

Arbeidsnotater

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

Dronningensgt. 16, Dep, Oslo 1. Tlf. *(02) 41 38 20

IO 78/6

30. mars 1978

MAKROKONSUMFUNKSJONEN I MODIS IV

av

Adne Cappelen

INNHold

	Side
1. Innledning	1
2. Konsumfunksjoner basert på tverrsnittsdata	1
2.1 Problemstilling	1
2.2 Modell	2
2.3 Data	4
2.4 Resultater	4
3. Problemer med å skaffe tilbakegående tidsserier	7
3.1 Omlegging til nytt SNA	7
3.2 Disponibel inntekt for ulike sosioøkonomiske grupper	7
3.3 Forholdet mellom privat konsum og disponibel inntekt	12
4. Estimering av makrokonsumfunksjoner	15
4.1 Teoretisk bakgrunn	15
4.2 Modeller og resultater	17
5. Konsekvenser for multiplikatorene i MODIS IV	26
6. Oppsummering	29

Ikke for offentliggjøring. Dette notat er et arbeidsdokument og kan siteres eller refereres bare etter spesiell tillatelse i hvert enkelt tilfelle. Synspunkter og konklusjoner kan ikke uten videre tas som uttrykk for Statistisk Sentralbyrås oppfatning.

1. INNLEDNING*

Bakgrunnen for dette notatet er behovet for en reestimering av makrokonsumfunksjonen i MODIS IV. De to lineære makrokonsumfunksjoner som hittil har vært i bruk ved ulike versjoner av MODIS IV er basert på nasjonalregnskapstall fram til 1968 med skjønsmessig justering av funksjonenes konstantledd ved oppdatering til nytt basisår. MODIS IV er basert på begreper og spesifikasjoner i det nye nasjonalregnskapssystem (SNA) som ble innført fra 1970. Konsumfunksjonens datagrunnlag har således ikke bare vært gammelt, men også hatt begrepsmessige avvik fra modellens øvrige datagrunnlag som i hovedsak har vært siste års foreløpige nasjonalregnskap. Det har vært et klart behov for å ta hensyn til tilgjengelig informasjon om konsum- og inntektsutvikling i perioden 1969-1975.

Ved siden av disse oppdateringsbehovene har det også vært av interesse å få undersøkt muligheten for å nyttiggjøre den informasjon som ligger i tverrsnittsmaterialet fra den kombinerte inntekts- og forbrukerundersøkelsen i 1973 ved estimering av makrokonsumfunksjoner. Det vil også bli presentert en ny måte å beregne konsumdisponibel inntekt for husholdningene. Videre vil det bli redegjort for forsøk på å trekke inn nye variable i konsumfunksjonen enn de som hittil har vært i bruk. Avslutningsvis skal vi komme litt inn på hvordan vårt forslag til makrokonsumfunksjon vil virke på modellresultatene i MODIS IV.

2. KONSUMFUNKSJONER BASERT PÅ TVERRSNITTSDATA

2.1 Problemstilling

I dette kapitlet skal det gjøres rede for forsøk som er gjort med å utnytte tverrsnittsdata for å skaffe informasjon om konsumstrukturen for de tre sosioøkonomiske gruppene, lønnstakere, selvstendige og ikke-yrkesaktive. Hensikten er å nytte slik kunnskap ved estimering på tidsseriedata, noe som kan redusere effekten av multikollinearitet i tidsserievariablene og øke antall frihetsgrader ved estimeringen.

Den type informasjon vi spesielt har vært interessert i er om de marginale konsumtilbøyelighetene varierer mellom sosioøkonomiske grupper, og hvordan demografiske forhold påvirker konsumet.

Ved bruk av en kombinasjon av tverrsnitts- og tidsseriedata må en ha klart for seg hva slags strukturer slike data kan belyse. En vanlig antagelse (jfr. Kuh og Meyer (1957)) er at tverrsnittsdata gir informasjon om langtidsatferd. Hvis dette er riktig må en spesifisere modeller for tidsseriedata slik at det er mulig å finne fram til langtidsatferd. Et eksempel vil belyse dette nærmere. Anta at vi i en modell for tverrsnittsdata har spesifisert en enkel konsumfunksjon for hver av de tre sosioøkonomiske gruppene med H_i antall husholdninger i hver gruppe:

$$2.1 \quad c_{ij} = a_i + b_i y_{ij} \quad i=1,2,3 \quad j=1,2,\dots,H_i$$

hvor c_{ij} er total konsumutgift og y_{ij} konsumdisponibel inntekt i husholdning nr. j . Anta videre at vi i en modell for tidsseriedata spesifiserer følgende relasjon:

$$2.2 \quad C_t = \alpha + \sum_{i=1}^3 \beta_i Y_{it} + \gamma C_{t-1} \quad t=1,2,\dots,T \quad i=1,2,3$$

hvor Y_{it} er konsumdisponibel inntekt for sosioøkonomisk gruppe i på tidspunkt t og C_t er privat konsum på tidspunkt t . Da vil b_i "svare til" $\frac{\beta_i}{1-\gamma}$ og ikke til β_i idet β_i er en parameter for korttidsvirkningen av en inntektsøkning for sosioøkonomisk gruppe nr. i . Vår bruk av a priori informasjon fra tverrsnittsdata ved estimering på tidsseriedata følger bl.a. Klein og Goldberger (1955). Det innebærer at vi tar forholdet mellom de marginale konsum tilbøyelighetene for de ulike sosioøkonomiske gruppene som gitt. Tidsseriedata benyttes bare for å bestemme nivået på de marginale

* Jeg vil få takke dosent Arne Amundsen og kolleger i Forskningsavdelingen for hjelp og gode råd underveis.

konsumtilbøyelighetene (jfr. også Biørn (1974)). Selv om det vanligvis antas at en får estimert langtidsparametre ved tverrsnittsdata er dette av underordnet rolle for vårt formål, fordi forholdet mellom korttids- og langtidsparametre er det samme¹⁾.

2.2 Modell

Husholdningenes konsum antas å avhenge dels av tallet på husholdningsmedlemmer og dels av egenskaper ved husholdningen som enhet; visse varer konsumeres individuelt og andre kollektivt. I tråd med Denton og Spencer (1976) antar vi at husholdningens konsum har en inntektsuavhengig komponent (z_{ij}) som kan uttrykkes som summen av et konstantledd og et ledd som varierer med antall husholdningsmedlemmer og alderssammensetningen i husholdningen. Dette kunne vi kanskje kalle "nødvendig" konsum, uten at det i egentlig forstand angir noe eksistensminimum. Konsumet (c_{ij}) antas i tillegg å avhenge av den del av inntekten som ikke går med til "nødvendig" konsum. Vi skriver da:

$$2.3 \quad c_{ij} = z_{ij} + \beta_i (y_{ij} - z_{ij})$$

hvor β_i er den marginale konsumtilbøyelighet som antas å være konstant blant husholdningene innen hver sosioøkonomisk gruppe.

Vi innfører videre

$$2.4 \quad z_{ij} = \pi_{i1} + \sum_{l=1}^L \pi_{i2l} \lambda_{ijl} \quad l=1,2,\dots,L$$

hvor L er antall husholdningsmedlemmer i husholdning j i sosioøkonomisk gruppe i . π_{i1} er konstant mellom husholdningene innenfor samme sosioøkonomiske gruppe. π_{i2l} gir uttrykk for konsumvirkningen av husholdningsmedlem l , dvs. at λ_{ijl} representerer person l i husholdning j . Vi skal anta at den egenskap ved person l som har betydning for konsumet bare er den aldersgruppe personen befinner seg i. Kjønnsmessige eller utdanningsmessige forhold antas ikke å spille noen rolle. Dette betyr at en person i en bestemt aldersgruppe antas å bety like mye for konsumet uansett hvilken husholdning han/hun er i, bare den sosioøkonomiske gruppe er den samme. 2.4. kan da forenkles til:

$$2.5 \quad z_{ij} = \pi_{i1} + \sum_{r=1}^R \pi_{i2r} n_{ijr} \quad r=1,2,\dots,R$$

hvor n_{ijr} står for antall husholdningsmedlemmer i aldersgruppe r i husholdning j , og R er antall aldersgrupper.

Setter vi inn 2.5 i 2.3 og ordner får vi:

$$2.6 \quad c_{ij} = (1-\beta_i)\pi_{i1} + (1-\beta_i) \sum_{r=1}^R \pi_{i2r} n_{ijr} + \beta_i y_{ij}$$

En kan lett forvisse seg om at alle parametrene i modellen er identifiserbare. I tillegg til inntekt og demografiske variable har vi også trukket inn husholdningenes nettoformue f_{ij} . 2.6 kan vi da skrive som:

$$2.7 \quad c_{ij} = (1-\beta_i)\pi_{i1} + (1-\beta_i) \sum_{r=1}^R \pi_{i2r} n_{ijr} + \beta_i y_{ij} + \gamma_i f_{ij} + u_{ij}$$

hvor u_{ij} er et stokastisk restledd.

Før vi går videre med modellspesifikasjonen skal det nevnes at vi har stilt et spørsmålsteget ved å betrakte inntekten som en eksogen variabel i 2.7; nærmere bestemt om det kan foreligge en simultan fastlegging av konsum og inntekt også i mikrosammenhenger. Lignende ideer er blitt framført av Kelley (1976). Det er f.eks. ikke urimelig å tenke seg at husholdningens inntekt påvirkes av formue og alderssammensetning i husholdningen, dvs. vi spesifiserer i tillegg til 2.7:

$$2.8 \quad y_{ij} = \alpha_i + \sum_{r=1}^R \sigma_{ir} n_{ijr} + \epsilon_i f_{ij} + v_{ij}$$

1) De advarsler som Kuh og Meyer (1957) kommer med gjelder først og fremst bruk av a priori estimat på absolutt-verdier av parametre og synes derfor ikke å være så relevante for den framgangsmåten vi har valgt.

hvor v_{ij} er et stokastisk restledd. Hvis vi antar at både u_{ij} og v_{ij} har forventning null, konstant varians og er ukorrelerte vil modellen 2.7 og 2.8 være rekursiv. Hvis vi estimerer 2.7 v.h.j.a. minste kvadraters metode (OLS) vil vi få konsistente estimater for $[(1-\beta_i)\pi_{1j}]$ og $[(1-\beta_i)\pi_{i2r}]$. Hvis forutsetningen om at u_{ij} og v_{ij} er ukorrelerte ikke er holdbar må vi bruke andre metoder. Vi valgte å estimere parametrene i 2.8 v.h.j.a. OLS. Deretter beregnet vi \hat{Y}_{ij} ut fra de estimat vi fikk og erstattet Y_{ij} i 2.7 med \hat{Y}_{ij} dvs. en to-trinns minste kvadraters metode. De estimater vi på denne måten fikk for parametrene viste seg å være så langt fra a priori forventninger (bl.a. negative estimater på β_i) at vi forkastet denne modellen. 2.7 utgjør derfor modellen når vi har spesifisert forutsetninger om u_{ij} . De to varianter vi har forsøkt oss med er:

Modell A (homoskedastisitet)

$$Eu_{ij} = 0$$

$$2.9 \quad E(u_{ij}u_{ik}) = \begin{cases} 0 & \text{for } i \neq k \\ \sigma^2 & \text{for } i=k \end{cases}$$

Modell B (heteroskedastisitet)

$$Eu_{ij} = 0$$

$$2.10 \quad E(u_{ij}u_{ik}) = \begin{cases} 0 & \text{for } i \neq k \\ y_i^2 \sigma^2 & \text{for } i=k \end{cases}$$

Forskjellen mellom de to modellene er at vi i modell A forutsetter at restleddene har konstant varians og derfor den samme for alle husholdninger, mens vi i modell B antar at variansen varierer mellom husholdningene avhengig av inntektens størrelse.

Begge modellene fører til at OLS brukt på 2.7 gir konsistente og forventningsrette estimatorer. Hvis modell B gjelder, vil OLS direkte på 2.7 gi mindre effisiente estimatorer (dvs. variansen på estimatene blir større) enn en generalisert minste kvadraters metode (GLS) som tar hensyn til at variansen avhenger av inntekten. GLS innebærer at observasjoner av husholdninger med høy inntekt får mindre "vekt" fordi variansen er størst for høyinntektshusholdninger. I tilfelle 2.10 gjelder kan vi skrive

$$2.11 \quad \frac{c_{ij}}{y_{ij}} = (1-\beta_i)\pi_{j1} \frac{1}{y_{ij}} + (1-\beta_j) \sum_{r=1}^R \pi_{i2r} \frac{n_{ijr}}{y_{ij}} + \beta_i + \gamma_i \frac{f_{ij}}{y_{ij}} + u_{ij}/y_{ij}$$

OLS brukt på 2.11 gir nå effisiente estimatorer for β_i osv. Problemet er nå hvilke forutsetninger som er mest rimelig. Det er vanlig å anta at modell B er en brukbar beskrivelse ved estimering av relasjoner v.h.j.a. tverrsnittsdata (jfr. Johnston (1972) s. 217). For å undersøke nærmere restleddenes fordelingssegenskaper fulgte vi et opplegg foreslått av Johnston (1972), jfr. s. 221. I første omgang er vi interessert i å teste om forutsetningen om homoskedastisitet holder. Vi inndelte observasjonene for hver sosioøkonomiske gruppe i tre deler avhengig av inntektens størrelse. Vi beregnet så regresjoner basert på 2.7 for gruppen med lavest og høyest inntekt. Forholdet mellom summene av de kvadrerte residualer fra disse to regresjonene kan vises å være F-fordelt under forutsetning av homoskedastisitet (" H_0 "). Ettersom vi fikk forkastet H_0 er spørsmålet hva slags heteroskedastisitet vi står overfor. For å undersøke dette tok vi utgangspunkt i absoluttverdien av residualene som kan beregnes ut fra OLS brukt 2.7 med hele observasjonsmaterialet. Vi beregnet deretter regresjonen av disse residualene m.h.p. inntekten dvs. regresjonen av typen

$$2.12 \quad |d_i| = a_0 + a_1 Y_i^\epsilon$$

hvor $|d_i|$ står for absoluttverdien av residual nr. i. Det ble beregnet regresjoner for et sett av valgte verdier for ϵ . Det viste seg ved størrelsene på t-verdier for estimatene på a_0 og a_1 , at $|d_i| = \hat{a}_1 Y_i$ ga det "beste" resultat for alle de sosioøkonomiske gruppene, idet a_0 ikke var signifikant forskjellig fra null. Dette ga en støtte til å forutsette modell B ovenfor.

Regresjonsberegninger (OLS) ble gjort ut fra forutsetninger om restleddsstrukturen spesifisert ved både modell A og B. I tillegg til de variable som er spesifisert, har vi tatt med et sett av binære variable for å fange opp sesongvariasjoner i forbruket, ettersom forbruksutgiftene er registrert ved husholdningsregnskaper for 14-dagers perioder (korrigert med et årsintervju).

2.3 Data

Tverrsnittsdataene bygger på forbruksundersøkelsen og inntektsundersøkelsen 1973. For hver av husholdningene som deltok i forbruksundersøkelsen ble det også samlet inn inntekts- og formuesoppgaver. Dette ga muligheten for å se på sammenhengen mellom forbruk og inntekt for 3 271 husholdninger, mens en ellers ofte bare har opplysninger om total forbruksutgift. Kvaliteten av disse dataene er noe usikker. Anslag for privat konsum iflg. forbruksundersøkelsen ligger ca. 15 prosent under nasjonalregnskapets tall når en har korrigert for definisjonsforskjeller. Noe av grunnen til det kan være at utgiftsposter er glemt (eller fortrent?) ved husholdningenes regnskapsførsel. For inntektstallenes vedkommende er det rimelig å regne med en viss inntektsunndragelse slik at konsumdisponibel inntekt blir undervurdert. Til tross for en undervurdering av konsumet i forbruksundersøkelsen i forhold til nasjonalregnskapet er allikevel spareraten beregnet ut fra nasjonalregnskapstall for konsum og disponibel inntekt høyere enn hva tverrsnittsmaterialet tilsier. Nå er det imidlertid ikke opplagt at nasjonalregnskapets tall er riktige, men i alle vil definisjonene være forskjellige noe som selvsagt begrenser mulighetene for en "kobling" av data.

2.4 Resultater

Før vi lister opp resultatene fra estimeringen skal vi ta opp hvordan vi har behandlet spørsmålet med aldersgruppeinndelingen. Her har vi eksperimentert litt. Vi har foretatt beregninger for to ulike grupperinndelinger og valgt den som ga de største t-verdier for Π_{2r} i formel 2.7 og 2.11. Vi har blitt stående med en inndeling av husholdningenes medlemmer i fire aldersgrupper 0-6 år, 7-19 år, 20-66 år og 67 år og over.

Ved estimeringen har vi utelatt husholdninger som har registrert forbruksdisponibel inntekt lik null. Tabell 2.1 og 2.2 viser resultatene.

Tabell 2.1. Resultater ved modell A (Relasjon 2.7)

	Lønnstakere	Ikke-yrkesaktive	Selvstendige	Alle
$(1-\hat{\beta})\hat{\Pi}_{21}$	-1 875,40 (856,66)	-307,23 (1 829,03)	1 304,88 (1 533,33)	-905,08 (669,39)
$(1-\hat{\beta})\hat{\Pi}_{22}$	1 143,17 (592,00)	2 349,68 (903,94)	4 993,94 (906,41)	2 220,36 (434,44)
$(1-\hat{\beta})\hat{\Pi}_{23}$	2 979,42 (1 125,27)	6 865,61 (1 087,27)	5 007,98 (1 733,19)	4 479,96 (717,99)
$(1-\hat{\beta})\hat{\Pi}_{24}$	-7 308,83 (2 318,96)	1 615,33 (1 321,02)	481,45 (2 597,14)	-3 248,69 (1 008,83)
$\hat{\beta}$	0,6307 (0,0384)	0,3838 (0,0455)	0,3158 (0,0432)	0,5171 (0,0240)
$\hat{\gamma}$	0,0022 (0,0011)	-0,0035 (0,0053)	-0,0038 (0,0083)	-0,0097 (0,0044)
R	0,5079	0,5600	0,5492	0,5618
Antall husholdninger	1 828	969	464	3 261
Forbruksutgift	54 014	33 321	45 290	46 624
Disp. inntekt.	45 717	27 795	44 001	40 145
R.C.V ¹⁾	49 %	60 %	54 %	45 %

1) Den residuale variasjonskoeffisienten (R.C.V) er det estimerte residuale standardavvik korrigert for antall frihetsgrader, dividert med venstresidevariabelens gjennomsnitt.

Tabell 2.2. Resultater ved modell B (Relasjon 2.11)

	Lønnstakere	Ikke-yrkesaktive	Selvstendige	Alle
$(1-\hat{\beta})\hat{\pi}_{21}$	-650,79 (800,26)	-559,93 (1 585,61)	4 880,81 (1 434,99)	936,96 (697,12)
$(1-\hat{\beta})\hat{\pi}_{22}$	1 016,65 (618,06)	6 446,48 (1 271,10)	4 224,61 (1 065,35)	3 066,53 (540,55)
$(1-\hat{\beta})\hat{\pi}_{23}$	4 673,01 (1 019,67)	6 791,82 (1 015,26)	2 422,94 (1 635,62)	4 853,08 (640,39)
$(1-\hat{\beta})\hat{\pi}_{24}$	-4 902,64 (1 924,10)	2 680,11 (1 246,00)	-808,15 (2 281,59)	-711,63 (810,96)
$\hat{\beta}$	0,5415	0,4085	0,5346	0,5993
$\hat{\gamma}$	0,0051 (0,0129)	0,0096 (0,0097)	0,0034 (0,0130)	-0,0019 (0,0062)
R	0,4676	0,5806	0,5330	0,4939
R.C.V.	54 %	69 %	63 %	64 %

Tallene i parentes viser standardavvikene. Som en "tommeltottregel" gjelder at hvis estimatet er mindre i tallverdi enn to ganger standardavviket så er estimatet ikke signifikant forskjellig fra null ved en tosidig test med 5 prosents nivå for forkastningsfeil¹⁾. Variant B innebærer at den marginale konsumtilbøyelighet blir konstantleddet i likningen²⁾.

Som nokså vanlig ved tverrsnittsundersøkelser basert på mikrodata er den multiple korrelasjonskoeffisienten lav. Residualspredningen (R.C.V) er minst ved modell A. Modell B har heller ikke bedre egenskaper hva angår signifikante estimater.

Estimatene for β er lave, især hvis de skal betraktes som langtidsestimater for den marginale konsumtilbøyelighet slik Kuh og Meyer (1957) antyder. I modell A er de bestemt med stor presisjon. β for lønnstakere er åpenbart signifikant forskjellig fra β for de to andre sosioøkonomiske gruppene, hvor de er ganske like. Modell B gir et annet bilde hva angår estimat for β , men beregningene gav ikke noe mål for hvor presist β er bestemt innenfor denne modellen. Dette forhold i tillegg til de forventninger vi har om forholdet mellom konsumtilbøyelighetene, gjør at vi vil legge mest vekt på modell A. Det er kanskje noe overraskende at ikke-yrkesaktive (for det meste trygdede) har så lav marginal konsumtilbøyelighet i forhold til de andre to gruppene. Også andre analyser basert på forbruksundersøkelser har kommet til lignende resultat (jfr. Puura (1971)).

Formuen har liten virkning på konsumet i begge modellene og fortegnet på $\hat{\gamma}$ skifter mellom de to modellene for ikke-yrkesaktive og selvstendige, men er ikke signifikant forskjellig fra null for disse gruppene. Derimot er den signifikant positiv for lønnstakere i modell A.

Aldersfordelingen synes å spille en viss rolle for konsumet ut fra resultatene. Det er åpenbart en viss variasjon mellom gruppene på dette punktet. Aldersgruppene 7-19 og 20-66 bidrar entydig til økt konsum. For de to andre gruppene er bildet uklart. Det er kanskje overraskende at personer som er 67 år og over, i stor utstrekning bidrar til økt sparing. Ut fra betraktninger om inntekts og forbruksmønster over livssyklusen skulle en tro at sparingen hos den eldste aldersgruppen var liten. Ved gitt inntekt får vi imidlertid som resultat at sparingen øker når husholdningen økes med et medlem i aldersgruppen 67 år og over. Konsumvirkningen av økt antall småbarn (0-6 år) er usikker. Her spiller vel flere faktorer en rolle. I en viss grad kan små barn ses på som et "konsumgode" dvs. som et alternativ til andre "forlystelser". Vi kan også ha effekter via inntekten. Økt barnestell o.l. kan føre til redusert arbeidstilbud og inntekt, men også det motsatte kan tenkes dvs. økt arbeidsinnsats for å "finansiere" flere barn i husholdningen.

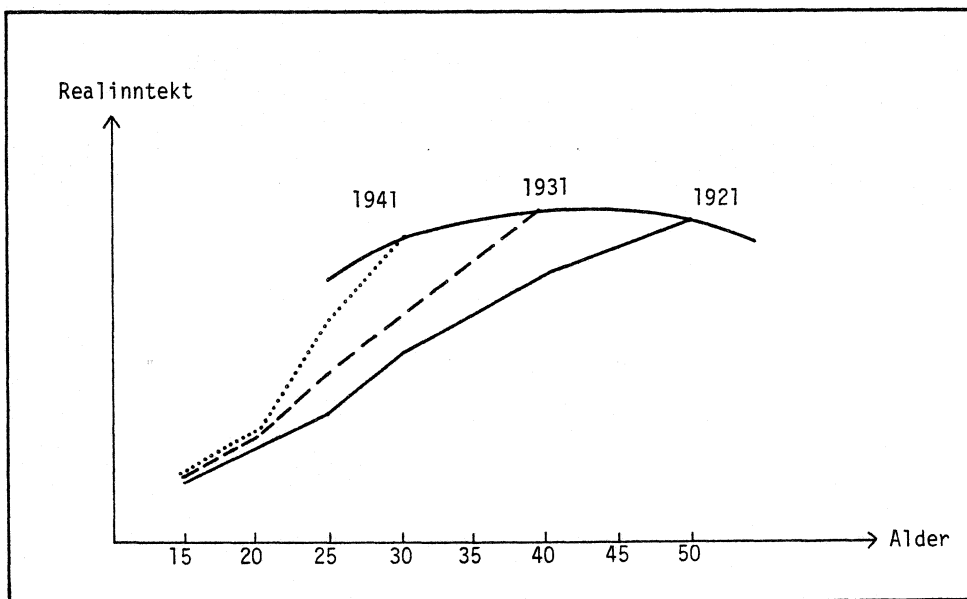
1) Strengt tatt gjelder ikke dette kriteriet når det er "fisket" i data på forhånd.

2) Det regresjonsprogrammet (Dahl og Sørli (1974)) som Byrået har for å behandle store datamengder (bl.a. 3 261 observasjoner) beregner ikke standardavviket for konstantleddsestimatet. Derfor har vi utelatt estimatet for dette i modell A.

Alternativt til å splitte husholdningen opp i antall medlemmer i ulike alderstrinn kunne vi se på det totale antallet i husholdningen. Vi har gjort forsøk med en slik variabelinndeling, men den falt ikke så heldig ut. Dette overrasker ikke, tatt i betraktning de store forskjeller mellom aldersgruppene hva angår virkning på konsumet som f.eks. resultatene for lønnstakere både i tabell 2.1 og 2.2 viser.

Når en skal tolke de resultater som er gjengitt her er det viktig å skille mellom hvilke inntekts- og konsumprofiler et individ (en husholdning) kan ha over sin livssyklus og hva vi observerer på ett tidspunkt for ulike aldersgrupper i befolkningen. Dette kan anskueliggjøres på følgende måte. På figuren under er det angitt inntektsutvikling for tre individ født på ulike tidspunkt. Inntektsprofilene er hentet fra Skrede (1976).

Figur 2.1.



Endepunktene på de tre kurvene viser inntekten i 1970. Gjennom endepunktene har jeg trukket en kurve. I et tverrsnittsmateriale slik som vi bygger på, vil tilsynelatende inntekten først stige for deretter å synke avhengig av alderen. Ando og Modiglianis "life-cycle" hypotese bygger på en slik krummet inntektskurve for et "typisk individ". Mitt poeng er at det kanskje ikke er rimelig å forutsette et individ med et slikt inntektsforløp. Årsaken til at den krummede kurven oppstår, er aggregering over individer av ulike "årganger" (for å bruke et begrep fra kapitalteorien) uten noen "life-cycle" for det enkelte individ. Dette kan gi noe av forklaringen på at konsumtilbøyeligheten synker med alderen. For det første stiger inntekten hele tiden (selv om kanskje stigningen er mindre for eldre enn for andre aldersgrupper). Dessuten vil vel kjøp av varige forbruksvarer være mest utbredt blant "yngre husholdninger slik at konsumbehovet avtar med alderen.

Uten å legge for stor vekt på resultatene hva angår virkninger av aldersfordelingen på konsumet vil vi allikevel forfølge denne ideen videre ved estimering av makrokonsumfunksjonen. Ettersom vi ikke har tidsserier for aldersfordelingen etter sosioøkonomisk gruppering vil vi bli nødt til å ta i bruk en mer aggregert spesifisering av aldersfordelingen.

Vi nevnte innledningsvis i dette kapitlet at et av hovedformålene med estimering av konsumfunksjoner fra tverrsnittsdata var å få anslag for forholdstallene mellom de marginale konsumtilbøyeligheter for de tre sosioøkonomiske gruppene for bruk ved tidsrekkeanalysen. Fra tabell 2.1 får vi da følgende resultat:

$$\frac{\hat{\beta}_{\text{Ikke-yrkesaktive}}}{\hat{\beta}_{\text{Lønnstakere}}} = 0,6085$$

$$\frac{\hat{\beta}_{\text{Selvstendige}}}{\hat{\beta}_{\text{Lønnstakere}}} = 0,5007$$

3. PROBLEMER MED Å SKAFFE TILBAKEGÅENDE TIDSSERIER

3.1 Omlegging til nytt SNA

I innledningen ble det gjort rede for hensikten med reestimering av makrokonsumfunksjonene i MODIS IV. Her ble det pekt på ønsket om å tilpasse denne til nytt SNA. De viktigste endringer i nasjonalregnskapet p.g.a. omleggingen til nytt SNA er behandlet i Statistisk Sentralbyrå (1975). Det som primært er av interesse for vårt formål er tidsserier for privat konsum, lønn- og eierinntekt. Kort oppsummert fikk omleggingen følgende konsekvenser for disse tre størrelsene.

- i) Privat konsum ble redusert ved at posten frie banktjenester ikke lenger regnes med i det private konsumet og ved beregningsendringer som ble foretatt i nasjonalregnskapets "kryssløpsregnskap". Endringer i beregning av husleie førte isolert sett til en oppjustering av privat konsum. Til sammen førte dette til lavere anslag for privat konsum.
- ii) Utbetalt lønn er justert opp.
- iii) Dels som et resultat av ii) er eierinntekten redusert, men også oppjustering av anslagene for vareinnsatsen hadde slike følger. Nye beregninger av kapitalslitet førte også til lavere eierinntekt.

Da våre beregninger fant sted var det bare publisert "endelige" nasjonalregnskapstall for perioden 1970-75. Det var derfor nødvendig å kjede gamle og nye tall for å få tidsserier av en akseptabel lengde ut fra estimeringsformål. Der hvor omleggingen skyldes definisjonsendringer (f.eks. den nye behandlingen av posten frie banktjenester) har vi forsøkt å ta vare på dette. Forøvrig har vi benyttet oss av en sammenligning av foreløpige anslag etter nytt og gammelt SNA for perioden 1967-1969 for å lage korreksjonsfaktorer. Disse er blitt brukt for å forlenge tidsseriene bakover fra 1970 til 1954. Tidsserier for direkte skatter og stønader er hentet dels fra nasjonalregnskapet og dels NOS Skattestatistikk, og er lite berørt av omleggingen av nasjonalregnskapet.

Det er ikke foretatt noen endringer i hvilke stønader som skal regnes som konsum-motiverende. Også privat konsum (egentlig nordmenns privatfinansierte konsum jfr. FP 107 i MODIS notat nr. 14) er definert som i den nåværende konsummodell i MODIS IV.

3.2 Disponibel inntekt for ulike sosioøkonomiske grupper

3.2.1 Problemstilling

I nasjonalregnskapet foretas en funksjonell inndeling av inntektene, dvs. faktorinntekten splittes i eierinntekt og lønnskostnader og etter næring. For vårt formål er denne inndelingen lite brukbar fordi vi er interessert i den personlige inntektsfordeling etter sosioøkonomisk gruppe (selvstendige, lønnstakere og ikke-yrkesaktive). Tabell 3.1 gir en oversikt over de informasjonen vi trenger for å kunne beregne konsumdisponibel inntekt for de tre sosioøkonomiske gruppene.

Tabell 3.1

Komponenter i sosio- økonomisk gruppe	Funksjonell inntektsart		Stønader	Direkte skatter	Disponibel inntekt
	Lønn	Eierinntekt			
Lønnstakere					
Selvstendige					
Ikke-yrkesaktive					
Alle					

I dette avsnittet skal vi gjøre rede for hvordan tabell 3.1. er blitt fylt ut i observasjonsperioden (1954-1975). Vi skal ikke begrunne valget av 1954 som første observasjonsår noe nærmere. Valget er bestemt av praktiske hensyn, men også av at en ikke bør ta med de årene hvor rasjoneringsordninger etter krigen fortsatt besto (Bilrasjoneringen ble riktignok ikke opphevet før høsten 1960).

3.2.2 Fordeling av lønn på de sosioøkonomiske gruppene

Utgangspunktet vårt er NR-tall for lønnskostnader eksklusive arb.giveravgift. I den nåværende versjon av MODIS IV (75-1) antas all lønn å være inntekt for lønnstakere dvs. en ser bort fra at også andre grupper enn lønnstakere har lønnsinntekt. En annen mulig tolkning av den nåværende inndeling er at konsumstrukturen ikke avhenger av sosioøkonomisk gruppe, men av inntektsart dvs. at lønnsinntekt har samme konsumtilbøyelighet for alle husholdninger uansett hvilken sosioøkonomisk gruppe husholdningen tilhører¹⁾.

Vi har valgt en annen løsning. I Statistisk Sentralbyrå (1971), (1972), (1973) og (1977) gis tall for lønnsinntekt fordelt på sosioøkonomiske grupper. Lønnsinntekt iflg. Inntektsstatistikken (IU) er noen få prosent lavere enn lønn (ekskl. arbeidsgiveravgift) i NR. Forskjellen skyldes antakelig at naturalytelsen er vurdert lavere i IU enn i NR, men også utvalgsfeil.

Ut fra IU lager vi fordelingsnøkler for lønnsinntekt etter sosioøkonomisk gruppe. Disse nøklene brukes så for å fordele NR-tall for lønn på de tre gruppene.

I tabell 3.2. er det oppstilt fordelingstall for de år vi har oppgaver fra IU. (Definisjonen av husholdning varierer noe for de enkelte år).

Tabell 3.2. Fordelingstall for lønnsinntekt i %

	1958	1962	1967	1970	1973
Lønnstakere	96,3	96,2	96,4	95,5	95,5
Selvstendige	3,1	3,0	2,2	2,9	3,0
Ikke-yrkesaktive	0,6	0,8	1,4	1,6	2,0

I perioden 1954-1957 har vi brukt tall fra 1958 som fordelingsnøkler. For perioden etter 1973 har vi brukt 1973-tall. I den mellomliggende periode (1958-1973) har vi lagd nøkler ved å interpolere mellom de år vi har tall for²⁾.

3.2.3 Fordeling av eierinntekt på de sosioøkonomiske gruppene

Mens lønn i sin helhet tilfaller personer vil eierinntekten i NR tilfalle dels personer og dels ikke-personlige foretak. Vi skal først gå inn på hvor stor del av eierinntekten i NR som skal regnes som inntekt av selvstendig næringsvirksomhet og dermed inngå i disponibel inntekt for husholdninger. For noen næringer vil det ikke være vanskelig å finne ut hvor stor del av eierinntekten som skal regnes som inntekt av selvstendig næringsvirksomhet fordi vi kan regne med at det i praksis enten finnes bare selvstendig næringsdrivende i sektoren (f.eks. jordbruk), eller bare ikke-personlige foretak (f.eks. lufttransport).

Inntektsstatistikken for 1967 har ved siden av inntektsregnskap for husholdninger også et inntektsregnskap for selskaper og institusjoner etter næring. Sammenlikner vi total netto-driftsinntekt med eierinntekt i NR finner vi at tallene i IU bare utgjør vel 3/4 av NR-tallene.

I Stenseth og Ystgaard (1974) er det foretatt beregninger for årene 1967-1970 av hvor stor del av eierinntektene i hver næring som skal regnes med i inntektskontoen for personlige næringsdrivende og lønnstakere o.l. Grunnlaget for disse beregninger har vært Inntekts- og formuestellingen 1967, Industristatistikken, Bedriftstillingen 1963 og Bedrifts- og foretaksregisteret.

1) Det er ingenting i veien for å anta at de ulike inntektsartene hver sosioøkonomisk gruppe mottar kan ha ulik virkning på konsumet. Dette kunne vært testet v.h.j.a. mikrodata. Imidlertid har vi ikke gått inn på slike undersøkelser. 2) Fordelingsnøkler for de enkelte år er gitt i tabell 4 i vedlegget.

Det ble benyttet samme nøkler for fordeling av eierinntekt for årene 1967-1970.

Før et omfattende inntekts- og kapitalregnskap i NR foreligger for flere år, må vi for vårt formål basere oss på langt grovere anslag for å finne ut hvor stor del av eierinntekten i hver næring som skal kunne regnes som inntekt av selvstendig næringsvirksomhet. Vi må altså slå oss til tåls med en "indikator".

Imidlertid vil ikke dette skape problemer hvis næringenes eierinntekt utvikler seg parallelt, men vi får en "skala-feil" i estimatoren på den (egentlige) marginale konsumtilbøyelighet (som da ikke er identifiserbar p.g.a. feil i de variable). Dette fører til feil estimat på konsumet hvis næringenes eierinntekter ikke øker parallelt. På den annen side er det selvsagt viktig at vi konstruerer variable så nær opptil det vi ønsker å måle som mulig.

Den metoden vi har valgt for å fordele eierinntekt på husholdninger og ikke-personlige selskaper og institusjoner er i korthet følgende. IU 1967 gir bruttodriftsinntekt fordelt på de to gruppene for de fleste næringer. Ut fra dette beregnes andelen som tilfaller persongruppen i hver næring, og denne brukes da for å fordele eierinntekten. Den næringsgrupperingen som brukes i IU er ganske grov, f.eks. utgjør industri én næring. Dette skaper visse problemer fordi antall selvstendige i industrien er konsentrert i industrisektorer som er lite preget av konkurranse fra utlandet og hvor eierinntektene varierer lite fra år til år. Eksempler på slike industrisektorer er produksjon av bakervarer, fiskevarer, bygningsartikler og grafisk produksjon. Ettersom vi bruker en nøkkel for hele industrien vil husholdningenes andel av eierinntekten i industrien variere "for mye". Dette kunne vi ha justert ved å ta husholdningenes andel av eierinntekt i 1967 og fordelt på industrisektorer etter antall selvstendige i sektorene for å finne fram til eierinntektsandelen for industrisektorer og ikke industrien som helhet. Av praktiske grunner er dette ikke gjort, men det bør vurderes når endelige NR-tall etter nytt SNA blir tilgjengelige for perioden 1962-1969. De tallene for konsummotiverende eierinntekt som framkommer på denne måten stemmer godt overens med beregningene hos Stenseth og Ystgaard (1971) for årene 1967-1970.

Ettersom vi på denne måten bare får ett estimat for fordelingsnøkler for hele observasjonsperioden 1954-1976 er det ønskelig å finne fram til en indikator for hvordan fordelingsnøkler endres over tid. For å løse det problemet har vi valgt å se på forholdet mellom antall selvstendige og antall lønnstakere i hver sektor og anta at dette forholdet bestemmer tidsutviklingen av fordelingsnøkler.

Vi har også vurdert andre grunnlag for å beregne hvor stor del av eierinntekten i NR som skal regnes som konsummotiverende. Det alternativ som kanskje klarest peker seg ut er å tildele selvstendige i en sektor en konsummotiverende eierinntekt som varierer proporsjonalt med lønnen i sektoren. Dette ville være en noe forenklet versjon av den metoden som er brukt i Bjerke (1972). Imidlertid forsvinner noe av hensikten med å anta forskjellig konsumatferd mellom lønnstakere og selvstendige på denne måten. Dessuten vil denne definisjonen av konsumdisponibel inntekt avvike sterkt fra den som er lagt til grunn ved tverrsnittsundersøkelsen. Beregninger vi har foretatt viste at denne metoden ga en god del lavere anslag for konsummotiverende eierinntekt enn den metode vi har valgt.

Vi går så over til å fordele konsummotiverende eierinntekt på de tre sosioøkonomiske gruppene. Også her vil vi bruke fordelingsnøkler ut fra inntektsstatistikken.

Tabell 3.3. Fordelingstall for eierinntekt i %

	1958	1962	1967	1970	1973
Lønnstakere	11,9	11,2	10,6	14,1	13,3
Selvstendige	86,4	96,5	87,4	82,2	83,3
Ikke-yrkesaktive	1,7	2,3	2,0	3,7	3,4

Tabell 3.3. viser at lønnstakerne og ikke-yrkesaktive har en stigende andel av eierinntekten mens selvstendige har en synkende andel. Imidlertid har vi ikke valgt å bruke samme nøkkel på all eierinntekt for hver sosioøkonomisk gruppe.

Den eierinntekt som tilfaller lønnstakere er i stor grad inntekt av egen bolig og lønnstakernes andel av eierinntekten i sektoren eiendomsdrift er ca. 50 % mens den bare er ca. 10 % for annen eierinntekt. På denne bakgrunn vil vi bruke en egen fordelingsnøkkel for eierinntekt i sektoren eiendomsdrift og en fordelingsnøkkel for eierinntekt i andre sektorer.

Vi får da følgende tabell:

Tabell 3.4. Fordelingstall for eierinntekt etter art i %

	1958		1962		1967		1970		1973	
	Bolig	Annet	Bolig	Annet	Bolig	Annet	Bolig	Annet	Bolig	Annet
Lønnstakere	51	6	51	6	49	6	48	7	47	8
Selvstendige	39	93	38	93	37	93	38	91	39	90
Ikke-yrkesaktive	10	1	11	1	14	1	14	2	14	2

Vi ser at på denne måten har vi fått større stabilitet i fordelingsnøkklene enn i tabell 3.3. Årsaken til det er selvsagt at tidsutviklingen for inntekt av bolig og annen fast eiendom er forskjellig fra annen næringsinntekt¹⁾.

3.2.4 Fordeling av stønader på sosioøkonomiske grupper

Vi henviser her til GD-notat GD-139 i MODIS-notat nr. 7 hvor stønader fordelt etter arter i MODIS IV (Jfr. LM62 i MODIS-notat nr. 4) er fordelt på sosioøkonomiske grupper. Vi har brukt samme metode, men endret fordelingsnøkklene der hvor det var enkelt å finne tilbakegående tall for beregningsgrunnlaget for fordelingsnøkklene, først og fremst via Inntektsstatistikken. En viktig fordelingsnøkkel er andel av totalt antatt husholdninger etter sosioøkonomisk gruppe. Tidsutviklingen iflg. Inntektsstatistikken har vært som vist i tabell 3.5.

Tabell 3.5. Prosentvis fordeling av antall husholdninger etter sosioøkonomisk gruppe

	1958	1962	1967	1970	1973
Lønnstakere	67	67	61	62	59
Ikke-yrkesaktive	14	18	24	25	30
Selvstendige	19	15	15	13	11
I alt	100	100	100	100	100

Den andre viktige fordelingsnøkkel er basert på fordelingen av skattepliktige overføringer i Inntektsstatistikken. Her har tidsutviklingen vært som vist i tabell 3.6.

Tabell 3.6. Prosentvis fordeling av skattepliktige overføringer etter sosioøkonomisk gruppe

	1958	1962	1967	1970	1973
Lønnstakere	8	9	7	18	18
Ikke-yrkesaktive	88	86	88	76	76
Selvstendige	4	7	5	6	6

3.2.5 Fordeling av direkte skatter på sosioøkonomiske grupper

I Biørn (1974) er skattene fordelt på bare to grupper: selvstendige og lønnstakere/ikke-yrkesaktive. Først fra og med 1970 er det blitt mulig å skille ut direkte skatter for lønnstakere og ikke-yrkesaktive. I årene før 1970 har vi derfor forsøkt å beregne hvor mye skatt som falt på ikke-yrkesaktive ut fra denne gruppens inntektsutvikling. Denne beregningen blir selvsagt usikker, men

1) Fordelingsnøkler for de enkelte år er gitt i tabell 4 i vedlegget.

skatten utgjør en såpass liten del av bruttoinntekt for ikke-yrkesaktive at feilen som gjøres neppe er særlig stor. Fordelingen er ellers basert på NOS Skattestatistikk og nasjonalregnskapstall.

3.2.6 Andre komponenter i disponibel inntekt

Ved beregning av disponibel inntekt har vi bare tatt med lønns- og eierinntekt samt overføringer fra det offentlige. I tillegg kunne vi også tatt med nettorenteinntekter og andre overføringer netto (forsikringer, aksjeutbytte o.l.). Når dette ikke er gjort skyldes det at informasjon om disse inntektsstrømmene er mangelfulle p.g.a. svakt utbygd inntekts- og kapitalregnskap i nasjonalregnskapet. Imidlertid er dette relativt små beløp i forhold til det som er tatt med; det utgjorde i årene 1967-1969 ca. 50 mill. kroner netto i gjennomsnitt dvs. omlag 2 promille av disponibel inntekt i disse årene (jfr. Stenseth og Ystgaard (1974)).

3.2.7 Utviklingen i realdisponibel inntekt for de sosioøkonomiske gruppene

Tabell 3.7 gir en sammenfatning av utviklingen i realdisponibel inntekt for de tre sosioøkonomiske gruppene. De ulike komponentene i løpende priser er gitt i tabell 1 i vedlegget og prisindeksen for privatfinansiert konsum som er brukt som deflator er gitt i tabell 2 i vedlegget.

Det som slår oss ved tallene er den sterke veksten i de ikke-yrkesaktives realdisponible totalinntekt som i perioden 1954 til 1975 vokste med en gjennomsnittlig årlig rate på 8,7 prosent. Tilsvarende tall for lønnstakere og selvstendige var h.h.v. 3,8 prosent og 0,7 prosent. Antall husholdninger i de sosioøkonomiske gruppene har utviklet seg noe forskjellig jfr. tabell 3.5.

Tabell 3.7. Realdisponibel inntekt etter sosioøkonomisk gruppe. 1970-priser

	Lønnstakere		Selvstendige		Ikke-yrkesaktive	
	Mill.kr	Index	Mill.kr	Index	Mill.kr	Index
1954	16 407,0	100,0	6 887,0	100,0	1 226,1	100,0
1955	17 197,2	104,8	6 663,3	96,8	1 375,0	112,1
1956	18 025,6	109,9	7 266,8	105,5	1 488,2	121,4
1957	18 047,5	110,0	6 998,7	101,6	1 608,2	131,2
1958	18 851,0	114,9	6 126,6	89,0	1 831,7	149,4
1959	19 010,7	115,9	6 478,6	94,1	2 075,3	169,3
1960	19 775,2	120,5	6 678,7	97,0	2 114,1	172,4
1961	20 776,4	126,6	6 912,2	100,4	2 491,9	203,3
1962	21 368,6	130,2	6 562,1	95,3	2 881,4	235,0
1963	22 314,2	136,0	7 128,3	103,5	3 145,6	256,6
1964	22 924,4	139,7	7 419,6	107,7	3 390,0	276,5
1965	23 744,3	144,7	7 963,5	115,6	3 746,9	305,6
1966	25 014,0	152,5	8 283,9	120,3	4 018,1	327,7
1967	25 974,0	158,3	8 444,2	122,6	4 490,8	366,3
1968	27 153,4	165,5	8 402,4	122,0	4 952,9	404,0
1969	28 229,7	172,1	8 585,3	124,7	5 562,7	453,7
1970	30 441,0	185,5	7 960,0	115,6	5 483,0	447,2
1971	31 585,5	192,5	8 182,3	118,8	5 995,3	489,0
1972	32 335,4	197,1	7 724,6	122,2	6 340,7	517,2
1973	32 930,3	200,7	7 953,2	115,5	7 019,7	572,6
1974	35 224,3	214,7	8 504,1	123,5	7 321,8	597,2
1975	37 507,7	228,6	8 004,0	116,2	7 657,7	624,6

Tabell 3.8. Gjennomsnittlig årlig vekst i realdisponibel inntekt etter sosioøkonomisk gruppe

	Alle husholdninger		Pr. husholdning
	1954-1975	1960-1975	1960-1975
Lønnstakere	3,8	4,1	3,4
Selvstendige	0,7	1,1	2,5
Ikke-yrkesaktive	8,7	8,4	2,7

Tabell 3.8 viser utviklingen i realdisponibel inntekt etter sosioøkonomisk gruppe totalt og pr. husholdning. Vi ser at utviklingen er svært forskjellig for selvstendige og ikke-yrkesaktive med de to beregningene og henger sammen med endret husholdningsmønster.

3.3 Forholdet mellom privat konsum og disponibel inntekt

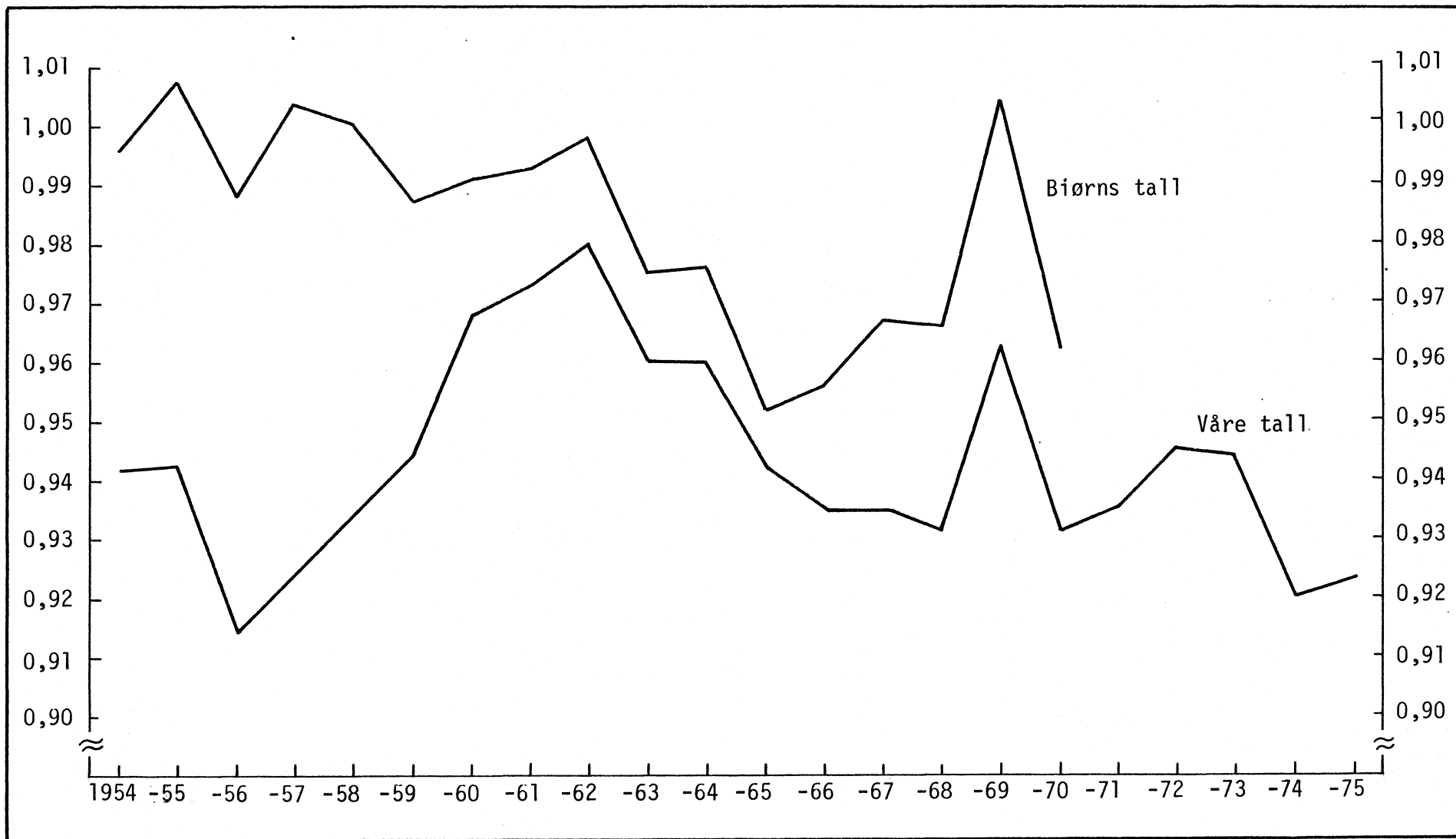
Empiriske studier av forholdet mellom privat konsum og disponibel inntekt har ofte tatt utgangspunkt i statistikk som viser en konstant konsumrate. Det tallmaterialet som Kuznets (1942) og Goldsmith (1955) har presentert viser en stabil konsumrate, og deres tall kom til å prege mye av den teoridannelse som skjedde i 40- og 50-årene angående makrokonsumfunksjonen. Stabiliteten i konsumraten syntes å være uavhengig om man brukte nasjonalinntekt eller personlig inntekt som inntektsmål. Nyere undersøkelser synes imidlertid å antyde en noe annen utvikling i konsumraten. Bentzel (1957) har funnet en fallende konsumrate for Sverige som står i motstrid til Kuznets (1967). OECD (1977) har publisert tall som viser fallende konsumrater siden begynnelsen av 60-årene i alle større OECD-land. Biørn (1974) fant en fallende tendens i konsumraten fra 1951 til 1970. Våre tall viser en noe større variasjon i konsumraten enn Biørns. En viktig grunn til dette kan være at vi opererer med en annen definisjon av inntekt av selvstendig næringsvirksomhet (jfr. kap. 3.2.3). Biørns og våre tall er framstilt på figur 3.1. Vi legger merke til at Biørns tall hele tiden viser en høyere konsumrate enn våre tall. Dette henger delvis sammen med forskjellen mellom nye og gamle nasjonalregnskapstall, men også at tallene for inntekt av selvstendig næringsvirksomhet er høyere ved vår beregning. Tabell 3.9 viser utviklingen i samlet disponibel inntekt og privatfinansiert konsum i faste 1970-priser i mill. kroner.

Tabell 3.9. Privatfinansiert konsum og disponibel inntekt i 1970-priser

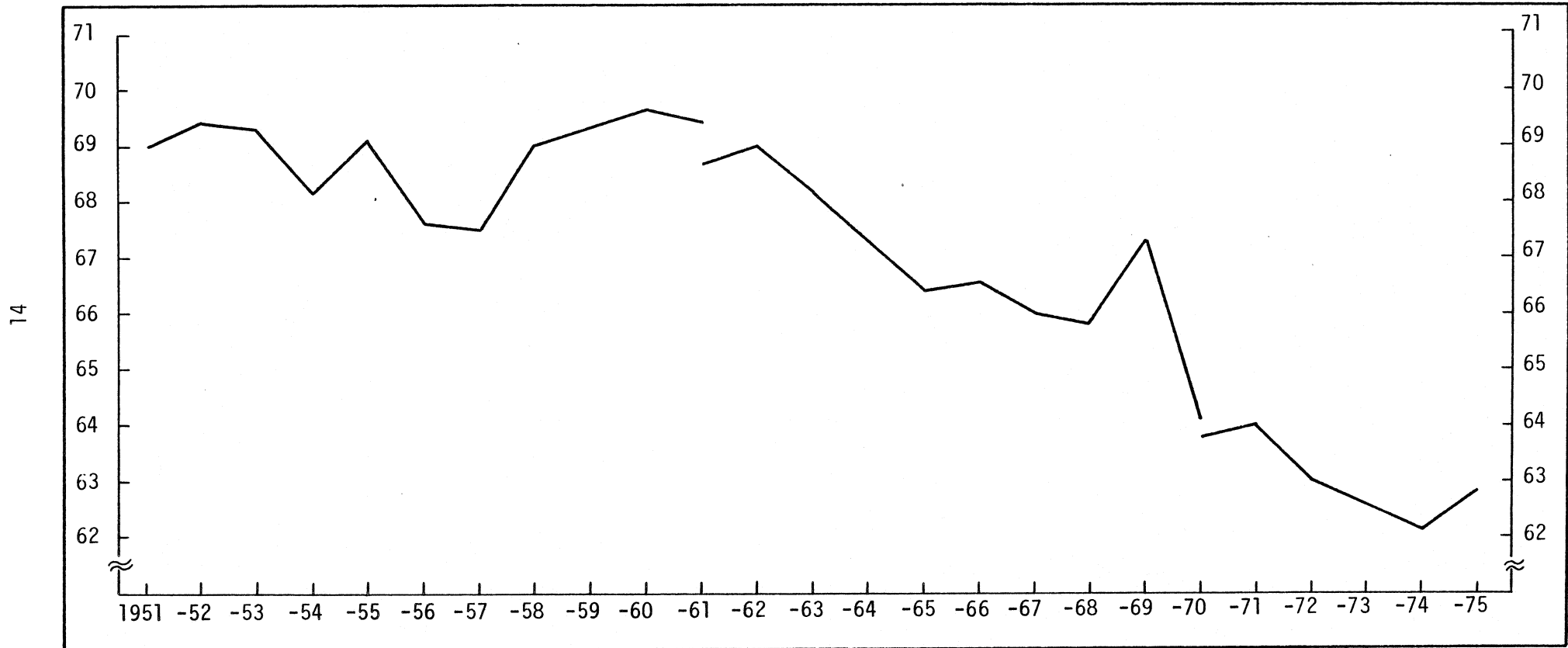
	Disponibel inntekt	Privatfinansiert konsum	Konsumraten	
			Våre tall	Biørns tall
1954	24 520,0	23 092,2	0,942	0,996
1955	25 235,4	23 785,4	0,943	1,008
1956	26 780,6	24 471,1	0,914	0,998
1957	26 654,4	25 049,4	0,940	1,004
1958	26 809,3	25 048,6	0,934	1,001
1959	27 564,7	26 020,3	0,944	0,987
1960	28 568,0	27 662,6	0,968	0,991
1961	30 180,4	29 365,6	0,973	0,993
1962	30 812,1	30 207,6	0,980	0,998
1963	32 588,1	31 280,3	0,960	0,975
1964	33 734,0	32 388,2	0,960	0,976
1965	35 454,7	33 399,2	0,942	0,952
1966	37 316,0	34 889,5	0,935	0,956
1967	38 908,9	36 389,6	0,935	0,967
1968	40 508,7	37 714,3	0,931	0,966
1969	42 377,7	40 789,4	0,962	1,004
1970	43 884,0	40 775,0	0,931	0,962
1971	45 763,2	42 785,7	0,935	
1972	46 400,7	43 870,3	0,945	
1973	47 903,2	45 231,3	0,944	
1974	51 050,3	46 976,0	0,920	
1975	53 169,5	49 099,5	0,923	

Figur 3.1. Privatfinansiert privat konsum i prosent av konsumdisponibel inntekt (faste priser)

13



Figur 3.2. Privat konsum i prosent av nettonasjonalprodukt (faste priser)



Ved beregning av konsumraten er totalt privat konsum brukt hos Biørn, og ikke bare det privatfinansierte som i våre tall. Mine tall viser i forhold til Biørns, et annet nivå på konsumraten i siste halvpart av 50-årene i forhold til første halvpart av 60-årene. Noe av denne forskjellen kan skyldes at den metode jeg har brukt for å lage "nye nasjonalregnskapstall" blir svært unøyaktig når vi går langt tilbake i tiden fra de årene (1967-1969) som er brukt for å lage korreksjonsfaktorer. Dette er et moment som tilsier at en neppe bør gå særlig lenger tilbake enn 1960 når vi skal estimere nye konsumrelasjoner. Legger vi derfor for perioden før 1960 Biørns tall i diagram 1 til grunn må vi kunne konkludere med at vi siden ca. 1950 har opplevd et fall i konsumraten. Vi har også beregnet totalt privat konsum som andel av nettonasjonalproduktet (figur 3.2). Bruddene på kurven representerer endring i fastprisbasis (1961) og nytt SNA (1970). Vi ser av figur 3.1 og 3.2 at det er ganske godt samsvar mellom kurven basert på Biørns tall på figur 3.1 og kurven på figur 3.2, mens våre tall er noe annerledes dog uten å bryte med hovedintrykket av en fallende konsumrate siden begynnelsen av 60-årene. Denne utviklingen står således i en viss kontrast til den empiriske bakgrunn for de mest kjente teorier om makrokonsumfunksjonen etter Keynes. Vi skal i kapittel 4 ta opp hvilke konsekvenser dette får for utformingen av makrokonsumfunksjonen i MODIS IV.

4. ESTIMERING AV MAKROKONSUMFUNKSJONER

4.1 Teoretisk bakgrunn

Vi skal i dette avsnittet se litt på ulike teorier for husholdningenes forbruksatferd på makronivå. Vi tar altså ikke sikte på å forklare hvor stor del av f.eks. nasjonalinntekten som forbrukes, men hvordan husholdningene fordeler konsumdisponibel inntekt mellom sparing og forbruk. I avsnitt 3 er det gjort rede for hvordan vi har funnet fram til husholdningenes konsumdisponible inntekter. Det går her fram at eierinntekt i ikke-personlige selskaper ikke inngår i konsumdisponible inntekter, og heller ikke det aksjeutbytte som utgjør en (liten) del av disse eierinntektene. Noen vil kanskje innvende mot denne framgangsmåten at eierinntekten i de bedriftene som eies av personer (aksjonærer) egentlig er en del av deres inntekt som de på generalforsamlingene velger å investere (spare), bortsett fra et visst aksjeutbytte. Vi har en noe annen oppfatning av hva "valget" for en aksjonær dreier seg om. Bedriftene vil jo være avhengig av å øke sin kapital for å kunne klare seg i konkurransen, og en viss egenfinansiering vil da være nødvendig. Hvis all eierinntekt ble konsumert og ikke investert, ville bedriften etter en viss tid kunne bli utkonkurrert og aksjeverdien synke mot null, noe aksjonæren neppe ville se seg tjent med. Kapitaløkningen vil derfor påtvinge aksjonærene (som aksjonær) en bestemt atferd. Denne tvangen er selvsagt ikke avhengig av at den formelle eierfunksjonen og direktørfunksjonen er atskilt slik Marglin (1974) synes å hevde. Den dominerende organisasjonsform for bedrifter - aksjeselskapet - er jo historisk et resultat av kapitaløkning og sammenslåing av personlig eide bedrifter. Det kan derfor ikke være riktig å gå ut fra en forutsetning om at husholdningene "---tend to spend whatever income they can lay their hands on". (Marglin 1974, s. 22). I alle fall må et slikt utsagn bare antas å gjelde for visse grupper i samfunnet, kanskje først og fremst lønsmottakere, skjønt selv denne gruppen er lite homogen hva angår sosiale forhold. Selvstendige næringsdrivende representerer den andre "ytterlighet" idet deres posisjon som "eiere" gjør sparing som et permanent fenomen nødvendig. Gruppen ikke-yrkesaktive er også lite homogen fordi flesteparten av husholdningene er tidligere lønsmottaker eller personlig næringsdrivende husholdninger og konsumatferden vil være påvirket av dette. En stor del av ikke-yrkesaktive vil være alderspensjonister med små "sparebehov" ut fra sin posisjon i livssyklusen. Imidlertid vil gruppen også inneholde ikke-yrkesaktive i andre deler av livssyklusen (f.eks. uføretrygdede). Gruppen er altså heller ikke homogen hva angår alderssammensetningen i husholdningene. Det kan i denne forbindelse nevnes at gruppen ikke-yrkesaktive har flere personer i alderen 20-66 år enn i alderen 67 år og over, ut fra tall fra forbruksundersøkelsen i 1973.

Vi har ovenfor argumentet for at konsumatferden på lang sikt vil være forskjellig for de sosioøkonomiske gruppene. På kort sikt må vi ta hensyn til at det vil være en tidsforskyvning -

"lag" - mellom inntekter og utgifter. Det er jo som kjent ikke slik at f.eks. lønnstakere har en "konsumorgie" på hver lønnsdag for deretter å "suge på labben" til neste lønnsdag. Særlig hva angår kjøp av varige konsumgoder vil det være tregheter i tilpasningen. Husholdningen vil ikke skifte over til ny bil, større hus o.l. kort tid etter at inntektsøkningen har skjedd, og særlig ikke hvis det er relativt kort tid siden den anskaffet seg ny bil og nytt hus. Dessuten kommer visse psykologiske momenter i tillegg. Husholdningen trenger en viss tid til å bli vant med et høyere inntektsnivå. I periode med stadig stigende inntekter er det rimelig å anta at konsumet "henger" etter inntekten. Hvordan en slik vanedannelse skjer er uvisst og behøver ikke være lik for alle sosioøkonomiske grupper. Vi kommer mer tilbake til disse problemene i kap. 4.2.

Disse innledende bemerkninger kan oppsummeres i to punkter; nemlig nødvendigheten av å skille mellom

- i) konsumatferd etter sosioøkonomisk gruppe
- ii) kortsiktig og langsiktig atferd

Ingen av disse punktene vil vel overraske noen; og er også i tråd med nåværende modellutforming i MODIS IV. Allikevel kan det være grunn til å nevne at innvendinger mot i) ovenfor er blitt framsatt av Samuelson og Modigliani (1966). De peker særlig på at de raske strukturendringer i det moderne industrisamfunnet medfører at mange husholdninger vil skifte sosioøkonomisk plassering. Den begrunnelsen vi har gitt for å skille mellom konsumatferd for lønsmottakere og selvstendig næringsdrivende er knyttet til den egenskap å være en husholdning i en bestemt sosial situasjon¹⁾.

Vi skal nå gå over til å se litt på ulike begrunnelser for makrokonsumfunksjonen. Vi kan her skille mellom tre varianter:

- i) En tar utgangspunkt i den enkelte husholdnings tilpasning, og avleder etterspørselsfunksjoner for de enkelte konsumgoder. Ved å summere disse får en konsumetterspørselen for husholdningen. Deretter summeres husholdningenes konsumfunksjoner for å komme fram til makrokonsumfunksjonen. Med mindre en gjør svært spesielle forutsetninger om funksjonsformene eller om inntektsfordelingen vil en slik makrofunksjon inneholde et enormt antall variable.
- ii) Istedenfor å se på den enkelte husholdning kunne en ta utgangspunkt i den "typiske" husholdning (en slags gjennomsnittshusholdning) for å finne makrofunksjoner. Deretter blir overgangen til makro ganske enkel; en multipliserer med antall husholdninger.
- iii) Alternativet til å ta utgangspunkt i husholdningene er å foreta et analogiresonnement direkte på makroplanet dvs. en konstruerer "makro-husholdningen". En vanlig framgangsmåte er da å postulere en nyttefunksjon som avhenger av nåtidig og framtidig konsum (og eventuelt formuen på slutt-tids-punktet for planleggingsperioden). Deretter avledes ut fra optimalitetskriterier hvordan konsumet fordeles framover for en gitt inntekts- og renteutvikling.

Ut fra de argumenter vi har lagt fram om nødvendigheten av å skille mellom konsumstrukturen for ulike sosioøkonomiske grupper er "makro-husholdningen" et lite egnet utgangspunkt. Dette rammer da f.eks. M. Friedmans Permanent Income Theory. En kunne imidlertid tenke seg en "makro-husholdning" for hver sosioøkonomisk gruppe for å bøte på denne innvendingen. Vi skal ikke gi oss inn på hvordan dette eventuelt skulle formuleres. De forenklinger av et slikt opplegg som må gjøres for å komme fram til observerbare størrelser, leder til modeller som er blitt lansert uavhengig av den aksiomatiske bakgrunn som f.eks. M. Friedman bygger på (jfr. M. Evans (1969) kap. 2). Biørn (1974) peker også på at man kommer ikke langt i forsøk på å begrunne makrokonsumfunksjonen aksiomatisk. Dette er selvsagt ikke enestående for makrokonsumfunksjonen del, snarere er det slik at den generelle nyklassisike mikroteori hittil ikke har latt seg forene med dominerende makroteorier, hverken keynesianske eller mer monetaristisk pregede²⁾.

1) Vi benekter altså ikke muligheten for at en selvstendig næringsdrivende er en "gourmet" som bruker all sin inntekt til konsum. Konsekvensen vil antakelig bli at han/hun proletariseres etter en tid dvs. opphører som selvstendig næringsdrivende. Dette er selvsagt ikke den eneste og vanligste måten en "proletarisering" skjer på. 2) For en utdyping av denne påstanden se E.R. Weintraub (1977).

4.2 Modeller og resultater

Vi skal i dette kapitlet forsøke modellvarianter som kan ta vare på de a priori resonnement som ble lansert i kap. 4.1. Vi er særlig opptatt av å få spesifisert modeller som kan si oss noe om korttids- og langtidsatferd hos konsumentene og variasjonen mellom sosioøkonomiske grupper. Vi skal først se på statiske modeller, deretter dynamiske.

4.2.1. Statiske modeller

Som nevnt tidligere er det ikke mulig å få presise anslag for "individuelle" marginale konsumtilbøyeligheter for de tre sosioøkonomiske gruppene bare ved hjelp av tidsrekke-data. Dette skyldes den sterke samvariasjonen mellom utviklingen i realdisponibel inntekt for gruppene. Dette er bakgrunnen for vår interesse for a priori anslag for forholdet mellom konsumtilbøyeligheten basert på tverrsnittsmaterialet. Konklusjonen fra denne undersøkelsen er at selvstendiges marginale konsumtilbøyelighet er ca. 50 % og de ikke-yrkesaktives ca. 61 % av lønnsstakernes marginale konsumtilbøyelighet. Vi definerer en ny variabel V_t som en veid.sum av de ulike grupperes konsumdisponible inntekt.

$$4.1 \quad V_t = Y_t^L + 0,6085 Y_t^T + 0,5007 Y_t^S$$

hvor Y_t^L , Y_t^T og Y_t^S er henholdsvis lønnsstakernes, ikke-yrkesaktives og selvstendiges konsumdisponible inntekt. Legg merke til at i 4.1 er totale inntekter veid med marginale konsumtilbøyeligheter.

Ved estimeringen har vi tatt med to binære variable for å ta hensyn til den spesielle konsumutviklingen i 1969 og 1970 i forbindelse med innføring av 20-prosents merverdiavgift. I den etterfølgende dokumentasjon av resultatene har vi ikke tatt med virkninger av de binære variable idet disse ikke betyr noe for "normale" år. Restleddene antas å være ukorrelerte med konstant varians. Vi har gjennomgående benyttet oss av to alternative estimeringsmetoder, minste kvadraters metode (OLS) og to-trinns minste kvadraters metode (TSLs). Hensikten med å forsøke TSLs er å få tatt hensyn til at konsumets virkning på produksjon og inntekt (via multiplikatoren) kan gjøre en forutsetning om at restleddet er ukorrelert med inntektsvariablene urimelig (simultanitetsproblemet). Et forsvar for å bruke OLS er at perioden 1960-1975 primært var preget av kapasitetsproblemer, ikke manglende etterspørsel slik inntekten er eksogen i konsumfunksjonen.

Tabell 4.1 gjengir resultatene for to ulike a priori forutsetninger om de marginale konsumtilbøyelighetene. Relasjonene 4.2 og 4.3 baserer seg på forutsetningen gitt ved relasjon 4.1, mens 4.4 og 4.5 er basert på en forutsetning om samme marginale konsumtilbøyelighet for lønnsstakere og ikke-yrkesaktive.

Tabell 4.1. Statiske konsumfunksjoner¹⁾

Variabel \ Relasjon	4.2	4.3	4.4	4.5
Konstantledd	3 818,57 (410,55)	3 793,04 (410,92)	6 216,47 (924,11)	5 834,64 (974,45)
Y_t^L	0,9897 (0,0119)	0,9904 (0,0119)	0,9081 (0,0129)	0,9047 (0,0133)
Y_t^T	0,6022	0,6026	0,9081 (0,0129)	0,9047 (0,0133)
Y_t^S	0,4955	0,4959	0,2851 (0,1480)	0,3485 (0,1566)
R.C.V.	0,82%	0,82%	0,71%	0,71%
R^2	0,9983	0,9983	0,9989	0,9988
D.W.	1,42	1,43	1,32	1,38
Estimeringsmetode	OLS	TSLs	OLS	TSLs

1) Standardavvikene er gitt i parentes. R. står for multipl korrelasjonskoeffisient, og R.C.V for residual variasjonskoeffisient dvs. estimert standardavvik korrigerert for antall frihetsgrader, dividert med gjennomsnittskonsumet i perioden 1960-1975 som er observasjonsperioden. Konstantleddene er i antall mill.kr i 1970-priser. Durbin-Watson-observatoren viser at vi ikke kan forkaste en hypotese om ukorrelerte restledd.

Resultatet fra 4.2 viser at den marginale konsumtilbøyelighet for lønnstakere er 0,9897, men ikke signifikant forskjellig fra én ved 5 %'s nivå. Dette stemmer bra overens med vårt a priori resonnement i kapittel 4.1. De marginale konsumtilbøyeligheter for de to andre gruppene er 0,6022 og 0,4955 for henholdsvis ikke-yrkesaktive og selvstendige. Sammenligner vi disse resultatene med de som hittil har vært brukt i MODIS IV er forskjellen størst for gruppen ikke-yrkesaktive (0,6022 mot 0,9908). Hittil har en antatt at denne gruppen har hatt samme marginale konsumtilbøyelighet som lønnstakere. For lønnstakere er avviket mellom vårt resultat (jfr. 4.2) og Biørn (1974) (jfr. 5.1.c) helt ubetydelig. For selvstendige har vi et høyere anslag for konsumtilbøyeligheten (0,4955 mot 0,3768). Resultatet fra 4.3 viser at estimeringsmetoden (OLS eller TSLS) betyr lite ved de forutsetninger vi ellers har gjort. Estimaten for de marginale konsumtilbøyelighetene avviker bare i fjerde desimal ved ulike metoder.

4.4 og 4.5 er som nevnt basert på en antakelse om samme marginale konsumtilbøyelighet for lønnstakere og ikke-yrkesaktive. Føyningen er her noe bedre enn ved 4.2 og 4.3, men i 4.4 er den marginale konsumtilbøyelighet for selvstendige ikke signifikant forskjellig fra null, og estimatet virker urimelig lavt. Resultatet fra 4.5 er noe annerledes på dette punkt, men standardavviket på estimatet er også her stort, noe som kan henge sammen med multikollinearitetsproblemet (jfr. Biørn (1974) s. 25). Den marginale konsumtilbøyelighet som er estimert ved 4.4 for lønnstakere og ikke-yrkesaktive, kan en også regne seg fram til ut fra resultatene fra f.eks. 4.2. Hvis vi har to grupper med ulike konsumtilbøyeligheter, vil deres felles konsumtilbøyelighet være en veid gjennomsnitt av gruppenes konsumtilbøyeligheter med deres respektive inntektsandeler av samlet inntekt som vektor. Fra tabell 3.7 kan vi beregne at ikke-yrkesaktives inntekt utgjør gjennomsnittlig en femtedel av lønnstakernes inntekt. Den gjennomsnittlige konsumtilbøyelighet blir da tilnærmet:

$$\frac{1}{6} (5 \cdot 0,99 + 1 \cdot 0,60) = 0,925$$

og stemmer bra overens med estimatet i 4.4. Dette kan selvsagt ikke tas som et "bevis" på riktigheten av forutsetningene gitt ved 4.1, snarere at det forsåvidt ikke er noe overraskende med et resultat som i 4.4 når vi har konsumtilbøyeligheter som i 4.2.

Ettersom vi føler oss sikre på at den marginale konsumtilbøyelighet for lønnstakere avviker ubetydelig fra én, har vi beregnet følgende relasjon:

$$4.6 \quad C_t - Y_t^L = \begin{pmatrix} 4 & 905,40 \\ 1 & 187,85 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0,6277 & Y_t^T \\ 0,0634 & \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0,3032 & Y_t^S \\ 0,1775 & \end{pmatrix} \\ R^2 = 0,9639, D.W. = 1,31 \quad R.C.V. = 2,99 \%$$

4.6 gir en ganske god bekreftelse på at et estimat på 0,6022 for den marginale konsumtilbøyelighet for ikke-yrkesaktive (jfr. 4.4) er "bra". Estimaten for selvstendiges konsumtilbøyelighet er derimot upresist slik det også var ved 4.6. Vi tok derfor utgangspunkt i forholdet mellom de marginale konsumtilbøyeligheter for disse gruppene fra tverrsnittsdata. Dette ga et estimat for ikke-yrkesaktives konsumtilbøyelighet på 0,5778 (standardavviket var 0,0374). For selvstendige ble resultatet da 0,4738. Vi vil derfor konkludere med at tidsseriedata ihvertfall ikke motsier de a priori forutsetninger vi har gjort om forholdet mellom de marginale konsumtilbøyeligheter for de tre sosioøkonomiske gruppene. Vi vil derfor legge større vekt på resultatene fra 4.2 enn fra 4.4. Det forhold at vi har vanskeligheter med å bestemme et presist estimat for selvstendiges konsumtilbøyelighet henger nok mer sammen med den svake korrelasjon mellom privat konsum og realdisponibel inntekt for selvstendige enn problemer med multikollinearitet som tidligere antydte. I noen grad skyldes nok dette vår beregningsmåte for inntekt av selvstendig næringsvirksomhet som gjør at denne varierer sterkere enn "faktisk" inntekt fordi vår "proxy"-variabel er for følsom overfor år til år variasjoner i eierinntekten (jfr. s. 9).

4.2.2 Dynamiske modeller

Vi skal i dette avsnittet vesentlig holde oss til en enkel og mye brukt dynamisk utforming av konsumfunksjonen og som også svarer til den som idag brukes i MODIS IV. Dynamiseringen består i å la fjorårets (lagget) konsum inngå som forklaringsvariabel ved siden av løpende inntekt. Resultatene er gjengitt i tabell 4.2.

Tabell 4.2. Konsumfunksjoner med lagget konsum¹⁾

Variabel	Relasjon			
	4.7	4.8	4.9	4.10
Konstantledd	2 293,83 (322,26)	2 335,83 (348,00)	3 922,93 (698,07)	3 849,53 (704,83)
Y_t^L	0,5378 (0,0741)	0,5512 (0,0850)	0,5478 (0,0732)	0,5449 (0,0811)
Y_t^T	0,3273	0,3354	0,5478 (0,0732)	0,5449 (0,0811)
Y_t^S	0,2693	0,2760	0,1759 (0,0865)	0,1854 (0,0951)
C_{t-1}	0,4686 (0,0766)	0,4548 (0,0878)	0,4068 (0,0822)	0,4095 (0,0919)
R.C.V.	0,41%	0,41%	0,40%	0,40%
R^2	0,9996	0,9996	0,9997	0,9997
Estimeringsmetode	OLS	TSLs	OLS	TSLs

1) Jfr. fotnoten til tabell 4.1.

4.7 og 4.8 er dynamiske varianter av henholdsvis 4.2 og 4.3. Igjen ser vi at estimeringsmetoden i liten grad påvirker resultatene. Sammenligner vi de marginale konsumtilbøyeligheter fra tabell 4.2 med de fra tabell 4.1, ser vi at estimatene på de kortsiktige marginale konsumtilbøyelighetene fra tabell 4.2 er betydelig lavere enn estimatene fra tabell 4.1. Regner vi imidlertid ut de langsiktige konsumtilbøyelighetene som de dynamiske modellene impliserer blir forskjellene svært små. Eksempelvis blir den langsiktige konsumtilbøyeligheten før lønnstakere i 4.7 når vi forutsetter en vekst i konsumet på 3,65 % (tilsvarende veksten i observasjonsperioden), lik 0,9816 og ved 4.9 blir den 0,9017. For selvstendige og ikke-yrkesaktive får vi fra 4.7 langtidskonsumtilbøyeligheter på h.h.v. 0,4915 og 0,5974.

Sammenligner vi de kortsiktige marginale konsumtilbøyelighetene fra tabell 4.2 med de som idag gjelder i MODIS IV er forskjellen stor (mens vi altså for de langsiktige ikke fant så stor forskjell). Dette tilsvares av en betydelig større lagkomponent i konsumfunksjonen. I motsetning til Biørn (1974) (jfr. 5.6 s. 25) er estimatet for koeffisienten foran C_{t-1} signifikant positivt ("vanlige" testkriterier). Vi kan derfor entydig si at de dynamiske modellene er å foretrekke framfor de statiske ut fra statistiske kriterier. Sammenligner vi 4.7 og 4.9 ser vi at størrelsen på lagget bare i liten grad er påvirket av å priori restriksjoner på de marginale konsumtilbøyeligheter.

Et forhold vi også kan legge merke til både ved de statiske og dynamiske modellene, er at alle de estimerte konstantledd er signifikant positive. Dette impliserer en fallende konsumrate over tid. I avsnitt 3.3 var vi inne på dette forholdet, og pekte på at mange konsumteorier som er blitt lansert har tatt utgangspunkt i en konstant konsumrate, noe som impliserer konsumfunksjoner uten noe konstantledd. Det er forsåvidt ingen fundamentale trekk ved disse teoriene som står i motstrid til en fallende konsumrate. Empirisk kommer altså dette bare til uttrykk ved signifikante eller ikke-signifikante estimat for konstantleddet i konsumfunksjonen.

Den dynamiske strukturen som er spesifisert ved 4.7 og 4.9 er ganske enkel (det kan imidlertid ligge mer eller mindre raffinerte hypoteser bakenfor slike "reduerte" former), og har vært mye brukt i empiriske undersøkelser om konsumatferd. Et spesielt alvorlig problem som kan oppstå i slike autoregressive modeller er at restleddene kan være autokorrelerte. Da vil ikke OLS engang gi konsistente estimatører. OLS på 4.7 og 4.9 gir under forutsetning av at inntekten kan oppfattes som eksogen og restleddene er ukorrelerte, konsistente estimatører. I små sampl som vårt (16 observasjoner) kan likevel forventningsskjevheten for estimatøren for koeffisienten foran C_t , bli betydelig. Problemet er også at vanlige tester for autokorrelasjon ikke er anvendbare p.g.a. at C_{t-1} inngår.

En måte en slik autokorrelasjon i restleddene kan oppstå på er at vi har feilspesifisert modellen ved å utelate flere laggede variable. (Dette er forsåvidt bare en spesiell variant av problemet med utelatte variable). Vi undersøkte derfor først virkningen av å ta med enten C_{t-2} eller V_{t-1} i tillegg til de variable i 4.7. Å trekke inn C_{t-2} ga lite idet estimatet var mindre enn standardavviket og således ikke signifikant forskjellig fra null. Resultatet av å trekke inn V_{t-1} er derimot verd å referere:

$$4.11 \quad C_t = 2\,650,67 + 0,4611V_t + 0,2072 V_{t-1} + 0,3436 C_{t-1}$$

$$(377,96) \quad (0,0849) \quad (0,1315) \quad (0,1071)$$

$$R^2 = 0,9997 \quad R.C.V. = 0,38\%$$

Selv om estimat for koeffisienten foran V_{t-1} , ikke er signifikant forskjellig fra null ved 10% nivå, har den en viss betydning og interesse, særlig fordi lagstrukturen blir en annen enn ved 4.5. (4.11 svarer til den relasjon som Marglin (1974) lanserer). Den sterke samvariasjonen mellom C_{t-1} , V_t og V_{t-1} gjør at det er rimelig at det kan være problematisk å få et presist anslag på virkningene av dem hver for seg. For å bøte på dette problemet laget vi en ny variabel; $W_{t-1}^k = C_{t-1} + k V_{t-1}$ hvor $0 \leq k \leq 1$. Vi estimerte da en relasjon hvor W_{t-1}^k , erstattet V_t , og C_{t-1} i 4.7 for valgte verdier av k . Imidlertid førte ikke dette til redusert residualspreddning eller mer presist bestemte estimater. Ut fra dette kan vi trekke den konklusjon at autokorrelerte restledd ikke oppstår p.g.a. utelatte ekstra laggede variable. Andre utelatte variable med sterke trend-bevegelser kan imidlertid være et problem. Dette kommer vi tilbake til i avsnitt 4.2.5.

4.2.3 Konsekvenser for konsumfunksjonen av definisjonsendringene

I og med at de konsumfunksjoner som nå er estimert avviker så sterkt fra Biørn's resultater, er det av interesse å få undersøkt om dette vesentlig skyldes endringer i definisjoner av konsumdisponible inntekter eller om det skyldes endringer i atferden. Vi har derfor foretatt beregninger med en spesifikasjon av makrokonsumfunksjonen tilsvarende den som hittil har vært brukt i MODIS IV, nemlig 4.4 og 4.9 med samme definisjon av de variable. Resultatet er vist i tabell 4.3.

Tabell 4.3. Konsumfunksjoner med "gammel" innteksdefinisjon¹⁾

Variabel	Relasjon			
	4.12	4.13	4.14	4.15
Konstantledd	3 421,21 (910,60)	5 800,34 (1 253,57)	3 405,81 (642,60)	5 505,98 (875,07)
$(Y_t^L + Y_t^T)^x$	0,5307 (0,0977)	0,9536 (0,0133)	0,5245 (0,0762)	0,9059 (0,0141)
Y_t^S	0,1415 (0,0782)	0,2497 (0,1250)		
$Y_t^{S'}$			0,2516 (0,0803)	0,4385 (0,1274)
C_{t-1}	0,4551 (0,0991)		0,4322 (0,0859)	
D.W.		1,36		1,34
R.C.V.	0,50%	0,83%	0,43%	0,77%
R^2	0,9995	0,9984	0,9996	0,9986

1) Jfr. fotnoten til tabell 4.1.

Fra 4.12 får vi estimert en langtidskonsumtilbøyelighet på 0,9462 for lønnstakere og ikke-yrkesaktive og 0,2523 for selvstendige. Også i dette tilfelle samsvarer den statiske funksjoners resultater med estimerte langtidskonsumtilbøyeligheter fra 4.12. Sammenligner vi estimatene fra 4.12 med de fra 4.9 ser vi at den største forskjellen er estimert for selvstendigens konsumtilbøyelighet. Standardavviket er stort i begge tilfellene, og i 4.12 er estimatet ikke signifikant forskjellig fra null (5% nivå). Konsumlaget er av omtrent samme størrelsesorden og bekrefter

dermed endringen i konsumstrukturen fra tidligere. For å undersøke hvilke konsekvenser omleggingen av definisjonen av konsummotiverende eierinntekt har for estimatene i konsumfunksjonen, beregnet vi regresjoner hvor variabeldefinisjonene ellers er de samme. Forskjellen fra 4.12 og 4.13 er altså bare den at definisjonen av Y_t^S er en annen.

Som vi ser innebærer bruk av Y_t^{S1} istedenfor Y_t^{Sx} en viss bedring i føyningen, men den viktigste forskjellen er at estimatet for den marginale konsumtilbøyelighet for selvstendige øker betydelig og blir klart signifikant. Ut fra å priori forventninger om forholdet mellom de marginale konsumtilbøyeligheter for de ulike sosioøkonomiske gruppene, synes 4.14 og 4.15 å gi et rimelig resultat. Konklusjonen på dette avsnittet må bli at relasjonene 4.12 til 4.15 viser at endringer i definisjoner av konsumdisponible inntekter ikke har stor betydning for estimatene og særlig ikke for størrelsen på "lagget" i konsumfunksjonen. Det er derfor grunn til å se litt næyere på hva som kan være grunnen til at Biørn (1974) fikk estimert en annen lagstruktur enn det som våre resultater viser.

4.2.4 Mer om lagget i konsumfunksjonen

De konsumfunksjoner som til nå har vært brukt i MODIS IV er spesifisert på samme måte som relasjonene 4.12-4.15. Estimeringsmetoden er også den samme. Vi har konstatert i avsnitt 4.2.3 at endringer i definisjoner ikke spiller noen stor rolle for estimert "lag". Tilbake står da bare en mulig forklaringsfaktor, nemlig forskjellen i observasjonsperioden. Også Biørns resultater antyder en viss forskjell (om enn ikke signifikant) i lagstrukturen fra 1950-årene til 1960-årene (Biørn (1974) Tabell 3). Hva er tolkningen av denne endringen i konsumfunksjonen? Vi skal forsøke å trekke fram noen momenter i denne sammenhengen. En mulig årsak er at konsumet 50-årene i en viss grad var preget av rasjoneringsordninger bl.a. på kjøp av privatbiler, turistvaluta og boliger (bilrasjoneringsen ble ikke opphevet før høsten 1960). Et annet moment, som i noen grad henger sammen med det første, har med nasjonalregnskapets beregning av boligkonsum å gjøre. Boligkonsum blir beregnet etter forbruksprinsippet og ikke kjøpsprinsippet, slik tilfellet er for andre varige konsumgoder. Det innebærer at bare kapitalslitet på boliger, og ikke selve kjøpet, regnes som konsum. I perioden 1960-70 økte antall eneboliger med 5,8% pr. år i gjennomsnitt, mens totalt antall leiligheter bare økte med 1,9%. Vanligvis vil kjøp av eneboligi stor grad finansieres ved lån med en gjennomsnittlig avdragstid på anslagsvis 15-20 år. Når boligen er nedbetalt, vil de faktiske utbetalinger bare være en mindre del av beregnet konsum ifølge nasjonalregnskapet. Det skyldes at kapitalslitet på boliger som beregnes ut fra en forutsetning om en levetid på 90 år, fortsatt vil utgjøre en stor del av boligkonsumet selv om boliggjelden er nedbetalt. Kapitalslitet vil da ikke motsvares av en tilsvarende betalingsstrøm. Fordi perioden etter ca. 1960 er kjennetegnet ved en økning i kjøp av eneboliger finansiert i stor grad ved lån, skulle det også gi seg utslag i at husholdningens gjeld øker i forhold til summen av aktivapostene på deres status (vi skal ikke se bort fra at også andre forhold kan føre til en slik utvikling).

Formuesstatistikken viser at gjelden som andel av totalverdien av aktiva har økt jevnt fra ca. 43 prosent i 1962 til 54 prosent i 1973. Vi må derfor kunne regne med at en stadig økende del av de løpende inntekter er gått med til å finansiere kjøp av bl.a. enebolig. Dette medfører at den marginale konsumtilbøyelighet på kort sikt synker og "motsvares" av større lag i konsumet. Konsumvirkningen av inntektsøkningen blir utsatt. Ytterligere ett moment som kan ha bidratt til en slik konsumutsettelse er ordningen med skattefri banksparing.

Ser vi på de ulike begrunnelser for å innføre laggede variable i økonomiske atferdsrelasjoner som finnes i økonomisk og kanskje først og fremst i økonometrisk litteratur (jfr. f.eks. Johnston (1972) kap. 10), er det særlig tre som peker seg ut. Den første begrunner lag med at de økonomiske aktørers reaksjoner på endringer ikke skjer umiddelbart, men gradvis. Det tekniske uttrykket for slike modeller er gitt ved stikkordet "partial adjustment". I tilfellet med konsumfunksjonen skulle da koeffisienten foran C_{t-1} gi uttrykk for reaksjonshastigheten til husholdningene. Til en gitt inntekt svarer et visst optimal konsum. Hvis inntekten endres, kan vanelementer, kostnader ved endring o.l. føre til at bevegelsen mot optimum skjer gradvis. Jo større koeffisienten foran C_{t-1} er, jo tregere er reaksjonen. Økende koeffisient skulle da tilsi større treghet over tid. (Marglin (1974) faller antakelig inn under denne kategorien konsumteorier.)

Den andre begrunnelsen legger vekt på forventningenes rolle. Et eksempel på dette er "adaptive expectations" - modellen. Anvendt på konsumfunksjonen innebærer denne modellen en antakelse om at konsumet avhenger av forventet inntekt, og at endringer i forventningene skjer ved at disse "oppdateres" med f.eks. en viss andel av forskjellen mellom løpende inntekt og forrige periodes (års) forventede inntekt. Jo mindre denne andelen er, jo større blir lagget i konsumfunksjonen. Hvis forventninger om inntektsnivå endres sakte, blir lagget stort og den marginale konsumtilbøyelighet liten.

Den tredje tolkningen av lagget i konsumfunksjonen henger sammen med et forsøk på å kvantifisere Friedmans begrep om permanent inntekt. Hvis det antas at permanent inntekt er en veid sum av tidligere inntekter og hvor vektene i summen er geometrisk fordelt, vil lagget i konsumfunksjonen uttrykke hvor stor vekt tidligere inntekter (enn årets) har ved bestemmelsen av permanent inntekt. Jo større lag, jo mer vekt legges på inntektene tilbake i tida og jo mindre på årets inntekt når åretskonsumet skal bestemmes.

Et problem med alle disse hypotesene er at de ikke kan forkastes til fordel for hverandre rent empirisk, fordi alle leder fram til samme relasjon som skal estimeres, nemlig relasjon 4.7 (som regel brukes en uveid sum av de sosioøkonomiske gruppens disponible inntekter og ikke 4.1). Det er heller ikke mulig å si at det er en kombinasjon av de tre hypotesene som gjelder, idet en slik kombinasjon ikke uten videre vil lede fram til 4.7 som redusert form. En stillingtagen til de tre hypotesene må derfor basere seg på å priori antakelsen om hva som er realistisk. Dette er forøvrig i overensstemmelse med M. Friedmans egne vurderinger, idet han hevder at det vanligvis ikke finnes noen direkte empirisk måte å få bekreftet realismen i forutsetningene. Isteden må testgrunnlaget for en økonomisk teori være dens implikasjoner, dens evne til å gi prediksjoner som er mer eller mindre presise. Det blir altså "noe" tilbake i Friedmans "Permanent Income Hypothesis" som ikke kan testes. Imidlertid er det bare erfaring og observasjon ("prediksjonsevnen") som kan avgjøre hypotesens holdbarhet ifølge Friedman. Det forhold at en hypotese ikke endelig (logisk) kan begrunnes ut fra observasjon og testing, men alltid vil ha et påstandsinnehold som går ut over aktuell erfaring, står dermed i motsetning til empirismens krav om at all viten bare kan oppnås gjennom erfaring. Dette er induksjonsproblemets genese innenfor empirismen¹⁾. Griliches (1961) peker også på at en må være varsom med tolkningen av slike modeller som vi kort har presentert foran, fordi ulike strukturer gir samme reduserte form. Han peker også på at en ikke bør ha for store forhåpninger om at data skal gi presise konklusjoner om lag-strukturer. Dette skyldes bl.a. at det kan være vanskelig å skille mellom ulike hypoteser. Tilsynelatende gir avsnitt 4.2.2 relativt klar beskjed om at en spesifisering av lagstrukturen slik som 4.7 og 4.9 gir "gode" resultater og at ytterligere laggede variable ikke synes å ha noen signifikans. Imidlertid kan det være grunn til å spørre hvor rimelig det er at alle sosioøkonomiske grupper reagerer så likt over tid som 4.7 og 4.9 antyder. Vi skal derfor referere noen forsøk vi har gjort på å skaffe oss ytterligere informasjon om lagstrukturene.

Tabell 4.4 viser forsøk på å beskrive lagstrukturen bare ved lagget inntekt istedenfor lagget konsum. Vi ser av tabellen at det er vanskelig å få et presist uttrykk for lagstrukturen hvis en antar at det kan ta lenger tid enn to år før konsumeffekten av en inntektsøkning er uttømt uten å gjøre visse forutsetninger om lagstrukturen. Et eksempel på en slik forutsetning er vist i 4.17 hvor vi har basert oss på Almon lag. (Jfr. Johnston (1972) for en kort innføring i dette, eller til Almon (1965)). Relasjon 4.17 og 4.18 gir samme førsteårseffekt på konsumet av inntektsendring, mens relasjon 4.17 sprer (pr. forutsetning) "resteffekten" ut over ytterligere to år. En forutsetning om at "resteffekten" ble spredd over tre år viste seg å gi usignifikante estimater bortsett estimatet på førsteårseffekten. 4.17 er mer i overensstemmelse med den lagstruktur som er lagt til grunn for de relasjoner som er vist i tabell 4.2, men med den forskjell at f.eks. 4.7 impliserer at lag-koeffisientene er geometrisk fordelt, mens lag-koeffisientene i 4.7 er forutsatt å tilpasse seg et 2. grads polynom. Hva som er "riktig" kan vi ikke uttale oss om ut fra data alene. 4.17 og 4.18 føyer seg omtrent like godt som 4.7 og 4.9 slik at føynings-

1) Problemet oppstår fordi abstraksjonene (hypoteser og forutsetninger) ikke er såkalte real-abstraksjoner, men subjektive (økonomens egne) "som om" - forutsetninger som ikke er testbare.

Tabell 4.4. Konsumfunksjoner med lagget inntekt¹⁾

Variabel	Relasjon			
	4.16	4.17	4.18	4.19
Konstantledd	4 097,78 (497,42)	3 630,34 (243,96)	3 693,54 (262,19)	2 293,83 (322,26)
V_t	0,9632 (0,0239)	0,4964 (0,1053)	0,4946 (0,1145)	0,5378 (0,0741)
V_{t-1}	0,0177 (0,0185)	0,3416 (0,1510)	0,5200 (0,1200)	0,2520
V_{t-2}	0,0025 (0,0148)	0,1858 (0,1073)		0,1181
C_{t-3}				0,1029
Langtidskonsumtilbøyelighet	0,9834	1,0238	1,0146	0,9816
R.C.V.	0,83%	0,48%	0,52%	0,41%
R^2	0,9983	0,9995	0,9994	0,9996
Estimeringsmetode	OLS	"Almon"	OLS	OLS

1) Jfr. fotnote til tabell 4.1.

kriterier kan ikke være avgjørende. En sammenligning av konsumtilbøyelighetene over tid kan en få ved å sammenligne 4.17 med 4.19 i tabell 4.3. 4.19 er beregnet ut fra relasjon 4.7. Det første vi legger merke til er at også inntekter for tre år siden og lenger tilbake spiller en rolle for konsumet hvis 4.19 gjelder. Førsteårseffektene er ganske like. Deretter faller effekten av tidligere års inntekt mye forttere ved 4.19 enn ved 4.17 noe som jo følger av forutsetningene, men selv etter to år er effekten ganske like.

Forsøk på å trekke inn laggede verdier av Y^L , Y^T og Y^S uten restriksjoner ga lite informasjon. Det er vanskelig å få presist bestemte estimater når de høyresidevariable viser så stor grad av samvariasjoner som tilfellet er når en trekker inn flere laggede variable uten restriksjoner på laggene. Resultatet fra 4.16 viser dette ganske klart.

4.2.5 Nye variable i konsumfunksjonen?

Befolkningsvariable

Ut fra tverrsnittsdata kan det synes som om husholdningens størrelse og sammensetning betyr en god del for konsumeterspørselen. Vi har foretatt beregninger for å undersøke om slike effekter også kan finnes igjen i tidsrekke-data. Først undersøkte vi om det var av betydning å se på pr. capita-funksjoner. Lar vi N_t stå for middelfolkemengden i Norge i år t fikk vi flg. resultat:

$$4.20 \quad \frac{C_t}{N_t} = \hat{a} + 0,5567 \frac{V_t}{N_t} + 0,4317 \frac{C_{t-1}}{N_t}$$

(0,0744) (0,0783)

$$R^2 = 0,9994 \quad \text{R.C.V.} = 0,42\%$$

I forhold til 4.7 ser vi at konsekvensene for estimatene er relativt små, noe som ikke er overraskende ettersom den gjennomsnittlige årsveksten i N_t i observasjonsperioden har vært 0,70%. Lagget blir mindre og det henger nok sammen med at trenden i materialet er blitt noe redusert ved å trekke inn N_t . For å bygge noe videre på den spesifikasjon som ble brukt i avsnitt 2 hvor vi så på husholdningenes konsum og inntekt, foretok vi en beregning hvor husholdningskonsum avhenger av husholdningsinntekt og gjennomsnittlig antall husholdningsmedlemmer (H_t står for antall husholdninger):

$$4.21 \quad \frac{C_t}{H_t} = \hat{a} + 0,5364 \frac{V_t}{H_t} + 0,4431 \frac{C_{t-1}}{H_t} + 4516 \frac{N_t}{H_t}$$

(0,0803) (0,0823) (3335)

$$R^2 = 0,9991 \quad \text{R.C.V.} = 0,41\%$$

C_t/H_t er konsum pr. husholdning i 1970-priser. En økning i antall husholdningsmedlemmer vil altså gi en økning i konsumet på ca. 4 500 kroner pr. husholdning, men estimatet er ikke signifikant forskjellig fra null (5% nivå). Allikevel får vi et visst inntrykk av "economies of scale" hva angår antall husholdningsmedlemmer, idet gjennomsnittskonsumet pr. husholdningsmedlem er minst 10 000 kroner. Igjen får vi bekreftet at den marginale konsumtilbøyeligheten er lite påvirket av den endrede spesifikasjonen, og heller ikke estimatet for lagget. Det hadde vært av interesse å få foretatt beregninger hvor en fikk skilt gjennomsnittlig antall medlemmer pr. husholdning for hver sosioøkonomisk gruppe, ettersom virkningen synes (ut fra tverrsnittsdata) å variere mellom dem. Det har imidlertid ikke latt seg gjøre med rimelig grad av presisjon. Riktignok kan vi ut fra FBU 1967, 1973, 1974 og 1975 få tall for gjennomsnittlig antall husholdningsmedlemmer etter de tre sosioøkonomiske gruppene, men variasjonen mellom de fire årene var så stor og såpass forskjellig fra vår egen beregning av $\frac{N_t}{H_t}$ at vi ikke fant det interessant å forfølge ideen videre. Konklusjonen må derfor bli at ut fra våre enkle forsøk synes befolkningsforhold å ha spilt en liten rolle for konsumutviklingen. Det synes heller ikke å være noe å vinne ved å spesifisere pr. capita-funksjoner istedenfor 4.7.

Finansielle variable

Med utgangspunkt i relasjon 4.7 har vi forsøkt å trekke inn visse finansielle variable for å se om de kan ha betydning for konsumetterspørselen. De variable vi har sett på er realpenge- mengden (M_t/P_t), realrenten (r_t) og prisstigningen (P_t). Begrunnelsen for å trekke inn penge- mengden (ved begynnelsen av året) er at den kan gi uttrykk for likviditeten hos konsumentene som kan være viktig for evnen til å jevne ut forskjeller mellom inn- og utbetalinger. Andre tolkninger er at realkassen kan være en "proxy" for konsumentenes nettoformue (jfr. Bjørn (1974) s. 44). Fra portefølje-teorien vet vi at for gitt rentesats, forventninger og preferanser vil det være en direkte sammenheng mellom formue og realkasse over tid, slik at "proxy"-tankegangen forsåvidt finner støtte i teorien. Det er ikke opplagt hvilket pengebegrep som skal brukes til vårt formål f.eks. bare "M1" eller i tillegg også tidsinnskudd. Vi har valgt etter litt eksperimentering en "omfattende" penge- definisjon som inkluderer tidsinnskudd. Data er hentet fra OECD's "Main Economic Indicators" 1960-75. Resultatet er vist i tabell 4.4 relasjon 4.23. Valg av estimeringsmetode spiller liten rolle jfr. relasjon 4.22. Tolkningen av estimatet er at hvis pengemengden ved årets begynnelse i forhold til fjorårets øker med én milliard, så øker konsumet med 73 millioner i 1970-priser.

Tabell 4.4. Virkningen av finansielle variable¹⁾

Relasjon	4.22	4.23	4.24	4.25	4.26	4.27	4.28
Variabel							
Konstantledd	2 393,42 (336,26)	2 461,12 (297,14)	2 077,95 (499,35)	1 902,68 (535,16)	2 085,23 (459,62)	2 153,09 (455,62)	2 207,77 (445,61)
V_t	0,5274 (0,0829)	0,5111 (0,0660)	0,5352 (0,0766)	0,5641 (0,0914)	0,5398 (0,0781)	0,5204 (0,0830)	0,5386 (0,0774)
C_{t-1}	0,4024 (0,0895)	0,4208 (0,0718)	0,4769 (0,0803)	0,4542 (0,0937)	0,4759 (0,0814)	0,4903 (0,0863)	0,4716 (0,0806)
M_t/P_t	0,0724 (0,0408)	0,0733 (0,0365)					
r_t			1 980,54 (3 418,28)	4 515,98 (4 018,20)			
P_t					-2 395,27 (3 557,88)	-960,22 (3 363,47)	-988,21 (3 353,88)
R^2	0,9997	0,9997	0,9996	0,9996	0,9996	0,9996	0,9996
R.C.V.	0,39%	0,36%	0,42%	0,44%	0,43%	0,43%	0,43%
Estimeringsmetode	TOLS	OLS	OLS	TOLS	TOLS	TOLS	OLS

1) Jfr. fotnote til tabell 4.1.

Virkingen av endret realrente er vist i relasjon 4.24 og 4.25. Som indikator for det nominelle rentenivå er brukt rente på statsobligasjoner. Vi har ikke fått noe signifikant estimat på virkingen av realrenteendringer. Dette er kanskje heller ikke å vente ifølge vanlig intertemporale teorier for konsumatferd (jfr. Biørn (1974), vedlegg 1). Økt realrente har både en substitu- sjons- og en inntektseffekt. Substitusjonseffekten oppstår fordi nåtidskonsum er blitt relativt dyrere i forhold til framtidskonsum noe som isolert sett tilsier økt sparing, mens inntektseffekten er avhengig av hvorvidt en har initialt tilpasset seg med sparing eller låneopptak i første periode. Hva slutteffekten blir er usikkert, noe som vel kanskje kan sies å ha blitt reflektert i estimatet. Selv om den nominelle rente ikke har endra seg mye (særlig i 60-årene), har realrenta endra seg en god del slik at det neppe er manglende variasjon i variabelen som er årsaken til det upresise estimatet¹⁾. Valg av estimeringsmetoden spiller her en viss rolle, men endrer ikke hovedkonklusjonen angående rentens effekt på konsumet.

Virkingen av inflasjonen på konsumerter spør selen er også usikker rent generelt. I den teoretiske debatten om hvorvidt full sysselsetting er en stabil likevektsløsning har den såkalte Pigou-effekten spilt en viss rolle. Den fokuserer på virkingen av inflasjon på konsumentenes realformue og derigjennom på konsumet. Økt inflasjon antas å føre til at realverdien av formuen synker og dermed også konsumet. Imidlertid kan det også tenkes at sparingen øker for å kompensere nedgangen i realformuen. Indirekte kan vi også få effekter via renten hvis nominell rente ikke tilpasses endringer i inflasjonstakten, og slike rentetilpasninger har bare skjedd i liten grad i Norge fra 1960-1975.

Et moment kompliserer modellformulering og estimeringsmetode når prisstigningen trekkes inn som egen variabel. En av betingelsene for at estimering med OLS på 4.7 skal gi konsistente estimatører er at det er rimelig å forutsette V_t som eksogen, dvs. ukorrelert med restleddet i relasjonen. Det kan som nevnt foran begrunnes med at det først og fremst har vært kapasitetsgrenser som har bestemt inntektsutviklingen (ved siden av eksogent gitte skattesatser og stønader) og ikke etterspørselsforhold. Hvis så er tilfelle er det kanskje urimelig å forutsette at prisstigningen har vært upåvirket av dette. Antar vi at prisstigningen delvis kan forklares ved etterspørselspress, bør vi ta hensyn til det ved estimeringen og bruke en to-trinns metode. Resultatet er gitt ved relasjon 4.26. Hvis en istedet vil oppfatte V_t som endogen og prisstigningen som eksogen (f.eks. bestemt av pengemessige forhold) må vi også bruke en to-trinnsmetode jfr. relasjon 4.27 i tabellen. Hvis vi derimot antar V_t som gitt ved kapasitetskranker og prisstigningen bestemt av kostnadsforhold som ikke direkte er bestemt av kapasitetsproblemer (det kan være urealistisk hva angår lønnskostnadene idet lønnsglidningen i noen grad vil være påvirket av etterspørselsforholdene) er OLS en brukbar metode. Resultatet framgår av tabellens relasjon 4.28. Som vi ser blir ikke koeffisienten foran P_t særlig presist bestemt og residualvarianser blir ikke redusert ved å trekke inn P_t uansett forutsetninger. Vi må derfor konkludere med at prisstigningen ikke ser ut til å ha noen betydning for konsumet.

Ingen av de finansielle variable vi har trukket fram synes å ha hatt noen vesentlig betydning for privat konsum. Estimaten for de marginale og langsiktige konsumtilbøyelighetene synes heller ikke å bli nevneverdig endret. Vi har derfor ingen grunn til å tro at utelatte variable i 4.7 eller 4.9 skulle være årsak til noe alvorlig autokorrelasjonsproblem. Den eneste finansielle variable som synes å spille noen særlig rolle er pengemengden. Dette er forøvrig i overensstemmelse med Biørn (1974) som med kvartalsdata også fant en slik sammenheng.

1) Det kan imidlertid stilles et spørsmål ved vårt valg av renteindikator.

5. KONSEKVENSER FOR MULTIPLIKATORENE I MODIS IV

Vi skal i dette avsnittet redegjøre for virkningen av ulike størrelser på de marginale konsumtilbøyeligheter for størrelsene på de ulike multiplikatoren i MODIS IV. Med multiplikatoren mener vi her en koeffisient som uttrykker virkningen på bruttonasjonalproduktet pr. krone sluttlevering. Det vil således være én multiplikator for hver sluttleveringskategori. Vi er interessert i å studere virkningen på de ulike multiplikatoren av en overgang fra den nåværende konsummodell til den som impliseres av dette notatet ved bruk av relasjon 4.7. Ettersom inntektsbegrepene også er forandret fra den nåværende MODIS-versjon vil det egentlig ikke være en ren partiell endring vi ser på¹⁾.

Vi skal "simulere" MODIS IV ved hjelp av en enkel Keynes-modell som tar hensyn til hovedtrekkene i kvantumsmodellen. Vi bygger her på en utvidet versjon av Furunes (1975), og vi henviser dit for kommentarer om sammenlignbarheten med MODIS IV.

Variabelliste

E	-	bruttonasjonalprodukt
C _o	-	offentlig kjøp av varer og tjenester
C _p	-	privat konsum
J	-	bruttoinvestering
A	-	eksport
B	-	import
X _H	-	lagerendring av norskproduserte varer
X _B	-	lagerendring av importerte varer
N _w	-	antall lønnstakerårsverk
L	-	utbetalt lønn
R	-	eierinntekt i alt
S _{pi}	-	skattbare pensjonsstønader til sosioøkonomisk gruppe i (i=W (lønnstakere), SN (selvstendige), TR (ikke-yrkesaktive))
S _{Ki}	-	andre (ikke skattbare) konsummotiverende stønader til sosioøkonomisk gruppe nr. i
Q _i	-	skattbar inntekt for sosioøkonomisk gruppe nr. i
T _i	-	direkte skatt for sosioøkonomisk gruppe nr. i
n	-	antall lønnstakerårsverk pr. enhet brutto nasjonalprodukt
w	-	lønn pr. lønnstakerårsverk

Modell

$$5.1 \quad B + E = C_p + C_o + J + A + X_H + X_B$$

$$5.2 \quad N_w = E \cdot n$$

$$5.3 \quad L = N_w \cdot w$$

$$5.4 - 5.6 \quad Q_i = F_{wi}L + F_{SNi}R + S_{pi} \quad (i=W, SN, TR)$$

$$5.7 - 5.9 \quad T_i = (t_{gi} - t_{mi}) \left(\frac{Q_i}{N_i}\right)^0 N_i + t_{mi} Q_i \quad (- \quad " \quad -)$$

$$5.10 \quad C_p = a_0 + \sum_i a_i (Q_i - T_i + S_{Ki}) + a_{-1} C_{p-1}$$

$$5.11 \quad R = (1-p)E - W$$

$$5.12 \quad W = (1+c)L$$

1) Dette er grunnen til at vi nøyer oss med en "amputert" framstilling og ikke beregninger basert på MODIS IV med ulike konsumfunksjoner og inntektsdefinisjon. Det ville forutsatt en omprogrammering av kvantumsmodellen.

$$5.13 \quad B = b_0 + b_1 C_p + b_2 C_0 + b_3 J + b_4 A + b_5 X_H + X_B$$

Relasjonene 5.1-5.3 og 5.13 er de samme som hos Furunes (1975) bortsett fra at vi har slått sammen private og offentlige bruttoinvesteringer. 5.1 er en økosirksammenheng. 5.2 knytter antall sysselsatte lønnsstakere til bruttonasjonalproduktet. 5.3 definerer samlet utbetalt lønn. 5.4-5.6 definerer skattbar inntekt etter sosioøkonomisk gruppe. F_{Wi} er fordelingsnøkkel for lønnsinntekt og F_{SNi} er fordelingsnøkkel for eierinntekt, dvs. inntekt av selvstendig næringsvirksomhet etter sosioøkonomisk gruppe. 5.7-5.9 definerer skattefunksjonen etter sosioøkonomisk gruppe. t_{gi} og t_{mi} er h.h.v. gjennomsnittsskattesats og marginalsattesats etter sosioøkonomisk gruppe. N_i er antall skattytere etter sosioøkonomisk gruppe. Ettersom antall skattytere etter sosioøkonomisk gruppe - N_i - gis eksogent for antall selvstendige og ikke-yrkesaktive, vil bare gjennomsnittsskattesatsen for lønnsstakere komme med i multiplikatoren, mens marginalsattesatsene for alle gruppene kommer med. 5.10 er makrokonsumfunksjonen. 5.11 definerer eierinntekt på samme måte som i nasjonalregnskapet. $(1-p)$ gir en overgangsfaktor fra bruttonasjonalprodukt til faktorinntekt, dvs. gir uttrykk for hvor stor del av bruttonasjonalprodukt som ikke går til netto indirekte skatter og kapital slit. p må ikke oppfattes som en strukturparameter, men er satt lik 0,26 slik den har vært i hvert enkelt år fra 1973 til 1977. 5.12 definerer lønnskostnader lik utbetalt lønn korrigerert med en faktor $(1+c)$ hvor c er satsen for arbeidsgiveravgiften m.v. c er satt lik 0,17 som svarer til tallet for hvert enkelt år fra 1975 til 1977. 5.1-5.13 er 13 relasjoner som bestemmer E , B , C_p , N_w , T_i , Q_i , R , W og L som funksjoner av C_0 , T , A , X_H , X_B , S_{pi} , S_{Ki} osv.

Løses modellen m.h.p. E fås

$$5.14 \quad E = m^{-1} [(1-b_1)(\sum_i a_i ((1-t_{mi})S_{pi} + S_{Ki}) + a_{-1}C_{pt-1}) + (1-b_2)C_0 + (1-b_3)J + (1-b_4)A + \text{konstant}]$$

hvor

$$5.15 \quad m = 1 - (1-b_1) [\sum_i a_i (1-t_{mi})(F_{Wi}n \cdot w + F_{SNi}((1-p) - (1+c)n w)) - a_w (tg_w - tm_w) (\frac{Q_w}{N_w})^0 n]$$

I tabell 5.1 gis en oversikt over de parametre vi trenger for å regne ut multiplikatorene.

Tabell 5.1. Parametre til modellen¹⁾

b_1	= 0,25	p	= 0,26
b_2	= 0,14	c	= 0,17
b_3	= 0,51	F_{WW}	= 0,95
b_4	= 0,34	F_{WSN}	= 0,03
tm_w	= 0,39	F_{WTR}	= 0,02
tm_{SN}	= 0,29	F_{SNW}	= 0,11
tm_{TR}	= 0,20	F_{SNSN}	= 0,51
tg_w	= 0,26	F_{SNTR}	= 0,03
$(\frac{Q_w}{N_w})$	= 63.000	F_{SN}^*	= 0,57
W	= 61.000	n^{-1}	= 122.000

1) Tallene gjelder for 1976.

Det tilsvarende uttrykket for m ved nåværende inntektsdefinisjoner i MODIS IV fås ved å sette $F_{WSN} = F_{WTR} = F_{SNW} = F_{SNTR} = 0$, $F_{WW} = 1,0$ og $F_{SNSN} = F_{SN}^*$. De ikke-yrkesaktives inntektsparametre faller ved den nåværende MODIS-versjonen ut av multiplikatoren. Forskjellen fra vårt uttrykk for m og Furunes (1975) er at Furunes har en forenklet skattefunksjon og betrakter R som eksogen.

Setter vi parametrene fra tabell 5.1 og relasjon 4.7 inn i uttrykket for m får vi

$$\begin{aligned} m^x &= 1 - 0,75 (0,367 \cdot 0,5378 + 0,094 \cdot 0,2693 + 0,015 \cdot 0,3273) \\ &= 0,8293 \quad \text{dvs. } m^{x-1} = 1,21 \end{aligned}$$

Med den nåværende MODIS-versjon får vi:

$$\begin{aligned} m^{xx} &= 1 - 0,75 (0,372 \cdot 0,8805 + 0,063 \cdot 0,3522) = 0,7377 \\ \text{dvs. } m^{xx-1} &= 1,36 \end{aligned}$$

Dette betyr en reduksjon i alle multiplikatorene for eksogene sluttleveringer på ca. 11 prosent. Tabell 5.2 viser førsteårsvirkningen på bruttonasjonalproduktet av endringene i noen sentrale eksogene variable.

Tabell 5.2. Korttidsmultiplikatorer med "ny" og nåværende konsummodell

Eksogen variabel	"Ny" konsummodell	Nåværende konsummodell
Offentlig kjøp av varer og tjenester	1,04	1,17
Bruttoinvesteringer	0,59	0,67
Eksport	0,80	0,90
Pensjonsstønader (alderspensjon)	0,24	0,66
Andre konsummotiverende stønader (barnetrygd) ..	0,44	0,80

Når multiplikatorvirkningene blir mindre vil eksogene "sjokk" i f.eks. eksportinntekter eller bruttoinvesteringer få mindre virkning på produksjon og sysselsetting innenlands. Men det gjelder bare første året. P.g.a. lagget i konsumfunksjonen vil virkningen av "sjokk" fordele seg over flere år. Tabell 5.2 viser bare førsteårseffekten dvs. $\frac{\partial E_t}{\partial J_t}$ osv. Setter vi inn for C_{pt-1} i 5.14 kan vi finne virkningen av fjorårets eksogene variable på årets bruttonasjonalprodukt. Vi vil da finne f.eks.

$$\frac{\partial E_t}{\partial J_{t-1}} = \frac{1-m}{m^2} (1-b_1)a_{-1} (1-b_3). \quad \text{Dette gir oss:}$$

$$5.16 \quad \frac{\partial E_t}{\partial J_{t-1}} = \frac{\partial E_t}{\partial J_t} \cdot \frac{1-m}{m} (1-b_1)a_{-1}$$

Faktoren $\frac{1-m}{m} (1-b_1)a_{-1}$ er lik 0,072 i den "nye" konsummodellen og 0,030 i den nåværende. Dette innebærer at en økning i bruttoinvesteringene på 100 millioner får en førsteårsvirkning på bruttonasjonalproduktet på 59 millioner og en andreårsvirkning på vel 4 millioner i den "nye" konsummodellen. Bruker vi de langtidskonsumtilbøyelighetene som relasjon 4.7 innebærer, får vi at $m^x = 0,6884$ ($m^{x-1} = 1,45$). I den nåværende konsummodellen gir bruk av langtidskonsumtilbøyelighetene et anslag på $m^{xx} = 0,7058$ ($m^{xx-1} = 1,42$). Dette innebærer at "langtidsmultiplikatorene" av økning i C_0 , T eller A blir svært lik i de to modellene, noe som henger sammen med at konsumtilbøyelighetene på lang sikt er ganske like bortsett fra for gruppen ikke-yrkesaktive. Tabell 5.3 viser langtidsvirkningen på bruttonasjonalproduktet av endringer i de samme eksogene variable som i tabell 5.2.

Tabell 5.3. Langtidsmultiplikatorer med "ny" og nåværende konsummodell

Eksogen variabel	"Ny" konsummodell	Nåværende konsummodell
Offentlig kjøp av varer og tjenester	1,24	1,22
Bruttoinvesteringer	0,71	0,70
Eksport	0,96	0,94
Pensjonsstønader (alderspensjon)	0,53	0,77
Andre konsummotiverende stønader (barnetrygd) ..	0,98	0,94

Grunnen til virkningen av økt alderspensjon fortsatt er så forskjellig er at den marginale konsumtilbøyelighet for ikke-yrkesaktive er lavere og at ca. 3/4 av alderspensjonene tilfaller denne gruppen. Konklusjonen på dette avsnittet blir derfor at den nye konsummodellen gir lavere multiplikatorer på kort sikt, mens forskjellene mellom modellene er mindre (små) på lang sikt.

6. OPPSUMMERING

Resultatene i dette notatet fører til følgende konsekvenser for MODIS IV:

- (i) En redefinering av begrepene konsummotiverende inntekt slik det er gjort rede for i kap. 3.
- (ii) Utnyttelsen av resultatene fra de kombinerte inntekt- og forbrukerundersøkelsene sammen med en oppdatering av datagrunnlaget for estimering av parametrene i makrokonsumfunksjonen gir nye estimater for disse parametrene. I motsetning til tidligere resultater er dynamiske funksjoner klart bedre enn statiske. Det kan være vanskelig å feste seg ved noen spesiell dynamisk variant, men etter skjønsmessige betraktninger har vi festet oss ved relasjon 4.7. Selv om vi ut fra vanlige kriterier for god "føyning" tilsynelatende har forklart konsumutviklingen fra 1960 til 1975 ganske godt, er det viktig å være oppmerksom på at dersom den framtidige inntektsutvikling avviker mye fra trenden i vårt materiale, er vår kunnskap ganske begrenset. Særlig må vi være klar over at inntekts- og konsumendringer over året er uvisst. Vi vet ingenting sikkert om hvordan laggene er fordelt over året, noe som bør mane til varsomhet med å bruke modellen for kalenderåret istedenfor hele år. Det er jo for eksempel ikke utenkelig at en inntektsøkning som er jevn i løpet av året får en annen konsumvirkning enn dersom all økning i inntekt skjer i 2. halvår. For å komme videre her trengs gode kvartalsdata.
- (iii) Vi har ikke funnet nye variable i makrokonsumfunksjonen som har vesentlig forklaringskraft. Befolkningmessige forhold synes ikke å påvirke makrokonsumet. Det er i tråd med resultater hos Denton og Spencer (1976). I noen grad synes imidlertid likviditetsmessige forhold å spille en rolle. Det bekrefter til dels Biørn (1974), selv om hans resultater bygde på kvartalsdata.
- (iv) Endringen i parametrene i konsumfunksjonen fører til en ikke uvesentlig reduksjon i de ulike multiplikatorer i MODIS IV særlig hva angår effekten av stønadsendringer. Dermed vil "timingene" og "doseringen" av finanspolitiske inngrep måtte bli noe annerledes idet virkningen spres over flere år enn før. I noen grad kan vi si at dette trekker i retning av å redusere finanspolitikkenes betydning sett i forhold til f.eks. kredittpolitiske tiltak som direkte kan tenkes å påvirke etterspørselskomponentene og da særlig bruttoinvestering og eksport.

Referanser

1. Almon S (1965) The Distributed Lag between Capital Appropriations and Expenditures. *Econometrica* 1965.
2. Bentzel R (1957) Den private konsumsjonen i Sverige 1931-1965. Industriens Utredningsinstitutt, Stockholm.
3. Biørn, E (1974) Estimering av makro-konsumfunksjoner for etterkrigstiden: Metodespørsmål og empiriske resultater. Artikler nr. 63 fra Statistisk Sentralbyrå, Oslo.
4. Bjerke J (1972) Estimering av konsumfunksjoner på grunnlag av nasjonalregnskapstall 1865-1968. Artikler nr. 53 fra Statistisk Sentralbyrå, Oslo.
5. Dahl G og Sørslie K (1974) Statistisk Sentralbyrås regnesprogram. Arbeidsnotater fra Statistisk Sentralbyrå IO 74/37.
6. Denton F.T og Spencer B.G (1976) Household and Population Effects on Aggregate Consumption. *Review of Economics and Statistics* 1976.
7. Evans M (1969) *Macroeconomic Activity*. Harper and Row.
8. Furnes N.T (1975) Realøkonomiske hovedtrekk med MODIS IV representert i en enkel Keynesmodell SØS 26 Statistisk Sentralbyrå, Oslo 1975.
9. Goldsmith R.W (1955) *A Study of Saving in the United States Vol. I* Princeton, Princeton University Press 1955.
10. Griliches Z. (1961) Distributed Lags A Survey. *Econometrica* 1967.
11. Johnston J (1972) *Econometric Methods*. Second Ed. Mc. Craw Hill Inc.
12. Kelly A.C. (1976) "Savings, Demographic Change and Economic Development" *Economic Development and Cultural Change* no 4. 1976.
13. Klein L og Goldberger A (1955) *An Econometric Model of the United States 1929-1952*. North-Holland Publ. Co. Amsterdam 1955.
14. Kuh E og Meyer J.R. (1957) How Extraneous are Extraneous Estimates? *Review of Economics and Statistics* 1957 x. 380-393.
15. Kuznets S. (1942) *Uses of National Income in Peace and War*. National Bureau of Economic Research, New York.
16. Kuznets S. (1967) *Modern Economic Growth*. New Haven, Yale University Press.
17. Malivaud E (1970) *Statistical Methods of Econometrics*, North-Holland Publ. Co. Amsterdam 1970.
18. Marglin S. (1975) What Do Bosses Do? *The Review of Radical Political Economy* no. 1, 1975.
19. OECD (1977) *Economic Outlook*. Juli 1977.
20. Puura E. (1971) *The Family Expenditure Survey 1969: Preliminary Results*. Central Bureau of Statistics, Stockholm 1971.
21. Samuelson P og Modigliani F (1966) The Pasinetti Paradox in Neoclassical and More General Models. *Review of Economic Studies* 1966, s. 269.
22. Skrede K. (1976) Inequality of Education, Income and Health Status in Three Norwegian Male Cohorts Memorandum nr. 13 fra INAS.
23. Statistisk Sentralbyrå (1971), (1973), (1977) NOS Inntektsstatistikk 1967, 1970, 1973. Statistisk Sentralbyrå, Oslo
24. Statistisk Sentralbyrå (1972) Den personlige inntektsfordeling, 1958, 1962 og 1967, Statistiske analyser nr. 2 Statistisk Sentralbyrå, Oslo.
25. Statistisk Sentralbyrå (1975) Revidert nasjonalregnskap, Statistiske analyserne. 14, Statistisk Sentralbyrå, Oslo 1975.
26. Stenseth B og Ystgaard O (1974) Det norske nasjonalregnskapet. Dokumentasjonsnotat nr. 18. Inntekts- og kapitalregnskapet. Arbeidsnotat IO 75/7 fra Statistisk Sentralbyrå, Oslo.
27. Weintraub E.R. (1977) The Micro foundations of Macroeconomics. *Journal of Economic Literature* no. 1 1977.

Tabell 1. Komponenter i konsumdisponibel inntekt

	Konsummotiverende eierinntekter				Lønnsinntekt			
	I alt	Lønns- takere	Selv- stendige	Ikke-yrkes- aktive	I alt	Lønns- takere	Selv- stendige	Ikke-yrkes- aktive
1954 ..	4 716	497	4 129	90	10 535	10 145	327	63
1955 ..	4 782	569	4 109	104	11 279	10 862	349	68
1956 ..	5 425	637	4 672	116	12 347	11 890	383	74
1957 ..	5 463	677	4 661	125	13 203	12 810	412	80
1958 ..	5 066	663	4 280	123	14 074	13 553	437	84
1959 ..	5 394	693	4 572	129	14 927	14 375	462	90
1960 ..	5 618	745	4 731	142	15 755	15 156	489	110
1961 ..	6 044	809	5 077	158	17 086	16 437	512	137
1962 ..	6 010	827	5 019	164	18 927	18 208	568	151
1963 ..	6 658	900	5 573	185	20 315	19 543	589	183
1964 ..	7 270	969	6 093	208	22 031	21 216	595	220
1966 ..	8 736	1 132	7 343	261	26 391	25 441	607	343
1967 ..	9 261	1 224	7 742	295	28 318	27 910	637	405
1968 ..	9 663	1 350	7 965	348	31 234	30 016	749	469
1969 ..	10 152	1 462	8 292	398	33 756	32 338	912	506
1970 ..	10 587	1 626	8 491	470	37 319	35 640	1 082	597
1971 ..	11 425	1 811	9 096	518	42 611	40 608	1 236	767
1972 ..	11 703	1 964	9 280	459	47 560	45 230	1 426	904
1973 ..	13 288	2 243	10 416	629	52 985	50 335	1 589	1 060
1974 ..	15 155	2 514	11 897	704	61 560	58 482	1 847	1 231
1975 ..	15 636	2 661	12 229	746	73 157	69 499	2 197	1 463

	Konsummotiverende stønader				Direkte skatter			
	I alt	Lønns- takere	Selv- stendige	Ikke-yrkes- aktive	I alt	Lønns- takere	Selv- stendige	Ikke-yrkes- aktive
1954 ..	1 453	709	192	552	2 605	1 917	688	0
1955 ..	1 615	770	211	634	2 883	2 120	763	0
1956 ..	1 790	843	231	716	3 258	2 396	862	0
1957 ..	2 008	943	261	804	4 050	3 107	943	0
1958 ..	2 319	1 053	287	979	4 100	3 063	1 037	0
1959 ..	2 375	971	251	1 153	4 473	3 471	1 002	0
1960 ..	2 190	834	207	1 149	4 631	3 630	1 001	0
1961 ..	2 446	842	214	1 390	5 168	4 039	1 129	0
1962 ..	2 815	867	223	1 725	5 937	4 772	1 164	0
1963 ..	3 182	1 001	254	1 927	6 483	5 235	1 238	10
1964 ..	3 542	1 067	280	2 195	7 050	5 724	1 295	31
1965 ..	3 952	1 104	299	2 549	7 967	6 491	1 380	96
1966 ..	4 337	1 174	322	2 841	8 891	7 253	1 485	153
1967 ..	5 162	1 389	390	3 383	10 139	8 336	1 556	247
1968 ..	5 942	1 615	444	3 882	11 163	9 067	1 758	338
1969 ..	6 901	1 805	501	4 595	12 436	10 043	1 931	462
1970 ..	8 584	2 966	469	5 149	12 606	9 791	2 082	733
1971 ..	10 304	3 573	802	5 929	15 648	12 385	2 428	835
1972 ..	11 798	4 057	905	6 836	18 489	14 615	2 859	1 015
1973 ..	13 589	4 520	1 025	8 044	21 467	16 956	3 335	1 176
1974 ..	15 248	4 956	1 141	9 151	23 873	18 998	3 549	1 326
1975 ..	17 687	5 769	1 303	10 615	27 419	22 155	3 827	1 437

Tabell 2.

	Privatfinansiert konsum	Prisindeks	Pengemengde	Rentesatas i %
1954	13 278	57,50		
1955	13 943	58,62		
1966	14 898	60,88		
1967	15 716	62,74		
1968	16 219	64,75		
1969	17 202	66,11		
1960	18 332	66,27	18 800	4,80
1961	19 857	67,62	19 100	4,81
1962	21 387	70,80	20 200	4,92
1963	22 722	72,64	21 500	4,95
1964	24 764	76,46	23 000	4,55
1965	26 519	79,40	25 200	4,95
1966	28 585	81,93	27 159	4,99
1967	31 084	85,42	29 767	5,03
1968	33 215	88,07	32 434	4,95
1969	36 933	90,55	35 399	4,89
1970	40 875	100,00	40 136	6,30
1971	45 524	106,40	44 177	6,41
1972	49 705	113,30	50 126	6,37
1973	55 137	121,90	56 068	6,13
1974	62 619	133,30	62 727	6,20
1975	73 011	148,70	70 144	7,26

Tabell 3. Demografiske variable

	Befolkning etter alder				Antall husholdninger
	0-6 år	7-19 år	20-66 år	67 år og over	
1954	427 262	652 096	2 038 483	292 885	
1955	425 656	675 705	2 042 677	300 055	
1956	427 180	695 916	2 046 886	305 908	
1957	428 196	715 083	2 051 499	313 208	
1958	430 966	730 907	2 055 594	320 534	
1959	431 729	747 752	2 059 746	328 480	
1960	430 538	764 050	2 062 952	337 231	1 304 127
1961	430 867	781 930	2 066 749	345 283	1 307 395
1962	430 297	793 818	2 074 711	354 180	1 310 672
1963	429 852	803 004	2 085 546	361 666	1 313 948
1964	432 614	804 240	2 100 048	371 707	1 317 234
1965	435 507	803 765	2 116 697	382 737	1 320 527
1966	439 308	797 155	2 139 560	392 275	1 323 954
1967	444 435	793 192	2 160 885	402 268	1 327 340
1968	450 227	791 844	2 178 386	411 735	1 357 338
1969	456 539	792 145	2 193 696	420 841	1 388 014
1970	458 448	794 201	2 205 588	430 068	1 419 258
1971	458 580	800 073	2 221 397	438 220	1 460 133
1972	458 712	805 945	2 237 206	446 372	1 502 405
1973	453 805	811 160	2 253 271	454 754	1 545 405
1974	447 142	816 524	2 269 891	463 968	1 589 913
1975	437 447	822 286	2 284 114	473 254	1 635 702

Tabell 4. Fordelingsnøkler for lønnsinntekt og eierinntekt i prosent

År	Lønnsinntekt			Eierinntekt Boliger			Eierinntekt Annet		
	Lønns- takere	Selv- stendige	Ikke- yrkes- aktive	Lønns- takere	Selv- stendige	Ikke- yrkes- aktive	Lønns- takere	Selv- stendige	Ikke- yrkes- aktive
1954	96,3	3,1	0,6	51,0	39,0	10,0	6,0	93,0	1,0
1955	96,3	3,1	0,6	51,0	39,0	10,0	6,0	93,0	1,0
1956	96,3	3,1	0,6	51,0	39,0	10,0	6,0	93,0	1,0
1957	96,3	3,1	0,6	51,0	39,0	10,0	6,0	93,0	1,0
1958	96,3	3,1	0,6	51,0	39,0	10,0	6,0	93,0	1,0
1959	96,3	3,1	0,6	51,0	38,8	10,2	6,0	93,0	1,0
1960	96,2	3,1	0,7	51,0	38,5	10,5	6,0	93,0	1,0
1961	96,2	3,0	0,8	51,0	38,2	10,8	6,0	93,0	1,0
1962	96,2	3,0	0,8	51,0	38,0	11,0	6,0	93,0	1,0
1963	96,2	2,9	0,9	50,6	37,8	11,6	6,0	93,0	1,0
1964	96,3	2,7	1,0	50,1	37,7	12,2	6,0	93,0	1,0
1965	96,3	2,5	1,2	49,7	37,5	12,8	6,0	93,0	1,0
1966	96,4	2,3	1,3	49,3	37,3	13,4	6,0	93,0	1,0
1967	96,4	2,2	1,4	49,0	37,0	14,0	6,0	93,0	1,0
1968	96,1	2,4	1,5	48,7	37,3	14,0	6,3	92,4	1,3
1969	95,8	2,7	1,5	48,3	37,7	14,0	6,6	91,8	1,6
1970	95,5	2,9	1,6	48,0	38,0	14,0	7,0	91,0	2,0
1971	95,3	2,9	1,8	47,7	38,3	14,0	7,3	90,7	2,0
1972	95,1	3,0	1,9	47,3	38,7	14,0	7,6	90,4	2,0
1973	95,0	3,0	2,0	47,0	39,0	14,0	8,0	90,0	2,0
1974	95,0	3,0	2,0	47,0	39,0	14,0	8,0	90,0	2,0
1975	95,0	3,0	2,0	47,0	39,0	14,0	8,0	90,0	2,0

Tabell 5. Inntekt av selvstendig næringsvirksomhet i prosent av eierinntekt etter næring

	Primær- næringer	Industri- og bergverk	Bygge- og anleggs- virksomhet	Varehandel	Transport	Boligdrift	Tjenesteytende næringer
1954	100	40	82	54	29	100	90
1955	100	38	83	53	29	100	90
1956	100	36	83	53	29	100	89
1957	100	35	83	52	28	100	89
1958	100	34	83	52	28	100	88
1959	100	33	83	52	27	100	88
1960	100	32	82	52	25	100	88
1961	100	30	82	52	24	100	88
1962	100	28	82	51	24	100	88
1963	100	27	82	50	24	100	88
1964	100	27	83	49	24	100	88
1965	100	27	84	49	25	100	88
1966	100	27	84	48	26	100	87
1967	100	27	84	48	26	100	87
1968	100	25	84	47	26	100	86
1969	100	25	84	46	26	100	85
1970	100	23	84	44	26	100	84
1971	100	23	84	43	26	100	83
1972	100	21	84	43	26	100	81
1973	100	20	84	42	26	100	80
1974	100	20	84	42	26	100	80
1975	100	20	84	42	26	100	80