (3.7) - ha "varespesifikke" z -er.

Det generelle skjema (3.1) - (3.2) - med tolkningsmulighetene (3.6) - (3.7) eller (3.12) - (3.13) - vil være et nyttig referansegrunnlag for den følgende fremstilling ved at det sikrer at de enkelte deler av modellen tilsammen utgjør en "økosirkisk konsistent" helhet. Andre, mer raffinerte, konsistensbetingelser - f.eks. slike som følger av en forutsetning om nyttemaksimering under bibetingelser - kan selvfølgelig også komme på tale. Betingelsene ovenfor representerer bare det nødvendige minimum.

IV. MAKRO-KONSUMFUNKSJONEN

IV.1. Innledning. Hovedproblemer.

Det aksiomatiske grunnlag for å etablere en entydig makrosammenheng mellom privat disponibel inntekt og privat konsum må sies å være forholdsvis svakt. Skal man kunne gi en tilfredsstillende teoretisk forklaring av den samlede private konsumetterspørrelse, kan man vanskelig unnlate å trekke formues-, kreditt- og likviditetsforholdene inn i resonnementet. Også dynamiske elementer - som f.eks. kan komme inn via forventningsgenereringsrelasjoner eller treghetsmekanismer - hører med i en slik teori, likeledes variable som gir uttrykk for fordelingsforhold.⁴⁾ I flere utenlandske planleggings- og prognosemodeller har denne type av variable vært benyttet - med vekslende hell.⁵⁾

Vi har overveiet å innføre slike tilleggsvariable i makro-konsumfunksjonen i MODIS IV og har blant annet foretatt en del prøveberegninger med dynamiske relasjoner. Resultatene er ikke uten verdi, men relasjonene synes ikke å

4) Cfr. f.eks. [11] og [17], kap. 20.

5) Dette gjelder bl.a. modellene omtalt i [8], [10] og [21].

ha bedre føyningsegenskaper enn enklere statiske relasjoner. (Se avsnitt IV.4.) Dessuten er estimater på parametre i dynamiske relasjoner i alminnelighet vanskelige å tolke. En grunn til dette er at estimater basert på relativt korte tidsserier (15-20 observasjoner) oftelater til å være sterkt influert av avvikende enkeltobservasjoner. (Se avsnitt IV. 4, punkt G.) Et annet problem ved slike relasjoner er at det er vanskelig å gi en tilfredsstillende begrunnelse for å regne med "lag" på akkurat ett år.⁶⁾

Også når det gjelder "finansøkonomiske" variable, har vi valgt å være tilbakeholdne. Begrunnelsen er for det første at vi ikke har funnet tiden inne til å trekke penge- og kredittpolitiske variable eksplisitt inn som styringsvariable i modellen. For det annet, som har nær sammenheng med det første, kan virkningen av slike variable på konsumadferden (i likhet med investeringsadferden) på ingen måte sies å være empirisk klarlagt. På det nåværende stadium har vi derfor funnet det mest hensiktsmessig å la disse effekter bli tatt vare på gjennom de "eksogene" konsumanslag. (Cfr. avsnitt VI.)

En tredje mulighet som har vært vurdert, er å dele totalkonsumet i et mindre antall grupper og etablere en separat relasjon for hver gruppe, istedenfor bare å spesifisere én makro-konsumfunksjon. Det ble gjort noen forsøk på å utnytte nasjonalregnskapets gruppering av konsumvarene etter varighet for dette formål. Resultatene, som også er gjengitt i avsnitt IV. 4, er ikke uten interesse, men vi har ikke funnet dem så tilfredsstillende at vi har villet inkorporere dem i modellen. Det ville heller ikke være så lett, med det aggregeringsnivå som er valgt, å få koblet slike relasjoner sammen med "fordelingsrelasjonene" (se avsnitt V) på en konsistent måte, med mindre vi skulle la "varighetsgruppene" være fullstendig separable.

Før vi diskuterer variabeldefinisjoner og økonometriske problemer nærmere og presenterer beregningsresultater, vil vi forsøke å begrunne en makro-relasjon ved aggregering fra mikrorelasjoner. Herunder vil vi vurdere i hvilken utstrekning resultater fra tverrsnittsundersøkelser kan være til hjelp ved estimeringen.

IV. 2. Om sammenhengen mellom makro-konsumfunksjonen og individuelle konsumrelasjoner.

Vi tenker oss at konsumentene (husholdningene) er inndelt i K grupper, slik at alle konsumentene i en gruppe kan antas å ha et forholdsvis ensartet forbruksmønster. Inndelingskriteriet kunne f.eks. være husholdningens størrelse og sammensetning, hovedpersonens sosiale status og inntekt (idet en f.eks. kunne anta at de inntektsvariasjoner som betraktes, ikke ville føre til at konsumentene

6) Det har ikke vært på tale å legge kvartalsdata til grunn ved estimeringen. For det første beregnes flere relevante forklaringsvariable, bl.a. inntektsvariable, bare på årsbasis. For det annet er nasjonalregnskapets kvartalstall for konsumet ikke av særlig høy kvalitet.

"flyttet" fra én inntektsgruppe til en annen i analyseperioden).

Vi innfører følgende symboler:

c_j = Realverdien av konsumet til den typiske konsument i gruppe nr. j ($j=1, \dots, K$)

r_j = Disponibel realinntekt til den typiske konsument i gruppe nr. j ($j=1, \dots, K$)

n_j = Antall konsumenter i gruppe nr. j ($j=1, \dots, K$)

$n = \sum_j n_j$ = Totalt antall konsumenter

$v_j = \frac{n_j}{n}$ = Gruppe nr. j's andel av konsumentene ($j=1, \dots, K$)

$C_P = \sum_j n_j c_j$ = Totalt privat konsum i realverdi

$R = \sum_j n_j r_j$ = Total disponibel realinntekt

Anta i første omgang at den representative konsumentens konsumadferd kan beskrives ved følgende enkle relasjon:

$$(4.2.1) \quad c_j = \alpha_j + \beta_j r_j$$

som en tilnærmelse over et begrenset variasjonsområde for r_j . Totalkonsumet er da

$$(4.2.2) \quad C_P = \sum_j \alpha_j n_j + \sum_j \beta_j n_j r_j$$

som gir følgende uttrykk for totalt konsum pr. capita

$$(4.2.3) \quad \frac{C_P}{n} = \bar{\alpha} + \bar{\beta} \frac{R}{n}$$

hvor

$$\bar{\alpha} = \sum_j \alpha_j v_j = "Gjennomsnittlig konstantledd"$$

$$\bar{\beta} = \frac{\sum_j \beta_j v_j r_j}{\sum_k v_k r_k} = "Gjennomsnittlig marginal konsumtilbøyelighet"$$

Altså er $\bar{\alpha}$ og $\bar{\beta}$ stabile makro-koeffisienter, forutsatt at ⁷⁾

- (i) fordelingen av konsumentene på grupper, representert ved v_j -ene, er stabil, og
- (ii) inntektsfordelingen, representert ved fordelingsandelene $r_j / \sum_k v_k r_k$, er stabil.

(I spesialtilfellet da alle α_i -ene og alle β_i -ene er like, er $\bar{\alpha}$ og $\bar{\beta}$ alltid stabile.)

En tilstrekkelig betingelse for at $\bar{\alpha}$ er stabil, er at (i) er oppfylt. Hvis med andre ord fordelingen av konsumentene på grupper endrer seg over analyseperioden, vil makro-konsumfunksjonen, etter begrunnelsen ovenfor, ikke

⁷⁾ Cfr. Theil's betingelser for "perfect aggregation" i [34], pp. 133-170.

innehølde noe egentlig konstantledd.

Det viser seg at inntektsfordelingen har en tendens til å være temmelig stabil innen forholdsvis vide grupper av inntektstakere, f.eks. innen hovedgruppene lønnstakere, selvstendige og trygdede (pensjonister). Det betyr at betingelser av typen (i) og (ii) med god tilnærming kan antas å gjelde innen disse hovedgruppene av inntektstakere, uten at vi kan gjøre krav på at tilsvarende betingelser er oppfylt mellom grupper. Den aktuelle situasjon i Norge er at det er skjedd, og sannsynligvis fortsatt vil skje, en ikke ubetydelig omfordeling mellom disse grupper. (Cfr. tabell 1.).

Dette betyr at vi, under forutsetning av at (4.2.1) gir en brukbar beskrivelse av forbruksstrukturen på mikronivå, skulle kunne forsvere å postulere følgende makro-relasjon

$$(4.2.4) \quad C_P = \alpha_L N_L + \alpha_S N_S + \alpha_T N_T + \beta_L R_L + \beta_S R_S + \beta_T R_T$$

hvor R_L , R_S og R_T betegner total disponibel realinntekt til henholdsvis lønnstakere, selvstendige og trygdede og N_L , N_S og N_T representerer antall inntektstakere i disse tre gruppene. Hvis andelene N_L/N , N_S/N og N_T/N (hvor $N = N_L + N_S + N_T$) holder seg stabile over tiden, forenkler (4.2.4) seg til

$$(4.2.5) \quad \frac{C_P}{N} = \alpha + \beta_L \frac{R_L}{N} + \beta_S \frac{R_S}{N} + \beta_T \frac{R_T}{N}$$

hvor α er et veiet gjennomsnitt av α_L , α_S og α_T .

For Norge er forutsetningen om konstant relativ fordeling av inntektstakerne klart urealistisk. Fra 1952 til 1968 økte antall (beregnede) årsverk utført av lønnsmottakere, ifølge nasjonalregnskapet, fra ca. 1 mill. til ca. 1,2 mill., mens det for selvstendige var en nedgang fra ca. 470 000 til ca. 340 000 årsverk. I samme tidsrom skjedde det en markert oppgang i antall stønadsmottakere fra de sosiale trygder. Det er derfor ikke opplagt at "per capita-spesifikasjonen" (4.2.5) for estimeringsformål er bedre egnet enn "totalnivå-spesifikasjonen" (4.2.4). (Cfr. avsnitt IV. 4.)

IV. 3. Nærmere om definisjonen av de variable i makro-konsumfunksjonen.

A. Konsumbegrepet

Vi har funnet det formålstjenlig som "venstresidevariabel" i makro-konsumfunksjonen å velge et konsumbegrep som avviker noe fra nasjonalregnskapets definisjon av det private konsum. Forskjellen består i at vi bare har regnet med de konsumpostene som i det alt vesentlige både forbrukes og betales av private konsumenter - ut fra den oppfatning at det bare er denne del av konsumet som blir motivert av den private disponible inntekt. Postene helsepleie og skolegang (konsumgruppene 4064 og 4081 ifølge nasjonalregnskapets konsumkode) - hvor en betydelig del er direkte betalt av det offentlige og hvor nasjonalregnskapets skille mellom offentlig og privat konsum ikke er særlig

skarpt - er således utelatt.⁸⁾ For ikke å bryte sammenhengen mellom MODIS og nasjonalregnskapet har vi imidlertid også nasjonalregnskapets konsumbegrep med som egen variabel i modellen.

Vi innfører følgende symboler:

C_P = Privat konsum ifølge nasjonalregnskapet, målt i 1961-priser

C_P^{**} = Konsum av konsumpostene 4064 og 4081, målt i 1961-priser

C_P^* = $C_P - C_P^{**}$ = Privat konsum som "forklares" ved makrokonsumfunksjonen, målt i 1961-priser.

De tilsvarende prisindekser betegnes P_C , P_C^{**} og P_C^* .

B. Inntektsbegrepene.

De inntektsbegreper vi, med basis i avsnitt IV. 2, ville ønske å ha som "høyresidevariable" i makro-konsumfunksjonen, er disponibel realinntekt for sosialgruppene lønnstakere, selvstendige og trygdede. For å kunne få oppfylt dette måtte vi

- (i) skaffe oss tidsserier⁹⁾ for "bruttoinntekt", direkte skatter og overføringer for disse sosialgrupper, slik at vi fikk grunnlag for å estimere parametrene i relasjonen, og samtidig
- (ii) være sikret en rimelig grad av overensstemmelse mellom variabeldefinisjonene i dette observasjonsmateriale og modellens variabeldefinisjoner.

Disse problemer er ikke helt tilfredsstillende løst i MODIS IV (i likhet med MODIS II og III). Hovedgrunnen er at bruttoinntektsbegrepene i nasjonalregnskapet og MODIS er lønnsinntekt og eierinntekt fordelt på næringer. Slik disse begrepene er definert, vil såvel lønnstakere som selvstendige og trygdede få sin inntekt dels i form av lønnsinntekt, dels som eierinntekt¹⁰⁾. Det er imidlertid vanskelig ut fra eksisterende statistisk materiale å kvantifisere sammenhengen mellom den funksjonelle inntektsfordeling og fordelingen etter sosialgrupper. Det er også betydelige problemer forbundet med å skaffe pålitelige og tilstrekkelig lange tidsserier for direkte skatter og overføringer fordelt på sosialgrupper.

For mer presist å redegjøre for de variabeldefinisjoner som er benyttet,

8) Vi har også overveiet å utelate posten tjenester fra finansinstitusjoner (konsumgruppe 4097 ifølge nasjonalregnskapets konsumkode). Det registrerte konsum er her en beregnet post som bare i mindre grad reflekterer faktiske betalinger fra konsumentene.

9) Som nevnt i avsnitt IV. 4, punkt A, falt forsøk på å utnytte tverrsnittsdata ikke særlig heldig ut.

10) Hoveddelen av lønnstakernes inntekt vil imidlertid bestå av lønnsinntekt og hoveddelen av de selvstendiges inntekt vil være eierinntekt.

innfører vi følgende symboler:

W = Total lønnsinntekt (ifølge nasjonalregnskapet)

E_1 = Eierinntekt i: jordbruk, skogbruk, fiske, varehandel, boliger, tjenester i tilknytning til sjøfart, samferdsel ekskl. sjøtransport, og diverse tjenesteyting.

E_2 = Eierinntekt i: hvalfangst, bergverksdrift, industri, bygge- og anleggsvirksomhet, kraft- og vannforsyning, finansinstitusjoner, forretningsbygg og sjøfart.

$E_1 + E_2$ = Total eierinntekt

T_1 = Direkte skatter på lønnstakere og trygdede¹¹⁾

T_2 = Direkte skatter på selvstendige¹¹⁾

T_3 = Direkte skatter på selskaper¹¹⁾

$T_1 + T_2 + T_3$ = Direkte skatter i alt, ifølge nasjonalregnskapet

V_1 = Pensjonsstønader + Korttidsstønader til lønnstakere¹²⁾

V_2 = Korttidsstønader til selvstendige¹²⁾

V'_1 = Trygde- og pensjonsstønader, ifølge nasjonalregnskapet

V'_2 = Andre stønader til konsumenter, ifølge nasjonalregnskapet

Vi har

$$(4.3.1) \quad V_1 + V_2 = V'_1 + V'_2 = \text{Overføringer, ekskl. subsidier, til private, ifølge nasjonalregnskapet.}$$

Oppstillingen av den totale eierinntekt i E_1 og E_2 , er foretatt slik at vi med rimelig grad av tilnærming kan regne med at E_1 representerer eierinntekten i næringer hvor hovedtyngden av eierinntekten opptjenes av selvstendige, mens E_2 omfatter eierinntekten i næringer hvor eierinntekten hovedsakelig er selskapsinntekt. Oppsplittingen er basert på skjønn.¹³⁾ Vi vil i det følgende oppfatte E_1 som "bruttoinntekt for selvstendige" og E_2 som "brutto selskapsinntekt".

På grunnlag av bruttoinntekts-, skatte- og stønadsbegrepene ovenfor definerer vi følgende indikatorer for de enkelte sosialgruppene disponibele realinntekter

11) Oppsplittingen av totale direkte skatter etter sosialgrupper er foretatt skjønnsmessig. Usikkerheten er størst for anslagene fra begynnelsen av 1950-årene. Arbeidsgivers andel av trygdepremier, som er inkludert i nasjonalregnskapets lønnsbegrep, er regnet som skatt på lønnstakere.

T_3 omfatter ikke skatt på offentlige foretak. I modellen beregnes T_1 og T_2 rønt konkret ved at en først estimerer makro-skattesatser for de enkelte sosialgrupper og dernest anvender disse på modellens bruttoinntektsbegreper. Se [9], avsnittene 3, 5.4 og 5.5.

12) Oppsplittingen av $V_1 + V_2$ i V'_1 og V'_2 er foretatt skjønnsmessig. Som korttidsstønader til selvstendige er regnet en tredjedel av barnetrygden samt en andel av syketrygden lik andelen av premieinnbetalingene.

13) Forsøk på å finne "objektive" klassifikasjonskriterier, f.eks. bygget på eierinntekt pr. selvstendig i de enkelte næringer, førte ikke frem. Særlig problematiske er næringene industri, samferdsel og varehandel, til en viss grad også servicenæringene.

$$(4.3.2) \quad \bar{W} = \frac{W + V_1 - T_1}{P_C^*} = \text{Disponibel realinntekt for lønnstakere og trygdede}$$

$$(4.3.3) \quad \bar{E}_1 = \frac{E_1 + V_2 - T_2}{P_C^*} = \text{Disponibel realinntekt for selvstendige}$$

$$(4.3.4) \quad \bar{E}_2 = \frac{E_2 - T_3}{P_C^*} = \text{Disponibel realinntekt for selskaper}$$

En alternativ oppsplitting av $\bar{W} + \bar{E}_1$ som har vært forsøkt, er

$$(4.3.5) \quad \bar{W}' = \frac{W + V_2 - T_1}{P_C^*} = \text{Disponibel realinntekt for lønnstakere}^{14)}$$

$$(4.3.6) \quad \bar{S} = \frac{V_1}{P_C^*} = \text{Disponibel realinntekt for trygdede (pensjonister)}^{14)}$$

$$(4.3.7) \quad \bar{E}_1' = \frac{E_1 - T_2}{P_C^*} = \text{Disponibel realinntekt (ekskl. korttidsstønader) for selvstendige}$$

På grunn av (4.3.1) har vi

$$(4.3.8) \quad \bar{W} + \bar{E}_1 = \bar{W}' + \bar{S} + \bar{E}_1'$$

Tabell 1 viser utviklingen i inntektskomponentene (4.3.2)-(4.3.7) samt totalkonsumet C_P^* i perioden 1951-1970.

Nasjonalregnskapets stønadsbegrep ($V_1 + V_2$) omfatter ikke bare kontantstønader, men også naturalstønader fra de sosiale trygder. Den viktigste komponent er syketrygdens naturalstønader. Vi må regne med at disse stønadspostene i en viss utstrekning er motposter til de poster i nasjonalregnskapets konsumbegrep som vi har valgt å utelate fra konsumbegrepet i makro-konsumfunksjonen. Det kan derfor hevdes at naturalstønadene også bør utelates fra inntektsbegrepet. La

$$(4.3.9) \quad \bar{W}^* = \frac{W + V_1 - V_{Nat} - T_1}{P_C^*} = \text{Disponibel realinntekt (ekskl. syketrygdens naturalstønader) for lønnstakere og trygdede}$$

hvor

V_{Nat} = Syketrygdens naturalstønader (Kilde: Statistisk Årbok, NOS "Syketrygden" og Rikstrygdeverkets årsmelding og regnskap)

(I perioden 1951/70 varierte V_{Nat} 's andel av $V_1 + V_2$ mellom 18.3 og 22.6 prosent).

Ut fra apriori overveielser er det imidlertid ikke opplagt av \bar{W}^* gir et bedre uttrykk for den konsummotiverende inntekt for lønnstakere og trygdede enn

¹⁴⁾ Det har ikke lett seg gjøre å beregne skatt på lønnstakere og trygdede separat. Av denne grunn er skatt på trygdede tilregnet lønnstakere, slik at \bar{S} får karakter av en bruttoinntekt. En del av trygdeytelsene er imidlertid skattefrie, men vi må likevel regne med at \bar{S} i noen grad overurderer veksten i den realdisponibele inntekt for trygdede.

W. Det er grunn til å regne med at også naturalstønadene har en positiv effekt på det "privatfinansierte" konsum, men det er kanskje noe rigorøst å forutsette at de har samme marginale konsumtilbøyelighet som kontantstønadene og de øvrige inntektskomponenter. En del beregninger basert på inntektsbegrepet \bar{W}^* er likevel forsøkt.

IV. 4. Beregningsresultater

A. Valg av estimeringsmetode. Mikro- contra makrodata.

To metoder for estimering av parametrerne i makro-konsumfunksjonen har vært vurdert, nemlig:

- (i) Estimering direkte på makro(tidsserie)data.
- (ii) Estimering ut fra makrodata, idet estimater basert på mikro(tverrsnitts)-data benyttes som apriori informasjon ved estimeringen.

Metode (ii) har vært anvendt av blant annet Klein og Goldberger ([21], pp. 57-66). Vi vil skissere hvorledes den kunne brukes til estimering av parametrerne i (4.2.5). Anta at regresjonsberegninger basert på et tverrsnittsmateriale har gitt estimater på de marginale konsumtilbøyeligheter for de tre sosialgrupper lik henholdsvis $\hat{\beta}_L$, $\hat{\beta}_S$, og $\hat{\beta}_T$. Vi kunne ta forholdene mellom disse estimatene som "apriori informasjon" og beregne

$$Q = \frac{R_L}{N} + \left(\frac{\hat{\beta}_S}{\hat{\beta}_L} \right) \frac{R_S}{N} + \left(\frac{\hat{\beta}_T}{\hat{\beta}_L} \right) \frac{R_T}{N}$$

på grunnlag av tidsserier for R_L , R_S , R_T og N . Så kunne vi estimere α og β_L ved å beregne regresjonen av C_p/N m.h.p. Q , og til slutt finne estimater for β_S og β_T ved å multiplisere tidsserieestimatet for β_L med tverrsnittsestimatene for β_S/β_L og β_T/β_L .

For å kartlegge mulighetene for å velge et slikt opplegg ble det foretatt noen prøveberegninger på materialet fra Forbruksundersøkelsen 1967¹⁵⁾. For hele materialet under ett (3 645 husholdninger) gav beregning av regresjonen av total forbruksutgift (inkl. utgifter til kjøp av egne transportmidler) (C) m.h.p. antatt inntekt ifølge kommuneskatteligningen (Y) følgende resultat (C og Y er målt i kroner. Estimert standardavvik er gitt i parentes.)

$$(4.4.1) \quad C = 14713 + 0.3736 Y \\ (0.0122)$$

Regnet på pr. capita-basis ble resultatet

$$(4.4.2) \quad \frac{C}{n} = 4518 + 0.3864 \frac{Y}{n} \\ (0.0095)$$

hvor n er antall husholdningsmedlemmer. De multiple korrelasjonskoeffisienter er

15) Samme datamateriale som det som ligger til grunn for beregningene i [6], ble benyttet.

henholdsvis 0.451 og 0.559.¹⁶⁾

Disse anslag på den marginale konsumtilbøyelighet avviker nokså sterkt fra den vanlige oppfatning av størrelsesordenen av denne parameter på makronivå.¹⁷⁾ Flere forsøk har vært gjort på å forklare slike uoverensstemmelser mellom tverrsnittsdata- og tidsserieestimater! (Se f.eks. [22] og [23]!) Det er imidlertid grunn til å tvile på om de estimatorer en oppsplitting av Forbruksundersøkelsens materiale på sosialgrupper ville gi, inneholder særlig meget informasjon om de tilsvarende parametre på makronivå. Vi må regne med at anslag for husholdningsinntekt basert på individuelle skatteligningsoppgaver er inadekvate som uttrykk for konsummotiverende inntekt. Dette gjelder antagelig ikke bare antatt inntekt¹⁸⁾, men til en viss grad også andre inntektsbegreper dannet ved å inkludere inntektsposter som kommer til fradrag ved beregning av antatt inntekt. (Cfr. innledningsavsnittet til [18].) Vi fant derfor ikke å ville forfølge denne linje videre.¹⁹⁾

Vi er følgelig blitt stående ved metode (i) og har valgt å basere estimeringen på enkel minste kvadraters metode. En grunn til dette er at korrelasjonen mellom den venstreside- og de høyresidevariable i vårt tidsseriemateriale er såvidt sterkt at det antagelig er lite vunnet ved å utføre føyningen ved mer raffinerte metoder.

I det følgende vil det bli gitt resultater av regresjonsberegninger for perioden 1951-1970 (eller deler av den - cfr. fotnote 34) basert på variabeldefinisjonene i avsnitt IV. 3. Alle tall er regnet i millioner kroner. R betegner multippel korrelasjonskoeffisient, d Durbin-Watson-observatoren og v den residuale

- 16) Bedømt ved den multiple korrelasjonskoeffisient er føyningsgraden i mikro-relasjoner generelt dårligere enn i tilsvarende relasjoner basert på makro-data. Dette henger sammen med at et mikro(tverrsnitts)materiale viser variasjon i flere "retninger" enn tilsvarende makro(tidsserie)data.
- 17) Anslagene ville selvfølgelig blitt annerledes om vi istedenfor antatt inntekt hadde benyttet et nettoinntektsbegrep, men det er lite trolig at det ville påvirket hovedkonklusjonen vesentlig. Datamaterialet lå forøvrig dårlig til rette for å velge et inntektsbegrep som er korrigert for direkte skatter og overføringer.
Beregninger med utgangspunkt i en "generalisert Friedman-modell" som er foretatt av Harold Watts på basis av materiale fra Forbruksundersøkelsen 1958 (se [36]), gav estimatorer på den marginale konsumtilbøyelighet m.h.p. "permanent income" av størrelsesorden 0.6-0.7, altså vesentlig høyere enn våre anslag. Også disse beregninger bygger på et inntektsbegrep som ikke er korrigert for skatter. Watts' resultater er imidlertid ikke helt sammenlignbare med våre, idet hans observasjonsmateriale bare gjelder én sosialgruppe (funksjonærer).
- 18) Det kan nevnes at i det materiale som ligger til grunn for beregningene ovenfor, er gjennomsnittet for total forbruksutgift høyere enn for antatt inntekt (henholdsvis 22122 og 19831 kroner). Hadde vi korrigert for direkte skatter og overføringer, ville forskjellen blitt enda mer påfallende.
- 19) Dette er imidlertid ikke å oppfatte som noen definitiv konklusjon. Når vi får materiale fra flere inntekts/forbruksundersøkelser til disposisjon, er det all grunn til å arbeide videre med disse problemer.

variasjonskoeffisient (forholdet mellom estimert standardavvik på restleddet og gjennomsnittet for den "venstresidevariable"). I parentes under estimatene er angitt de tilhørende estimerte standardavvik. For noen relasjoner er det også beregnet korrelasjonskoeffisienter mellom de enkelte estimatene. Vi lar ρ_{ij} betegne korrelasjonskoeffisienten mellom estimatene på koeffisientene foran "høyresidevariabel" nr. i og nr. j.²⁰⁾ Etter symbolet t er angitt hvilken tidsperiode som er lagt til grunn ved estimeringen.

B. Statistiske relasjoner med totalt privat konsum (C_P^*) som "venstresidevariabel" og inntektsvariable som "høyresidevariabel". Ingen restriksjoner på koeffisientene.

$$(4.4.3) \quad C_P^* = 3023 + 0.9913 \bar{W} + 0.2322 \bar{E}_1 + 0.1224 \bar{E}_2$$

(0.0434) (0.2067) (0.1011)

$$t: 1951/70 \quad R = 0.9984 \quad d = 2.38 \quad v = 1.37 \%$$

$$(4.4.4) \quad C_P^* = a_4 + b_4 \bar{W} + c_4 \bar{E}_1 + u_4$$

	\hat{a}_4	\hat{b}_4	\hat{c}_4	t	R	d	v	ρ_{12}
a)	3180	1.0214 (0.0360)	0.2124 (0.2089)	1951/70	0.9983	2.30	1.39 %	-0.9082
b)	3929	0.8993 (0.0530)	0.3812 (0.2406)	1951/60	0.9956	2.19	0.96 %	-0.7591
c)	4028	1.0253 (0.0534)	0.0489 (0.3694)	1961/70	0.9942	2.76	1.50 %	-0.6164
d)	2818	0.9908 (0.0300)	0.3768 (0.1480)	1952/68	0.9993	1.71	0.74 %	-0.9340

$$(4.4.5) \quad C_P^* = 2352 + 1.0659 \bar{W}^* + 0.3648 \bar{E}_1$$

(0.0311) (0.1430)

$$t: 1952/68 \quad R = 0.9993 \quad d = 2.03 \quad v = 0.72 \%$$

$$\rho_{12} = -0.9343$$

$$(4.4.6) \quad C_P^* = 1092 + 1.3713 \bar{W}' + 0.3219 \bar{S} - 0.1978 \bar{E}'_1 + 0.2576 \bar{E}'_2$$

(0.1919) (0.2911) (0.2971) (0.1109)

$$t: 1951/70 \quad R = 0.9987 \quad d = 2.26 \quad v = 1.28 \%$$

20) I tilfellet med to høyresidevariable er korrelasjonskoeffisienten ρ_{12} lik korrelasjonskoeffisienten mellom de høyresidevariable, med motsatt fortegn. Se f.eks. [3], pp. 252-254.

$$(4.4.7) \quad C_P^* = a_7 + b_7 \bar{W}' + c_7 \bar{S} + d_7 \bar{E}_1' + u_7$$

\hat{a}_7	\hat{b}_7	\hat{c}_7	\hat{d}_7	t	R	d	v	ρ_{12}	ρ_{13}	ρ_{23}
a) 2342 (0.1965)	1.1834 (0.2667)	0.7171 (0.3091)	0.0708	1951/70	0.9982	2.10	1.44%
b) 1388 (0.1969)	1.2055 (0.3538)	0.5449 (0.1639)	0.3054	1952/68	0.9994	1.87	0.74%	-0.9813	-0.6194	+0.4734

$$(4.4.8) \quad C_P^* = a_8 + b_8 (\bar{W}' + \bar{E}_1') + c_8 \bar{S} + u_8$$

\hat{a}_8	\hat{b}_8	\hat{c}_8	t	R	d	v	ρ_{12}
a) 3301 (0.0776)	0.7617 (0.1649)	1.2270 (0.1649)	1951/70	0.9977	2.17	1.61 %	-0.9586
b) 3887 (0.0948)	0.7048 (0.2379)	1.3613 (0.2379)	1952/68	0.9990	1.59	0.90 %	-0.9872

$$(4.4.9) \quad C_P^* = a_9 + b_9 (\bar{W}' + \bar{S}) + c_9 \bar{E}_1' + u_9$$

\hat{a}_9	\hat{b}_9	\hat{c}_9	t	R	d	v	ρ_{12}
a) 3087 (0.0292)	0.9862 (0.2016)	0.3088 (0.2016)	1951/70	0.9981	2.24	1.45 %	-0.8520
b) 2832 (0.0249)	0.9702 (0.1415)	0.4095 (0.1415)	1952/68	0.9993	1.61	0.75 %	-0.9058

$$(4.4.10) \quad C_P^* = a_{10} + b_{10} (\bar{W} + \bar{E}_1) + u_{10}$$

\hat{a}_{10}	\hat{b}_{10}	t	R	d	v
a) 1613 (0.0163)	0.9091 (0.0163)	1951/70	0.9971	1.59	1.73 %
b) 3095 (0.0334)	0.8184 (0.0334)	1951/60	0.9934	1.68	1.09 %
c) 954 (0.0486)	0.9358 (0.0486)	1961/70	0.9894	1.83	1.90 %
d) 1878 (0.0119)	0.8911 (0.0119)	1952/68	0.9987	1.60	0.98 %

$$(4.4.11) \quad C_P^* = 4590 + 1.0175 \bar{W} + 0.3676 \bar{E}_1 - 2.9186 \frac{N_L}{(7.5743) N_L + N_S}$$

t: 1952/68 R = 0.9993 d = 1.77 v = 0.77 %

$$(4.4.12) \quad C_P^* = 1349 + 0.9451 (\bar{W} + \bar{E}_1)$$

(0.0131)

t: 1952/68 R = 0.9986 d = 1.66 v = 1.02 %

C. Dynamiske relasjoner med totalt privat konsum (C_P^*) som "venstresidevariabel".

Ingen restriksjoner på koeffisientene.

$$(4.4.13) \quad C_P^* = 2719 + 0.1156 C_{P-1}^* + 0.9064 \bar{W} + 0.2144 \bar{E}_1$$

(0.2495) (0.2507) (0.2139)

t: 1951/70 R = 0.9983 v = 1.42 %

$$(4.4.14) \quad C_P^* = a_{14} + b_{14} C_{P-1}^* + c_{14} (\bar{W} + \bar{E}_1) + u_{14}$$

	\hat{a}_{14}	\hat{b}_{14}	\hat{c}_{14}	t	R	v	ρ_{12}
a)	672	0.4638 (0.1888)	0.5132 (0.1618)	1951/70	0.9979	1.53 %	-0.9960
b)	1827	0.2910 (0.1623)	0.6113 (0.1192)	1951/60	0.9955	0.96 %	-0.9688
c)	564	0.5175 (0.4629)	0.4675 (0.4215)	1961/70	0.9910	1.87 %	-0.9935
d)	1130	0.3543 (0.1563)	0.5920 (0.1323)	1952/68	0.9990	0.87 %	-0.9968

$$(4.4.15) \quad C_P^* = 732 + 0.3830 C_{P-1}^* + 0.6022 (\bar{W} + \bar{E}_1)$$

(0.1537) (0.1380)

t: 1952/68 R = 0.9990 v = 0.88 % $\rho_{12} = -0.9966$

$$(4.4.16) \quad C_P^* = a_{16} + b_{16} (\bar{W} + \bar{E}_1) + c_{16} (\bar{W} + \bar{E}_1)_{-1}$$

	\hat{a}_{16}	\hat{b}_{16}	\hat{c}_{16}	t	R	d	v	ρ_{12}
a)	1569	0.6798 (0.2242)	0.2413 (0.2354)	1951/70	0.9973	1.27	1.73 %	-0.9974
b)	3097	0.6888 (0.1526)	0.1347 (0.1545)	1951/60	0.9941	1.15	1.10 %	-0.9750
c)	882	0.4994 (0.4840)	0.4590 (0.5064)	1961/70	0.9905	1.41	1.92 %	-0.9948
d)	1893	0.7352 (0.1327)	0.1617 (0.1371)	1952/68	0.9988	1.09	0.97 %	-0.9961

D. Relasjoner basert på nasjonalregnskapets inndeling av det private konsum etter varighet.

Vi innfører følgende symboler:

C^I = Forbruk av varige konsumgoder, i 1961-priser

C^{II} = Forbruk av halv-varige konsumgoder, i 1961-priser

C^{III} = Forbruk av ikke-varige konsumgoder, i 1961-priser

C^{IV} = Forbruk av boligtjenester, i 1961-priser

C^V = Forbruk av andre tjenester, i 1961-priser

Vi har

$$(4.4.17) \quad C^I + C^{II} + C^{III} + C^{IV} + C^V = C_P - \text{Korreksjonsposter}^{21})$$

Relasjon nr.	Venstre- side- variabel	Koeff. for den høyresidevar.		t	R	d	v
		\bar{W}	\bar{E}_1				
(4.4.18)	C^I	0.2798 (0.0258)	0.3197 (0.1271)	1952/68	0.9949	1.19	4.00 %
(4.4.19)	C^{II}	0.0931 (0.0157)	-0.0022 (0.0772)	1952/68	0.9754	1.21	2.72 %
(4.4.20)	C^{III}	0.4220 (0.0142)	0.0599 (0.0698)	1952/68	0.9991	0.84	0.76 %
(4.4.21)	C^{IV}	0.0913 (0.0081)	-0.0065 (0.0401)	1952/68	0.9928	0.43	2.34 %
(4.4.22)	C^V	0.1806 (0.0166)	0.1106 (0.0818)	1952/68	0.9940	0.71	2.22 %

Relasjon nr.	Venstre- side- variabel	Koeff. for den høyre- sidevariab-		t	R	d	v
		\bar{W}	\bar{E}_1				
(4.4.23)	C^I	0.2862 (0.0075)		1952/68	0.9949	1.14	3.87 %
(4.4.24)	C^{II}	0.0776 (0.0047)		1952/68	0.9735	1.13	2.72 %
(4.4.25)	C^{III}	0.3632 (0.0063)		1952/68	0.9978	0.87	1.12 %
(4.4.26)	C^{IV}	0.0754 (0.0027)		1952/68	0.9906	0.59	2.58 %
(4.4.27)	C^V	0.1693 (0.0049)		1952/68	0.9938	0.86	2.19 %

21) Nordmenns konsum i utlandet minus utlendingers konsum i Norge. Se avsnitt V. 1.

Relasjon nr.	Venstre- side- variabel	Koeff. for den høyresidevar- iable		t	R	d	v
		$\bar{W} + \bar{E}_1$	$(\bar{W} + \bar{E}_1)_{-1}$				
(4.4.28)	C^I	0.2909 (0.0877)	-0.0049 (0.0906)	1952/68	0.9949	1.16	4.01 %
(4.4.29)	C^{II}	0.1155 (0.0542)	-0.0393 (0.0560)	1952/68	0.9744	1.32	2.77 %
(4.4.30)	C^{III}	0.2664 (0.0690)	0.1004 (0.0713)	1952/68	0.9980	0.73	1.09 %
(4.4.31)	C^{IV}	0.0175 (0.0274)	0.0601 (0.0283)	1952/68	0.9929	0.72	2.32 %
(4.4.32)	C^V	0.1343 (0.0565)	0.0363 (0.0584)	1952/68	0.9940	0.72	2.23 %

$$(4.4.33) \quad C^I = -2574 - 0.0139 C^I_{-1} + 0.2897 (\bar{W} + \bar{E}_1)$$

t: 1951/70 R = 0.9879 v = 7.06 %

$$(4.4.34) \quad C^{II} = 615 + 0.4242 C^{II}_{-1} + 0.0519 (\bar{W} + \bar{E}_1)$$

t: 1951/70 R = 0.9847 v = 2.77 %

$$(4.4.35) \quad C^{III} = 736 + 0.5439 C^{III}_{-1} + 0.1795 (\bar{W} + \bar{E}_1)$$

t: 1951/70 R = 0.9992 v = 0.85 %

$$(4.4.36) \quad C^{IV} = -63 + 1.0204 C^{IV}_{-1} + 0.0048 (\bar{W} + \bar{E}_1)$$

t: 1951/70 R = 0.9990 v = 1.09 %

$$(4.4.37) \quad C^V = -129 + 0.8382 C^V_{-1} + 0.0416 (\bar{W} + \bar{E}_1)$$

t: 1951/70 R = 0.9980 v = 1.52 %

E. Relasjoner estimert med apriori restriksjoner på koeffisientene.

$$(4.4.38) \quad C_P^* = 3141 + 1.0236 (\bar{W} + 0.2 \bar{E}_1)$$

t: 1952/68 R = 0.9992 d = 1.69 v = 0.75 %

$$(4.4.39) \quad C_P^x = 2784 + 0.9873 (\bar{W} + 0.4\bar{E}_1) \\ (0.0096)$$

t: 1952/68 R = 0.9993 d = 1.71 v = 0.72 %

$$(4.4.40) \quad C_P^x = 3064 + 1.0029 (\bar{W} + 0.2\bar{E}_1 + 0.1\bar{E}_2) \\ (0.0101)$$

t: 1952/68 R = 0.9992 d = 1.46 v = 0.74 %

$$(4.4.41) \quad C_P^x = 2719 + 0.9679 (\bar{W} + 0.4\bar{E}_1 + 0.1\bar{E}_2) \\ (0.0098)$$

t: 1952/68 R = 0.9992 d = 1.45 v = 0.75 %

$$(4.4.42) \quad C_P^x = 2446 + 0.1142 C_{P-1}^x + 0.8805 (\bar{W} + 0.4\bar{E}_1) \\ (0.1609) \quad (0.1509)$$

t: 1952/68 R = 0.9993 v = 0.73 %

$$(4.4.43) \quad C_P^x - \bar{S} = 2943 + 0.9571 \bar{W} + 0.4050 \cdot \bar{E}_1 \\ (0.0389) \quad (0.1478)$$

t: 1952/68 R = 0.9984 d = 1.59 v = 0.76 %²²⁾

$$(4.4.44) \quad C_P^x - \bar{S} - 0.8\bar{W} = 2922 + 0.1051 C_{P-1}^x + 0.4149 \bar{E}_1 \\ (0.0264) \quad (0.1476)$$

t: 1952/68 R = 0.9741 v = 0.76 %²²⁾

$$(4.4.45) \quad C_P^x = 2251 + 1.0542 (\bar{W} + 0.4\bar{E}_1) \\ (0.0100)$$

t: 1952/68 R = 0.9993 d = 2.01 v = 0.70 %

$$(4.4.46) \quad C_P^x = 1983 + 0.1089 C_{P-1}^x + 0.9454 (\bar{W} + 0.4\bar{E}_1) \\ (0.1551) \quad (0.1553)$$

t: 1952/68 R = 0.9994 v = 0.71 %

F. Konsumrelasjoner estimert på "per capita-form".

$$(4.4.47) \quad \frac{C_P^x}{N} = 943 + 0.9414 \frac{\bar{W}}{N} + 0.4182 \frac{\bar{E}_1}{N}$$

(0.0285) (0.1543)

t: 1952/68 R = 0.9987 d = 1.57 v = 0.78 %

$\rho_{12} = -0.8723$

22) Det residuale standardavvik er også her satt i relasjon til gjennomsnittet for C_P^x .

$$(4.4.48) \quad \frac{C_P^*}{N} = 664 + 0.8662 \frac{\bar{W} + \bar{E}_1}{N}$$

$$(0.0146)$$

$t: 1952/68 \quad R = 0.9979 \quad d = 1.62 \quad v = 0.96 \%$

$$(4.4.49) \quad \frac{C_P^*}{N} = 414 + 0.3236 \left(\frac{C_P^*}{N} \right)_{-1} + 0.6010 \frac{\bar{W} + \bar{E}_1}{N}$$

$$(0.1560) \quad (0.1285)$$

$t: 1952/68 \quad R = 0.9984 \quad v = 0.87 \%$

$\rho_{12} = -0.9947$

$$(4.4.50) \quad \frac{C_P^*}{N} = 666 + 0.7435 \frac{\bar{W} + \bar{E}_1}{N} + 0.1265 \left(\frac{\bar{W} + \bar{E}_1}{N} \right)_{-1}$$

$$(0.1280) \quad (0.1311)$$

$t: 1952/68 \quad R = 0.9980 \quad d = 1.17 \quad v = 0.96 \%$

$\rho_{12} = -0.9934$

G. Noen kommentarer til resultatene

Som kjent er en nødvendig forutsetning for korrekt bruk av teorier for statistisk inferens, herunder t- og F-tester i lineær-normale regresjonsmodeller, at den modell en vil benytte seg av, er fastlagt uavhengig av det observasjonsmateriale en vil bruke til å trekke sluttninger på grunnlag av modellen. Vi kan neppe gjøre krav på at denne forutsetning fullt ut er oppfylt i vårt tilfelle. Settet av apriori mulige utforminger av makro-konsumfunksjonen er stort, og "eksperimentering", hvor vi i det enkelte "eksperiment" lar valget av modell delvis være betinget av resultatene av tidligere regresjonsberegninger på det samme observasjonsmateriale, har vist seg nødvendig, her som i utallige andre økonometriske undersøkelser. Vi kan derfor ikke påberope oss at de størrelser på signifikansnivåer etc. som vi regner med, er de som faktisk "gjelder".

Med dette in mente vil vi her knytte noen kommentarer til beregningsresultatene B - F ovenfor, uten å gi oss i kast med noen inngående diskusjon.

1.a) En høy grad av multicollinearitet vanskelig gjør en presis estimering av parametrene i makro-konsumfunksjonen, på tross av at inntektskategoriene bevisst er forsøkt valgt slik at de i observasjonsperioden viser forskjellig utviklingsmønster. (Cfr. avsnitt IV. 2.) Selv om vi tar med 20 observasjonssett, har materialet neppe så stor variasjon "i alle retninger" at det kan gi grunnlag for estimering, uten apriori restriksjoner på koeffisientene, av relasjoner med mer enn to "høyresidevariabler". Problemet kommer til uttrykk dels gjennom urimelige punktestimater på de marginale konsumtilbøyeligheter²³⁾ (bl.a. estimater som er

²³⁾ Ved sammenligning av disse punktestimater med de tilsvarende anslag i MODIS III, må man ta hensyn til at konsumbegrepet her er mer omfattende enn det endogene konsum som er "venstresidevariabel" i konsumfunksjonen i MODIS III.

større enn 1 eller mindre enn 0), dels gjennom store standardavvik på estimatene (cfr. f.eks. relasjonene (4.4.3), (4.4.6), (4.4.11) og (4.4.13)).

b) Både når det gjelder føynningsgraden og plausibiliteten av punktestimatene på de marginale konsumtilbøyeligheter, er det vanskelig å skjelne mellom de øvrige relasjoner for totalkonsumet. Økonomisk teori gir oss ikke mange holdepunkter her. For perioden 1952-68 synes det vanskelig å komme under en restspredning på 0.75 % av observasjonsgjennomsnittet for totalkonsumet. Dette er noe under fjerdedelen av årlig vekstrate for totalkonsumet i observasjonsperioden. Hvis en som estimeringsperiode velger perioden 1951/70 (som inkluderer de fra et konsumsynspunkt unormale år 1969 og 1970), blir restspredningen naturlig nok betydelig større.

c) Som resultat av den sterke interkorrelasjon mellom de høyresidevariablene er korrelasjonen mellom estimatene på koeffisientene stort sett meget høy²⁴⁾. En refleks av dette er at punktestimatene i betydelig grad avhenger av hvilken estimeringsperiode som velges. (Cfr. relasjonene (4.4.4), (4.4.7), (4.4.14) og (4.4.16).)

2.a) De "kortsiktige" marginale konsumtilbøyeligheter som de dynamiske relasjoner gir, er betydelig lavere enn de som følger av de statiske relasjoner. (Sammenlign f.eks. relasjonene (4.4.14) og (4.4.16) med (4.4.10).) Punktanslaget for den konsumendring som en "kortsiktig" endring i den disponibele inntekt induserer, vil derfor i betydelig grad avhenge av hvorvidt en velger en statisk eller en dynamisk utforming av makro-konsumfunksjonen. (Cfr. beregningene i avsnitt IV.5, punkt B.)

De estimatorer på de "langsiktige" konsumtilbøyeligheter som de dynamiske relasjoner impliserer, avviker imidlertid ubetydelig fra nivået på den marginale konsumtilbøyelighet ifølge de statiske relasjoner. Anta at den disponibele inntekt $\bar{W} + \bar{E}_1$ vokser med rate r pro anno. Den "langsiktige" marginale konsumtilbøyelighet, som fåes ved å løse differensligningen (4.4.14), blir da $\bar{\beta} = \beta / (1 - \frac{\alpha}{1+r})$, hvor α er koeffisienten foran lagget konsum og β den "kortsiktige" marginale konsumtilbøyelighet. Relasjonen (4.4.14d) tilsvarer estimatet $\hat{\beta} = 0.9168$ for $r = 0$ og $\hat{\beta} = 0.8979$ for $r = 0.04$ (som omrent svarer til vekstraten for $\bar{W} + \bar{E}_1$ i de senere år - se tabell 1). Den "langsiktige" marginale konsumtilbøyelighet basert på relasjon (4.4.16) blir, under de samme forutsetninger, $\bar{\beta} = \gamma_1 + \frac{\gamma_2}{1+r}$, hvor γ_1 er den "kortsiktige" marginale konsumtilbøyelighet og γ_2 er koeffisienten foran

24) Det eksisterer dermed lineære kombinasjoner av koeffisientene som ut fra det foreliggende observasjonsmateriale kan estimeres med meget større presisjon enn koeffisientene enkeltvis. Av denne grunn blir konfidensområdene for parametrene "lange og smale" ellipser, hvor lengdeaksesenes helning reflekterer den lineære avhengighet mellom estimatene. (Cfr. eksemplet i [24], Ch. 6 § 6.) Vi får imidlertid, på grunnlag av relasjon (4.4.4d), forkastet at de marginale konsumtilbøyeligheter for lønnstakere + trygdede og for selvstendige er like (med 5% nivå).

lagget konsum. Relasjon (4.4.16d) tilsvarer estimatet $\hat{\beta} = 0.8969$ for $r = 0$ og $\hat{\beta} = 0.8907$ for $r = 0.04$. Vi ser at anslagene på $\bar{\beta}$ i begge tilfelle bare avviker ubetydelig fra estimatet 0.8911 som den statiske relasjon (4.4.10d) gir.

b) Hvorvidt enkel minste kvadraters metode anvendt på en autoregressiv relasjon av typen (4.4.14) skal gi konsistente estimatorer, avhenger av om det er autokorrelasjon i restleddene.²⁵⁾ Zellner og Geisel har i [37] forholdsvis inn-gående studert en slik relasjon og spesielt ofret spørsmålet om i hvilken grad sannsynlighetsmaksimeringsestimatene influeres av restleddsforutsetningene, oppmerksomhet. Deres resultater (som er basert på sesongjusterte kvartalstall for "personal disposable income" og "personal consumption expenditures") tyder på at punktestimatet for den parameter som tilsvarer den "langsiktige" marginale konsumtilbøyelighet, er relativt ufølsomt overfor valget av restleddsforutsetninger, mens estimatet på den "kortsiktige" marginale konsumtilbøyelighet i betydelig grad avhenger av restleddenes fordelingsegenskaper. (Se [37], pp. 872-873.)

Å avgjøre hvilke restleddsforutsetninger som bør legges til grunn ved estimering av en autoregressiv konsumfunksjon av typen (4.4.14), er vanskelig. Problemet består blant annet i at relasjonen kan tenkes fremkommet på forskjellige måter, som tilsvarer ulike tolkninger av restleddet. (Cfr. [24], Ch. 4 § 4, og [13], avsn. 1 og 4.) Av det som her er sagt, kan vi kanskje trekke den sluttning at et estimat på ca. 0.9 for den "langsiktige" marginale konsumtilbøyelighet²⁷⁾ i større grad gir uttrykk for en struktursammenheng enn de punktanslag for den "kortsiktige" konsumtilbøyelighet som våre beregninger gir.

3. Den tendens punktestimatene - som følge av multicollineariteten - har til å "skli for langt ut" i den ene eller andre retning når vi innfører mer enn to "høyresidevariable", kan vi til en viss grad motvirke ved å innføre apriori restriksjoner på koeffisientene. I relasjonene (4.4.38) - (4.4.42), (4.4.45) og (4.4.46) er det lagt restriksjoner på forholdet mellom de marginale konsumtilbøyeligheter (cfr. begynnelsen av punkt A ovenfor) - f.eks. er det i (4.4.39) fastlagt at den marginale konsumtilbøyelighet for selvstendige er 40% av den marginale konsumtilbøyelighet for lønnstakere + trygdede - mens det i relasjonene (4.4.43) og (4.4.44) er de absolutte størrelser som er bestemt - f.eks. er det i (4.4.43) utsatt at den marginale konsumtilbøyelighet for trygdede er lik én. Føyningsgraden påvirkes ikke i vesentlig grad av at det innføres slike apriori restrik-

25) Cfr. [24], Ch. 14 § 5. Vi ser bort fra muligheten for "simultaneous equation"-problemer.

26) Vi har ikke forsøkt å undersøke hvorvidt det er autokorrelasjon i restleddet i (4.4.14). Durbin-Watson's metode er inadekvat i dette tilfelle. Zellner og Geisel's beregninger (som nevnt basert på kvartalstall) tyder på en relativt sterk autokorrelasjon.

27) Zellner og Geisel's resultater - som ser ut til å være basert på omtrent samme inntekts- og konsumdefinisjoner som (4.4.14) - gav også anslag for denne parameter av størrelsesorden 0.8 - 0.9.

sjoner. Selv om estimatene virker rimeligere, er det imidlertid ikke gitt at de vil lede til bedre prediksjoner.

4. Utelater vi syketrygdens naturalstønader fra stønadsbegrepet (cfr. siste del av avsnitt IV. 3), later det ikke til at vi får bedre resultater - hverken når det gjelder føyningsgraden eller plausibiliteten av punktestimatene - enn om alle stønadskomponentene regnes med i den private disponible inntekt. (Sammenlign relasjonene med \bar{W} som inntektsvariabel med tilsvarende relasjoner basert på \bar{W}^* .)

5. Per capita-relasjonene (4.4.47-50) gir (naturlig nok) noe lavere anslag på de marginale konsumtilbøyeligheter enn de tilsvarende relasjonene på "totalnivåform". Fra et pedagogisk synspunkt er pr. capita-relasjonene kanskje å foretrekke (cfr. imidlertid avsnitt IV. 2), men fra et føynings- og prediksjons-synspunkt vinner vi neppe meget på å "trekke ut" av de variable den trendkomponenten som endringen i folkemengden representerer.

6. Relasjonene basert på en oppsplitting av nasjonalregnskapets totalkonsum på de 5 "varighetsgruppene" (relasjonene (4.4.18-37)) avdekker enkelte interessante trekk. Det ser først ut til at sammensetningen på "varighetsgrupper" av en konsumøkning fremkalt ved en gitt økning i den disponible inntekt ikke er invariant overfor fordelingen av denne inntektsøkning på sosialgrupper. (Se relasjonene (4.4.18-22).) Mens den marginale konsumtilbøyelighet overfor "varige" konsumgoder ifølge våre beregninger er av omtrent samme størrelsesorden for lønnstakere + trygdede som for selvstendige, ser den for de øvrige "varighetsgrupper" ut til å være noe lavere for selvstendige. Dette tyder på at den konsummodell det er lagt opp til i MODIS IV, kanskje er noe for enkel. Det er imidlertid vanskelig å se noen enkel og samtidig konsistent metode for sammenkobling av relasjoner basert på grupperingen etter varighet og konsumfordelings-relasjoner for en enda sterkere disaggregert gruppering (se avsnitt V), med mindre vi er villig til å la "varighetsgruppene" være fullstendig separable.

En annen konklusjon vi kan trekke, er at den type av "Keynes-inspirerte" konsumrelasjoner som vi her har benyttet, ser ut til å gi vesentlig bedre føyning (bedømt ut fra den residuale variasjonskoeffisient v) for de ikke-varige konsumgoder enn for de øvrige "varighetsgrupper".

IV. 5. En sammenligning av konsumrelasjoner fra et prediksjonssynspunkt.

Det som i første rekke avgjør hvor brukbar en relasjon vil være som makro-konsumfunksjon i MODIS IV, er hvor gode prediksjoner den vil lede til. Visse holdepunkter får en ved å sammenligne realiserte og beregnede konsumtall, slik det er gjort i tabell 2A-B. Det kan også være nyttig å undersøke hvor følsomt prediksjonsresultatet er overfor valg av relasjon under forskjellige forutsetninger om inntektsutviklingen.

For å kaste lys over det sistnevnte problem vil vi sammenligne relasjonene

(4.4.4d) og (4.4.14d) med relasjon (4.4.10d), som kan oppfattes som et spesialtilfelle av begge.

A. Relasjon (4.4.4d) contra (4.4.10d)

Som første illustrasjon vil vi sammenholde punkt- og intervallprediksjoner for totalkonsumet basert på relasjon (4.4.4d) med de punktprediksjonene relasjon (4.4.10d) gir. Beregningene er foretatt for verdier av \bar{W} og \bar{E}_1 som dels "følger", dels ikke "følger" trenden i disse variable i observasjonsperioden.²⁸⁾ Vi betegner disse verdiene med \bar{W}_T og \bar{E}_{1T} og lar C_{PT}^* stå for den realiserte verdi av C_p^* på prediksjonstidspunktet.

Antatt verdi av den høyre-sidevariable, mill. 1961-kr.		Punktprediksjon ifølge relasjon		Prosentvis avvik ifølge relasjon (4.4.4d) mellom punktprediksjon og øvre (nedre) grense i et	
\bar{W}_T	\bar{E}_{1T}	(4.4.10d) mill. 1961-kr.	(4.4.4d) mill. 1961-kr.	95% konfi- densinter- vall for E_{PT}^* 29)	95% predik- sjonsinter- vall for C_{PT}^* 29)
21 468	5 649	26 042	26 217	0.7	1.4
34 349	7 343	39 030	39 618	1.4	1.6
53 671	8 473	57 256	59 188	2.4	2.5
135 251	14 121	134 986	142 147	3.6	3.6
21 468	7 343	27 552	26 856	1.7	2.1
21 468	14 121	33 592	29 410	8.8	8.9
34 349	5 649	37 521	38 980	2.5	2.6
135 251	5 649	127 437	138 954	5.4	5.4

Den første "prediksjon" er basert på de faktiske verdier av \bar{W} og \bar{E}_1 i 1968, mens de tre neste prediksjoner representerer de inntektsnivåer vi kunne regne med hvis trenden i observasjonsmaterialet ble fulgt i henholdsvis ca. 9, 19 og 38 år. De fire siste alternativer gir eksempler på avvikelse fra denne trenden, i form av endringer bare i den ene inntektskomponent i forhold til 1968-nivået.

Disse beregningene antyder følgende: Hvis inntektsutviklingen i hovedtrekk

28) I observasjonsperioden var vekstraten for \bar{W} i gjennomsnitt omrent dobbelt så høy som for \bar{E}_1 (henholdsvis ca. 5% og ca. $2\frac{1}{2}\%$ p.a.).

29) Konfidensintervallet beregnes ved $\hat{C}_{PT}^* \pm t_0 \sqrt{\frac{1}{17}(1 + \frac{Q_1}{D})}$, prediksjonsintervallet ved $\hat{C}_{PT}^* \pm t_0 \sqrt{1 + \frac{1}{17}(1 + \frac{Q_1}{D})}$. (Cfr. appendix A.) t betegner 97.5%-fraktilen i t-fordelingen med 14 frihetsgrader.

representerer en forlengelse av trenden i observasjonsmaterialet, spiller valget av relasjon underordnet rolle - iallfall på ca. 10 års sikt. Avviker vi fra trenden, vil punktprediksjonene være følsomme overfor valg av relasjon. Usikkerheten kommer i dette tilfelle også til uttrykk i form av relativt vide prediksionsinterval for relasjon (4.4.4d).³⁰⁾

Eksemplet ovenfor gjaldt prediksjoner for nivået av totalkonsumet. I praksis vil det ofte være av vel så stor interesse å anslå den konsumendring som vil følge av gitte inntektsendringer.³¹⁾ Det er derfor foretatt beregninger for å belyse også en slik problemstilling.

I observasjonsperioden (1952/68) kan den gjennomgående inntektsutvikling grovt karakteriseres ved en årlig vekst i \bar{W} på ca. 1000 mill. 1961-kr. og i \bar{E}_1 på ca. 200 mill. 1961-kr. I regneeksemplene i tabell 3 er det tatt utgangspunkt i disse anslag, idet vi tenker oss dels marginale inntektsomfordelinger innen denne "totalramme" på 1200 mill.kr. (eks. 1-8), dels endringer i de to inntekts-kategorier proporsjonale med de gjennomgående endringstall i observasjonsperioden (eks. 10-12). (Av hensiktmessighetsgrunner er inntekts- og konsumtallene regnet i milliarder 1961-kroner. En nærmere redegjørelse for det teoretiske grunnlag og definisjon av symboler etc. er gitt i appendix A.)

Som ventet, er punktprediksjonen også for konsumendringen praktisk talt uavhengig av hvilken relasjon som velges dersom inntektsutviklingen svarer til en forlengelse av trenden i observasjonsperioden. (Se linje 4, 10, 11 og 12 i tabell 3.) Vi ser videre at det estimerte standardavvik på prediksjonsfeilen ($\sqrt{\eta_2}$) for relasjon (4.4.4d) ved alle alternativene er betydelig sett i forhold til punktprediksjonen for konsumendringen (kolonne 8 i tabell 3)³²⁾, på tross av at den multiple korrelasjonskoeffisient er så høy som 0.9993. Når $\Delta\bar{E}_{1T} = 0.2$ milliarder 1961-kr., er andelen eksempelvis 19.4 prosent. Et alternativt mål for den relative prediksjonsfeil er den estimerte variasjonskoeffisient for forventet konsumendring. Måler vi prediksjonsfeilen på denne måten, får vi, som rimelig kan være, til dels betydelig lavere verdier (kolonne 7 i tabell 3). For relasjon (4.4.4d) er minimumsverdien 1 prosent, som oppnås ved forlengelse av trenden i inntektsutviklingen i observasjonsperioden.

30) Andre beregninger som er foretatt, viser at denne tendens er enda sterkere i relasjoner med flere inntektskategorier. Cfr. for øvrig konklusjon (19) i appendix A.

31) Viktigheten av å skjelne mellom prediksjonsutsagn for nivå og for endring fremgår av appendix A.

32) Den minste verdi estimatet på standardavviket for prediksjonsfeilen i dette tilfelle kan anta, er $\sqrt{\hat{\eta}_2} = \hat{\sigma}\sqrt{2} = 0.2070$, som inntrer når inntektene forutesettes uendret. (Cfr. appendix A, formel (12)).

B. Relasjon (4.4.14d) contra (4.4.10d).

Vi vil så sammenligne den dynamiske relasjon (4.4.14d) med den korresponderende statiske (4.4.10d) under fire alternative forutsetninger om utviklingen i inntekten $Y = \bar{W} + \bar{E}_1$. Alle alternativer er basert på en gjennomsnittlig årlig vekstrate for Y fra år 1 (1968) til år 10 på 4%. Ved alternativ 1 er det antatt en jevn vekst, alternativ 2 gjelder en trinnvis utvikling i inntekten med to års "sprang", mens alternativene 3 og 4 beskriver utviklingsforløp med konstant inntektsnivå i henholdsvis siste og første del av perioden.

Beregningsresultater i form av punktprediksjoner for nivå og endring for konsumet er gitt i tabell 4. Også her får vi bekreftet at valget av relasjon spiller liten rolle for prognoseresultatet ved forlengelse av inntektstrenden i observasjonsmaterialet (alternativ 1).³³⁾ Antar derimot inntektsutviklingen et forløp som avviker sterkt fra en "steady-state"-utvikling, viser punktanslagene til dels betydelige forskjeller. I særlig grad gjelder dette alternativ 2 med trinnvis inntektsutvikling. Spesielt er det store diskrepanser i anslagene for konsumendringen, men disse utjevnes i noen grad når vi betrakter flere år under ett. Det er altså hovedsakelig når det er spørsmål om å tidfeste de konsumendringer som følger av kortstiltids svingninger i inntekten omkring en jevn vekstbane, at de to relasjonene vil lede til vesentlig forskjellige resultater. Observasjonsmaterialet peker ingen av relasjonene ut som desidert best. Skal en treffe et valg for en konkret problemstilling, kan det være nyttig å ta i betraktning at de konsumsvingninger den dynamiske relasjon gir, er "jevnere og glattere" enn de som følger av den statiske relasjon.

IV. 6. Konklusjon.

På grunnlag av beregningsresultatene i avsnittene IV.4 og IV.5 er det ikke helt lett å treffe et endelig valg av makrokonsumfunksjon i MODIS IV. En del varianter kan utelukkes, men det blir fortsatt et anselig antall alternativer igjen.

For å avgrense valgmulighetsområdet synes det gunstig å stille opp en liste over de kjennetegn vi mener makrokonsumfunksjonen bør ha, og undersøke hvilke alternativer blant dem som er forsøkt, som "slipper igjennom".³⁴⁾

1. Estimatene på samtlige koeffisienter bør være signifikant forskjellig fra null (med 5 eller kanskje 10 % nivå - cfr. dog innledningskommentarene til avsn. IV. 4, punkt G.).

33) Cfr. konklusjon 2a) i avsnitt IV.4., punkt G.

34) For å skaffe oss best mulig oversikt har vi i avsnitt IV. 4 forsøkt forskjellige estimeringsperioder. Vi vil imidlertid her ta det som gitt at det endelige valg av makrokonsumfunksjon bør være basert på observasjoner for årene 1952-1968, på den ene side fordi de aller fleste kvantitative restriksjoner på konsumvaremarkedene etter krigen var avviklet i 1952, på den annen side fordi årene 1969 og 1970 var "unormale" sett fra et konsumsynspunkt. (I økonometrisk terminologi kan vi si at observasjonene for disse år må antas å være generert ved en annen "struktur" enn de øvrige observasjonene.)

2. Durbin-Watson's test bør (for ikke-autoregressive relasjoner) ikke antyde autokorrelasjon i restleddet.
3. Punktestimatene på samtlige marginale konsumtilbøyeligheter bør ligge mellom null og én.
4. Den marginale konsumtilbøyelighet for trygdede bør være minst like stor som for lønnstakere, som igjen bør ha minst like høy marginal konsumtilbøyelighet som selvstendige. Selskapsinntekten bør enten ikke være konsummotiverende eller ha en lavere marginal konsumtilbøyelighet enn selvstendiges inntekt.
5. En dynamisk relasjon må - om den skal komme i betraktning - gi et nivå på den "langsiktige" marginale konsumtilbøyelighet svarende til det en "korresponderende" statistisk relasjon gir.³⁵⁾

Disse vil vi oppfatte som primære krav. Sekundære valgkriterier kunne være følgende: En relasjon bør, under ellers like forhold, ansees som desto bedre jo færre apriori restriksjoner i form av forutsetninger om den absolute eller relative størrelse på de marginale konsumtilbøyeligheter som er pålagt ved estimeringen. Det kan også være grunn til å preferere inntektsoppsplittingen \bar{W} , \bar{E}_1 fremfor \bar{W}' , \bar{S} , \bar{E}'_1 (se fotnote 14). Hvis flere relasjoner etter dette fremtrer som like gode, velges den som gis best føyning (uttrykt ved v).

Ut fra disse overveielser er vi kommet til følgende konklusjon:
Som primær makro-konsumfunksjon i (den første versjon av) MODIS IV velges relasjon (4.4.4d), altså

$$C_P^* = 2818 + 0.9908 \bar{W} + 0.3768 \bar{E}_1 \\ (0.0300) \quad (0.1480)$$

Det er imidlertid ikke meget som skiller den fra de relasjoner vi vil velge som sekundære, nemlig (4.4.10d), (4.4.14d), (4.4.39), (4.4.41) og (4.4.43) samt per capita-relasjonene (4.4.47) og (4.4.49).³⁶⁾

V. KONSUMFORDELINGSRELASJONENE.

V. 1. Innledning. Utlendingers contra nordmenns konsum.

Konsummodellen i MODIS IV spesifiserer 46 konsumvaregrupper - en fortegnelse over disse er gitt i tabell 5, som også angir hvorledes gruppene er dannet av konsumposter i nasjonalregnskapet og (med en viss grad av tilnærming) Forbruksundersøkelsen 1967. Disse grupper er igjen aggregater av "MODIS-varer". Flere hensyn har spilt inn ved dette valg av aggregeringsnivå. I retning av sterkt disaggregering trekker det forhold av inndelingen i "MODIS-varer" er forholdsvis sterkt disaggregert. Dessuten har det vært et ønske om, i en viss utstrekning, å skille ut avgifts- og subsidiebelagte varer som egne grupper. Et hensyn

35) Ved å pålegge kravene 3-5 får vi tatt hensyn til apriori informasjon som det er vanskelig å bringe eksplisitt inn ved estimering av parametrene.

36) En mulighet kunne være at en ble stående ved en konsummodell med 2-3 likestilte konsumfunksjoner, en fremgangsmåte som er benyttet i bl.a. [10]. Valget av relasjon i det enkelte tilfelle måtte i så fall treffes av modellBrukeren.

som trekker i motsatt retning, er at det antagelig er små muligheter for å tallfeste strukturparametre på en tilfredsstillende måte når konsumgrupperingen er sterkt disaggregert. Konsumet av de 46 konsumvaregrupper spres proporsjonalt på "MODIS-varer" ved en fordelingsmatrise.

Skillet mellom nordmenns og utlendingers konsum skaper et problem når vi skal fordele totalkonsumet på konsumgrupper. Nasjonalregnskapets registreringer av de enkelte konsumposter inkluderer i prinsippet de innenlandske konsumleveranser - altså både leveranser til nordmenn og til utlendinger. Det totalkonsumbegrepet som er "venstresidevariabel" i makrokonsumfunksjonen, representerer på den annen side - i likhet med nasjonalregnskapets anslag for det samlede private konsum - de totale konsumleveranser til nordmenn, altså innenlandske såvel som utenlandske leveranser.

For nærmere å redegjøre for problemet innfører vi følgende symboler:

$$C_i^N = \text{Nordmenns konsum i Norge av konsumgruppe nr. } i \\ (i=1, \dots, 46), \text{ målt i faste priser}$$

$$C_{47}^N = \text{Nordmenns konsum i utlandet, målt i faste priser}^{37)}$$

$$C_i^U = \text{Utlendingers konsum i Norge av konsumgruppe nr. } i \\ (i=1, \dots, 46), \text{ målt i faste priser}$$

$$C_i = C_i^N + C_i^U = \text{Totalt konsum i Norge av konsumgruppe nr. } i \\ (i=1, \dots, 46), \text{ målt i faste priser}$$

Vi lar C_p^U betegne utlendingers totale konsum i Norge, målt i faste priser, og har da

$$(5.1.1) \quad C_p^U = \sum_{i=1}^{46} C_i^U$$

Av (5.1.1) og definisjonen av C_p i avsnitt IV. 3 følger

$$(5.1.2) \quad C_p = \sum_{i=1}^{47} C_i^N$$

$$(5.1.3) \quad C_p = \sum_{i=1}^{46} C_i + C_{47}^N - C_p^U$$

Problemet består altså i at nasjonalregnskapet kan gi C_p oppsplittet i henhold til (5.1.3), men ikke etter (5.1.2), som vi primært er interessert i. Vi har likevel funnet det hensiktsmessig rent begrepsmessig å operere med separate sett av konsumfordelingsrelasjoner for nordmenn og utlendinger.

Delmodellen for utlendingers konsum er meget enkel, idet vi antar at utlendingers totale konsum i Norge fordeler seg proporsjonalt på konsumposter,

³⁷⁾ I det følgende vil vi oppfatte C_{47}^N som en egen konsumgruppe på linje med de 46 spesifiserte konsumgrupper.

altså

$$(5.1.4) \quad C_i^U = \beta_i^U C_p^U \quad (i=1, \dots, 46), \text{ hvor } \sum_{i=1}^{46} \beta_i^U = 1.$$

Her anslås C_p^U eksogent (eventuelt ved trendforlengelse). Flere muligheter for å fastlegge koeffisientene β_i^U foreligger. De kan f.eks. settes lik de tilsvarende budsjettdeler i nordmenns konsum, eventuelt etter at man apriori har utelukket noen av konsumpostene ved å sette de tilsvarende β_i^U -er lik null.³⁸⁾

Det "ikke-privatfinansierte" konsum, slik dette ble definert i avsnitt IV. 3, svarer til konsumgruppene 30 og 41. Det er liten grunn til å tilregne utlendinger noen del av dette konsumet. Vi setter derfor apriori $\beta_{30}^U = \beta_{41}^U = 0$ og får

$$(5.1.5) \quad C_p^{xx} = C_{30}^N + C_{41}^N$$

Også C_{30}^N og C_{41}^N anslås eksogent (eventuelt ved trendforlengelse). Det som dermed gjenstår, er nordmenns "privatfinansierte" konsum, C_p^x . Fordelingen av denne totalen på de resterende 45 konsumgrupper skjer ved tre typer av fordelingsrelasjoner.³⁹⁾ I avsnittene V. 2 - V. 4 vil vi gjøre nærmere rede for disse. I det følgende vil vi benytte symbolet S om fotskriftene til disse 45 privatfinansierte konsumgrupper.

V. 2. Relasjoner basert på enkel statistisk konsumteori

Den type av fordelingsrelasjoner som anvendes for de fleste konsumgrupper⁴⁰⁾, og som er "enerådende" i MODIS III, kan skrives på følgende måte:

$$(5.2.1) \quad \frac{\Delta(\frac{C_i^N}{N})}{C_i^N} = E_i \frac{\Delta(\frac{C_p^x}{N})}{C_p^x} + \sum_{j \in S} e_{ij} \frac{\Delta(\frac{P_j}{P_c})}{\frac{P_j}{P_c}} \quad (i \in S_1)$$

hvor p_j er prisindeksen for konsumgruppe nr. j, P_c^x prisindeksen for totalkonsumet, E_i er Engel-elastisiteten for konsumgruppe nr. i, e_{ij} er Cournotelastisiteten for konsumgruppe nr. i m.h.p. konsumgruppe nr. j og N representerer middelfolkemengden. Toppskift 0 på en variabel betegner dens verdi i modellens basisår, og

38) Alternativt kunne estimeringen av β_i^U baseres på ekstern informasjon om utlendingers forbruksammensetning i Norge. Fremgangsmåten på dette punkt var enda ikke i detalj fastlagt da dette ble skrevet.

39) I den første versjon av MODIS IV vil antagelig bare to av disse bli benyttet. Se avsnitt V. 3.

40) I den første versjon av MODIS IV vil relasjon (5.2.1) regulært bli benyttet for særlige konsumgrupper unntatt følgende: 23, 29, 30, 31, 36, 41 og 47. (Se tabell 5.)

symbolet Δ står for tilvekst i forhold til modellens basisår. S_1 representerer numrene på de konsumgrupper som denne type av relasjoner anvendes for. Slike tilvekstrelasjoner fremkommer ved logaritmisk differensiering av vanlige statiske "per-capita-etterspørselsrelasjoner", idet vi (i) dividerer nominalverdien av totalkonsumet og nominalprisene med prisindeksen for totalkonsumet (dette er til-latt p.g.a. etterspørselsrelasjonenes homogenitetsegenskap) og (ii) erstatter de "infinitesimale" tilvekster med år-til-år-tilvekster.

Relasjonene (5.2.1) kan omformes til

$$(5.2.2) \quad C_i^N = C_i^{N0} \frac{N}{N^0} \left\{ 1 + E_i \left(\frac{C_P^X}{C_P^{X0}} \frac{N^0}{N} - 1 \right) + \sum_{j \in S} e_{ij} \left(\frac{P_j}{P_j^0} \frac{P_C^X}{P_C} - 1 \right) \right\} \quad (i \in S_1)$$

som er lineære i C_P^X og "realprisene" P_j/P_C^X , gitt de eksogene og predeterminerte variable.⁴¹⁾

Ved spesifikasjonen av disse etterspørselsrelasjonene har vi latt fot-skift j løpe over samtlige "privatfinansierte" konsumgrupper, ikke bare subsettet S_1 . Dette synes å være en rimelig antagelse, siden alle de "privatfinansierte" konsumgrupper pr. forutsetning "konkurrerer" om det samme "budsjett", C_P^X .⁴²⁾

Anslag for Engelelastisitetene er fastlagt skjønnmessig, dels ut fra resultatene av regresjonsberegninger på nasjonalregnskapsdata⁴³⁾, dels på basis av materialet fra Forbruksundersøkelsen 1967. Begge sett av estimatorer er gjengitt i tabell 5. Metodene gir avvikende resultater for en del konsumgrupper, blant annet fordi estimatene til en viss grad gir uttrykk for forskjellig saksforhold. I prinsippet er det "tidsserieeffekten" som er av størst interesse for prognose-formål. Vi har derfor tillagt estimatene basert på nasjonalregnskapet størst vekt, men i de tilfelle da disse åpenbart er beheftet med feil, er "tverrsnitts-estimatene" fra Forbruksundersøkelsen benyttet som et korrektiv. De anslag vi er

41) Dette er hovedgrunnen til at vi har valgt approksimasjonen (5.2.1). Et alternativ kunne være å basere tilnærmelsen på konstantelastiske etterspørselsrelasjoner, som ville innebære

$$\Delta \ln \left(\frac{C_i^N}{N} \right) = E_i \Delta \ln \left(\frac{C_P^X}{N} \right) + \sum_j e_{ij} \Delta \ln \left(\frac{P_j}{P_C^X} \right)$$

Men dette ville bryte med lineariteten i MODIS førstig.

42) Fra et aksiomatisk (nyttemaksimerings)synspunkt er dette opplegg imidlertid ikke helt konsistent.

43) Estimeringsmetoden er beskrevet i [2], avsnitt 3. Beregningene bygger på observasjoner av C_i for perioden 1955-69. Den unøyaktighet som ligger i at elastisitetsberegningene baseres på disse bruttotallene istedenfor nettoan-slag for nordmenns konsum, C_i^N , neglisjeres.

blitt stående ved, er gitt i siste kolonne i tabell 5. Engelastisitetene vil hvert år bli justert proporsjonalt slik at konsistenskravet $\sum_{i \in S} \alpha_i E_i = 1$,

hvor $\alpha_i = \frac{P_i C_i^{NO}}{P^* C^* P}$, oppfylles.

Når anslagene for Engelastisitetene er fastlagt, estimeres Cournot-elastisitetene ved formelen

$$(5.2.3) \quad e_{ij} = \frac{E_i}{\tilde{\omega}} (\delta_{ij} - \alpha_j E_j) - \alpha_j E_i \quad (i \in S, j \in S)$$

hvor $\delta_{ij} = 1$ for $j=i$, 0 ellers. Estimeringsmetoden, som er foreslått av Frisch⁴⁴⁾, bygger på den forutsetning at samtlige konsumgrupper er behovsuavhengige i konsumteoriens forstand. Parameteren $\tilde{\omega}$, som kan tolkes som elastisiteten av pengenes grensenytte m.h.p. totalkonsumet, er satt lik -2⁴⁵⁾.

Anta fullstendig behovsuavhengighet er åpenbart urimelig med så sterk disaggregering som vi her benytter. Spørsmålet er imidlertid hvilken praktisk betydning en slik forutsetning har. Vi har overveiet å justere anslagene skjønnsmessig i de tilfelle da behovsuavhengighetsforutsetningen er klart urealistisk, ved å ta hensyn til apriori informasjon om arten av og styrken i behovsuavhengigheten⁴⁶⁾. Selv om det er vanskelig å gjennomføre justeringen på en enkel og samtidig konsistent måte, har vi i hvert fall her en viss mulighet for å raffinere estimeringsmetoden.

V. 3. Dynamiske relasjoner for "varige" konsumgoder.

Som et ledd i arbeidet med konsummodellen har det vært gjort noen forsøk på å beskrive etterspørselen etter "varige" konsumgoder ved hjelp av enkle dynamiske relasjoner. Beregningene har vært konsentrert om konsumgruppene 31 (kjøp av egne transportmidler) og 36 (TV- og radiomottakere), som vel er forholdsvis rendyrkede eksempler på det en vanligvis forstår med "varige" konsumgoder.

Resultatene har vært noe blandede, og vi kommer trolig ikke til å bygge slike relasjoner inn i den første versjon av MODIS IV. Likevel mener vi en del av resultatene har krav på interesse og har derfor valgt å presentere dem i dette notatet.

44) Se [12] og appendix B.

45) Ved estimering av $\tilde{\omega}$ er det forsøkt forskjellige metoder og varierende data-grunnlag og aggregeringsnivå. Resultatene gir ikke noe enhetlig bilde, men forskjellige gjennomsnittsmål peker i retning av en verdi i nærheten av -2. Såvel variasjonen i anslagsverdiene som statistiske spredningsmål tyder imidlertid på en betydelig usikkerhetsmargin. I appendix B er det redegjort for disse beregningene. Det kan i den forbindelse nevnes at Sato i en nylig publisert artikkell, [28], har foretatt sammenligninger av estimatorer for $\tilde{\omega}$ fra forskjellige land og er også kommet til -2 som en rimelig "kompromiss-verdi".

46) En slik modifikasjon av Frisch's opplegg er antydet i appendix C.

Beregningene er basert på følgende meget enkle dynamiske modell, som i hovedtrekk svarer til modeller utviklet og benyttet av blant andre Stone og Rowe [31], [32], Nerlove [25] og Houthakker og Taylor [16] (cfr. også Harberger [14], særlig Ch. III-IV):

$$(5.3.1) \quad s_t^* = a + bx_t$$

$$(5.3.2) \quad s_t - s_{t-1} = \lambda(s_t^* - s_{t-1})$$

$$(5.3.3) \quad q_t = s_t - s_{t-1} + \delta s_{t-1}$$

hvor

s_t = Beholdning av vedkommende varige forbruksgode ved utgangen av periode t

s_t^* = Ønsket beholdning av godet ved utgangen av periode t

x_t = Et mål for realinntekten i periode t

q_t = Kjøp av godet ("bruttoinvestering") i periode t

Alle de variable er regnet per capita, og tenkes målt i faste priser. Relasjon (5.3.1) er en ekstremt enkel hypotese om sammenhengen mellom inntekt og ønsket beholdning. Den kunne modifisieres i flere retninger f.eks. ved å innføre lag eller ved å ta med relative prisen. Relasjon (5.3.2) beskriver en såkalt "partial adjustment"-mekanisme: Konsumentene innretter seg slik at beholdningen i en periode vokser med en andel λ av differansen mellom ønsket beholdning ved periodens utgang og faktisk beholdning ved periodens begynnelse. Faktisk kjøp av godet er ved relasjon (5.3.3) bestemt som summen av netto tilvekst i beholdning, og depresiering av eksisterende beholdning, som antas å være en konstant andel δ av beholdningen ved begynnelsen av perioden. Tolkningen ovenfor innebærer at λ og δ begge ligger mellom 0 og 1. Dessuten vil det være rimelig å anta at b er positiv.

Vi vil oppfatte (5.3.1-3) som strukturrelasjoner. I det følgende tenker vi oss at relasjonene er forsint med additive stokastiske restledd. Eventuelle forutsetninger om restleddene vil det være naturlig å innføre når relasjonene er på 'struktur-form'. Dette vil være av betydning når vi i det følgende skal fastlegge en hensiktsmessig metode for estimering av strukturparametrene. Dessuten må vi innrette oss slik at den form av modellen som danner grunnlaget for estimeringen, ikke inneholder den uobserverbare variable s_t^* .

Ved å sette inn for $s_t - s_{t-1}$ fra (5.3.2) i (5.3.3) og deretter eliminere s_t^* ved hjelp av (5.3.1) får vi

$$(5.3.4) \quad q_t = \lambda a + \lambda b x_t + (\delta - \lambda) s_{t-1}$$

Hvis x_t oppfattes som eksogen variabel og s_{t-1} som predeterminert - en forutsetning det kan være naturlig å gjøre her - vil restleddet i (5.3.4) oppfylle

"Markov-forutsetningene", forutsatt at restleddene i strukturrelasjonene gjør det.

Dette trekker i retning av å forsøke å estimere strukturparametrenes ved å anvende minste kvadraters metode på (5.3.4). En slik estimeringsmetode reiser imidlertid to problemer, som vi skal se har når forbindelse med hverandre, nemlig: a) siden vi bare får estimert 3 parametre i den "reduserte form" (5.3.4), mens det er 4 strukturparametre som inngår, er strukturparametrenene i alminnelighet ikke identifiserbare; b) i praksis vil det kunne være vanskelig å skaffe observasjoner av s_t . (Det finnes eksempelvis oppgaver over bestanden av personbiler, men det lar seg vanskelig gjøre å skille ut den del som disponeres av private husholdninger.)

Før vi går videre, vil vi se på en alternativ tolkning av modellen. Relasjon (5.3.4) kan skrives på formen

$$(5.3.5) \quad q_t = \alpha + \gamma x_t + \beta s_{t-1}$$

som kan oppfattes som en strukturrelasjon og tolkes på følgende måte: Etterspørsselen etter godet avhenger ikke bare av den løpende inntekt, men også av initial beholdning av godet. I sin analyse av konsumetterspørsselen for USA legger Houthakker og Taylor denne relasjon (eller varianter av den) til grunn ved beskrivelse av etterspørselsstrukturen for hele spekteret av konsumgoder.⁴⁷⁾

De tolker β som en "vanedannelsesparameter" og mener det er rimelig å anta at den er positiv for ordinære konsumgoder og negativ for "varige" forbruksvarer.⁴⁸⁾

Den alternative modell blir dermed (5.3.3) og (5.3.5).

Det er altså følgende korrespondanse mellom strukturparametrenene i de to modeller, som det kan være nyttig å ha i tankene når vi skal tolke våre estimerater:

α tilsvarer λa

γ " λb

β " $\delta - \lambda$

dvs.

λ " $\delta - \beta$

b " $\gamma / (\delta - \beta)$

a " $\alpha / (\delta - \beta)$

Vi skal se på tre opplegg for estimering av strukturparametrenene. Vi vil først redegjøre for metodene og til slutt presentere de tallmessige resultater.

Metode 1. Eliminasjon av s , ingen restriksjoner på koeffisientene

Ved å 'lagge' (5.3.3) og (5.3.5) og ved hjelp av dem eliminere s_{t-2} og sette det fremkomne uttrykk for s_{t-1} inn i (5.3.3) i sin opprinnelige versjon,

47) Se [16], p. 9.

Vi benytter her periodeanalyse, mens Houthakker og Taylor først formulerer sin modell med kontinuerlig tid og deretter approksimerer til "endelige" tidsperioder. (Se [16], Ch. 1. III.) Det er lite trolig at dette raffinement kan ha noen sentral betydning.

48) Denne tolkning er forøvrig kritisert av Thonstad i [35].

får vi en relasjon som kan skrives på formen

$$(5.3.6) \quad q_t = \alpha\delta + (1+\beta-\delta)q_{t-1} + \gamma x_t - (1-\delta)\gamma x_{t-1}$$

$$= \alpha\delta + (1+\beta-\delta)q_{t-1} + \gamma \Delta x_t + \delta \gamma x_{t-1}$$

hvor $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$. En tilsvarende "redusert form" kan avledes av systemet (5.3.1-3). Siden den reduserte form i dette tilfelle inneholder 4 parametre, vil strukturkoeffisientene i alminnelighet være identifiserbare.

Det er en slik versjon Houthakker og Taylor velger som grunnlag for estimeringen. Den har imidlertid følgende svakhet: Hvis restleddene i strukturrelasjonene oppfyller "Markov-forutsetningene", vil restleddet i (5.3.6) bli autocorrelert. Siden relasjonen dessuten er autoregressiv, vil minste kvadraters metode gi inkonsistente estimatorer. (Se [24], Ch. 14.) Det er grunn til å regne med at skjeheten er betydelig også i små sample.

Metode II. Eliminasjon av s, apriori antagelse om δ

Denne metoden svarer til metode I, bortsett fra at vi her estimerer under den bibetingelse at δ er kjent. På denne måten "sparer" vi én estimeringsmessig frihetsgrad, idet de to siste ledd på høyre side av (5.3.6) kan erstattes med ett ledd, slik at vi får

$$(5.3.7) \quad q_t = \alpha\delta + (1+\beta-\delta)q_{t-1} + \gamma \Delta^* x_t$$

hvor $\Delta^* x_t = x_t - (1-\delta)x_{t-1}$ er observerbar.

Metode III. Beregning av s, estimering direkte ut fra strukturrelasjonene

Denne metode, som kanskje er den teoretisk sett mest tilfredsstillende av de tre, går ut på følgende: Vi skriver relasjon (5.3.3) på formen

$$(5.3.8) \quad s_t = q_t + (1-\delta)s_{t-1}$$

Hvis vi kjenner - eventuelt gjør en forutsetning om - s på et bestemt initialtidspunkt, kan vi ut fra informasjon om brutto-tilgangen q og en apriori anslagsverdi for δ beregne utviklingen i s. Dette gir grunnlag for å estimere strukturrelasjonen (5.3.5) (resp. (5.3.4)) direkte.

Ved estimeringen er benyttet nasjonalregnskapstall i faste priser for perioden 1951-1970. (Omregning av fastpristallene fra 1955- til 1961-prisbasis er foretatt ved enkel kjeding.) Ved anvendelse av metode III har vi sett bort fra den del av bestanden som er anskaffet før 1946, dvs. vi har satt $s_{1945} = 0$. Dette skulle vel ikke være en altfor urealistisk antagelse. Derved blir vi istand til å beregne de beholdningstall vi trenger for å kunne bruke denne metoden, på grunnlag av tilgangstall for etterkrigstiden. Som inntektsvariabel

x_t er valgt totalt privat konsum per capita målt i faste priser. Dette har visse svakheter som jeg vil komme tilbake til.

Det er liten grunn til å regne med at den bakenforliggende struktur vi søker å beskrive ved vår modell, har vært den samme i hele 20-årsperioden. Således ble importrestriksjonene på biler opphevet høsten 1960, og samme år begynte regulære fjernsynssendinger i Norge. Dette gjør det noe komplisert å analysere etter-spørseren etter de konsumgruppene vi her er interessert i, på grunnlag av observasjonsmateriale fra etterkrigstiden. Spesielt for fjernsynsapparater må vi regne med en introduksjonseffekt som kan forstyrre bildet i betydelig grad.

For til en viss grad å ta hensyn til slike strukturendringer har vi innført binærvariable d_{31} og d_{36} som tilleggsvariable i de "reduserte former" for de to konsumgruppene.

$$d_{31} = \begin{cases} 0 & \text{for } t=1951, \dots, 1960 \\ 1 & \text{for } t=1961, \dots, 1970 \end{cases}$$

$$d_{36} = \begin{cases} 0 & \text{for } t=1951, \dots, 1959 \\ 1 & \text{for } t=1960, \dots, 1970 \end{cases}$$

Vi får på denne måten tatt vare på additive skift i omsetningen. Vi kan imidlertid ikke utelukke at strukturendringene kan være av en mer fundamental art, slik at vi ikke har dekning for å anta at observasjonene fra 1950- og 1960-årene er hentet fra samme "univers".

Beregningresultater er presentert nedenfor. Først er gjengitt estimater på parametrerne i de reduserte former, dernest de avledede estimater på strukturparametrerne og tilslutt en oversikt over faktiske og beregnede forbrukstall ved de forskjellige estimeringsmetodene.

A. De reduserte former.

Metode I.

Konsumgruppe 31.

$$(5.3.9) \quad q_t = -432.34 - 0.6576 q_{t-1} + 0.1721 \Delta x_t + 0.1076 x_{t-1} + 107.24 d_{31}$$

(0.1775) (0.0365) (0.0177) (14.36)

$$R = 0.9938$$

Konsumgruppe 36.

$$(5.3.10) \quad q_t = 22.26 + 0.7054 q_{t-1} + 0.0099 \Delta x_t - 0.0034 x_{t-1} + 20.81 d_{36}$$

(0.1265) (0.0110) (0.0030) (4.09)

$$R = 0.9927$$

Metode IIForutsetning: $\delta = 0.10$ Konsumgruppe 31.

$$(5.3.11) \quad q_t = -102.83 + 0.0800 q_{t-1} + 0.2787 \Delta^k x_t + 89.37 d_{31}$$

$(0.1095) \quad (0.0416) \quad (20.63)$

$$R = 0.9852$$

Konsumgruppe 36.

$$(5.3.12) \quad q_t = 9.51 + 0.5772 q_{t-1} + 0.0009 \Delta^k x_t + 22.75 d_{36}$$

$(0.0670) \quad (0.0080) \quad (3.81)$

$$R = 0.9920$$

Metode IIIKonsumgruppe 31.a) Forutsetning: $\delta = 0.20$

$$(5.3.13) \quad q_t = -698.03 + 0.1663 x_t - 0.2913 s_{t-1} + 69.65 d_{31}$$

$(0.0330) \quad (0.0901) \quad (17.71)$

$$R = 0.9860$$

b) Forutsetning: $\delta = 0.10$

$$(5.3.14) \quad q_t = -714.14 + 0.1685 x_t - 0.1974 s_{t-1} + 55.35 d_{31}$$

$(0.0372) \quad (0.0678) \quad (19.53)$

$$R = 0.9849$$

Konsumgruppe 36.a) Forutsetning: $\delta = 0.10$

$$(5.3.15) \quad q_t = .93 - 0.0083 x_t + 0.1167 s_{t-1} + 36.86 d_{36}$$

$(0.0115) \quad (0.0727) \quad (5.97)$

$$R = 0.9769$$

b) Forutsetning: $\delta = 0.05$

$$(5.3.16) \quad q_t = 27.12 - 0.0028 x_t + 0.0613 s_{t-1} + 35.88 d_{36}$$

$(0.0146) \quad (0.0701) \quad (6.85)$

$$R = 0.9744$$

B. Strukturparametrene.Konsumgruppe 31: Kjøp av egne transportmidler

	Metode I	Metode II	Metode III	
			Alt. a)	Alt. b)
$\hat{\beta}$	-1.0321	-0.8200	-0.2913	-0.1974
$\hat{\gamma}$	0.1721	0.2787	0.1663	0.1685
$\hat{\delta}$	0.6254	0.1000	0.2000	0.1000
$\hat{\lambda}$	1.6575	0.9200	0.4913	0.2974
\hat{b}	0.1038	0.3029	0.3385	0.5664

Konsumgruppe 36: TV- og radiomottakere

	Metode I	Metode II	Metode III	
			Alt. a)	Alt. b)
$\hat{\beta}$	-0.6330	-0.3228	0.1167	0.0613
$\hat{\gamma}$	0.0099	0.0009	-0.0083	-0.0028
$\hat{\delta}$	-0.3384	0.1000	0.1000	0.0500
$\hat{\lambda}$	0.2946	0.4228	-0.0167	-0.0113
\hat{b}	0.0336	1.3649	0.4958	0.2434

C. Faktiske og beregnede forbrukstall.

Faktiske og beregnede forbrukstall for konsumgruppe 31
 (Kjøp av egne transportmidler).
 1961-kroner per capita.

År	Faktisk forbruk per capita	Beregnet forbruk per capita			
		Metode I	Metode II	Metode III	
				Alt. a)	Alt. b)
1951	22.15	22.11	6.41	10.42	6.26
1952	40.56	46.09	59.83	30.83	27.19
1953	44.63	49.85	66.19	47.05	45.37
1954	60.40	55.24	58.29	56.44	56.07
1955	57.78	55.59	62.07	62.63	64.10
1956	53.76	70.01	67.75	73.59	75.56
1957	78.18	73.93	53.19	76.95	78.03
1958	71.53	51.82	38.15	63.17	65.27
1959	79.09	87.91	91.04	85.77	87.42
1960	128.46	123.99	133.61	129.68	131.25
1961	224.93	233.00	236.48	230.52	221.66
1962	192.09	176.78	210.03	212.63	214.12
1963	204.80	222.96	223.91	220.74	224.02
1964	242.28	237.15	231.78	231.04	234.67
1965	246.84	228.37	230.19	229.23	234.24
1966	256.59	257.28	257.37	245.49	249.41
1967	273.98	274.62	260.16	261.20	262.60
1968	266.30	283.48	260.53	272.21	270.70
1969	382.76	363.75	351.79	341.69	335.37
1970	272.94	286.13	301.29	318.76	316.71

Faktiske og beregnede forbrukstall for konsumgruppe 36
 (TV- og radiomottakere).
 1961-kroner per capita.

År	Faktisk forbruk per capita	Beregnet forbruk per capita			
		Metode I	Metode II	Metode III	
				Alt. a)	Alt. b)
1951	14.56	17.14	18.15	21.34	20.05
1952	15.63	19.37	18.42	20.93	20.27
1953	19.04	19.68	19.05	20.55	20.50
1954	19.45	21.17	20.99	20.83	21.03
1955	25.39	21.10	21.23	21.05	21.52
1956	25.43	25.07	24.68	21.79	22.32
1957	28.06	24.11	24.66	22.83	23.22
1958	25.55	25.15	26.13	24.57	24.40
1959	25.05	25.35	24.84	24.28	24.85
1960	48.31	46.54	47.43	59.54	60.73
1961	56.79	61.95	60.89	60.57	62.10
1962	65.68	65.36	65.67	63.43	64.28
1963	78.81	71.53	70.86	66.54	66.73
1964	78.51	80.16	78.46	70.63	69.82
1965	75.48	78.88	78.27	74.42	72.78
1966	79.94	76.96	76.60	76.60	75.14
1967	82.69	79.10	79.18	78.97	77.62
1968	76.20	80.01	80.77	81.44	80.17
1969	78.68	77.80	77.31	80.08	81.26
1970	72.94	75.71	78.56	81.81	83.40

De hovedkonklusjoner vi trekker av disse resultatene, vil vi sammenfatte i følgende punkter:

1. Som helhet synes føyningen å være bedre for konsumgruppe nr. 31 enn for konsumgruppe nr. 36.
2. Selvom metode I (som krever estimering av samtlige 4 strukturparametere) gir noe bedre føyning enn metodene II og III (som er basert på apriori informasjon om én av strukturparametrene), har den en tendens til å gi uakseptable estimatorer på strukturparametrene (f.eks. $\hat{\lambda} > 1$ for konsumgruppe nr. 31 og $\hat{\delta} < 0$ for konsumgruppe nr. 36).
3. Hvilken depresieringsrate som velges (ved metode III), synes å være

av underordnet betydning for føyningen⁴⁹⁾, men estimatene på de øvrige strukturparametere er følsomme overfor det valg som treffes.

Resultatene avhenger altså i betydelig grad av 1) hva som forutsettes a priori (metode I contra metode II; metode III alt. a) contra alt. b)), og 2) hvilken estimeringsmetode som velges (metode II contra metode III). Resultatene for konsumgruppe nr. 36 sett under ett tyder på at modellen neppe gir en adekvat beskrivelse av etterspørselsstrukturen for denne konsumgruppen. En grunn til dette er nok at observasjonsmaterialet er sterkt preget av "introduksjonsforløpet" for TV-apparater i begynnelsen av 1960-årene.

De beregningsresultater som er referert foran, er basert på totalt privat konsum som inntektsbegrep.⁵⁰⁾ De variasjoner i det totale private konsum vi observerer fra år til år, vil ofte kunne tilbakeføres til svingninger i kjøp av varige konsumgoder. Dette tilsier en viss forsiktighet ved tolkning av våre beregningsresultater. Hvis modellen skal være egnet til å forutsi svingninger i forbruket av "varige" konsumgoder, vil den forøvrig kreve at vi er i stand til å forhåndsberegne svingningene i totalkonsumet. Disse forhold svekker i noen grad modellens brukbarhet som prediksionsmodell.

Med sikte på å kaste lys over betydningen av valg av inntektsvariabel er det utført beregninger hvor privat disponibel realinntekt er brukt som "høyresidevariabel" istedenfor totalt privat konsum. Resultatene gir ikke grunnlag for noen entydig konklusjon, men peker i retning av følgende: Ved alle tre metodene synes føyningen å bli noe dårligere. Spesielt ved metodene II og III later det til å være vanskeligere å "forklare" svingningene i konsumet. Således gir metode III estimatorer for γ og β som ikke er signifikant forskjellig fra null (med 5% nivå).

Arbeidet med å endogenisere kjøp av "varige" konsumgoder befinner seg fremdeles på eksperimentstadiet. Med tiden kan det kanskje bli aktuelt å prøve lignende opplegg for andre "varige" eller "halvvarige" konsumgoder. Dette fordrer imidlertid bedre muligheter for å kartlegge beholdningene av slike goder enn vi har i dag. I den første versjon av MODIS IV vil forbruksanslagene for konsumgruppene 31 og 36 antagelig bli basert på enkle statiske relasjoner (se avsnitt V. 2), eller de vil bli gitt eksogent.⁵¹⁾

49) Beregninger basert på beholdningstall anslått ved å forutsette lineær istedenfor proporsjonal depresiering bekrefter dette inntrykk.

50) Houthakker og Taylor, [16], benyttet samme fremgangsmåte på dette punkt.

51) I MODIS III blir kjøp av egne transportmidler anslått eksogent, mens en enkel statistisk relasjon benyttes for kjøp av TV- og radioapparater.

V. 4. Enkle trendrelasjoner.

For konsumgrupper hvor den teori som ligger til grunn for relasjonene i avsnitt V. 2 og V. 3, ikke er særlig egnet, blant annet konsumgrupper hvor forbruket hovedsakelig begrenses fra tilbudssiden, har vi funnet at det beste vi på det nåværende tidspunkt kan gjøre, er å benytte enkel eksponentiell trendforlengelse. I den første versjonen av MODIS IV gjelder dette konsumgruppene bolig og vedlikehold (konsumgruppe 23) og leid hjelp til hjemmet (konsumgruppe 29). (Disse blir anslått eksogent i MODIS III.) Samme fremgangsmåte benyttes for de "ikke-privatfinansierede" konsumgrupper.

Denne måte å bestemme konsumet på er et alternativ til å benytte eksogene anslag og reflekterer nok for en del vanlig praksis ved fastleggelse av slike anslag. Hvorvidt vi skal kalle konsumanslag bestemt på denne måte for "eksogene" eller "endogene", er derfor nærmest et definisjonsspørsmål.

VI. DE "EKSOGENE" ANSLAG.

VI. 1. Innledning. Bakgrunn.

Konsummodellen er utformet slik at det er spesifisert "endogene" relasjoner for alle de 47 konsumgrupper som inngår. Det er altså i prinsippet mulig å løse konsummodellen uten bruk av ekstern informasjon i form av "eksogene" anslag.

For å forklare hvilken rolle ekstern informasjon fra modellbrukeren spiller i konsummodellen, tar vi utgangspunkt i det generelle skjema i avsnitt III. Slik vi der definerte z_1, \dots, z_m , omfattet de blant annet konsummotiverende faktorer som av forskjellige grunner vanskelig lar seg innarbeide i en modell. Den vanlige praksis i økonometrien er å la slike faktorer være representert ved (stokastiske) restledd, idet de etterspørselsvariasjoner disse faktorer resulterer i, for oss fortونer seg som mer eller mindre tilfeldige ut fra vårt kjennskap til økonomien og det datamateriale vi har til disposisjon.

Den viktigste begrunnelse for å supplere konsummodellen med eksogene anslag er at dette åpner muligheten for å representer z-ene på en bedre måte enn ved å oppfatte dem som komponenter i stokastiske restledd, som settes ut av betrakting når modellen anvendes til prediksjoner. Mer konkret kan situasjonen kanskje beskrives på følgende måte:

1) Modellbyggeren utarbeider en konsummodell basert på den viten om økonomien han mener han har. Ved hjelp av denne kan det gis utsagn om konsumutviklingen når verdiene på visse variable (hovedsakelig pris- og inntektsvariable) er fastlagt. Modellen inneholder ikke eksogene anslag, fordi all den informasjon modellbyggeren sitter inne med på konstruksjonstidspunktet, pr. forutsetning er tatt vare på ved modellformuleringen.⁵²⁾

52) Det er da sett bort fra at myndighetene kan fastlegge poster i det private konsum autonomt. I praksis vil enkelte konsumposter - spesielt de "ikke-privatfinansierede" - ha visse autonome komponenter.

2) Modellbrukeren er imidlertid ikke tilfreds med en modell uten muligheter for å foreta eksogene inngrep. Grunner til dette kan være:

- i) Modellbrukeren (Finansdepartementet eller Byrået) får ved å betrakte den løpende utvikling i økonomien informasjon utover den som modellformuleringen er basert på. Dette gjør det mulig å danne seg et bilde av konsumutviklingen som kan være bedre enn modellens anslag. (Vi kan f.eks. tenke oss at modellbrukeren har mer eller mindre vage oppfatninger om eksistensen av visse mekanismer av dynamisk art.)
- ii) Modellbrukeren (Finansdepartementet) benytter eksogene anslag til å gi uttrykk for sammenhenger mellom styringsvariable og modellvariable som er antatt å eksistere, men som ikke er formalisert i modellen. Et eksempel på slike relasjoner kan være virkningen på kjøp av varige konsumgoder av endringer i reglene for bruk av konsumkreditt.

Følgende spørsmål melder seg: Gitt at vi skal ha en modell med inngrepsmuligheter i form av eksogene anslag, på hvilken måte skal vi bygge dette inn i en modell som er basert på den informasjon vi som modellbygger sitter inne med? Mer presist: Hvilken spesialisering av det generelle skjema (3.1-2) skal vi ta utgangspunkt i? Skal vi basere oss på spesifikasjonene (3.6-7) eller (3.12-13) eller et tredje alternativ?

Det gis neppe noe definitivt svar på dette spørsmål, av den enkle grunn at vi ved formuleringen av modellen vanskelig kan forutsi de situasjoner da modellbrukeren vil føle behov for å benytte seg av eksogene anslag. Vi har derfor funnet det riktig å la modellbrukerens valgmuligheter når det gjelder spesifikasjonen av de eksogene anslag, være forholdsvis store, men innrette modellen slik at den, uansett hvilken spesifikasjon som velges, gir et totalresultat som er økosirkisk konsistent. Vi kan imidlertid ikke påberope oss at resultatet under alle omstendigheter er økonomisk-teoretisk konsistent.

VI. 2. Spesifikasjonen av de "eksogene" anslag.

Utlendingers totale konsum i Norge (C_p^U) samt det "ikke-privatfinansiert" konsum (C_p^{**}) angis, som nevnt i avsnitt V. 1, eksogen. Disse konsumpostene holdes helt adskilt fra nordmenns "privatfinansierte" konsum. Det vi i dette avsnitt vil ta for oss, ei hvorledes eksogene anslag for den sistnevnte del av konsumet spesifiseres i modellen.

Et viktig poeng med den modellformulering som er valgt, er at modellbrukeren ikke bare gir de "eksogene" anslag, men også spesifiserer hvorledes han ønsker at de skal inngå i modellen. La I^{ex} betegne fotskriftene på de konsum per modellbrukeren ønsker å benytte eksogene anslag for ($I^{ex}CS$). La C_i^{ex} ($i \in I^{ex}$) betegne det eksogene anslag for (nordmenns konsum av) konsumgruppe i , målt i faste priser. For de endogent bestemte konsumgruppene fastlegger

c_i^{ex} skal ha verdien null. Dette innebærer

$$(6.2.1) \quad c_i^{ex} = \begin{cases} > 0 \text{ hvis } i \in I^{ex} \\ = 0 \text{ hvis } i \in S - I^{ex} \end{cases}$$

Vi definerer videre

$$(6.2.2) \quad d_i = \begin{cases} 1 \text{ hvis } i \in I^{ex} \\ 0 \text{ hvis } i \in S - I^{ex} \end{cases}$$

La C_i^N ($i \in S$) betegne modellens ("endogene") anslag for konsum av konsumgruppe nr. i , målt i faste priser, beregnet som beskrevet i avsnittene V. 2 - V. 4. Vi definerer

$$(6.2.3) \quad D_i = c_i^{ex} - d_i C_i^N \quad i \in S$$

Hvis $i \in I^{ex}$, angir D_i differansen mellom det "eksogene" anslag for konsumgruppe nr. i og det anslag som følger av modellens relasjon for denne konsumgruppe.⁵³⁾

Hvis $i \in S - I^{ex}$, impliserer (6.2.1-2) at $D_i = 0$. Et alternativ til å fastlegge C_i^{ex} kunne være å spesifisere "tilleggskonsumet", D_i , noe som ville forenklet modellformuleringen litt. Det er imidlertid grunn til å tro at det i praksis vil være lettest for modellbruken å angi nivået direkte.

Dette resulterer i følgende (ujusterte) anslag for nordmenns konsum av konsumgruppe nr. i

$$(6.2.4) \quad \tilde{C}_i^N = C_i^N + D_i = (1-d_i)C_i^N + c_i^{ex} \quad i \in S$$

Når modellbruken gjør "inngrep" i modellen ved å spesifisere "eksogene" anslag, er det rimelig at han også samtidig har en oppfatning av hvorvidt dette bør gi seg utslag i anslaget for totalkonsumet. For å ta hensyn til dette innfører vi et sett av eksogene parametre k_j ($j \in I^{ex}$), hvor k_j angir den andel av avvikelsen fra "normalnivået" for konsumgruppe nr. i som modellbruken ønsker skal slå ut i et annet anslag for totalkonsumet enn det "normalnivået" som bestemmes ved makro-konsumfunksjonen. For ytterligere å øke modellens fleksibilitet innføres dessuten et eksogen tilleggsledd, D , i anslaget for totalkonsumet, slik at det blir mulig å "styre" totalkonsumet uavhengig av de eksogene anslag for de enkelte konsumgrupper. Det endelige anslag for totalkonsumet blir dermed

$$(6.2.5) \quad \tilde{C}_P^* = C_P^* + \sum_{i \in I^{ex}} k_i D_i + D,$$

hvor

$$(6.2.6) \quad 0 \leq k_i \leq 1 \quad i \in I^{ex}$$

I alminnelighet vil k_i settes lik 0 eller 1.

53) Dette anslag kan oppfattes som et slags "normalanslag".

VII. AVSTEMMING AV KONSUMANSLAGENE.

Det er åpenbart at konsumanslagene beregnet ved fordelingsrelasjonene (avsnitt V) i alminnelighet ikke vil summere seg opp til det anslag for totalkonsumet som bestemmes ved makro-konsumfunksjonen (avsnitt IV). Dette gjelder såvel modellen uten "eksogene" anslag som den modifiserte versjon med "eksogene" anslag. Et slikt krav om økosirkisk konsistens bør vi pålegge. (Cfr. avsnitt III og slutten av avsnitt IV. 1.) Det oppfylles ved å justere anslagene for de enkelte konsumgrupper etter formelen

$$(7.1) \quad \hat{c}_i^N = \tilde{c}_i^N + \beta_i (\tilde{c}_P^* - \sum_{j \in S} \tilde{c}_j^N) \quad i \in S$$

hvor $\beta_i \geq 0$ ($i \in S$) er et sett av vekter⁵⁴⁾ slik at $\sum_{i \in S} \beta_i = 1$, og vi får

$$(7.2) \quad \sum_{i \in S} \hat{c}_i^N = \tilde{c}_P^*$$

Andre justeringsformler kunne tenkes. Grunnen til at vi er blitt stående ved en lineær utforming, er at dette ikke bryter med lineariteten i MODIS for øvrig.

La oss se litt nærmere på modellen slik den er modifisert ved relasjonene (6.2.4-5) og (7.1), i lys av blant annet diskusjonen i avsnitt III.

Vi legger for det første merke til at det bare er hvis alle k_i og D er satt lik null, at vi har en spesifikasjon som svarer til modellskjemaet (3.6-7). I motsatt fall vil det anslag for totalkonsumet som inngår i fordelingsrelasjonene (avsnitt V. 2), være et annet enn den verdi som blir endelig fastlagt⁵⁵⁾, og vi har en modellspesifikasjon som svarer til skjemaet (3.13-13).

Et annet viktig spesialtilfelle gir $k_i = 1$ ($i \in I^{\text{ex}}$) og $D=0$. Da forenkler (7.1) seg til

$$(7.3) \quad \hat{c}_i^N = c_i^N + D_i + \beta_i (\tilde{c}_P^* - \sum_{j \in S} \tilde{c}_j^N) \quad i \in S$$

I dette tilfelle kunne vi altså løse modellen i to trinn: først bestemme "normalnivåene" for totalkonsumet og de enkelte konsumgruppene og justere disse slik at

54) Vektene β_i i justeringsformelen kan fastlegges på flere måter, f.eks. settes lik de gjennomsnittlige budsjettandeler (α_i) eller de marginale ($\alpha_i E_i$) i nordmenns "privatfinansierte" konsum. Mer raffinert kunne vi anvende justeringsrelasjonene bare på et utvalg av konsumgruppene, f.eks. de "endogene", og erstatte β_i med

$$\beta_i^* = \frac{e_i \beta_i}{\sum_{j \in S} e_j \beta_j} \quad i \in S$$

hvor $e_i = 1$ for de grupper hvor anslagene ønskes justert, og null for de øvrige.

55) Det kan hevdes at dette er en inkonsistens. Et alternativ kunne være å løse modellen iterativt, idet anslaget for totalkonsumet fra (6.2.5) settes inn i fordelingsrelasjonene og en ny beregningsrunde gjennomføres.

de blir økosirkisk konsistente, og som annet trinn erstatte "normalnivåene" med de eksogene anslag for de konsumgrupper hvor slike ønskes benyttet.

Ved å utnytte de "styringsmuligheter" modellspesifikasjonen (6.2.3-5) og (7.1) gir, kan modellbruken få generert mekanismer svarende til (3.6-7), (3.12-13) samt flere andre varianter av det generelle skjema (3.1-2). Det er derfor grunn til å regne med at denne spesifikasjonen er tilstrekkelig fleksibel for praktiske formål.

Å formulere konsummodellen slik at det må foretas justeringer i anslagene for å få et konsistent totalbilde, er selvfølgelig ingen ideell fremgangsmåte. Det beste ville være å bygge opp de enkelte fordelingsrelasjonene fra et felles aksiomatisk grunnlag og foreta estimering av alle parametre simultant. De ville "oppsummeringsbetingelsen" automatisk bli oppfylt. Det er to grunner til at et slikt opplegg ikke er valgt. For det første har simultan estimering en tendens til å bli nokså komplisert - etter forsøk utført av blant annet A.P. Barten og R. Stone ⁵⁶⁾ å dømme. Spesielt gjelder dette hvis antall konsumgrupper er stort. For det annet griper, som vi har sett, ønsket om å kunne benytte "eksogene" anslag forstyrrende inn. Men vi kan kanskje oppfatte vår fremgangsmåte som en brukbar approksimasjon til et økonomisk-teoretisk mer konsistent opplegg.

56) Cfr. [4], [27] og [30].

Tabell 1. Utvikling i de enkelte komponenter av den private disponibele realinntekt og totalkonsumet i perioden 1951 - 1970.

År	Disponibel realinntekt for						Totalt privat konsum ³⁾
	Lønns- takere og trygdede	Selv- stendige (inkl. korttids- stønader)	Selskaper	Lønns- takere ²⁾	Trygdede ²⁾	Selv- stendige (ekskl. korttids- stønader)	
	W	E ₁	E ₂	W'	S	E ₁ '	C _P ^x
<i>Millioner 1961-kroner</i>							
1951	9 746	3 539	4 495	8 893	956	3 436	14 245
1952	10 571	3 815	3 658	9 603	1 086	3 698	14 798
1953	11 136	3 954	3 016	10 051	1 224	3 815	15 414
1954	11 476	4 457	3 255	10 273	1 347	4 313	15 873
1955	12 033	4 189	3 679	10 706	1 475	4 041	16 350
1956	12 629	4 419	4 519	11 175	1 607	4 266	16 839
1957	12 752	4 408	4 418	11 124	1 857	4 179	17 222
1958	13 234	3 994	3 001	11 465	2 007	3 757	17 239
1959	13 906	4 284	2 949	11 843	2 327	4 020	17 945
1960	14 663	4 616	3 513	12 488	2 441	4 351	19 102
1961	15 497	4 935	3 756	13 165	2 605	4 662	20 279
1962	16 311	4 630	3 730	13 634	2 959	4 348	20 898
1963	17 107	5 108	4 147	14 202	3 210	4 803	21 667
1964	17 695	5 318	4 717	14 623	3 394	4 995	22 465
1965	18 458	5 898	5 046	15 087	3 693	5 576	23 187
1966	19 477	5 837	5 163	15 869	3 950	5 495	24 202
1967	20 391	5 720	5 552	16 364	4 413	5 334	25 253
1968 ¹⁾	21 468	5 649	5 744	17 010	4 875	5 231	26 205
1969 ¹⁾	22 620	5 534	6 318	17 601	5 465	5 089	28 269
1970 ¹⁾	24 343	5 548	6 946	18 145	6 828	4 918	28 768
1961 = 100							
1951	63	72	120	68	37	74	70
1952	68	77	97	73	42	79	73
1953	72	80	80	76	47	82	76
1954	74	90	87	78	52	93	78
1955	78	85	98	81	57	87	81
1956	81	90	120	85	62	92	83
1957	82	89	118	85	71	90	85
1958	85	81	80	87	77	81	85
1959	90	87	79	90	89	86	88
1960	95	94	94	95	94	93	94
1961	100	100	100	100	100	100	100
1962	105	94	99	104	114	93	103
1963	110	104	110	108	123	103	107
1964	114	108	126	111	130	107	111
1965	119	120	134	115	142	120	114
1966	126	118	137	121	152	118	119
1967	132	116	148	124	169	114	125
1968 ¹⁾	139	114	153	129	187	112	129
1969 ¹⁾	146	112	168	134	210	109	139
1970 ¹⁾	157	112	185	138	262	105	142

1) Foreløpige tall. 2) Se fotnote 14. 3) Se avsnitt IV. 3. A.

Tabell 2 A. Faktisk og beregnet totalkonsum målt i mill. 1961-kroner.

Fire forskjellige konsumrelasjoner estimert på grunnlag av nasjonalregnskapstall for årene 1952 - 1968.

År	Faktisk konsum	Relasjon (4.4.4d)		Relasjon (4.4.10d)		Relasjon (4.4.14d)		Relasjon (4.4.16d)	
		Bereg- net konsum	Diff.	Bereg- net konsum	Diff.	Bereg- net konsum	Diff.	Bereg- net konsum	Diff.
1952	14 798	14 730	68	14 698	100	14 694	104	14 619	179
1953	15 414	15 342	72	15 325	89	15 306	108	15 314	100
1954	15 873	15 868	5	16 076	- 203	16 023	- 150	16 048	- 175
1955	16 350	16 318	32	16 333	17	16 357	- 7	16 396	- 46
1956	16 839	16 996	- 157	17 070	- 231	17 015	- 176	17 051	- 212
1957	17 222	17 114	108	17 170	52	17 255	- 33	17 267	- 45
1958	17 239	17 436	- 197	17 231	8	17 431	- 192	17 335	- 96
1959	17 945	18 210	- 265	18 087	- 142	18 006	- 61	18 053	- 108
1960	19 102	19 086	16	19 058	44	18 901	201	19 010	92
1961	20 279	20 032	247	20 085	194	19 993	286	20 033	246
1962	20 898	20 723	175	20 538	360	20 711	187	20 593	305
1963	21 667	21 692	- 25	21 674	- 7	21 685	- 18	21 612	55
1964	22 465	22 354	111	22 385	80	22 430	35	22 405	60
1965	23 187	23 328	- 141	23 582	- 395	23 508	- 321	23 522	- 335
1966	24 202	24 316	- 114	24 436	- 234	24 331	- 129	24 444	- 242
1967	25 253	25 177	76	25 146	107	25 162	91	25 184	69
1968	26 205	26 217	- 12	26 042	163	26 130	75	26 053	152
1969	28 269	27 315	954	26 967	1 302	27 081	1 188	26 978	1 291
1970	28 768	29 027	- 259	28 514	254	28 841	- 73	28 423	345

Tabell 2 B. Faktisk og beregnet konsumendring i mill. 1961-kroner.

Fire forskjellige konsumrelasjoner estimert på grunnlag
av nasjonalregnskapstall for årene 1952 - 1968.

År	Faktisk konsum-endring	Relasjon (4.4.4d)		Relasjon (4.4.10d)		Relasjon (4.4.14d)		Relasjon (4.4.16d)	
		Bereg-net konsum-endring	Diff.	Bereg-net konsum-endring	Diff.	Bereg-net konsum-endring	Diff.	Bereg-net konsum-endring	Diff.
1952/3	616	612	4	627	- 11	612	4	695	- 79
1953/4	459	526	- 67	751	- 292	717	- 258	734	- 275
1954/5	477	450	27	257	220	334	143	348	129
1955/6	489	678	- 189	737	- 248	658	- 169	655	- 166
1956/7	383	118	265	100	283	240	143	216	167
1957/8	17	322	- 305	61	- 44	176	- 159	68	- 51
1958/9	706	774	- 68	856	- 150	575	131	718	- 12
1959/60	1 157	876	281	971	- 186	895	262	957	200
1960/1	1 177	946	231	1 027	- 150	1 092	85	1 023	154
1961/2	619	691	- 72	453	166	718	- 99	560	59
1962/3	769	969	- 200	1 136	- 367	974	- 205	1 019	- 250
1963/4	798	662	136	711	87	745	53	793	5
1964/5	722	974	- 252	1 197	- 475	1 078	- 356	1 117	- 395
1965/6	1 015	988	27	854	161	823	192	922	93
1966/7	1 051	861	190	710	341	831	220	740	311
1967/8	952	1 040	- 88	896	56	968	- 16	869	83
1968/9	2 064	1 098	966	925	1 139	951	1 113	925	1 139
1969/70	499	1 712	-1 213	1 547	-1 048	1 760	-1 261	1 445	- 946

Tabell 3. Punktprediksjoner og prediksjonsfeil for konsumendring basert på relasjonene (4.4.4d) og (4.4.10d).
 (Symboldefinisjoner m.v. er gitt i appendix A.)

		Relasjon (4.4.4d)							
Endring i de "høyreside-variable"	Relasjon (4.4.10d)	$\Delta \hat{C}_{PT}^*$	$\Delta \hat{C}_{PT}^*$	Estimert standard-avvik på prediksjonsfeilen for $\Delta \hat{C}_{PT}^*$	Relativ prediksjonsfeil for $\Delta \hat{C}_{PT}^*$	Relativ pred. feil for \hat{C}_{PT}^*			
$\Delta \bar{W}_T$ milli- arder 1961-kr.	ΔE_{1T} milli- arder 1961-kr.	$\Delta \hat{C}_{PT}^*$ milli- arder 1961-kr.	$\Delta \hat{C}_{PT}^*$ milli- arder 1961-kr.	$\sqrt{\frac{\hat{v}_2}{n_2}}$	$\frac{\sqrt{\hat{v}_2}}{\Delta \hat{C}_{PT}^*}$	$\frac{\sqrt{\hat{n}_2}}{\Delta \hat{C}_{PT}^*}$	$\frac{\sqrt{\hat{n}_2}}{\hat{C}_{PT}^*}$		
0	1.2	1.069	0.452	0.1621	0.2630	0.359	0.582	0.01004	
0.2	1.0	1.069	0.575	0.1425	0.2513	0.248	0.437	0.00959	
0.6	0.6	1.069	0.821	0.0723	0.2193	0.088	0.267	0.00837	
1.0	0.2	1.069	1.066	0.0108	0.2073	0.010	0.194	0.00791	
1.2	0	1.069	1.189	0.0360	0.2101	0.030	0.177	0.00802	
1.4	-0.2	1.069	1.312	0.0704	0.2188	0.054	0.167	0.00835	
1.8	-0.6	1.069	1.557	0.1406	0.2502	0.090	0.161	0.00955	
2.2	-1.0	1.069	1.803	0.2107	0.2956	0.117	0.164	0.01128	
0	0	0	0	0	0.2070	0.00790	
0.5	0.1	0.535	0.533	0.0054	0.2072	0.010	0.389	0.00791	
1.5	0.3	1.604	1.599	0.0162	0.2078	0.010	0.130	0.00793	
2.0	0.4	2.139	2.132	0.0217	0.2082	0.010	0.098	0.00795	

1) \hat{C}_{PT}^* er satt lik 26.205, som er det faktiske konsum i 1968.

Tabell 4. Punktprediksjoner for konsumnivå og -endring ifølge relasjonene (4.4.10d) og (4.4.14d) under 4 forskjellige alternativer for inntektsutviklingen.

Mill. 1961-kroner.

Alternativ 1						Alternativ 2					
t	Y _t	Konsumprediksjon		Konsumprediksjon		t	Y _t	Konsumprediksjon		Konsumprediksjon	
		Inn-	Relasjon	Inn-	Relasjon			(4.4.10d)	(4.4.14d)	(4.4.10d)	(4.4.14d)
t	Y _t	Nivå	Endring	Nivå	Endring		Y _t	Nivå	Endring	Nivå	Endring
0	..	25 253 ¹⁾	..	25 253 ¹⁾	25 253 ¹⁾	..	25 253 ¹⁾	..
1	27 117 ²⁾	26 042	789	26 130	877	27 117 ²⁾	26 042	789	26 130	877	
2	28 202	27 009	967	27 083	953	27 117	26 042	0	26 441	311	
3	29 330	28 014	1 005	28 089	1 006	29 330	28 014	1 972	27 861	1 420	
4	30 503	29 059	1 045	29 140	1 051	29 330	28 014	0	28 365	504	
5	31 723	30 146	1 087	30 234	1 094	31 723	30 146	2 132	29 960	1 595	
6	32 992	31 277	1 131	31 373	1 139	31 723	30 146	0	30 525	565	
7	34 312	32 453	1 176	32 558	1 185	34 312	32 453	2 307	32 258	1 733	
8	35 684	33 676	1 223	33 790	1 232	34 312	32 453	0	32 872	614	
9	37 112	34 949	1 273	35 072	1 282	37 112	34 949	2 496	34 747	1 875	
10	38 596	36 271	1 322	36 405	1 333	37 112	34 949	0	35 411	664	

Alternativ 3						Alternativ 4					
t	Y _t	Konsumprediksjon		Konsumprediksjon		t	Y _t	Konsumprediksjon		Konsumprediksjon	
		Inn-	Relasjon	Inn-	Relasjon			Inn-	Relasjon	Inn-	Relasjon
t	Y _t	Nivå	Endring	Nivå	Endring		Y _t	Nivå	Endring	Nivå	Endring
0	..	25 253 ¹⁾	..	25 253 ¹⁾	25 253 ¹⁾	..	25 253 ¹⁾	..
1	28 202	27 009	1 756	26 773	1 520	26 111	25 146	-107	25 535	282	
2	30 503	29 059	2 050	28 673	1 900	26 111	25 146	0	25 635	100	
3	32 992	31 277	2 218	30 820	2 147	26 111	25 146	0	25 670	35	
4	35 684	33 676	2 399	33 174	2 354	26 111	25 146	0	25 683	13	
5	38 596	36 271	2 595	35 732	2 558	26 111	25 146	0	25 687	4	
6	38 596	36 271	0	36 639	907	28 202	27 009	1 863	26 926	1 239	
7	38 596	36 271	0	36 960	321	30 503	29 059	2 050	28 728	1 802	
8	38 596	36 271	0	37 074	114	32 992	31 277	2 218	30 840	2 112	
9	38 596	36 271	0	37 114	40	35 684	33 676	2 399	33 182	2 342	
10	38 596	36 271	0	37 128	14	38 596	36 271	2 595	35 735	2 553	

1) Faktisk verdi av C_p^* i 1967.

2) Faktisk verdi av $Y = \bar{W} + \bar{E}_1$ i 1968.

Tabell 5. Anslag på Engelelastisitetene for konsumgruppene i MODIS IV.

Vare- og tjenestegruppe i konsummodellen	Varegruppe- nr. i For- bruksunder- søkelsen 1967	Konsumkode i Engelelasti- sitet ifølge nasjonal- regnskapet Forbr. unders. 1967. ¹⁾	Anslag på Engelelasti- sitet iflg. nasjonal- regnskapet Forbr. unders. 1955/69	Anslag på Engelelasti- sitet iflg. nasjonal- regnskapet Forbr. unders. 1955/69	Anslag på Engel- elas- tisi- tet i MODIS IV
				(estimert standard- avvik i parentes) ²⁾	
01. Mel og gryn m.v.	001, 005	4151,4154	0.12	-0.59	0.00
02. Bakervarer	002,003,004	4152,4153	0.43	0.45	0.45
03. Kjøtt, kjøttvarer og egg	011,012,014 035	4111,4144	0.70	0.57	0.70
04. Fisk og fiskevarer ..	021,022,023, 4121 026		0.39	0.07 (0.17)	0.30
05. Kjøtt- og fiske- hermetikk	013,024,025	4112,4122, 4123	0.53	1.41	0.60
06. Melk, fløte, herme- tisk melk og melke- pulver	031,032,033	4141,4142	0.33	0.11	0.20
07. Ost	034	4143	0.42	1.18 (0.20)	0.42
08. Smør	041	4131	0.67	0.52 (0.22)	0.67
09. Margarin, spiseolje o.l.	042	4132	0.24	-0.84 (0.13)	0.10
10. Friske grønnsaker ...	051,052	4162,4163	0.74	0.53	0.53
11. Frisk frukt	053,054	4164,4165	0.73	1.19	1.19
12. Tørket frukt, friske bær og konservert frukt og grønnsaker	055,056,057	4166,4167, 4168	0.82	1.74	1.74
13. Poteter og varer av poteter	06	4161	0.49	0.27 (0.10)	0.27
14. Kokesjokolade, spise- sjokolade, drops o.l.	083,091	4175,4176	1.08	0.48	0.60
15. Sukker, kaffe, te, iskrem og andre matvarer	071,081,082, 4171-4174, 092,093	4177	0.45	0.22	0.35
16. Selters, brus o.l. ..	111	4211	1.23	2.11 (0.18)	2.00
17. Øl	112	4212	1.32	1.15 (0.12)	1.15
18. Vin, brennevin og sprit	113	4213	2.36	0.68 (0.11)	0.68
19. Tobakk	12	4221-4225	0.60	0.93 (0.10)	0.70
20. Bekledningsartikler .	21	4511-4514	1.23	0.51 (0.10)	1.00
21. Tøyer og garn	22	4521-4524	0.93	0.33 (0.11)	0.33
22. Skoøy og skorepara- sjoner	23	4531-4533	1.13	0.52 (0.16)	1.00
23. Bolig- og vedlike- hold	31	4311	1.03	1.12 (0.05)	1.00
24. Elektrisitet	321	4326	0.36	1.33 (0.32)	1.33
25. Brensel	322,323,324	4321-4325	0.30	0.74	0.74
26. Møbler, gulvtepper, tekstiler og ut- styrsvarer m.v.	41,42	4410,4417, 4419,4420	1.37	1.65	1.65

Vare- og tjenestegruppe i konsummodellen	Varegruppe- nr. i For- brukssunder- søkelsen 1967	Konsumkode i nasjonal- regnskapet	Anslag på Engelelasti- sitet iflg. Forbr.unders. 1967. ¹⁾	Anslag på Engelelasti- sitet ifølge regnskapet 1955/69	Anslag på Engelelasti- sitet ifølge regnskapet 1955/69 (estimert standard- avvik i parentes) ²⁾
--	---	-----------------------------------	--	--	--

27. Elektriske husholdningsapparater, kjøkkenredskaper, glass, dekketøy o.l.	43,44	4411-4416, 4418, 4421- 4424, 4433	1.08	1.03	1.50
28. Diverse husholdningsartikler og tjenester	45	4425, 4430- 4432, 4434	0.77	0.93	0.93
29. Leid hjelp til hjemmet	46	4931	1.93	-0.93 (0.43)	0.00
30. Helsepleie	51	4641-4645	1.29	2.00 (0.13)	..
31. Kjøp av egne transportmidler	61	4721, 4723	..	2.83	3.00
32. Bensin og olje	621	4724	1.41	2.61 (0.24)	2.61
33. Andre utgifter til drift og vedlikehold av egne transportmidler	622-625	4722	1.55	2.76 (0.17)	2.76
34. Bruk av offentlige transportmidler	63	4711-4717	1.33	0.83 (0.11)	0.83
35. Porto, telefon og telegrammer	64	4941-4943	1.28	1.22 (0.06)	1.22
36. TV- og radiomottakere	710,711	4840, 4841	0.89	13.30	3.00
37. Sportsutstyr, leketøy, grammofonplater m.v. og blomster	712-719	4843, 4844, 4851	2.44	1.96	1.96
38. Offentlige forestillinger, TV- og radiolisens, lotteri, tipping m.v.	72	4831-4833, 4842, 4973	1.03	1.36	1.36
39. Bøker og aviser	731,732	4821	1.02	1.09 (0.31)	1.09
40. Ukeblad og tidskrifter, skrive materiell	733,734	4822, 4965	0.78	0.58	0.58
41. Skolegang	74	4811	2.18	1.51 (0.36)	..
42. Kosmetiske preparater	812	4651	1.19	2.06 (0.23)	2.06
43. Hårpbleie, skjønnhetspleie, toalettsåpe, barbersåpe og andre toalettartikler	811,813,814	4652-4654	0.94	1.77	1.50
44. Reiseeffekter, smykker, ur og andre varer	82	4961, 4964, 4966, 4967	2.44	1.30	1.30
45. Restauranter, hoteller, selskapsreiser o.l.	83	4911	1.69	1.17 (0.16)	1.30
46. Tjenester fra finansinstitusjoner og andre tjenester	84,85	4971, 4972, 4974	2.12	1.46	1.46
47. Nordmenns konsum i utlandet		4991	..	0.75	1.30

1) Estimatene er hentet fra [6], tabell 2A, kolonne 3.

2) Beregningsmetoden er beskrevet i [2], avsnitt 3.

Appendix A.

UTTRYKK FOR FEIL I PREDIKSJONER BASERT PÅ EN STATISK KONSUMFUNKSJON MED TO INNTEKTSKATEGORIER.

Formålet med dette appendix er å utlede og drøfte noen formler for prediksionsfeil som er benyttet i avsnitt IV.5.

Utgangspunktet er en makro-konsumfunksjon av følgende form:

$$(1) \quad C_t = a + b_1 R_{1t} + b_2 R_{2t} + u_t \quad t=1, 2, \dots, T_0$$

hvor

C_t = Privat konsum målt i faste priser i periode $t^1)$

R_{it} = Realdisponibel inntekt av kategori i ($i=1, 2$) i periode $t^1)$

u_t = Et uobserverbart stokastisk restledd i periode t .

Vi vil anta at u -enes sannsynlighetsfordeling ikke avhenger av R -ene og at

$$(2) \quad E(u_t) = 0$$

$$(3) \quad E(u_t u_\tau) = \begin{cases} \sigma^2 & \text{for } \tau = t \\ 0 & \text{for } \tau \neq t \end{cases} \quad \text{for alle } \tau \text{ og } t$$

Vi tenker oss at parametrerne a , b_1 og b_2 er estimert ved minste kvadraters metode på grunnlag av observasjoner for periodene $t=1, \dots, T_1$ ($T_1 < T_0$). Estimatorene betegnes med \hat{a} , \hat{b}_1 og \hat{b}_2 . Resultatet skal benyttes som grunnlag for (betingede) prediksjoner for én eller flere av periodene T_1+1, \dots, T_0 .

To typer av prediksjoner kan være av interesse:

1) Prediksjon av C_T for gitte verdier av R_{1T} og R_{2T} ($T_1 < T \leq T_0$).

2) Prediksjon av $\Delta C_T = C_T - C_{T-1}$ for gitte verdier av ΔR_{1T} og ΔR_{2T} ($T_1 < T \leq T_0$)²⁾.

Som prediksjonsformel for nivået C_T er følgende nærliggende

$$(4) \quad \hat{C}_T = \hat{a} + \hat{b}_1 R_{1T} + \hat{b}_2 R_{2T} = \text{est } E C_T$$

Den analoge formel for tilveksten ΔC_T er

$$(5) \quad \hat{\Delta} C_T = \hat{b}_1 \Delta R_{1T} + \hat{b}_2 \Delta R_{2T} = \text{est } \Delta(E C_T)$$

Mellom prediksjonene for nivå og endring gjelder åpenbart rekursionsformelen

$$(6) \quad \hat{C}_T = \hat{C}_{T-1} + \hat{\Delta} C_T = \hat{C}_{T-\theta} + \sum_{\tau=0}^{\theta-1} \hat{\Delta} C_{T-\tau}, \text{ hvor } \theta < T-T_1$$

1) Det følgende er ikke begrenset til at vi velger denne tolkning av de variable.

2) De utsagn vi i det følgende vil gi, er strengt tatt utsagn betinget m.h.p. såvel de valgte verdier av R_{1T} og R_{2T} (evt. ΔR_{1T} og ΔR_{2T}) som R -verdiene i observasjonsmaterialet.

På prediksjonstidspunktet kjenner vi i alminnelighet C_{T-0} for én eller flere θ mellom T_1+1 og $T-1$. En mulighet kunne derfor være i formel (6) å erstatte \hat{C}_{T-0} med C_{T-0} . La oss spesielt tenke oss at det er spørsmål om å foreta prediksjoner for ett år ad gangen, slik at vi hver gang vi skal anslå konsumet i et år, kjenner det faktiske konsum i foregående år. Dette leder til følgende prediksionsformel for \hat{C}_T som alternativ til (4):

$$(7) \quad \tilde{C}_T = C_{T-1} + \Delta C_T = C_{T-1} + \hat{b}_1 \Delta R_{1T} + \hat{b}_2 \Delta R_{2T}$$

Vi får følgende uttrykk for variansene til \hat{C}_T og ΔC_T ³⁾

$$(8) \quad v_1 = \text{var } \hat{C}_T = \sigma^2 \left(\frac{1}{T_1} + \frac{1}{T_1 D} \left[(R_{1T} - \bar{R}_1)^2 m_{22} - 2(R_{1T} - \bar{R}_1)(R_{2T} - \bar{R}_2)m_{12} + (R_{2T} - \bar{R}_2)^2 m_{11} \right] \right)$$

$$(9) \quad v_2 = \text{var } (\Delta C_T) = \sigma^2 \cdot \frac{1}{T_1 D} \left[(\Delta R_{1T})^2 m_{22} - 2(\Delta R_{1T})(\Delta R_{2T})m_{12} + (\Delta R_{2T})^2 m_{11} \right]$$

hvor \bar{R}_1 og \bar{R}_2 betegner gjennomsnittsverdiene for inntektene i observasjonsmaterialet, m_{11} og m_{22} deres empiriske varianser, m_{12} covariansen mellom dem, og $D = m_{11}m_{22} - m_{12}^2$. I det følgende vil vi benytte symbolene Q_1 og Q_2 for de kvadratiske former i hakparentesene i (8) og (9).

På grunn av forutsetning (3) er C_{T-1} og ΔC_T ukorrelerte, og variansen til \tilde{C}_T blir

$$(10) \quad v_3 = \text{var } \tilde{C}_T = \sigma^2 + \text{var } (\Delta C_T) = \sigma^2 \left(1 + \frac{Q_2}{T_1 D} \right)$$

Som indikator for prediksjonsfeilen er det hensiktmessig å benytte forventningen av det kvadrerte avvik mellom faktisk og predikert verdi. I dette tilfelle, da vi bare har å gjøre med "forventningsrette" prediksjoner, faller den sammen med variansen til avviket mellom faktisk og predikert verdi. Siden det er forutsatt ikke å være autokorrelasjon i restleddene, er det dessuten lett å innse at prediksjonsverdien og den realiserte verdi vil være ukorrelerte.

Dette gir

$$(11) \quad n_1 = E(C_T - \tilde{C}_T)^2 = \text{var}(C_T - \tilde{C}_T) = \text{var } C_T + \text{var } \tilde{C}_T = \sigma^2 \left(1 + \frac{1}{T_1} + \frac{Q_1}{T_1 D} \right)$$

$$(12) \quad n_2 = E(\Delta C_T - \tilde{\Delta C}_T)^2 = E(C_T - \tilde{C}_T)^2 = \text{var } C_T + \text{var } \tilde{C}_T = \sigma^2 \left(2 + \frac{Q_2}{T_1 D} \right)$$

som impliserer

$$(13) \quad n_1 \geq n_2 \text{ alt ettersom } \frac{Q_1 - Q_2}{D} \geq T_1 - 1$$

3) Cfr. f.eks. [3], pp. 252-254.

Det innbyrdes størrelseforhold mellom prediksjonsfeilene ved bruk av de to prediksjonsformlene (4) og (7) er altså bestemt dels ved antall observasjoner og observasjonsmaterialets "beskaffenhet" og dels av hvilke verdier for inntektsnivåene som danner grunnlaget for prediksjonen. Siden Q_1 , Q_2 og D alltid er ikke-negative og siden inntektsnivået stort sett vokser over tiden, er det grunn til å regne med at $\Delta R_{iT} < R_{iT} - \bar{R}_i$ ($i=1,2$). Q_1 er derfor rimeligvis større enn Q_2 . La oss et øyeblikk tenke oss at sentralmomentene m_{ij} var tilnærmet konstante ved variasjoner i samplestørrelsen T_1 . Derved ville prediksjonsformelen (7) gi den minste prediksjonsfeil ved små samplestørrelser, mens (4) ville være det beste valg når T_1 oversteg en viss grense. Dette virker også intuitivt rimelig. Når estimeringen er basert på et lite sample, må vi regne med upresise estimatorer på strukturparametrene. Da har den informasjon som ligger i at vi kjenner C_{T-1} , forholdsvis stor betydning. Har vi derimot et stort sample til disposisjon, kan vi regne med at estimatene blir relativt presist bestemt, og derved gir kjennskap til C_{T-1} liten tilleggsinformasjon om den "sanne" struktur. I det ekstreme tilfelle da strukturparametrene er kjent med full sikkerhet (vi erstatter da \hat{C}_T med $E C_T$ og $\hat{A} C_T$ med $A E C_T$ i formlene ovenfor), degenererer (11) og (12) til de kjente variansformler

$$(14) \quad n_1 = \text{var } C_T = \sigma^2$$

$$(15) \quad n_2 = \text{var } \Delta C_T = \text{var } C_{T-1} + \text{var } C_T = 2\sigma^2$$

I dette tilfelle er det åpenbart optimalt å velge (4) som prediksjonsformel.

La oss et øyeblikk gi slipp på forutsetning (3), idet vi erstatter den med en første ordens autoregressiv prosess

$$(16) \quad u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t, \quad |\rho| < 1 \quad \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2 & \text{for } t=t \\ 0 & \text{for } t \neq t \end{cases}$$

hvor $E \varepsilon_t = 0$, $E(\varepsilon_t \varepsilon_\tau) =$

Hvis vi fortsatt ser bort fra samplingfeilen på estimatene⁴⁾, får vi følgende uttrykk for prediksjonsfeilene⁵⁾

$$(17) \quad n_1 = E(u_T)^2 = \sigma^2 = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1-\rho^2}$$

$$(18) \quad n_2 = E(u_T - u_{T-1})^2 = 2(1-\rho)\sigma^2 = \frac{2\sigma_\varepsilon^2}{1+\rho}$$

dvs. $n_1 \geq n_2$ alt ettersom $\rho \leq \frac{1}{2}$

4) Å behandle estimerings- og prediksjonsproblemene simultant, blir noe komplisert i dette tilfelle.

5) Cfr. f.eks. [20], Ch. 7-1.

En begrunnelse for å velge (7) som prediksionsformel fremfor (4) også i tilfelle da vi har relativt presist bestemte estimatorer på strukturparametrene, kan altså være at vi regner med forholdsvis sterk autokorrelasjon i restleddet.

La oss så gå tilbake til formlene (11) og (12). Det som - når observasjonsmaterialet er gitt - bestemmer størrelsen av prediksionsfeilene, er de kvadratiske former Q_1 og Q_2 . Følgende resultater lar seg lett utledet:

$$(19) \quad \left\{ \begin{array}{l} \text{For gitt } R_{1T} \text{ er } n_1 \text{ minimal når } R_{2T} - \bar{R}_2 = \frac{m_{12}}{m_{11}} (R_{1T} - \bar{R}_1) \\ " " R_{2T} " n_1 " " R_{1T} - \bar{R}_1 = \frac{m_{12}}{m_{22}} (R_{2T} - \bar{R}_2) \end{array} \right.$$

For "tilvekstrelasjonen" (7) fåes tilsvarende:

$$(20) \quad \left\{ \begin{array}{l} \text{For gitt } \Delta R_{1T} \text{ er } n_2 \text{ minimal når } \Delta R_{2T} = \frac{m_{12}}{m_{11}} \Delta R_{1T} \\ " " \Delta R_{2T} " n_2 " " \Delta R_{1T} = \frac{m_{12}}{m_{22}} \Delta R_{2T} \end{array} \right.$$

Hvis R_1 og R_2 i observasjonsmaterialet er sterkt korrelert, vil $m_{12}/m_{22} \approx m_{11}/m_{12}$. Resultatene (19) og (20) kan da sammenfattes i følgende (noe upresist formulerte) konklusjon: Hvis det er sterk multicollinearitet i observasjonsmaterialet, vil prediksionsfeilen bli minst når inntektsutviklingen i prediksionsperioden er slik at trenden i observasjonsmaterialet "følges".

Ofte vil mål for den relative prediksionsfeil være av vel så stor interesse som den absolutte. En indikator for den relative prediksionsfeil er den estimerte variasjonskoeffisient for forventningen av den variable vi er interessert i. Svarende til formlene (4) - (6) definerer vi:

$$(21) \quad \hat{\lambda}_1 = \frac{\sqrt{\text{est var } \hat{C}_T}}{\hat{C}_T} = \frac{\hat{\sigma}}{\hat{C}_T} \sqrt{\frac{1}{T_1} + \frac{Q_1}{T_1 D}}$$

$$(22) \quad \hat{\lambda}_2 = \frac{\sqrt{\text{est var}(\Delta \hat{C}_T)}}{|\Delta \hat{C}_T|} = \frac{\hat{\sigma}}{|\Delta \hat{C}_T|} \sqrt{\frac{Q_2}{T_1 D}}$$

$$(23) \quad \hat{\lambda}_3 = \frac{\sqrt{\text{est var } \tilde{C}_T}}{\tilde{C}_T} = \frac{\hat{\sigma}}{\tilde{C}_T} \sqrt{1 + \frac{Q_2}{T_1 D}}$$

Her betegner $\hat{\sigma}$ estimatet for det residuale standardavvik. En annen mulighet kunne være å sette det estimerte standardavvik på prediksionsfeilen i relasjon til punktprediksjonen. Dette gir

$$(24) \quad \hat{\xi}_1 = \frac{\sqrt{\hat{n}_1}}{\hat{c}_T} = \frac{\hat{\sigma}}{\hat{z}} \sqrt{1 + \frac{1}{T_1} + \frac{Q_1}{T_1 D}}$$

$$(25) \quad \hat{\xi}_2 = \frac{\sqrt{\hat{n}_2}}{|\Delta \hat{c}_T|} = \frac{\hat{\sigma}}{|\Delta \hat{c}_T|} \sqrt{2 + \frac{Q_2}{T_1 D}}$$

$$(26) \quad \hat{\xi}_3 = \frac{\sqrt{\hat{n}_2}}{\tilde{c}_T} = \frac{\hat{\sigma}}{\tilde{c}_T} \sqrt{2 + \frac{Q_2}{T_1 D}}$$

Vi ser at vi alltid har $\hat{\xi}_i - \hat{\lambda}_i > 0$ ($i=1,2,3$) og at differansen blir desto mindre jo større Q_1 , resp. Q_2 er. Videre er $\hat{\xi}_2 > \hat{\xi}_3$ dersom $\tilde{c}_T > |\Delta \hat{c}_T|$, mens det er tenkelig, men kanskje i praksis sjeldent forekommende, at vi i dette tilfelle har $\hat{\lambda}_2 < \hat{\lambda}_3$. Hvilken indikator som velges for den relative prediksjonsfeil, er altså ikke uten betydning.

OM PROBLEMER OG METODER VED ESTIMERING AV PENGENES GRENSENYTTEFLEKSIBILITET

1. Innledning

Frisch's metode for estimering av et komplett sett av Cournotelastisiteter for behovsuavhengige konsumgrupper, [12] - som ligger til grunn for de statiske konsumfordelingsrelasjoner i MODIS IV (se avsnitt V. 2) - har vært en del benyttet ved beskrivelse av forbruksstrukturen i norske planleggings- og prognose-modeller.¹⁾ Denne metode er basert på at man kjenner hele settet av Engelelastisiteter og dessuten har én tilleggsopplysning som gjør det mulig å fjerne enda en frihetsgrad fra det ligningssystem som gjelder mellom etterspørselselastisitetene. Det har vært vanlig å eliminere denne "siste" frihetsgrad ved å anta at pengenes grensenyttefleksibilitet (elastisiteten av pengenes grensenytte m.h.p. total forbruksutgift) er kjent. Denne parameter, som vi i det følgende vil betegne med ω , har, som vi skal se, nær sammenheng med substitusjonsforholdene i konsumet.

La oss anta at konsumvarene er inndelt i N behovsuavhengige grupper. La E_i betegne Engelelastisiteten for konsumgruppe nr. i , α_i , dens budsjettandel og e_{ij} Cournotelastisiteten for konsumgruppe nr. i m.h.p. konsumgruppe nr. j . Alle disse størrelser er, i likhet med ω , funksjoner av priser og total forbruksutgift. Det kan da vises at følgende relasjoner gjelder (se [12], formlene (61)-(62)):

$$(1) \quad e_{ij} = \frac{E_i}{\omega} (\delta_{ij} - \alpha_j E_j) - \alpha_j E_i \quad \begin{matrix} (i=1, \dots, N) \\ (j=1, \dots, N) \end{matrix}$$

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

I avsnitt 2 vil vi skissere forskjellige metoder for estimering av ω , basert på at vi har følgende informasjon:

- (i) Estimater på Engelelastisitetene for et sett av N presumptivt behovsuavhengige konsumgrupper.
- (ii) Tidsserier, bestående av T observasjonssett, for konsum per capita målt i faste priser, og prisindekser for de samme konsumgruppene. Disse betegner vi med x_1, \dots, x_N og p_1, \dots, p_N . Totalkonsumet per capita i løpende priser er altså

$$y = \sum_{i=1}^N p_i x_i$$

Vi vil si litt om de enkelte metoders fortrinn og mangler. Beregningsresultater basert hovedsakelig på nasjonalregnskapet vil bli gitt i avsnitt 3. Det er

1) Cfr. MODIS III [7], og MSG [1].

lagt vekt på å prøve å kartlegge estimatenes følsomhet overfor såvel valg av estimeringsmetode som valg av observasjonsmateriale (observasjonsperiode). Avsnitt 4 gir en forsøksvis konklusjon.

2. En oversikt over estimeringsmetoder.

Ved å benytte den relative tilvekstformel på en vanlig statistisk "per capita - etterspørselsrelasjon" får vi

$$(2) \quad \frac{\Delta x_i}{x_i} = E_i \frac{\Delta y}{y} + \sum_j e_{ij} \frac{\Delta p_j}{p_j}$$

som gjelder eksakt for "infinitesimale" tilvekster, ellers representerer den en tilnærmelse. Vi gjør følgende forenklinger:

- (i) Vi lar Δ betegne år-til-år-endringer.
- (ii) Vi antar at Engel- og Cournotelastisitetene - i likhet med ω - er konstante over observasjonsperioden.²⁾
- (iii) Vi ser bort fra endringer i preferansestrukturen over observasjons-perioden.³⁾

Under disse forutsetninger gir innsetting av uttrykket for e_{ij} fra (1) i

(2)

$$(3) \quad \frac{\Delta x_{it}}{x_{it}} - E_i \left(\frac{\Delta y_t}{y_t} - \sum_j \frac{\Delta p_{jt}}{p_{jt}} \right) = \frac{1}{\omega} E_i \left(\frac{\Delta p_{it}}{p_{it}} - \sum_j \frac{\Delta p_{jt}}{p_{jt}} \right) \quad (i=1, \dots, N) \quad (t=1, \dots, T)$$

hvor Δx_{it} betegner endring i x_i fra år t til år t+1; tilsvarende for Δp_{jt} og Δy_t . På grunn av forutsetning (ii) har Englelastisitetene og budsjettandelene ikke forskrift t. (Cfr. fotnote 6.)

Før vi går videre, vil vi prøve å tolke formel (3). Parentesen på venstre side gir uttrykk for den relative endring i realverdien av konsumet. Hele uttrykket på venstre side, som vi i det følgende betegner med Q_{it}^* , kan dermed tolkes som den andel av den relative endring i x_i som gjenstår når realinntektseffekten er "fjernet". Uttrykket $\sum_j \alpha_j E_j (\Delta p_{jt}/p_{jt})$ på høyre side er endringen i en prisindeks for totalkonsumet, hvor de "marginale" budsjettandeler ($\alpha_j E_j$) er benyttet som vekter (istedenfor de "gjennomsnittlige", som er det vanlige). Parentesen på høyre side, som vi betegner med P_{it}^* , kan følgelig tolkes som den relative endring i "realprisen" på konsumgruppe nr. i. Forholdet Q_{it}^*/P_{it}^* - som kan oppfattes som en "indifferenskonstant egenrealpriselastisitet" for konsumgruppe nr.

-
- 2) Dette er i beste fall en tilnærmelse, idet konstantelastiske etterspørselsrelasjoner er uforenlig med konsumteoriens forutsetninger, unntagen i helt ekstreme spesialtilfelle (konstante budsjettandeler).
 - 3) Endringer i preferansestrukturen for den typiske konsument kan fremkomme selv om de individuelle preferanser ikke undergår noen endringer, dersom fordelingen av individene etter inntekt, sosioøkonomiske kjennetegn etc. endrer seg over observasjonsperioden.

i - er altså lik den inverse av ω multiplisert med Engelelastisiteten E_i .⁴⁾

Formel (3) kan forenklet skrives som

$$(4) \quad Q_{it}^* = \frac{1}{\omega} R_{it}^* \quad (i=1, \dots, N) \quad (t=1, \dots, T)$$

hvor $R_{it}^* = E_i P_{it}^*$. Ifølge forutsetningene i avsnitt 1 er Q_{it}^* og R_{it}^* observerbare.⁵⁾ For estimering av ω med utgangspunkt i (4) har vi altså et observasjonsmateriale som vi kan oppfatte som et kombinert tidsrekke/tverrsnittsmateriale.⁶⁾

Vi har ovenfor resonneret som om formlene (2)-(4) gjaldt eksakt. Vi kan imidlertid ikke vente at vårt observasjonsmateriale vil være slik at vi får en eksakt proporsjonalitet mellom Q_{it}^* og R_{it}^* . Grunner til dette kan være:

- a) Den statiske teori vi tar utgangspunkt i, gir bare en tilnærmet riktig beskrivelse av virkeligheten; nærmere bestemt må vi regne med
 - (i) strukturendringer over observasjonsperioden
 - (ii) samplingfeil på estimatene for Engelelastisitetene.
- b) Behovsuavhengighetsforutsetningen representerer bare en mer eller mindre god tilnærming.
- c) Ledd av annen og høyere orden ved Taylorutvikling av etterspørselsrelasjonene neglisjeres, idet vi antar at samtlige elastisiteter (inklusive ω) er konstante over observasjonsperioden.
- d) Vekstratene for priser og kvanta er beregnet på grunnlag av indekstall og vil dermed inneholde aggregeringsfeil.⁷⁾

En fruktbart angrepssmåte synes derfor å være følgende: Vi supplerer relasjon (4) med et (additivt) stokastisk restledd ϵ_{it} til å ivareta feilkildene a(i), b) og c). Dessuten antar vi at de verdier, Q_{it} og R_{it} , som vi observerer, adskiller seg fra de "sanne" verdier, Q_{it}^* og R_{it}^* , med størrelser som vi oppfatter som stokastiske feilledd, u_{it} og v_{it} , som dermed ivaretar feilkildene a(ii) og d). Vi har altså

$$(5) \quad Q_{it}^* = \frac{1}{\omega} R_{it}^* + \epsilon_{it}$$

$$(6) \quad Q_{it} = Q_{it}^* + u_{it}$$

4) Cfr. også [6], avsnitt IV. 5.

5) Eller mer korrekt: Det vi kan skaffe oss observasjoner av, er de "empiriske motstykker" til Q_{it}^* og R_{it}^* - se nedenfor.

6) De forsøk på å estimere pengenes grensenyttefleksibilitet som er presentert i [1], avsnitt 7.2.1, tar også utgangspunkt i formel (3), med den forskjell at man har latt budsjettandelen variere over tiden (erstattet α_j med α_{jt}).

7) Det kunne også være grunn til å regne med målefeil i y_t -ene og α_j -ene, men det vil vi se bort fra her.

$$(7) \quad R_{it}^* = R_{it}^x + v_{it}$$

som gir

$$(8) \quad Q_{it} - u_{it} = \frac{1}{\omega} (R_{it}^* - v_{it}) + \epsilon_{it} \quad (i=1, \dots, N) \quad (t=1, \dots, T)$$

Av det ovenstående følger at feilstrukturen i dette tilfelle blir relativt komplisert. Slik vi begrunnet ϵ_{it} , u_{it} og v_{it} , ser vi at de vil være bestemt ved et forholdsvis komplekst samspill mellom modellens strukturkomponenter og de "primære" feilkomponenter svarende til feilkildene a)-d). Skal vi være raffinerte, bør vi derfor åpne muligheten for at sannsynlighetsfordelingene for u_{it} og v_{it} avhenger av Q_{it}^* og R_{it}^* , videre at u_{it} og u_{jt} er korrelerte, likeledes u_{jt} og u_{it} , idet de har en del felles komponenter. Tilsvarende bør gjelde for v -ene. Endelig må vi regne med at v_{it} og u_{it} er korrelerte, idet f.eks. samplingfeilen i estimatet på E_i vil være en komponent i begge.

Vi ville antagelig ikke komme særlig langt om vi skulle prøve å ta hensyn til alle disse komplikasjoner ved utformingen av estimeringsmetoden. I stedet gjør vi følgende nokså drastiske forenklinger. Vi antar

$$(9) \quad E\epsilon_{it} = Eu_{it} = Ev_{it} = 0$$

$$(10) \quad E\epsilon_{it}^2 = \sigma_\epsilon^2$$

$$(11) \quad Eu_{it}^2 = \sigma_u^2$$

$$(12) \quad Ev_{it}^2 = \sigma_v^2$$

$$(13) \quad E(u_{it}v_{it}) = \sigma_{uv}$$

Vi tenker oss dessuten at, bortsett fra (13), er samtlige feilredd innbyrdes ukorrelerte, videre at u -ene og v -ene er ukorrelert med de "sanne" verdier, Q_{it}^* og R_{it}^* , og endelig at ϵ -ene er ukorrelert med R_{it}^* .⁸⁾ Både Q -ene og R -ene oppfattes som stokastiske variable. Vi har dermed en såkalt "Errors-in-variables"-modell. (Se f.eks. [24], Ch. 10 § 1.)

La oss i første omgang betrakte følgende tre estimatorer: for $\tilde{\omega}$:

$$(14) \quad \text{est}_1 \tilde{\omega} = \frac{\sum_{it} R_{it}^2}{\sum_{it} Q_{it}^* R_{it}}$$

$$(15) \quad \text{est}_2 \tilde{\omega} = \frac{\sum_{it} Q_{it}^* R_{it}}{\sum_{it} Q_{it}^2}$$

8) Slik ϵ_{it} er begrunnet, synes det rimeligere å anta at den er ukorrelert med R_{it}^* enn at den er ukorrelert med Q_{it}^* .

$$(16)^9) \hat{est}_3 \tilde{\omega} = - \sqrt{\hat{est}_1 \tilde{\omega} \hat{est}_2 \tilde{\omega}} = - \left\{ \frac{\sum_{it} R_{it}^2}{\sum_{it} Q_{it}^2} \right\}^{\frac{1}{2}}$$

La

$$S_R^2 = \text{plim}_{NT \rightarrow \infty} \frac{1}{NT} \sum_{it} R_{it}^2$$

$$S_Q^2 = \text{plim}_{NT \rightarrow \infty} \frac{1}{NT} \sum_{it} Q_{it}^2$$

$$S_{QR}^2 = \text{plim}_{NT \rightarrow \infty} \frac{1}{NT} \sum_{it} Q_{it}^2 R_{it}^2$$

Ifølge restleddsforutsetningene ovenfor har vi da

$$(17) \text{plim}_{it} \frac{1}{NT} \sum R_{it}^2 = S_R^2 + \sigma_v^2$$

$$(18) \text{plim}_{it} \frac{1}{NT} \sum Q_{it}^2 = S_Q^2 + \sigma_u^2$$

$$(19) \text{plim}_{it} \frac{1}{NT} \sum Q_{it} R_{it} = S_{QR} + \sigma_{uv}$$

Ved å ta hensyn til (5) får vi

$$(20) S_Q^2 = \frac{1}{\tilde{\omega}^2} S_R^2 + \sigma_\epsilon^2$$

$$(21) S_{QR} = \frac{1}{\tilde{\omega}} S_R^2$$

Av (14) - (21) følger

$$(22) \text{plim } \hat{est}_1 \tilde{\omega} = \frac{\frac{S_R^2 + \sigma_v^2}{\tilde{\omega}^2} - \tilde{\omega} \sigma_{uv}}{\frac{1}{\tilde{\omega}} S_R^2 + \sigma_{uv}} = \tilde{\omega} (1 + \frac{\sigma_v^2 - \tilde{\omega} \sigma_{uv}}{S_R^2 + \tilde{\omega} \sigma_{uv}}) = \tilde{\omega} F_1$$

$$(23) \text{plim } \hat{est}_2 \tilde{\omega} = \frac{\frac{1}{\tilde{\omega}} S_R^2 + \sigma_{uv}}{\frac{1}{\tilde{\omega}^2} S_R^2 + \sigma_\epsilon^2 + \sigma_u^2} \\ = \tilde{\omega} (1 - \frac{\tilde{\omega}^2 (\sigma_\epsilon^2 + \sigma_u^2) - \tilde{\omega} \sigma_{uv}}{S_R^2 + \tilde{\omega}^2 (\sigma_\epsilon^2 + \sigma_u^2)}) = \tilde{\omega} F_2$$

9) Denne estimeringsmetoden er basert på at $\sum_{it} Q_{it} R_{it} < 0$. I motsatt fall bryter den sammen.

$$(24) \quad \text{plim est}_3 \tilde{\omega} = - \left(\frac{\frac{s_R^2 + \sigma_v^2}{\tilde{\omega}^2}}{\frac{1}{s_R^2} s_R^2 + \sigma_\epsilon^2 + \sigma_u^2} \right)^{\frac{1}{2}}$$

$$= -|\tilde{\omega}| \left\{ 1 + \frac{\sigma_v^2 - \tilde{\omega}^2(\sigma_\epsilon^2 + \sigma_u^2)}{s_R^2 + \tilde{\omega}^2(\sigma_\epsilon^2 + \sigma_u^2)} \right\}^{\frac{1}{2}} = \tilde{\omega} F_3$$

Vi ser av (22) - (24) at ingen av de tre estimatorene i alminnelighet er konsistente under våre forutsetninger. Hvis $\sigma_{uv} = 0$, er således $0 < F_2 < 1 < F_1$, slik at $\tilde{\omega}$ i tallverdi blir overestimert ved $\text{est}_1 \tilde{\omega}$ og underestimert ved $\text{est}_2 \tilde{\omega}$. Vi kan ikke trekke presise fortegnskonklusjoner om den asymptotiske skjehet ved å benytte $\text{est}_3 \tilde{\omega}$, uten kjennskap til den innbyrdes størrelsesorden på feilreddenes varianser. Hvis $\sigma_u^2 = \sigma_v^2$ og $|\tilde{\omega}| > 1$ (noe en ofte antar), vil $0 < F_3 < 1$, slik at også $\text{est}_3 \tilde{\omega}$ vil lede til en asymptotisk underestimering av $|\tilde{\omega}|$ i dette tilfelle. Av (22) og (23) følger videre at betingelsen for å få $\text{plim est}_1 \tilde{\omega}$ og $\text{plim est}_2 \tilde{\omega}$ positive (de vil alltid ha samme fortegn) er at $\sigma_{uv} > 0$ og så stor i forhold til den "sanne" variasjon i R-ene at $(-\tilde{\omega})\sigma_{uv} > s_R^2$. Vi kan også merke oss at dersom $\sigma_{uv} < 0^{10}$ og så stor i tallverdi at $(-\sigma_{uv}) > \sigma_v^2 / (-\tilde{\omega})$, får vi $0 < F_1 < 1$, dvs. at $\text{est}_1 \tilde{\omega}$ i dette tilfelle underestimerer $|\tilde{\omega}|$.

Estimateorene (14)-(16) er basert på minste kvadraters metode. Andre forslag til estimatorer er følgende:

$$(25) \quad \text{est}_4 \tilde{\omega} = \frac{\sum R_{it}}{\sum Q_{it}}$$

$$(26) \quad \text{est}_5 \tilde{\omega} = \frac{1}{NT} \sum_{it} \frac{R_{it}}{Q_{it}}$$

$$(27) \quad \text{est}_6 \tilde{\omega} = \text{med}_{i,t} \left(\frac{R_{it}}{Q_{it}} \right) \quad (\text{Medianen av forholdet } \frac{R_{it}}{Q_{it}} \text{ over alle verdier av } i \text{ og } t)$$

Endelig kunne vi tenke oss kombinasjoner av (14) - (16) og (27), f.eks.

$$(28) \quad \text{est}_7 \tilde{\omega} = \text{med}_t \left(\frac{\sum_i R_{it}}{\sum_i Q_{it} R_{it}} \right)$$

10) En begrunnelse for å regne med negativ korrelasjon mellom u_{it} og v_{it} kunne være at det er problemer forbundet med å separere endringer i verditallene $P_{it} x_{it}$ i pris- og kvantumsendringer - cfr. relasjon (3).

$$(29) \quad est_8 \tilde{\omega} = \text{med } \left(\frac{\sum Q_{it}^R}{\sum Q_{it}^2} \right)$$

$$(30) \quad est_9 \tilde{\omega} = \text{med } \left(\frac{\sum R_{it}^2}{\sum Q_{it}^R} \right)$$

$$(31) \quad est_{10} \tilde{\omega} = \text{med } \left(\frac{\sum Q_{it}^R}{\sum Q_{it}^2} \right)$$

Det er lett å vise at $est_4 \tilde{\omega}$ er konsistent selvom de noe tvilsomme forutsetningene (10) - (13) ikke er oppfylt, bare feilleddenes varianser er endelige. Derimot vil $est_5 \tilde{\omega}$ generelt ikke være konsistent under våre restledds-forutsetninger: Vi har nemlig

$$(32) \quad \text{plim } est_5 \tilde{\omega} = \tilde{\omega} + \text{plim } \frac{1}{NT} \sum_{it} \frac{v_{it} - \tilde{\omega}(u_{it} + \epsilon_{it})}{Q_{it}^x + u_{it}}$$

hvor det siste ledd på høyre side i alminnelighet vil være forskjellig fra null.

Vi skal ikke innlade oss på å diskutere egenskaper ved estimatorene (27) - (31). Heller ikke vil vi prøve å si noe om de øvrige estimatorers "small-sample-properties". I betraktning av at våre restleddsforutsetninger ikke er særlig sterkt fundert, men nærmest er å oppfatte som illustrasjoner, skal vi i stedet gå over til å se på de tallmessige resultater.

3. Empiriske resultater

Viktige formål med beregningene har vært å kartlegge hvor følsomt anslaget for $\tilde{\omega}$ er overfor valg av

- a) estimeringsmetode
- b) observasjonsperiode
- c) aggregeringsnivå
- d) anslag på Engelelastisiteter og budsjettandeler.

3.1. Datamaterialet

Før vi presenterer resultatene, skal vi knytte noen kommentarer til punktene b)-d).

Ad b). Anslag for x-ene og y er beregnet ved å dividere konsumtall fra nasjonalregnskapet med middelfolkemengden. Som observasjonsperiode er primært benyttet årene 1950-1971.¹¹⁾ Beregninger basert på perioden 1961-1971 er også

11) I 1961 skiftet nasjonalregnskapet basisår for fastprisberegningene fra 1955 til 1961. Enkel kjeding ble benyttet for å oppnå sammenlignbare tall for hele perioden.

forsøkt.

Ad c). Primært er nasjonalregnskapets gruppering av konsumvarene i 9 hovedgrupper benyttet. Disse er:

- I. Matvarer
- II. Drikkevarer og tobakk
- III. Bolig, lys og brensel
- IV. Møbler og husholdningsartikler
- V. Klær og skotøy
- VI. Helsepleie og personlig hygiene
- VII. Reiser og transport
- VIII. Fritidssysler og utdanning
- IX. Annet konsum

En alternativ inndeling i 4 grupper: I+II, III, V og IV+VI+VII+VIII+IX er også forsøkt.

Ad d). To alternative sett av Engelelastisiteter er benyttet: Ett beregnet ved regresjon på nasjonalregnskapsdata og ett basert på Forbruksundersøkelsen 1967. Disse er gjengitt i tabell B1. Budsjettandelene er primært hentet fra nasjonalregnskapet for 1968. Som alternativer er benyttet tall for 1950 og 1961. (Se tabell B2.) Ved alle beregninger er anslagene for Engelelastisiteten på forhånd justert proporsjonalt slik at konsistensbetingelsen $\sum_j \alpha_j E_j = 1$ oppfylles.

I tabell B3 er gjengitt årlige volum- og prisendringsrater for nasjonalregnskapets 9 hovedgrupper i perioden 1961-1971. Tabell B4 inneholder volumendringsrater korrigert for endring i realinntekt (Q_{it}) og produktet av Engelelastisiteter og relative endringer i "realpris" (R_{it}) for de samme konsumgrupper.¹²⁾ Dessuten er gjengitt forholdene R_{it}/Q_{it} . Hvis vi kunne se bort fra feilkildene a)-d), ville disse forholdstallene falle sammen med pengenes grensenyttefleksibilitet (cfr. formel (4)). Estimater for $\tilde{\omega}$ er gjengitt i tabell B5.

3.2 Kommentarer til resultatene.

1. Beregningsresultatene i tabell B5 gir ikke noe entydig bilde av størrelsesordenen av $\tilde{\omega}$. Punktestimatene viser betydelig variasjon både med estimeringsmetode og datamateriale.

Usikkerheten manifesterer seg også gjennom betydelig samplingfeil på punkt estimatene. La oss et øyeblikk tenke oss at Q_{it} og R_{it} ikke var beheftet med målfeil - altså at $u_{it} = v_{it} = 0$ for alle i og t . Et 95% konfidensintervall for $1/\tilde{\omega}$, basert på punktestimatoren $\hat{est}_1 \tilde{\omega}$ og samme datamateriale som beregningene i kolonne 7 i tabell B5 bygger på, kan da beregnes til $[-0.64, -0.08]$. Dette svarer til følgende 95% konfidensintervall for $\tilde{\omega}$: $[-12.76, -1.55]$. Dette gir en antydning om størrelsesordenen av de usikkerhetsmarginer vi må regne med.

12) De beregningene som er gjengitt i tabell B4, er spesielt basert på nasjonalregnskapets budsjettandeler for 1968 og Engelelastisiteter estimert ut fra nasjonalregnskapsdata. (Se tabell B1 og B2.)

2. Av de estimatorer som er forsøkt, er det bare $\hat{\omega}_1$ som gir punktanslag for $\tilde{\omega}$ som systematisk faller innenfor det intervall som vanligvis diskuteres (fra -8 til -2). Som nevnt, vil imidlertid denne estimator i tilfellet med målefeil i prisene i alminnelighet¹³⁾ føre til en overestimering av $|\tilde{\omega}|$.¹⁴⁾

3. Estimatene basert på minste kvadraters metode ((14)-(16)) og "medianestimatorene" ((27)-(31)) synes å være mer robuste overfor valg av observasjonsperiode, aggregeringsnivå og anslag på Engleelastisiteter og budsjettandeler enn estimatorer basert på "gjennomsnittsestimatorene" ((25)-(26)). Graden av "robusthet" synes generelt å være noe større når estimeringen baseres på 9 behovsuavhengige konsumgrupper enn når aggregeringsnivået med 4 grupper benyttes.

4. Det synes å være en tendens til at punktestimatorer basert på 4-grupperingen i tallverdi er noe større enn når 9-grupperingen legges til grunn. (Sammenlign kolonnene 3 og 5, 4 og 6, 7 og 9 samt 8 og 10 i tabell B5.) Tar vi imidlertid hensyn til usikkerheten som hefter ved punktanslagene, kan vi ikke si at tendensen er markert. Men konklusjonen virker intuitivt rimelig, idet det er grunn til å regne med at den gjennomgående tendens til substitusjon (som kan karakteriseres ved $-1/\tilde{\omega}$) er desto sterkere jo lavere aggregeringsnivå vi opererer med.¹⁵⁾

5. Resultatene gir også visse holdepunkter for å anta at $|\tilde{\omega}|$ har avtatt fra 1950- til 1960-årene. (Sammenlign kolonnene 3 og 7, 4 og 8, 5 og 9 samt 6 og 10 i tabell B5.) Men noen entydig konklusjon gir tallene på ingen måte grunnlag for.

4. Konklusjon

Den konklusjon vi etter det ovenstående kan trekke, blir nokså negativ: Det er fremdeles temmelig lite vi kan si om den "sanne" verdi av pengenes grense-nyttefleksibilitet på basis av norske nasjonalregnskapstall. Bortsett fra at teorien i seg selv kan være "feilaktig", må vi regne med at de punktanslag vi vil kunne gi, er belastet med ikke ubetydelige målefeil i grunnmaterialet. Jeg vil tro - uten å ha noen sikre holdepunkter - at feil i prisindeksene spiller en vesentlig rolle her, både rene registreringsfeil (f.eks. problemer med å separere verdiendringer i volum- og prisendringer) og den feilkilde som skyldes at de prisindeks vi opererer med, bare er mer eller mindre ufullkomne approksimasjoner til de "sanne" prisindeks.

13) Vi vil kunne få motsatt konklusjon hvis det er sterkt negativ korrelasjon mellom målefeilene i pris- og kvantumsendringene. Cfr. fotnote 10.

14) Forutsetningen er selvsagt at målefeilen er av "tilfeldig" art og kan beskrives ved (7).

15) Dette antyder at vi kanskje ikke uten videre har dekning for å anvende punkt estimater for $\tilde{\omega}$ basert på f.eks. 9 konsumgrupper i modeller med et adskillig større antall konsumgrupper.

Tabell Bl. Alternative anslag for Engelelastisitetene.

Konsumgruppe i	Estimater basert på	
	Nasjonalregnskapstall for årene 1955/69 ¹⁾	Forbruksundersøkelsen 1967 ²⁾
	E_i^{NR}	E_i^{FU}
I. Matvarer	0.57	0.53
II. Drikkevarer og tobakk	1.00	1.06
III. Bolig, lys og brensel	1.00	0.71
IV. Møbler og husholdningsartikler	1.61	1.11
V. Klær og skotøy	0.42	1.11
VI. Helsepleie og personlig hygiene	1.66	1.22 ³⁾
VII. Reiser og transport	1.74	1.33 ⁴⁾
VIII. Fritidssysler og utdanning	1.23	1.33
IX. Annet konsum	1.06	1.58 ³⁾
 I + II	0.66	0.65
III	1.00	0.71
V	0.42	1.11
IV + VI + VII + VIII + IX	1.44	1.34 ⁴⁾

1) Beregnet ved regresjon ved metoden beskrevet i [2], avsnitt 3.

2) Beregningsmetoden er beskrevet i [6], avsnitt IV. 1.

3) Personlig hygiene er overført fra gruppe VI til gruppe IX.

4) Eksklusive kjøp av egne transportmidler.

Tabell B2. Alternative anslag for budsjettandelene.

Konsumgruppe i	Nasjonalregnskapet ¹⁾		
	1950	1961	1968
	α_i^{50}	α_i^{61}	α_i^{68}
I. Matvarer	0.309	0.284	0.267
II. Drikkevarer og tobakk	0.092	0.077	0.077
III. Bolig, lys og brensel	0.086	0.112	0.114
IV. Møbler og husholdningsartikler	0.087	0.077	0.077
V. Klær og skotøy	0.172	0.140	0.121
VI. Helsepleie og personlig hygiene	0.046	0.057	0.073
VII. Reiser og transport	0.060	0.092	0.094
VIII. Fritidssysler og utdanning	0.050	0.062	0.067
IX. Annet konsum	0.098	0.099	0.110

1) Andeler av totalt spesifisert konsum ifølge nasjonalregnskapet.

Tabell B3. Prosentvise årlige volum- og prisendringer for nasjonalregnskapets 9 hovedgrupper av konsumvarer.
1961-1971.

A. Volumendringer ($100 \cdot \frac{\Delta x_{it}}{x_{it}}$)

i	t	1961/2	1962/3	1963/4	1964/5	1965/6	1966/7	1967/8	1968/9	1969/70	1970/1
I. Matvarer		2.18	1.48	0.86	3.00	1.89	0.56	2.20	2.31	2.16	2.91
II. Drikkevarer og tobakk		0.62	3.44	-2.13	-0.42	3.81	4.57	6.54	5.74	3.39	2.68
III. Bolig, lys og brensel		4.24	4.27	2.76	4.96	4.76	2.50	5.74	5.60	4.13	2.67
IV. Møbler og husholdningsartikler		4.78	5.85	4.66	-0.26	7.21	7.37	2.97	13.81	-3.45	6.06
V. Klær og skotøy		3.20	0.02	2.92	-2.41	1.09	4.29	1.08	5.51	5.19	2.40
VI. Helsepleie og personlig hygiene		4.40	7.24	9.00	6.89	4.23	5.87	5.12	6.33	14.63	3.41
VII. Reiser og transport		-0.80	6.04	11.17	6.30	7.15	5.46	-0.04	20.28	-9.81	11.30
VIII. Fritidssysler og utdanning		6.39	8.29	3.97	2.53	6.26	5.07	2.14	5.31	0.15	5.24
IX. Annet konsum		2.18	2.96	3.90	4.54	3.47	2.08	3.43	6.50	5.95	4.12
Total ¹⁾		2.89	3.47	3.54	2.67	3.83	3.46	3.57	6.53	2.48	4.42

B. Prisendringer ($100 \cdot \frac{\Delta p_{it}}{p_{it}}$)

i	t	1961/2	1962/3	1963/4	1964/5	1965/6	1966/7	1967/8	1968/9	1969/70	1970/1
I. Matvarer		6.81	2.21	10.51	1.67	2.68	5.03	3.03	4.02	12.51	6.25
II. Drikkevarer og tobakk		4.30	5.65	5.45	11.32	4.14	3.03	0.76	3.01	7.91	10.52
III. Bolig, lys og brensel		3.21	1.38	3.02	2.94	4.02	3.82	2.98	3.52	12.80	5.58
IV. Møbler og husholdningsartikler		1.93	1.82	2.87	3.50	2.58	2.76	2.03	2.17	10.48	3.58
V. Klær og skotøy		2.88	3.46	3.27	6.48	3.40	3.32	2.53	1.51	8.08	5.09
VI. Helsepleie og personlig hygiene		3.32	3.37	4.05	4.85	5.43	8.11	2.46	4.48	5.39	6.21
VII. Reiser og transport		2.69	1.80	1.64	0.73	3.46	4.62	3.80	2.56	8.23	9.54
VIII. Fritidssysler og utdanning		4.89	1.74	2.37	4.24	2.98	2.87	4.11	4.86	10.00	5.13
IX. Annet konsum		5.49	3.24	4.12	5.37	5.42	7.84	2.32	8.42	9.50	7.84
Total ²⁾		4.44	2.63	5.25	4.00	3.62	4.71	2.74	3.88	10.08	6.56

$$1) 100 \left(\frac{\Delta y_t}{y_t} - \sum_k \alpha_k^{68} \frac{\Delta p_{kt}}{p_{kt}} \right)$$

$$2) 100 \sum_k \alpha_k^{68} \frac{\Delta p_{kt}}{p_{kt}}$$

Tabell F4. Anslag for Q_{it} og R_{it} for nasjonalregnskapets 9 hovedgrupper av konsumvarer, 1961-1971. (Beregningene er basert på budsjettandeler for 1968 og Engelelastisiteter estimert ut fra nasjonalregnskapsdata.)

$$A. 100 Q_{it} = 100 \left\{ \frac{\Delta x_{it}}{x_{it}} - E_i^{NR} \left(\frac{\Delta y_t}{y_t} - \sum_k \alpha_k^{68} \frac{\Delta p_{kt}}{p_{kt}} \right) \right\}$$

i	t	1961/2	1962/3	1963/4	1964/5	1965/6	1966/7	1967/8	1968/9	1969/70	1970/1
I. Matvarer		+0.54	-0.48	-1.15	+1.49	-0.28	-1.40	+0.18	-1.39	+0.76	+0.41
II. Drikkevarer og tobakk		-2.28	-0.03	-5.68	-3.10	-0.04	+1.09	+2.96	-0.81	+0.91	-1.75
III. Bolig, lys og brensel		+1.34	+0.80	-0.79	+2.29	+0.92	-0.97	+2.16	-0.95	+1.65	-1.76
IV. Møbler og husholdningsartikler		+0.13	+0.29	-1.03	-4.55	+1.05	+1.80	-2.77	+3.32	-7.42	-1.04
V. Klær og skotøy		+1.99	-1.42	+1.44	-3.53	-0.52	+2.85	-0.42	+2.78	+4.15	+0.55
VI. Helsepleie og personlig hygiene		-0.40	+1.48	+3.12	+2.46	-2.14	+0.11	-0.81	-4.52	+10.51	-3.94
VII. Reiser og transport		-5.81	+0.02	+5.03	+1.67	+0.50	-0.56	-6.23	+8.94	-14.11	+3.62
VIII. Fritidssyssler og utdanning		+2.84	+4.04	-0.36	-0.74	+1.56	+0.82	-2.24	-2.70	-2.88	-0.17
IX. Annet konsum		-0.88	-0.70	+0.15	+1.72	-0.58	-1.59	-0.35	-0.41	+3.33	-0.56

$$B. 100 R_{it} = 100 E_i \left(\frac{\Delta p_{it}}{p_{it}} - \sum_k \alpha_k^{68} E_k^{NR} \frac{\Delta p_{kt}}{p_{kt}} \right)$$

i	t	1961/2	1962/3	1963/4	1964/5	1965/6	1966/7	1967/8	1968/9	1969/70	1970/1
I. Matvarer		+1.59	-0.19	+3.51	-1.26	-0.62	+0.11	+0.15	+0.05	+1.65	-0.28
II. Drikkevarer og tobakk		+0.30	+3.10	+1.14	+7.44	+0.37	-1.80	-2.01	-0.92	-1.69	+3.79
III. Bolig, lys og brensel		-0.79	-1.17	-1.29	-0.97	+0.25	-1.01	+0.22	-0.41	+3.22	-1.16
IV. Møbler og husholdningsartikler		-3.31	-1.18	-2.31	-0.64	-1.91	-3.31	-1.18	-2.83	+1.43	-5.07
V. Klær og skotøy		-0.46	+0.38	-0.44	+1.08	-0.16	-0.63	-0.10	-1.01	-0.63	-0.69
VI. Helsepleie og personlig hygiene		-1.12	+1.36	-0.43	+1.57	+2.75	+5.46	-0.50	+0.92	-6.99	-0.88
VII. Reiser og transport		-2.27	-1.30	-4.63	-5.51	-0.54	-0.35	+1.81	-2.37	-2.37	+4.86
VIII. Fritidssyssler og utdanning		+1.09	-0.99	-2.38	+0.41	-0.97	-2.40	-1.64	+1.13	+0.50	-1.97
IX. Annet konsum		+1.59	+0.73	-0.20	+1.55	+1.74	+3.19	-0.47	+4.75	-0.10	+1.17

Tab. 4 forts. neste side.

Tabell B4 (fortsatt). Anslag for Q_{it} og R_{it} for nasjonalregnskapets 9 hovedgrupper av konsumvarer, 1961-1971.

		C. R_{it}/Q_{it}									
i	t	1961/2	1962/3	1963/4	1964/5	1965/6	1966/7	1967/8	1968/9	1969/70	1970/1
I. Matvarer		+2.95	+0.40	-3.06	-0.85	+2.25	-0.08	+0.86	-0.04	+2.18	-0.68
II. Drikkevarer og tobakk		-0.13	-89.53	-0.20	-2.40	-10.18	-1.64	-0.68	+1.14	-1.86	-2.16
III. Bolig, lys og brensel		-0.59	-1.47	+1.63	-0.42	+0.27	+1.04	+0.10	+0.43	+1.95	+0.66
IV. Møbler og husholdningsartikler		-24.98	-4.12	+2.25	+0.14	-1.82	-1.84	+0.43	-0.85	-0.19	+4.89
V. Klær og skotøy		-0.23	-0.27	-0.30	-0.31	+0.30	-0.22	+0.23	-0.36	-0.15	-1.25
VI. Helsepleie og personlig hygiene		+2.76	+0.92	-0.14	+0.64	-1.29	+49.53	+0.62	-0.20	-0.66	+0.22
VII. Reiser og transport		+0.39	-61.93	-0.92	-3.30	-1.09	+0.64	-0.29	-0.27	+0.17	+1.34
VIII. Fritidssyssler og utdanning		+0.38	-0.24	+6.58	-0.55	-0.62	-2.91	-0.74	-0.42	-0.17	+11.25
IX. Annet konsum		-1.79	-1.04	-1.32	+0.90	-2.99	-2.01	+1.34	-11.59	-0.03	-2.09

Tabell B5. Estimater for $\tilde{\omega}$.

Observasjonsperiode	1950-1971	1950-1971	1950-1971	1950-1971	1950-1971	1950-1971	1961-1971	1961-1971	1961-1971	1961-1971
Antall konsumgrupper	9	9	9	9	4	4	9	9	4	4
Engelelastisiteter	E _i ^{NR}	E _i ^{NR}	E _i ^{NR}	E _i ^{FU}						
Budsjettandeler	α_i^{50}	α_i^{61}	α_i^{68}							
est ₁ $\tilde{\omega}$	-3.45	-3.57	-3.51	-2.80	-3.88	-8.33	-2.77	-1.72	-2.93	-3.04
est ₂ $\tilde{\omega}$	-0.22	-0.18	-0.17	-0.18	-0.21	-0.14	-0.19	-0.23	-0.13	-0.12
est ₃ $\tilde{\omega}$	-0.86	-0.81	-0.78	-0.70	-0.81	-1.09	-0.72	-0.62	-0.61	-0.61
est ₄ $\tilde{\omega}$	+0.41	-6.98	-0.91	-0.44	+0.82	-1.28	+1.44	-3.69	-0.65	+1.32
est ₅ $\tilde{\omega}$	+20.27	-0.77	+0.27	-27.70	-0.72	+1.34	-1.66	-57.36	-0.86	+4.75
est ₆ $\tilde{\omega}$	-0.25	-0.25
est ₇ $\tilde{\omega}$	-1.92	-1.64	-1.57	..	-0.60	..	-1.50	..	-0.60	..
est ₈ $\tilde{\omega}$	-0.19	-0.16	-0.20	..	-0.16	..	-0.28	..	-0.08	..
est ₉ $\tilde{\omega}$	-1.71	-1.17	-1.93	-2.01
est ₁₀ $\tilde{\omega}$	-0.31	-0.25	-0.25	-0.25

ET FORSLAG TIL EN ENKEL MODIFIKASJON AV FRISCH'S "COMPLETE SCHEME".

Som kjent er den enkleste versjonen av Frisch's metode for estimering av et komplett sett av Cournot-elastisiteter, som er foreslått benyttet i avsnitt V. 2, basert på den forutsetning at samtlige varegrupper som inngår, er innbyrdes behovsuavhengige. (Se [12].) Med en sterkt disaggregert konsumgruppering - som i MODIS IV - er dette som regel en urealistisk forutsetning. Som oftest lar det seg imidlertid gjøre å inndele varene i grupper, slik at det er rimelig å anta behovsuavhengighet mellom gruppene, men avhengighet for de varepostene som inngår i den enkelte gruppe. I slike tilfelle er altså matrisen av nytteakselerasjoner blokksymmetrisk. Vi vil i dette appendix skissere en fremgangsmåte for estimering av Cournot-elastisitetene når preferansestrukturen kan beskrives på denne måten. Metoden er trolig best egnet når det er forholdsvis få varer (helst 2-3) i hver behovsuavhengige gruppe.¹⁾

La det være K behovsuavhengige grupper, og la N_k være antall varer i gruppe nr. k ($k=1, \dots, K$). Totalt antall varegrupper er følgelig $\sum_{k=1}^K N_k$. La videre

x_k = kvantum av behovsuavhengig gruppe nr. k ($k=1, \dots, K$)

x_{ik} = kvantum av vare nr. i ($i=1, \dots, N_k$) i behovsuavhengig gruppe nr. k
(i det følgende kalt vare nr. (i,k))

p_k = prisindeks for x_k

p_{ik} = prisindeks for x_{ik}

α_k = budsjettandel for varegruppe nr. k i basisåret

α_{ik} = budsjettandel for vare nr. (i,k) i basisåret

Vi antar at vi ved hjelp av Frisch's metode har fastlagt konstantelastiske etter-spørselsfunksjoner for de K behovsuavhengige grupper. Vi vil her skissere en fremgangsmåte for fordeling av totalen x_k på enkeltposter x_{ik} . La oss skille mellom følgende tre typer av behovsuavhengige grupper

- 1) grupper som bare inneholder (sterkt) behovskomplementære vareposte
- 2) grupper som bare inneholder (sterkt) behovsalternative vareposte
- 3) grupper som inneholder både behovskomplementære og behovsalternative vareposte.

1. Behovskomplementaritet

Her vil vi ganske enkelt anta at behovskomplementariteten er så sterk at vi kan gå ut fra proporsjonal volumutvikling for varepostene innen gruppen. Hvis

1) Frisch skisserer en estimeringsmetode for tilfelle med blokk-diagonal nytte-akselerasjonsmatrise (se [12], pp. 190-192). Metoden fordrer imidlertid kjennskap til kryss-elastisitetene innen de behovsuavhengige grupper og er av denne grunn kanskje ikke så anvendelig i praksis.

gruppe k er en slik gruppe, antar vi altså

$$(1.1) \quad x_{ik} = \frac{\alpha_{ik}}{\alpha_k} x_k \quad i=1, \dots, N_k$$

La $e_{k,s}$ betegne Cournot-elastisiteten for gruppe k m.h.p. gruppe s og $e_{ik,js}$ Cournot-elastisiteten for varepost (i,k) m.h.p. varepost (j,s). Av (1) fåes da

$$(1.2) \quad e_{ik,js} = \frac{\alpha_{js}}{\alpha_s} e_{k,s} \quad \begin{matrix} s=1, \dots, K \\ j=1, \dots, N_s \\ i=1, \dots, N_k \end{matrix}$$

idet vi her og i det følgende antar at prisindeksen p_s er slik at
 $\partial \ln p_j / \partial \ln p_{js} = \alpha_{js} / \alpha_s$

2. Behovsalternativitet

I dette tilfelle vil vi tenke oss at den andel den enkelte konsumpost utgjør av totalen for vedkommende gruppe, er en funksjon av de relative priser innen gruppen. Hvis gruppe m er en slik gruppe, vil vi spesielt anta at

$$(2.1) \quad x_{im} = x_m \beta_{im} \cdot \prod_{j=1}^{N_m} p_{jm}^{\gamma_{ijm}}, \quad i=1, \dots, N_m$$

hvor β_{im} er en konstant og elastisitetene γ_{ijm} er konstanter som oppfyller betingelsene

$$(2.2) \quad \sum_{j=1}^{N_m} \gamma_{ijm} = 0 \quad i=1, \dots, N_m$$

slik at en proporsjonal prisendring for alle varer innen en gruppe ikke endrer budsjettandelene innen gruppen.

Av (2.1) følger

$$(2.3) \quad e_{im,jm} = \frac{\alpha_{jm}}{\alpha_m} e_{m,m} + \gamma_{ijm}, \quad \begin{matrix} i=1, \dots, N_m \\ j=1, \dots, N_m \end{matrix}$$

$$(2.4) \quad e_{im,js} = \frac{\alpha_{js}}{\alpha_s} e_{m,s} \quad \begin{matrix} s=1, \dots, N_m \\ j=1, \dots, N_s \\ i=1, \dots, N_m \end{matrix}$$

Metoden innebærer følgelig at vi for alle Cournot-elastisiteter som gjelder vareposter innen en behovsuavhengig gruppe, innfører additive korreksjonsledd av typen γ_{ijm} i de elastisitetene en forutsetning om strengt proporsjonal volumutvikling innen gruppen ville ha gitt. (Cfr. (1.2).)

Siden varepostene (i,m) og (j,m) er behovsalternative, er det rimelig at γ_{ijm} er positive for $j \neq i$, altså ifølge (2.2) at γ_{iim} er negativ. Det er nærliggende å ta γ_{ijm} som uttrykk for styrken i substitusjonsmulighetene mellom varepostene (i,m) og (j,m). For øvrig vil den presise fastleggelse av verdiene på disse elastisitetene måtte baseres på skjønn.

La oss som illustrasjon betrakte gruppen spisefett, altså konsumgruppene

08 og 09 i MODIS IV. I det følgende står fotskrift S for smør og fotskrift M for margarin. Frisch's metode anvendt på en gruppering med bl.a. S+M som én behovsuavhengig gruppe gir et anslag på den direkte Cournot-elastisitetet lik

$$e_{S+M, S+M} = -0.169.$$

La oss illustrasjonsmessig anta at

$$\gamma_{SS} = \gamma_{MM} = -0.5$$

som innebærer

$$\gamma_{SM} = \gamma_{MS} = +0.5.$$

Formel (2.3) gir da følgende anslag for Cournot-elastisitetene (Budsjettdelene er $\alpha_S = 0.00546$, $\alpha_M = 0.01033$.)

$$e_{SS} = -0.558$$

$$e_{SM} = +0.390$$

$$e_{MS} = +0.442$$

$$e_{MM} = -0.610$$

Anvendelse av Frisch's metode med S og M som separate behovsuavhengige grupper, gir estimatene

$$e_{SS} = -0.283$$

$$e_{SM} = -0.005$$

$$e_{MS} = -0.001$$

$$e_{MM} = -0.105$$

Ved å bruke den modifiserte metoden oppnår vi på en enkel måte å få positive krysselastisiteter.

3. Kombinert behovskomplementaritet og behovsalternativitet

La gruppe n være en slik gruppe. Anta at den inneholder 3 vareposter og at det hersker komplementaritet mellom postene (1,n) og (2,n), men at (1,n) og (3,n) samt (2,n) og (3,n) er parvis alternative. (F.eks. kan varegruppe n være utgifter til reiser og transport, ekskl. kjøp av egne transportmidler, og varepost (1,n) være bensin og olje, (2,n) andre utgifter til drift og vedlikehold av egne transportmidler og (3,n) bruk av offentlige transportmidler.²⁾)

Vi benytter da

$$x_{in} = x_n^{\beta} \prod_{j=1}^3 p_{jn}^{\gamma_{ijn}} \quad i=1,3$$

$$x_{2n} = \frac{\alpha_{2n}}{\alpha_{1n}} x_{1n}$$

2) MODIS IV-gruppene 32, 33, 34.

hvor $\gamma_{1ln} + \gamma_{i2n} + \gamma_{i3n} = 0$ for $i=1,3$. På grunn av forutsetningen om komplementaritet mellom vare (1,n) og (2,n) er det rimelig at både γ_{1ln} og γ_{12n} er negative. (Eventuelt kan γ_{12n} settes lik null - cfr. punkt 1.)

Selvom det estimeringsopplegg som her er skissert, kanskje gir mer realistiske anslag på Cournot-elastisitetene enn den enkleste versjon av Frisch's metode, har det flere svakheter. For det første vil de estimater det gir, i allminnelighet ikke fullt ut oppfylle etterspørrelsteoriens homogenitets- og symmetribetingelser - i motsetning til estimatene ved direkte anvendelse av Frisch's metode. For det annet har vi problemet med fastleggelse av substitusjonsparametrene γ_{ijm} ; det valg en treffer vil lett bli vilkårlig.³⁾ Vi kan derfor kanskje si at vi ved denne modifikasjon - i likhet med Frisch's eget forslag til modifikasjon (cfr. fotnote 1) - bare forskyver problemene ett hakk bakover. For det tredje kan forutsetning (1.1) om proporsjonal volumutvikling ved behovskomplementaritet trekkes i tvil. Det er klart at avhengighetens styrke også her bør spille inn.

3) En mer konsistent metode for å ta hensyn til apriori informasjon om behovsavhengigheten i tilfelle med blokk-diagonal nytteakselerasjonsmatrise er foreslått av Barten i [4]. Se også Theil [33], Ch. 6.4 og 7.2.

Forslag til inndeling av de "privatfinansierede" konsumgrupper i MODIS IV i behovsuavhengige grupper.

Behovsuavhengig gruppe nr.	Type av behovs- avhengighet innen gruppen (A = alternativitet, K = komplementaritet)	Omfatter konsumgruppene nr. ⁴⁾
01	A	01, 02
02	A	03, 04, 05
03		06
04		07
05	A	08, 09
06		10
⋮		⋮
11		15
12	A	16, 17, 18
13		19
⋮		⋮
17		23
18	A	24, 25
19		26
⋮		⋮
22		29
23		31
24	A/K ⁵⁾	32, 33, 34
25		35
⋮		⋮
30		40
31		42
⋮		⋮
36		47

4) Cfr. tabell 5.

5) Cfr. eksemplet ovenfor.

REFERANSER

- [1] Alstadheim, H.: En disaggregert vekstmodell for Norge med 1963 som basisår. Memorandum fra Sosialøkonomisk Institutt, Universitetet i Oslo, 2. januar 1968.
- [2] Amundsen, A.: Konsumelastisiteter og konsumprognoser bygd på nasjonalregnskapet. Artikler nr. 7 fra Statistisk Sentralbyrå, Oslo 1963.
- [3] Amundsen, H. T.: Innføring i teoretisk statistikk, hefte III. Universitetsforlaget, Oslo 1966.
- [4] Barten, A. P.: Consumer Demand Functions under Conditions of Almost Additive Preferences. *Econometrica* 1964, pp. 1 - 38.
- [5] Barten, A. P.: Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations. *European Economic Review* 1969, pp. 7 - 73.
- [6] Biørn, E.: Særavgifts- og subsidiesystemets fordelingsvirkninger - et analyseopplegg. Arbeidsnotat I0 71/15 fra Statistisk Sentralbyrå.
- [7] Bjerkholt, O.: A Precise Description of the System of Equations of the Economic Model MODIS III. Artikler nr. 24 fra Statistisk Sentralbyrå. Oslo 1968.
- [8] Duesenberry, Fromm, Klein, Kuh (ed.): The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States. North-Holland Publishing Company. Amsterdam 1965.
- [9] Engebretsen, J.: Modell for direkte skatter, forskottspliktige. Arbeidsnotat I0 72/2 fra Statistisk Sentralbyrå.
- [10] Evans, M. K. and Klein, L. R.: The Wharton Econometric Forecasting Model. University of Pennsylvania. 2nd., Enlarged Edition. Philadelphia 1968.
- [11] Farrell, M. J.: The New Theories of the Consumption Function. *The Economic Journal* 1959, pp. 678 - 696.
- [12] Frisch, R.: A Complete Scheme for Computing All Direct and Cross Demand Elasticities in a Model with Many Sectors. *Econometrica* 1959, pp. 177 - 196.
- [13] Griliches, Z.: Distributed Lags: A Survey. *Econometrica* 1967, pp. 16 - 49.

- [14] Harberger, A. C. (ed.): The Demand for Durable Goods. University of Chicago Press. Chicago 1960.
- [15] Henderson, J. M. and Quandt, R. E.: Microeconomic Theory. McGraw-Hill Book Company. New York 1963.
- [16] Houthakker, H. S. and Taylor, L. D.: Consumer Demand in the United States, 1929 - 1970. Analyses and Projections. Harvard University Press. Cambridge (Mass.) 1966.
- [17] Haavelmo, T.: Orientering i makro-økonomisk teori. Memorandum fra Sosial-økonomisk Institutt, Universitetet i Oslo, 15. desember 1966.
- [18] Inntektsstatistikk 1967 (NOS A 391). Statistisk Sentralbyrå. Oslo 1967.
- [19] Johansen, L.: A Multi-Sectoral Study of Economic Growth. North-Holland Publishing Company. Amsterdam 1960.
- [20] Johnston, J.: Econometric Methods. McGraw-Hill Book Company. New York 1963.
- [21] Klein, L. R. and Goldberger, A. S.: An Econometric Model of the United States, 1929 - 1952. North-Holland Publishing Company. Amsterdam 1955.
- [22] Kuh, E.: The Validity of Cross-Sectionally Estimated Behavior Equations in Time Series Applications. *Econometrica* 1959, pp. 197 - 214.
- [23] Kuh, E. and Meyer, J. R.: How Extraneous are Extraneous Estimates? *Review of Economics and Statistics* 1957, pp. 380 - 393.
- [24] Malinvaud, E.: Statistical Methods of Econometrics. North-Holland Publishing Company. Amsterdam 1966.
- [25] Nerlove, M.: The Market Demand for Durable Goods: A Comment. *Econometrica* 1960, pp. 132 - 142.
- [26] Parks, R. W.: Systems of Demand Equations: An Empirical Comparison of Alternative Functional Forms. *Econometrica* 1969, pp. 629 - 650.
- [27] Pollak, R. A. and Wales, T. J.: Estimation of the Linear Expenditure System. *Econometrica* 1969, pp. 611 - 628.
- [28] Sato, K.: Additive Utility Functions with Double-Log Consumer Demand Functions. *Journal of Political Economy* 1972, pp. 102 - 124.

- [29] Sevoldson, P.: MODIS II. A Macro-Economic Model for Short-Term Analysis and Planning. Artikler nr. 23 fra Statistisk Sentralbyrå. Oslo 1968.
- [30] Stone, R.: Linear Expenditure Systems and Demand Analysis. Economic Journal 1954, pp. 511 - 527.
- [31] Stone, R. and Rowe, D.A.: The Market Demand for Durable Goods. Econometrica 1957, pp. 423 - 443.
- [32] Stone, R. and Rowe, D. A.: The Durability of Consumers' Durable Goods. Econometrica 1960, pp. 407 - 416.
- [33] Theil, H.: Economics and Information Theory. North-Holland Publishing Company. Amsterdam 1967.
- [34] Theil, H.: Linear Aggregation of Economic Relations. North-Holland Publishing Company. Amsterdam 1954.
- [35] Thonstad, T.: Habit Formation and Stock-Adjustment. Comments on the Houthakker-Taylor Model. Memorandum fra Sosialøkonomisk Institutt, Universitetet i Oslo, 25. september 1968.
- [36] Watts, H. W.: An Analysis of the Effects of Transitory Income on Expenditure of Norwegian Households. Artikler nr. 19 fra Statistisk Sentralbyrå. Oslo 1968.
- [37] Zellner, A. and Geisel, M. S.: Analysis of Distributed Lag Models with Applications to Consumption Function Estimation. Econometrica 1970, pp. 865 - 888.
- [38] Øien, A.: MODIS II. En samfunnsøkonomisk modell med kryssløps-, konsum- og prisrelasjoner. Arbeidsnotat IO 66/3 fra Statistisk Sentralbyrå.