




ARTIKLER

63



**ESTIMERING AV
MAKRO - KONSUMFUNKSJONER
FOR ETTERKRIGSTIDEN:
METODESPØRSMÅL OG EMPIRISKE
RESULTATER**

Av Erik Biørn

**ESTIMATING AGGREGATE CONSUMPTION
FUNCTIONS FOR THE POST-WAR PERIOD:
METHODOLOGICAL PROBLEMS AND
EMPIRICAL RESULTS**

OSLO 1974

STATISTISK SENTRALBYRÅ

ARTIKLER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ NR. 63

**ESTIMERING AV
MAKRO - KONSUMFUNKSJONER
FOR ETTERKRIGSTIDEN:
METODESPØRSMÅL OG EMPIRISKE
RESULTATER**

Av Erik Biørn

**ESTIMATING AGGREGATE CONSUMPTION
FUNCTIONS FOR THE POST-WAR PERIOD:
METHODOLOGICAL PROBLEMS AND
EMPIRICAL RESULTS**

OSLO 1974

ISBN 82 - 537 - 0350 - 3

FORORD

I samband med utformingen av likningssystemet i Statistisk Sentralbyrås planleggings- og analysemodell MODIS IV har det vært gjort flere forsøk på å estimere makro-konsumfunksjoner ved hjelp av nasjonalregnskapsdata for etterkrigstiden. Hovedresultatene av disse forsøkene presenteres i denne artikkelen. En del metodeproblemer blir også behandlet.

Byrået har tidligere sendt ut en artikkel (nr. 53) av Juul Bjerke, som redegjør for resultatene av et arbeid med estimering av langsiktige konsumfunksjoner på grunnlag av nasjonalregnskapstall for årene 1865 - 1968. De to artiklene bygger på noe forskjellige analyseopplegg og variabeldefinisjoner.

Statistisk Sentralbyrå, Oslo, 8. mars 1974

Petter Jakob Bjerve

PREFACE

In connection with the work on the short-term planning model MODIS IV several attempts have been made to estimate aggregate consumption functions from National Accounts data for the post-war period. The main results are reported in the present article. To some extent methodological problems are also dealt with.

Attempts have previously been made to estimate long-run consumption functions based on data for the years 1865 - 1968. The results of that work are presented by Juul Bjerke in an article (no. 53) from the Central Bureau of Statistics. The approaches chosen in the two articles are somewhat different.

Central Bureau of Statistics, Oslo, 8 March 1974

Petter Jakob Bjerve

INNHold

	Side
1. Innledning	7
2. Litt om det teoretiske grunnlag for makro-konsumfunksjonen	7
2.1. Kort oversikt over noen konsumteorier	7
2.2. Makro-konsumfunksjonen som resultat av aggregering av mikro-relasjoner	9
3. Definisjonsproblemer. Datamateriale	10
3.1. Avgrensning av privat konsum og disponibel inntekt ..	10
3.2. Observasjonsperiode. Kvartalsdata contra årsdata ...	14
4. Modell. Estimeringsmetode	16
4.1. Enrelasjonsmodeller contra simultane systemer	16
4.2. Muligheten for å bruke tverrsnittsdata (mikrodata) som supplement til nasjonalregnskapets tidsserier ...	18
4.3. Betragtninger om bruk av annen a priori informasjon .	19
5. Empiriske resultater: Årsdata	21
5.1. Statistiske konsumfunksjoner	22
5.2. Dynamiske konsumfunksjoner	24
5.3. Funksjoner for hovedgrupper av konsumgoder	40
6. Empiriske resultater: Kvartalsdata	42
7. Hvor gode prediksjoner kan vi vente å få?	48
8. Oppsummering	56
 V e d l e g g	
1. En skisse av det teoretiske grunnlag for en konsumfunksjon på mikronivå	59
2. Formell utledning av makro-konsumfunksjonen ved aggregering av individuelle konsumrelasjoner	63
3. Bemerkninger om definisjonen av konsum, sparing og inntekt	67
4. Utledning av formler for prediksjonsfeil	71
Referanser	76
Sammendrag på engelsk	80

CONTENTS

	Page
1. Introduction	7
2. Some theoretical considerations	7
2.1. A brief survey of some consumption theories	7
2.2. The macro consumption function as a result of aggregation of micro relations	9
3. Definition problems. The data basis	10
3.1. Definition of private consumption and disposable income	10
3.2. Period of observation. Quarterly data versus annual data	14
4. Model. Method of estimation	16
4.1. Single equation versus simultaneous equation models .	16
4.2. The possibility of combining time series data and cross section data	18
4.3. Remarks on the use of other sorts of prior informa- tion	19
5. Empirical results: Annual data	21
5.1. Static consumption functions	22
5.2. Dynamic consumption functions	24
5.3. Separate functions for main groups of consumption commodities	40
6. Empirical results: Quarterly data	42
7. Evaluation of the results from the point of view of prediction.	48
8. Summary of results	56
 <i>A p p e n d i c e s</i>	
1. A sketch of the theoretical foundation of a consumption function at the micro level	59
2. The macro consumption function formally derived from aggrega- tion of micro relations	63
3. Remarks on the definition of consumption, saving, and income ..	67
4. Derivation of formulae of prediction errors	71
References	76
English summary	80

1. INNLEDNING

Denne artikkelen redegjør for hovedresultatene av noen forsøk på å estimere makro-konsumfunksjoner på basis av norske nasjonalregnskapsdata for etterkrigstiden. Bakgrunnen for arbeidet er ønsket om å få et empirisk grunnlag for å fastlegge makro-konsumfunksjonen i Statistisk Sentralbyrås analyse- og planleggingsmodell MODIS IV. I denne, som i de fleste andre økonometriske makro-modeller, inntar relasjoner til bestemmelse av det private konsum en sentral plass; en kan trygt si at makro-konsumfunksjonen er et av de aller viktigste elementer i MODIS. Det konkrete siktemål med arbeidet har naturligvis i noen grad bestemt den retning analysen har tatt, spesielt når det gjelder valget av variabeldefinisjoner og funksjonsform. Resultatene kan likevel trolig være av interesse også i en større sammenheng.

Avsnitt 2 omtaler kort det teoretiske grunnlag for makro-konsumfunksjonen, aggregeringsproblemer etc. En oversikt over definisjonsproblemer og datamateriale blir gitt i avsnitt 3, mens avsnitt 4 går inn på enkelte mer spesifikt økonometriske problemer som melder seg. De empiriske resultater, basert på henholdsvis årsdata og kvartalsdata, presenteres i avsnittene 5 og 6. I avsnitt 7 vil vi spesielt forsøke å vurdere kvaliteten av noen av relasjonene fra et prediksjonssynspunkt. Avsnitt 8 gir til slutt et kort sammendrag av resultatene.

2. LITT OM DET TEORETISKE GRUNNLAG FOR MAKRO-KONSUMFUNKSJONEN

2.1. Kort oversikt over noen konsumteorier

Siden Keynes lanserte idéen om makro-konsumfunksjonen, har det ved makro-økonomiske modellresonnementer vært vanlig å regne med en forholdsvis stabil sammenheng mellom privat konsum og privat disponibel inntekt. Mange forsøk har vært gjort på å korrelere tidsserier for konsum og inntekt, og de har med få unntakelser gitt støtte til hypotesen om at det eksisterer en struktursammenheng mellom disse to variable. Likevel viser det seg - kanskje noe overraskende - at om man går i dybden og forsøker å gi en aksiomatisk begrunnelse for denne relasjonen, kommer man som regel til kort. Bare under temmelig ekstreme forutsetninger vil det ut fra aksiomatisk oppbygd teori være mulig å forsvare en slik enkel sammenheng.

Skal en ha håp om å gi en fullgod teoretisk forklaring av størrelsen av den andel av den private disponible inntekt som går til privat

konsum - eventuelt dens komplement: den private spareandel - kommer en neppe utenom et dynamisk resonnement. Slik teori tar gjerne utgangspunkt i en enkelt ("representativ") konsument (husholdning) som står overfor problemet å treffe det optimale valg av konsum og sparing over et visst tidsrom (konsumentens planleggingsperiode) når den løpende inntekt og den forventede inntektsutvikling over planleggingsperioden samt rentesatsen og formuen på planleggingstidspunktet er gitt, og det dessuten er lagt en restriksjon på formuen ved utgangen av planleggingsperioden. En nærmere redegjørelse for en enkel variant av denne teorien er gitt i vedlegg 1. Den munner ut i følgende konklusjon: Realverdien av konsumentens løpende konsum må antas å avhenge av hans

- (i) løpende disponible realinntekt,
- (ii) forventede utvikling i disponibel realinntekt (evt. forventede utvikling i nominalinntekt og konsumprisivå) i den resterende del av planleggingsperioden,
- (iii) initiale formue (målt i realverdi), samt
- (iv) et mål for rentenivået (og evt. forventet utvikling i dette).

Videre kan formuens sammensetning i real- og finansobjekter, og spesielt sammensetningen etter likviditetsgrad, være av betydning for konsumbeslutningene. Likeledes kan det spille en rolle hvor lett det er å oppnå kreditt, da dette kan avgjøre i hvilken utstrekning det vil være mulig og ønskelig for konsumenten å velge en tilpasning hvor konsumet overstiger inntekten i deler av planleggingsperioden. Vi supplerer derfor listen ovenfor med¹⁾

- (v) konsumentens formuessammensetning og likviditet,
- (vi) mulighetene for å oppnå konsumkreditt.

Vi må følgelig være forberedt på å trekke inn atskillige variable i tillegg til den løpende realinntekt for å forklare de individuelle konsumvariasjoner tilfredsstillende. De forventningsvariable under punkt (ii) (og evt. (iv)) er i alminnelighet ikke observerbare; for å få en teori om sammenhenger mellom observerbare variable må vi gjøre forutsetninger om hvorledes konsumenten lager gjetninger om inntekts- og eventuelt prisutviklingen. Den vanligste type av forventningsgenereringsrelasjoner er slike som dannes ved å knytte de forventningsvariable til den observerte utvikling av de samme variable i tidligere perioder. Men ofte vil dette være en for drastisk forenkling.

1) Disse momentene kunne også tenkes trukket inn i en aksiomatisk oppbygd teori. Stikkord i denne forbindelse er likviditetspreferanse, holdning til usikkerhet etc.

Økonomisk teori har i det hele tatt enda lite å bidra med når det gjelder å forklare hvorledes forventninger dannes. Også kvantifisering av faktorene (v) og (vi) vil kunne skape vanskeligheter.

Den teori som er skissert foran, og hvis grunnidéer kan føres tilbake til blant andre Irving Fisher [12], har som essensiell forutsetning at husholdningssparingens hovedformål er forbruksomfordeling over tid. En viktig implikasjon av dette er at konsum og disponibel inntekt "på lang sikt" vil være sammenfallende. Andre teorier for konsum og sparing som har vunnet oppmerksomhet i den mer empirisk orienterte litteratur etter krigen, er de som går under betegnelsene "Relative Income Hypothesis" (Duesenberry [7], Modigliani [28] og andre) og "Permanent Income Hypothesis" (Friedman [13], Modigliani et al. [3], [29]). Disse teorier kan ses som forsøk på å utdype og raffinere Keynes' hypotese.²⁾ Kort og noe upresist uttrykt forutsetter den første at den enkelte konsumenters forbruk er en funksjon ikke bare av hans egen inntekt, men også av hans relative posisjon på inntektsskalaen. Den andre er basert på idéen om at konsumentens løpende (observerte) inntekt består av to komponenter, en "permanent" og en "tilfeldig" ("transitorisk") del. I den enkleste variant av denne teorien antas det at det bare er den "permanente" inntekt - som ofte assosieres med den "forventede" eller "langsiktige" inntekt - som er konsummotiverende; ifølge denne teori begår vi en feil om vi regner med at enhver inntektsendring påvirker konsumet.³⁾

Det ligger utenfor rammen av denne artikkel å forsøke å "teste" de hypoteser disse teorier bygger på. Vi vil imidlertid ha momenter fra "The Permanent Income Hypothesis" "i bakhodet" ved valg av forklaringsvariable i konsumfunksjonen.

2.2. Makro-konsumfunksjonen som resultat av aggregering av mikro-relasjoner

De fleste konsumteorier begrunnes på mikronivå, og en aggregering vil være nødvendig for å komme fram til tilsvarende sammenhenger i makro.

2) For en oversikt over og diskusjon av disse og andre nyere teorier for privat konsumatferd, se Farrell [10] og Ferber [11].

3) En annen variant går ut på at også den "tilfeldige" inntektskomponent er konsummotiverende, men med en lavere marginal konsumtilbøyelighet enn den "permanente". En slik hypotese er lagt til grunn av bl.a. Watts [48]. Denne variant av "The Permanent Income Hypothesis" har en viss analogi til den "Fisher-inspirerte" teori vi skisserte ovenfor, idet den forventede realinntekt kan sies å motsvare den "permanente" inntekt og differensen mellom den løpende og den forventede inntekt kan - eventuelt etter at en passende normalisering av den forventede inntekt er foretatt - assosieres med den "tilfeldige" inntekt. Jfr. også Ando og Modigliani [3].

Ofte foretas slik aggregering ved en analogibetraktning, idet de individuelle variable i mikroteorien (konsum, inntekt, formue etc.) assosieres med de tilsvarende total- eller gjennomsnittsverdier i populasjonen.

Mer stringent kan aggregeringen utføres ved summering av individuelle relasjoner. Et eksempel på en slik formell aggregering i et enkelt tilfelle med lineære konsumrelasjoner i mikro er gitt i vedlegg 2. Det viser seg at makrorelasjoner begrunnet på denne måten er genuine funksjons-sammenhenger i de makrovariable dersom (minst) én av følgende to forutsetninger er oppfylt: (i) det er en viss likhet i de enkelte konsumenters (mikroenheters) forbruksstruktur, f.eks. at de har like store marginale konsumtilbøyeligheter, eller (ii) fordelingen av de mikrovariable, herunder inntekts- og formuesfordelingen og fordelingen av konsumentene etter sosioøkonomiske kjennetegn, holder seg noenlunde stabil. Stabilitet i mikrostrukturen vil også kunne innebære at effekten av en del variable som står sentralt når en vil forklare konsumvariasjoner over et tverrsnittsmateriale, "aggregeres bort" i makrorelasjonen.

Erfaring tyder på at det over lengre perioder faktisk finnes betydelig stabilitet i fordelingen etter økonomiske og sosioøkonomiske variable innen forholdsvis vide grupper av konsumenter, men at det blant annet som resultat av en bevisst politikk fra myndighetenes side og/eller den generelle samfunnsutvikling ofte vil finne sted en forskyvning i inntektsfordelingen mellom disse grupper. Den aktuelle situasjon i Norge preges særlig av omfordelingen mellom de yrkesaktive og de ikke-yrkesaktive, og - innen den yrkesaktive del av befolkningen - omfordelingen mellom selvstendig næringsdrivende og lønnstakere. Det er her tale om forskyvninger dels i disponibel inntekt per capita, dels i antall inntektstakere. Det er dermed grunn til å anta at vi får tak i de vesentlige trekk i inntektsendringene ved å konsentrere oppmerksomheten om de tre sosialgrupper lønnstakere, selvstendige og trygdede. (Jfr. slutten av vedlegg 2.)

3. DEFINISJONSPROBLEMER. DATAMATERIALE

3.1. Avgrensning av privat konsum og disponibel inntekt

Teoriens begrepsdannelser 'konsum' og 'inntekt' trenger åpenbart presiseringer og utdypninger før de kan legges til grunn for empiriske analyser. Teori alene kan ikke gi noe klart svar på hva som er den "riktige" avgrensning av disse variable i en empirisk undersøkelse. Det er særlig følgende forhold som skaper problemer:

- (i) skillet mellom "varige" og "ikke-varige" konsumgoder, herunder skillet mellom kjøp og "forbruk" av "varige konsumgoder", og i nær forbindelse med dette
- (ii) det faktum at husholdningenes sparing kan manifestere seg dels i kjøp av realobjekter (konsumkapital) dels i tilvekst i beholdningen av finansobjekter; videre
- (iii) eksistensen av formuesgevinster,
- (iv) skillet mellom privat og offentlig konsum, og endelig
- (v) skillet mellom offentlige utgifter og stønader.

Disse problemer er løst konvensjonelt i nasjonalregnskapet, men det er ikke gitt at de løsninger som der er valgt, er de beste for vårt formål. Vedlegg 3 skisserer visse aspekter av problemene (i), (ii) og (iii). Det viser seg at et inntektsbegrep basert på rimelige definisjoner av konsum og sparing bør inkludere ikke bare "vanlig" arbeidsinntekt, kapitalinntekt og overføringer fra det offentlige (etter fradrag av skatter), men også en beregnet avkastning av konsumkapital, prisgevinst/tap på finansiell formue samt verdistingning/tap på konsumkapital.

Å skaffe anslag for alle disse komponentene på husholdningsnivå er ingen lett oppgave, og de periodiske inntekts- og forbruksundersøkelser som har vært foretatt her i landet og som nasjonalregnskapet i noen grad bygger på, er ikke gått særlig langt i denne retning. De inntektsposter man får tak i, er stort sett de som registreres ved skattelikningen.⁴⁾ Ved makroanalyser (tidsserieanalyser) er problemene i en viss forstand større; blant annet melder det seg betydelige verdsettingsproblemer "langs tidsaksen". Riktignok betyr det en forenkling at en vesentlig del av de finansielle mellomværende "aggregeres bort" ved overgang fra mikro til makro, men siden vi har valgt en oppsplitting av inntektstakerne etter sosialgruppe, blir lettelsen av en noe betinget karakter; det er trolig systematiske forskjeller mellom sosialgruppene når det gjelder den relative betydning av de inntektsposter som ikke omfattes av de "vanlige" inntektsdefinisjoner.

Skillet mellom den private og den offentlige sektor skaper ytterligere problemer når en skal forsøke å gi begrepet "konsummotiverende inntekt" en operasjonell definisjon. Det kan gis gode argumenter for at sammenhengen mellom det beløp private konsumenter anvender til kjøp av varer og tjenester til eget bruk, og den inntekt de selv disponerer over,

4) Se f.eks. innledningsavsnittet til Statistisk Sentralbyrås Inntektsstatistikk [38].

neppe er invariant overfor størrelsen og sammensetningen av de offentlige utgifter til varer og tjenester og trygdeytelser. Det er åpenbart at kontantstønadene fra de sosiale trygdeordninger bør regnes som del av den konsummotiverende inntekt. I hvilken utstrekning deres motposter, trygdepremiene, bør trekkes fra ved inntektsberegningen, er mer diskutabelt. Det kan neppe være tvil om at utbyggingen av sosiale trygdesystemer har hatt vesentlig innflytelse på den personlige spareatferd, idet den har redusert incitamentet til sparing med sikte på å møte senere, forutsette og uforutsette, inntektsbortfall. Derfor er det kanskje mer berettiget å oppfatte trygdepremiene som betaling for et konsumgode enn som en ren inndragning fra den private sektor.

Liknende synspunkter kan i noen grad hevdes når det gjelder skattene som finansieringskilde for offentlig konsum og investering. Vi må regne med at det i konsumentenes nyttevurderinger eksisterer ikke ubetydelige substitusjonsmuligheter mellom private og kollektive goder. En øking av det offentliges kjøp av varer og tjenester vil kunne bedre den realøkonomiske situasjon for de private konsumenter, og derigjennom motivere til økt privat konsumetterspørsel, selv om den private disponible inntekt konvensjonelt målt er uendret.⁵⁾ Dette kunne være en begrunnelse for å regne visse komponenter av de offentlige utgifter med i den konsummotiverende inntekt, eventuelt inkludere det offentlige konsum (eller deler av det) som eget argument i makro-konsumfunksjonen.⁶⁾ Disse synspunkter er antakelig særlig viktige ved analyser med lange tidsperspektiver.

Dels av hensyn til MODIS og dels på grunn av datasituasjonen har vi ikke funnet det mulig å fravike nasjonalregnskapets definisjoner på vesentlige punkter. Således har vi måttet akseptere at kjøp og forbruk oppfattes som identiske begreper for alle konsumgoder unntatt boligkonsum. Til en viss grad kan vi påberope oss at effekten av "tilfeldige" individuelle variasjoner er neglisjerbare på makroplanet; noen husholdninger kjøper bil eller kjøleskap et år, andre gjør det ikke, men venter til et senere år, gjennomsnittet for alle husholdninger kan gi et tilnærmet riktig uttrykk for det konsumbegrep vi er interessert i. Hvis derimot spesielle omstendigheter fører til systematiske svingninger i kjøp av varige

5) Hvor sterkt utslag som eventuelt vil bli registrert, avhenger naturligvis av i hvilken utstrekning definisjonene av offentlig og privat konsum justeres når det skjer endringer i måten de enkelte konsumkomponenter finansieres på.

6) Et fyldestgjørende resonnement til erstatning for disse løse antydninger synes å kreve en analyse basert på en teori for simultan bestemmelse av privat og offentlig konsum.

konsumgoder, uten at forbruket, representert ved de løpende tjenester konsumkapitalen yter, påvirkes nevneverdig,⁷⁾ vil det være uheldig ikke å skjelle begrepsmessig mellom kjøp og forbruk.

På ett punkt har vi imidlertid valgt å avvike fra nasjonalregnskapets definisjon av privat konsum, idet vi i k o n s u m b e g r e p e t har inkludert bare de poster som i det alt vesentlige både forbrukes og betales av private konsumenter. Begrunnelsen er at det er denne del av konsumet som blir motivert av den private disponible inntekt. Postene helsepleie og skolegang, hvor en betydelig del er direkte betalt av det offentlige og hvor nasjonalregnskapets skille mellom offentlig og privat konsum er noe arbitrært valgt, er således utelatt.

Det har videre budt på problemer å skaffe anslag for den disponible i n n t e k t oppsplittet på sosialgruppene lønnstakere, selvstendige og trygdede. Hovedinndelingen i nasjonalregnskapet går nemlig på en f u n k s j o n e l l inndeling av inntekten, nærmere bestemt en oppsplitting av faktorinntekten i lønn og eierinntekt og fordeling av disse på næringer, og det er vanskelig å tallfeste elementene i den matrise som gir overgangen mellom en slik fordeling og den fordeling etter s o s i a l g r u p p e r som vi er interessert i, dvs. å kartlegge hvor stor del av inntekten til de tre sosialgrupper som er registrert som henholdsvis lønn, eierinntekt og stønader fra den offentlige sektor. Det vi kan regne med, er at lønnstakere har lønn, selvstendige har eierinntekt og trygdede har stønader som hovedinntektskilde. Resultatene av de periodiske inntektstillinger kan hjelpe oss et stykke på vei, men enda ikke langt nok.

Følgende løsning er valgt: Lønnstakeres inntekt før skatt er satt lik lønn og selvstendiges inntekt lik eierinntekten i de næringer hvor det med rimelighet kan antas at hovedtyngden av bedriftsinntekten tilfaller selvstendig næringsdrivende. Resten av eierinntekten er forutsatt å tilfalle selskaper og er utelatt fra inntektsbegrepet i konsumfunksjonen. Inndelingen er i noen grad basert på skjønn. For å få bestemt de disponible inntekter er nasjonalregnskapets anslag for direkte skatter på personer⁸⁾ og stønader til konsumenter forsøksvis fordelt på de tre

7) Det er grunn til å tro at den kjøpeboom vi hadde her i landet på slutten av 1969 og den påfølgende avslapping i 1970 som følge av annonseringen og innføringen av en øking i den indirekte beskatning av konsumgoder i forbindelse med overgangen til merverdiavgift fra 1970, var et eksempel på dette.

8) Framkommet som totale direkte skatter etter fradrag av en beregnet skatt på selskaper.

sosialgrupper.⁹⁾ Tidsseriene er beregnet for årene 1951 - 1970.¹⁰⁾ Anslagene for disponibel realinntekt for lønnstakere og trygdede og for selvstendige samt privat konsum er gitt i tabell 1. De forutsetninger som er lagt til grunn for inntektsanslagene, er til dels nokså grove, særlig for første del av perioden.

3.2. Observasjonsperiode. Kvartalsdata contra årsdata

Vi har valgt primært å basere estimeringen på observasjoner for årene 1952 - 1968. Det er særlig to forhold som har motivert til dette. For det første var konsumutviklingen i de første etterkrigsår påvirket av så spesielle forhold (vareknapphet, rasjonering) at observasjonene for disse årene formodentlig faller langt utenfor den "normale" struktur som vi er interessert i å kartlegge. Kanskje burde vi ha forkastet enda flere observasjonssett; det er ting som tyder på at konsumutviklingen ikke var "normalisert" før omkring midten av 1950-årene.¹¹⁾ Vi ville imidlertid da stå i fare for å redusere antall observasjoner til under det minimum som er nødvendig for å kunne gi statistisk signifikante utsagn (antall estimeringsmessige frihetsgrader ville bli for lavt). For det annet har vi - med noen unntakelser - valgt å utelate også årene 1969 og 1970, fordi konsumet også i disse år bar sterkt preg av utenforliggende forhold med karakter av "engangsforeteelser".¹²⁾ Avveininger av denne type, mellom på den ene side ønsket om å ha et størst mulig observasjonsmateriale og på den annen side faren for å trekke inn observasjonssett som er generert ved andre "strukturer" enn dem modellbeskrivelsen tar sikte på å dekke, er velkjente i økonometrisk analyse.

I litteraturen om makro-konsumfunksjonen finner en såvel analyser basert på årsdata som analyser hvor periodelengden er ett kvartal. Hovedtendensen i den senere tid ser ut til å gå i retning av større bruk av kvartalsdata. Dette er naturligvis en refleks av at stadig flere land får en tilfredsstillende utbygd kvartalsstatistikk, men skyldes nok også en voksende erkjennelse av at makro-modeller på kvartalsbasis kan være nyttige hjelpemidler i arbeidet med konjunkturanalyser og korttidsprognoser.

9) Av praktiske grunner har vi måttet slå skatt på lønnstakere og trygdede sammen. Den skatt som betales av trygdede, er imidlertid av underordnet betydning. Når det gjelder stønader, spiller skillet mellom pensjonsstønader og korttidsstønader en sentral rolle. Pensjonsstønadene er antatt å tilfalle gruppen trygdede, mens korttidsstønadene er fordelt mellom lønnstakere og selvstendige.

10) Valget av observasjonsperiode vil bli diskutert i avsnitt 3.2.

11) Jfr. utviklingen i konsumkvoten i tabell 1. Se også [37], kap. V.3.

12) Kfr. fotnote 7. For årene etter 1970 forelå det ikke endelige nasjonalregnskapstall da beregningene ble foretatt.

Tabell 1. Utvikling i de enkelte komponenter av den private disponible realinntekt og totalkonsumet i perioden 1951 - 1970.¹⁾

År	Disponibel realinntekt ²⁾ for			Totalt privat konsum C	Konsumkvote C/Y
	Lønns- takere og trygdede Y^L+Y^T	Selv- stendige Y^S	Lønnstakere, selvstendige og trygdede. $Y=Y^L+Y^S+Y^T$		
<i>Millioner 1961-kroner</i>					
1951	9 746	3 539	13 285	14 245	1.072
1952	10 571	3 815	14 386	14 798	1.029
1953	11 136	3 954	15 090	15 414	1.021
1954	11 476	4 457	15 933	15 873	0.996
1955	12 033	4 189	16 222	16 350	1.008
1956	12 629	4 419	17 048	16 839	0.988
1957	12 752	4 408	17 160	17 222	1.004
1958	13 234	3 994	17 228	17 239	1.001
1959	13 906	4 284	18 190	17 945	0.987
1960	14 663	4 616	19 279	19 102	0.991
1961	15 497	4 935	20 432	20 279	0.993
1962	16 311	4 630	20 941	20 898	0.998
1963	17 107	5 108	22 215	21 667	0.975
1964	17 695	5 318	23 013	22 465	0.976
1965	18 458	5 898	24 356	23 187	0.952
1966	19 477	5 837	25 314	24 202	0.956
1967	20 391	5 720	26 111	25 253	0.967
1968	21 468	5 649	27 117	26 205	0.966
1969	22 620	5 534	28 154	28 269	1.004
1970	24 343	5 548	29 891	28 768	0.962
<i>1961 = 100</i>					
1951	63	72	65	70	..
1952	68	77	70	73	..
1953	72	80	74	76	..
1954	74	90	78	78	..
1955	78	85	79	81	..
1956	81	90	83	83	..
1957	82	89	84	85	..
1958	85	81	84	85	..
1959	90	87	89	88	..
1960	95	94	94	94	..
1961	100	100	100	100	..
1962	105	94	102	103	..
1963	110	104	109	107	..
1964	114	108	113	111	..
1965	119	120	119	114	..
1966	126	118	124	119	..
1967	132	116	128	125	..
1968	139	114	133	129	..
1969	146	112	138	139	..
1970	157	112	146	142	..

1) I avsnitt 3.1 er det redegjort for variabeldefinisjonene.

2) Prisindeksen for C er benyttet som deflator.

I slike modeller inntar makro-konsumfunksjoner en selvfølgelig og sentral plass.

Bruk av kvartalsdata betyr naturligvis en øking i antall observasjonssett sammenliknet med årsdata, men spillerommet ved valg av forklaringsvariable vil i praksis være mindre. De variable som finnes på kvartalsbasis, foreligger selvfølgelig også på årsbasis; det er bare en summering eller gjennomsnittsberegning som skal til. Flere sentrale variable finnes imidlertid bare på årsbasis; for Norge er eksempelvis sammenhengende kvartalsserier for de viktigste av nasjonalregnskapets realstørrelser beregnet for årene 1961 - 1970, mens det for den disponible inntekt bare foreligger årsbasistall.¹³⁾ Problemer med å skaffe tilfredsstillende kvartalsanslag for de direkte skatter og stønader gir en del av forklaringen på dette.

Enkelte potensielle forklaringsvariable har antakelig større "slagkraft" når periodelengden er ett kvartal enn når den er ett år. Dette gjelder i første rekke "finansøkonomiske" variable som kreditt, likviditet og (formodentlig) rente, prisforventninger samt andre variable av flyktig karakter. Igjen har vi eksempler på at aggregering - i dette tilfelle aggregering over tid - kan redusere betydningen av en del forklaringsvariable.

Hoveddelen av våre beregninger vil være konsentrert om årsdata fra nasjonalregnskapet. Vi vil imidlertid også gjengi noen - mer summariske og tentative - resultater basert på kvartalsdata.¹⁴⁾

4. MODELL. ESTIMERINGSMETODE

4.1. Enrelasjonsmodeller contra simultane systemer

Alle beregninger i denne artikkelen bygger på at lineære funksjoner er forsvarlige tilnærmelser til de "sanne" funksjoner. Vi vil videre forutsette at de forklaringsvariable med rimelighet kan betraktes som eksogent bestemt i relasjon til det private konsum, at (det additive) restleddet i hver av relasjonene kan oppfattes som en stokastisk variabel med forventning lik null og konstant varians og endelig at restleddene i to forskjellige perioder ikke er korrelert.¹⁵⁾¹⁶⁾

13) Diskusjonen i avsnitt 3.1 gjelder bruk av årsdata.

14) Muligheten for å benytte tverrsnittsdata fra forbruksundersøkelser som supplement til nasjonalregnskapets tidsserier er ikke diskutert i dette avsnitt. Resultatene av et forsøk i denne retning vil bli omtalt i avsnitt 4.2.

15) Det som her er sagt, har strengt tatt full gyldighet bare for de statiske relasjoner i avsnitt 5.1; de modifikasjoner dynamiske opplegg bringer, vil vi komme tilbake til i avsnitt 5.2.

16) Vi vil videre anta at restleddene med rimelig grad av tilnærming oppfyller de forutsetninger om normalitet som standardtestene i regresjonsmodellen er basert på.

Forutsetningen om strengt lineære funksjonssammenhenger og i den forbindelse hypotesen om konstant residualvarians kan trekkes i tvil. Det kan argumenteres for at variasjonene i forbruksmønsteret gjennomgående gir større "slingringer" omkring det "sanne" regresjonsplan for høye inntektsnivåer enn for lave. (Jfr. Prais og Houthakker [32], pp. 55 - 58.) Selv om det ved resonnementer av denne typen kanskje er vanskeligere å stole på intuisjonen på makronivå enn i mikro, kan vi ikke avvise at heteroscedastisitetssynspunktet har noe for seg. Vi vil imidlertid følge en rekke tidligere forfattere¹⁷⁾ og forutsette konstant residualvarians. Hensynet til MODIS har også motivert til å velge en enkel funksjonsform. Forøvrig indikerer erfaringer fra forskjellige typer av undersøkelser at så lenge de variable har et begrenset variasjonsområde, spiller valget av funksjonsform underordnet rolle for resultatet; ekstrapolasjoner langt fra observasjonsmassens "tyngdepunkt" medfører i alle tilfelle betydelig usikkerhet.

Forutsetningen om at de "høyresidevariable" i konsumrelasjonen, spesielt inntekten, er eksogent bestemt, trenger også en kommentar; et av de oftest siterte eksempler i økonometri-lærebøker gjelder nettopp estimering av den marginale konsumtilbøyelighet ved bruk av en multiplikatormodell, idet en tar hensyn til at konsum og inntekt blir simultant bestemt (Haavelmo [21]). Vårt argument for å velge en én-relasjonsmodell er ikke i første rekke estimeringsmessig bekvemhet. Hovedbegrunnelsen er at utviklingen i nasjonalproduktet, og derigjennom inntektsutviklingen i den private sektor, i Norge i etterkrigstiden neppe i vesentlig grad er blitt bestemt fra etterspørselssiden som resultat av multiplikatoreffekter. Med den gjennomgående høye kapasitetsutnyttelse vi har hatt her i landet, synes det snarere å være produksjonssiden som har satt den effektive begrensning for veksten i realinntekten.¹⁸⁾

17) Bl.a. Brown [5], Klein et al. [9], [23], Griliches et al. [17], Haavelmo [21], Houthakker og Taylor [20] samt Zellner et al. [49], [50], [51]. Andre, bl.a. Amundsen [2] og Bjerke [4], har prøvd å eliminere heteroscedastisitetsproblemet ved bruk av dobbelt-logaritmiske funksjoner.

18) Det kan forøvrig nevnes at et forsøk som ble gjort på estimering ved to trinns minste kvadraters metode anvendt på årsdata innenfor en enkel multiplikatormodell av Keynes-typen, bare gav en forskjell i 4. desimal i estimatet for den marginale konsumtilbøyelighet sammenliknet med bruk av vanlig minste kvadraters metode på makro-konsumfunksjonen. Dette reflekterer selvfølgelig at samvariasjonen mellom konsum og inntekt er så sterk at valget av estimeringsmetode - eller ekvivalent: "føyningsretningen" - synes å være av helt underordnet betydning for resultatet.

4.2. Muligheten for å bruke tverrsnittsdata (mikrodata) som supplement til nasjonalregnskapets tidsserier

Tverrsnittsdata kan ofte være et nyttig supplement til tidsseriedata ved estimering av økonomiske relasjoner. Spesielt kan en slik "pooling" bidra til å redusere betydningen av den sterke multicollinearitet de variable i en tidsserierelasjon ofte viser.

Sett at vi ønsker å estimere parametrene i følgende konsumfunksjon (kfr. siste del av vedlegg 2).

$$\frac{C}{N} = \alpha + \beta_L \frac{Y^L}{N} + \beta_S \frac{Y^S}{N} + \beta_T \frac{Y^T}{N},$$

hvor C er privat konsum målt i faste priser, N er antall innbyggere og Y^L , Y^S og Y^T er disponibel realinntekt for henholdsvis lønntakere, selvstendige og trygdede. Anta videre at det på grunn av multicollinearitet er vanskelig ut fra tidsserier alene å skaffe presise estimater for de tre marginale konsumtilbøyeligheter. Følgende løsning, som har vært anvendt av blant andre Klein og Goldberger ([23], pp. 57 - 66), kunne da være aktuell. La oss anta at regresjonsberegninger basert på et tverrsnittsmateriale har gitt estimater på de marginale konsumtilbøyeligheter for de tre sosialgrupper lik henholdsvis $\hat{\beta}_L$, $\hat{\beta}_S$, og $\hat{\beta}_T$. Vi kunne ta forholdene mellom disse estimatene som "a priori informasjon" ved estimeringen, idet vi først beregnet

$$Q = Y^L + \left(\frac{\hat{\beta}_S}{\hat{\beta}_L}\right) Y^S + \left(\frac{\hat{\beta}_T}{\hat{\beta}_L}\right) Y^T$$

på grunnlag av tidsserier for Y^L , Y^S og Y^T . Så kunne vi estimere α og β_L ut fra tidsseriematerialet ved å ta regresjonen av C/N m.h.p. Q/N og til slutt finne estimater for β_S og β_T ved å multiplisere tidsserieestimatet for β_L med tverrsnittsestimatene for β_S/β_L og β_T/β_L .

For å kartlegge muligheten for å velge et slikt opplegg ble det foretatt noen enkle prøveberegninger basert på oppgaver fra 3 645 husholdninger som deltok i Statistisk Sentralbyrås Forbruksundersøkelse 1967. For hele materialet under ett gav beregning av regresjonen av total forbruksutgift pr. husholdningsmedlem (C/N) m.h.p. antatt inntekt pr. husholdningsmedlem ifølge kommuneskattelikningen (Y/N) følgende resultat (C og Y er målt i kroner; estimert standardavvik er gitt i parentes)

$$\frac{\hat{C}}{N} = 4518 + \frac{0.3864}{(0.0095)} \frac{Y}{N}.$$

Den multiple korrelasjonskoeffisient er lik 0.559.

Et anslag for den marginale konsumtilbøyelighet på under 0.4 avviker nokså sterkt fra den vanlige forestilling om størrelsesordenen av denne parameter på makronivå.¹⁹⁾ Flere forsøk har vært gjort på å forklare slike uoverensstemmelser mellom estimater basert på tverrsnittsdata (mikrodata) og tidsseriedata (makrodata) under henvisning til måle- og aggregeringsfeil, utelatte variable, langtids- contra korttidseffekter etc. (Jfr. f.eks. Kuh og Meyer [25] og Kuh [24].) Det er likevel avgjort grunn til å tvile på om de estimater en videre oppsplitting av Forbruksundersøkelsens materiale på sosialgrupper og eventuelt bruk av mer raffinererte funksjonsformer ville kunne gi, inneholder særlig meget informasjon om de tilsvarende parametre på makronivå. Vi må regne med at anslag for husholdningsinntekt basert på individuelle skattelikningsoppgaver er inadequate som uttrykk for konsummotiverende inntekt. Dette gjelder i særdeleshet skattelikningens begrep "antatt inntekt"²⁰⁾, men til en viss grad også andre inntektsbegreper dannet ved å inkludere en del av de poster som kommer til fradrag ved skattelikningen, f.eks. de definisjoner som er benyttet i Inntektsundersøkelsen [38]. Vi fant derfor ikke å ville forfølge denne idé videre.²¹⁾

4.3. Betraktninger om bruk av annen a priori informasjon

Når man står overfor det problem å estimere parametrene i en økonomisk relasjon, hender det ofte at man har forhåndsinformasjon om relasjonens "utseende" utover den som kommer til uttrykk gjennom valget av funksjonsform og listen over de relevante forklaringsvariable. Hva angår konsumfunksjonen, kan slik informasjon eksempelvis bestå i at man

19) Anslaget ville selvfølgelig ha blitt annerledes om vi istedenfor "antatt inntekt" hadde benyttet et nettoinntektsbegrep korrigert for direkte skatter og overføringer, men det er lite trolig at det ville ha påvirket hovedkonklusjonen vesentlig.

Beregninger med utgangspunkt i en "generalisert Friedman-modell" (kfr. fotnote 3) som er foretatt av Harold Watts på basis av materiale fra Forbruksundersøkelsen 1958 (se [48]), gav estimater på den marginale konsumtilbøyelighet m.h.p. "permanent income" av størrelsesorden 0.6-0.7, altså vesentlig høyere enn våre anslag. Også disse beregninger bygger på et inntektsbegrep som ikke er korrigert for skatter. Watts' resultater er imidlertid ikke helt sammenliknbare med våre, idet hans observasjonsmateriale bare gjelder én sosialgruppe (funksjonærer).

20) Det kan nevnes at i det materiale som ligger til grunn for beregningene ovenfor, er gjennomsnittet for total forbruksutgift høyere enn for "antatt inntekt" (henholdsvis 22122 og 19831 kroner). Hadde vi korrigert for direkte skatter og overføringer, ville forskjellen ha blitt enda mer påfallende.

21) Dette er imidlertid ikke å oppfatte som noen definitiv konklusjon. Når materiale fra flere inntekts/forbruksundersøkelser foreligger, er det all grunn til å arbeide videre med disse problemer.

regner det som helt eller temmelig sikkert at den marginale konsumtilbøyelighet ligger mellom 0 og 1. Videre kan det være grunn til å anta at når inntektsnivået stiger, vil den marginale konsumtilbøyelighet avta (eventuelt forbli konstant). Siden selvstendig næringsdrivende gjennomgående har høyere inntekt enn lønnstakere, som igjen har høyere gjennomsnittsinntekt enn trygdede (og pensjonister), (jfr. [38], tabell 9), kunne dette motivere til å regne med at den marginale konsumtilbøyelighet for trygdede er minst like stor som for lønnstakere, og at denne igjen er minst like stor som for selvstendige.

Denne type av a priori informasjon er avgjort viktig, og den bør i prinsippet innarbeides i modellbeskrivelsen. Ved bruk av økonometriske standardmetoder med utspring i klassisk regresjonsanalyse er det imidlertid vanskelig, og ofte praktisk umulig, å ta hensyn til ulikhetsrestriksjoner og annen informasjon om størrelsesordenen av strukturparametrene ved estimeringen. I de senere år har såkalte Bayes-estimeringsmetoder (Bayesian Inference) vært lansert som estimeringsopplegg som på en mer konsekvent og systematisk måte enn de tradisjonelle metoder prøver å møte de vanskeligheter inkorporering av forhåndsinformasjon ofte skaper. Kort uttrykt er det essensielle trekk ved Bayes-estimering at økonometrikeren, før han betrakter observasjonsmaterialet, postulerer en sannsynlighetsfordeling for de relevante parametre i modellen, den såkalte a priori sannsynlighetsfordeling. Denne inngår som en del av den forhåndsinformasjon som er formalisert i modellbeskrivelsen, og er av betydning for de slutninger han vil komme til å trekke når modellen konfronteres med et observasjonsmateriale.²²⁾ Når det gjelder konsumfunksjonen, kunne han eksempelvis angi at den marginale konsumtilbøyelighet a priori er normalt fordelt med forventning lik 0.7 og standardavvik lik 0.15, eller - kanskje mindre restriktivt - at den er rektangulært fordelt over intervallet (0,1). (I en konsumfunksjon med flere inntektskomponenter kunne det være aktuelt å postulere en simultan sannsynlighetsfordeling for de marginale konsumtilbøyeligheter.) Konfrontasjonen av modellen med et observasjonsmateriale gir sluttresultatet av analysen i form av den såkalte a p o s t e r i o r i sannsynlighetsfordeling for modellens parametre. Den sammenfatter den informasjon som ligger i modellbeskrivelsen, (inklusive den a priori sannsynlighetsfordeling) med den informasjon datamaterialet gir.²³⁾

Idéen som ligger til grunn for Bayes-estimering, har en viss appell,

22) En kortfattet og relativt enkel innføring i hovedprinsippene for denne teorien og filosofien den bygger på, er gitt av Theil [43], Ch. 12.9.

23) Forsøk på å estimere makro-konsumfunksjoner etter disse linjer er gjennomført av Zellner og Geisel ([50], avsnitt 4) og Zellner og Williams [52].

men mange vil vike tilbake for å gi sin a priori forestilling om de parametre man ønsker å trekke slutninger om, en så presis form som en parametrisk spesifisert sannsynlighetsfordeling. Dertil kommer at avledningen av den a posteriori sannsynlighetsfordeling beregningsmessig ofte faller vanskelig, i hvert fall når det gjelder modeller av noe større dimensjon enn stiliserte "lærebokmodeller".

Det har ikke vært på tale å gjøre bruk av en slik systematisk metode til å ivareta forhåndsinformasjon i det foreliggende tilfelle. Vårt opplegg vil følge de mer tradisjonelle linjer med "prøving og feiling", dvs. vi tillater en viss "eksperimentering" med modellspesifikasjon og datamateriale til vi får et resultat som i rimelig grad passerer statistiske standardtester og samtidig ikke kommer i konflikt med de a priori forestillinger om parameterverdiene som vi har "i bakhodet", men som vi ikke har fått tatt eksplisitt hensyn til ved vår formulering av den stokastiske hypotese. Fra et puristisk synspunkt vil slik "fisking i data" vanligvis betegnes som forkastelig - i hvert fall hvis den antar noe omfang - da en på denne måte berøves kontroll med teststyrke, signifikansnivå etc. Problemet er, som i all annen empirisk forskning, hvor vi skal la teorien "slutte" og datamaterialet "overta". Siden det foreligger flere konkurrerende konsumteorier og flere alternative sett av variabeldefinisjoner, vil vi følge den "strategi" at vi tar disponibel inntekt som hovedforklaringsvariabel og supplerer med tilleggsvariable i den utstrekning de synes å ha forklaringskraft. Formodentlig vil det resultat vi på denne måte ender opp med, ikke avvike markert fra det vi ville ha fått ved bruk av andre opplegg hvor forhåndsinformasjon i større utstrekning var innarbeidet i modellbeskrivelsen.

5. EMPIRISKE RESULTATER: ÅRSDATA

I dette avsnitt vil vi presentere estimeringsresultater basert på årsdata. For framstillingen er det hensiktsmessig å sondre mellom statiske (avsnitt 5.1) og dynamiske (avsnitt 5.2) varianter av makro-konsumfunksjonen. I tillegg vil vi gjengi resultatene av noen forsøk på å estimere separate funksjoner for grupper av konsumgoder basert på nasjonalregnskapets femdeling av godene i det private konsum etter blant annet varighet (avsnitt 5.3).

Vi innfører følgende symboler:

C = Privat konsum målt i faste priser.

Y^L = Disponibel realinntekt for lønnstakere.

Y^S = Disponibel realinntekt for selvstendige.

Y^T = Disponibel realinntekt for trygdede.

H = Andel av totalt antall årsverk (lønnstakere + selvstendige) som er utført av lønnstakere.

I avsnitt 3.1 er det redegjort for de retningslinjer som er fulgt ved utforming av konsum- og inntektsdefinisjonene. Prisindeksen for C er benyttet som deflator ved beregning av realinntektene. Basisåret for fastprisberegningene er 1961. Nasjonalregnskapets sysselsettingsanslag er lagt til grunn ved beregning av H .

5.1. Statiske konsumfunksjoner

Beregningsresultater for tre statiske varianter av makro-konsumfunksjonen er gitt i tabell 2. I relasjon (5.1) er det skilt mellom lønnstakere og trygdede på den ene side og selvstendige på den annen, mens de tre gruppene er slått sammen i relasjon (5.2). I relasjon (5.3) er lønns-takerårsverkernes andel av det totale antall årsverk innført som egen forklaringsvariabel. De to første relasjoner er estimert for tre forskjellige perioder: 1951/60, 1961/70 og 1952/68, resultatene er betegnet med henholdsvis a , b og c .

Punktestimatene for de marginale konsumtilbøyeligheter for lønns-takere + trygdede og selvstendige differerer betydelig, og vi får på grunnlag av relasjon (5.1) med 5% sannsynlighetsnivå forkastet at de tilhørende strukturkoeffisienter er like. Forskyvningen i sammensetningen av de yrkesaktive på lønnstakere og selvstendige gir derimot ikke signifikant bidrag til å forklare endringene i konsumat. (Relasjon (5.3).) En oppsplitting av totalinntekten $Y^L + Y^S + Y^T$ på andre måter viste seg ut fra det foreliggende datamateriale ikke å være fruktbar; en spesifisering hvor vi a priori åpnet muligheten for at alle de tre sosialgruppene kunne ha forskjellige marginale konsumtilbøyeligheter, gav således uakseptable resultater, bl. a. store standardavvik på estimatene og et punktestimat større enn (dog ikke signifikant større enn) 1 for lønnstakere. En inndeling med lønnstakere og selvstendige i én gruppe og trygdede i en annen gav et punktestimat for den marginale konsumtilbøyelighet for trygdede større enn 1. Disse resultatene gir ikke grunnlag for, med 5% nivå, å forkaste at lønnstakere og trygdede har samme marginale konsumtilbøyelighet.

Vi merker oss ellers punkttestimatenes følsomhet overfor valget av observasjonsperiode.

Disse noe negative konklusjoner har åpenbart sammenheng med den sterke grad av multicollinearitet i observasjonsmaterialet. På tross av at vi bevisst har forsøkt å splitte inntekten i kategorier som erfaringsmessig viser forskjellig utviklingsmønster, har observasjonene neppe så sterk simultan variasjon at de gir grunnlag for estimering av relasjoner med mer enn to "høyresidevariable", uten bruk av forhåndsinformasjon som

Tabell 2. Statistiske konsumfunksjoner. Estimater basert på årsdata.¹⁾
Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode.

Relasjon Variabel	(5.1a)	(5.1b)	(5.1c)	(5.2a)	(5.2b)	(5.2c)	(5.3)
Konstantledd ²⁾	3929	4028	2818	3095	954	1878	4590
Y^L+Y^T	0.8993 (0.0530)	1.0253 (0.0534)	0.9908 (0.0300)				1.0175 (0.0758)
Y^S	0.3812 (0.2406)	0.0489 (0.3694)	0.3768 (0.1480)				0.3676 (0.1546)
$Y^L+Y^S+Y^T$				0.8184 (0.0334)	0.9358 (0.0486)	0.8911 (0.0119)	
H							-2.9186 (7.5743)
t	1951/60	1961/70	1952/68	1951/60	1961/70	1952/68	1952/68
R	0.9956	0.9942	0.9993	0.9934	0.9894	0.9987	0.9993
ρ_{12}	-0.7591	-0.6164	-0.9340
D.W.	2.19	2.76	1.71	1.68	1.83	1.60	1.77
R.C.V.	0.96%	1.50%	0.74%	1.09%	1.90%	0.98%	0.77%

- 1) t : Observasjonsperiode.
 R : Multippel korrelasjonskoeffisient.
 ρ_{12} : Korrelasjonskoeffisient mellom estimatene for koeffisientene til høyresidevariabel nr. 1 og nr. 2.
 D.W. : Durbin-Watson-observatoren.
 R.C.V.: Residual variasjonskoeffisient, dvs. det estimerte residuale standardavvik (korrigert for antall frihetsgrader) dividert med den venstresidevariables gjennomsnitt.

Estimerte standardavvik er gitt i parentes under punkttestimatene.

2) Mill. 1961-kroner.

kan begrunne a priori restriksjoner på koeffisientene. Det er derfor beklagelig at forsøket på å utnytte tverrsnittsmaterialet fra Forbruksundersøkelsen ikke falt heldig ut. Vi nøyer oss med å konstatere at de

inntektsvariable viser sterk samvariasjon; de "inneholder trender" eller andre felles komponenter som bidrar til å gi dem en "coflux" variasjon. Som forklaring er dette imidlertid på ingen måte dekkende. Mer tilfredsstillende ville det være om arten av samvariasjon var spesifisert a priori i form av strukturelasjoner og simultaniteten i denne utvidede modellen var tatt hensyn til ved estimeringen. Hvorledes en slik modell til "forklaring" av multicollinearitet skulle se ut, er imidlertid et åpent spørsmål.

Føyningsgraden, uttrykt ved den multiple korrelasjonskoeffisient, er høy, 0.99 og over, men hvorvidt føyningen er god nok til at relasjonene skal kunne lede til pålitelige prediksjoner, er denne observatoren uegnet til å si noe om. I avsnitt 7 vil vi undersøke det spørsmålet nærmere. Vi noterer foreløpig at det residuale standardavvik for de relasjoner som er betraktet, er av størrelsesorden 1 prosent av totalkonsumet (R.C.V. i tabell 2). Til sammenlikning var den gjennomgående årlige konsumvekst i observasjonsperioden ca. 4 prosent.

5.2. Dynamiske konsumfunksjoner

5.2.1. Enkle regresjonsmodeller

Dynamiske konsumrelasjoner kan begrunnes på flere måter, med forskjellige aspirasjonsnivåer når det gjelder det økonomisk-teoretiske fundament. Den mest overfladiske type av "begrunnelser" består i at relasjonene postuleres "direkte", altså at man på et rent intuitivt grunnlag finner en hypotese om at de løpende konsum avhenger ikke bare av den løpende disposable realinntekt, men også av utviklingen i inntekt og/eller konsum i tidligere perioder, plausibel.

Det er vanskelig å finne noen sterk støtte for slike relasjoner i de teorier for konsumentadferd vi skisserte i avsnitt 2.1. De har ikke desto mindre vunnet popularitet, og vi vil starte med å betrakte tabell 3, som gir resultatene av regresjonsberegninger basert på enkle lag-relasjoner.

Relasjon (5.4) med lagget konsum og total inntekt som forklaringsvariabel gir omtrent like god føyning som den statiske relasjon (5.1), men estimatenes standardavvik er betydelig større. Med 1961/70 som estimeringsperiode er således ingen av estimatene signifikant positive (nivå 5%); for perioden 1952/68 er begge estimatene utsagnskraftige, men temmelig uskarpt bestemt. Vi noterer for øvrig at punkttestimatenes følsomhet overfor valget av estimeringsperiode er betydelig; det er illustrerende at ved å endre observasjonsperioden fra 1952/68 til 1951/70 - og altså inkludere de fra et konsumsynspunkt "unormale" år 1969 og 1970 - endres estimatene på

Tabell 3. Dynamiske konsumfunksjoner. Estimater basert på årsdata.¹⁾
 Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode

Relasjon Variabel	(5.4a)	(5.4b)	(5.4c)	(5.5a)	(5.5b)	(5.5c)	(5.6)
Konstantledd	1827	564	1130	3097	882	1893	2446
C_{-1}	0.2910 (0.1629)	0.5175 (0.4629)	0.3543 (0.1563)				0.1142 (0.1609)
$Y=Y^L+Y^S$ $+Y^T$	0.6113 (0.1192)	0.4675 (0.4215)	0.5920 (0.1323)	0.6888 (0.1526)	0.4994 (0.4840)	0.7352 (0.1327)	
$Y_{-1}=(Y^L$ $+Y^S+Y^T)_{-1}$				0.1347 (0.1545)	0.4590 (0.5064)	0.1617 (0.1371)	
Y^L+Y^T $+0.4Y^S$							0.8805 (0.1509)
t	1951/60	1961/70	1952/68	1951/60	1961/70	1952/68	1952/68
R	0.9955	0.9910	0.9990	0.9941	0.9905	0.9988	0.9993
ρ_{12}	-0.9688	-0.9935	-0.9968	-0.9750	-0.9948	-0.9961	-0.9979
D.W.	1.15	1.41	1.09	..
R.C.V.	0.96%	1.87%	0.87%	1.10%	1.92%	0.97%	0.73%

1) Se fotnoter til tabell 2.

koeffisientene foran lagget konsum og inntekt fra 0.35 og 0.59 til 0.46 og 0.51.

Bruk av løpende og lagget inntekt som forklaringsvariable (relasjon (5.5)) gir enda mindre tilfredsstillende resultater; føyningsgraden er fortsatt høy, men estimatet på koeffisienten foran lagget inntekt er for ingen av observasjonsperiodene signifikant forskjellig fra null.

Relasjon (5.6) svarer til (5.4), bortsett fra at det er forsøkt å ta hensyn til at de forskjellige inntektskomponenter kan ha forskjellige marginale konsumtilbøyeligheter. Siden observasjonsmaterialet neppe viser så stor simultan variasjon at det gir grunnlag for presis estimering av mer enn to koeffisienter, har vi forsøksvis pålagt den a priori restriksjon at den marginale konsumtilbøyelighet for selvstendige er 40 prosent av den for lønntakere og trygdede (jfr. relasjon (5.1)). Estimatet på koeffisienten foran lagget konsum er bare to tredjedeler av standardavviket, så (5.6) representerer neppe noen forbedring sammenliknet med (5.4).

Et fremtredende trekk ved alle disse relasjonene - mer markert enn for de statiske relasjoner i tabell 2 - er den høye korrelasjon mellom

estimatene på koeffisientene. Dette er en refleks av den sterke samvariasjon mellom de høyresidevariable.²⁴⁾ Korrelasjonskoeffisienten ligger hele veien i tallverdi over 0.96, for de fleste relasjoner endog over 0.99. Hva dette innebærer, illustreres best av konfidensområdene for de tilhørende strukturkoeffisienter. I diagram 1 og 2 er det skissert konfidensområder for koeffisientene i relasjonene (5.4c) og (5.5c).

Konfidensområdene viser seg å være "lange og smale" ellipser, hvor lengdeaksenes helning reflekterer den lineære avhengighet mellom estimatene. Projeksjonen av ellipsene på hver av aksene for de to strukturkoeffisienter gir de tilsvarende konfidensintervaller. Som det framgår, er koeffisientene marginalt sett upresist bestemt. Kjenner vi derimot verdien av den ene koeffisienten, gir observasjonsmaterialet grunnlag for presise anslag for den andre. Ellipsene kan således med en viss rett oppfattes som "valgmulighetsområder." Vår eventuelle tilleggsinformasjon om koeffisientenes størrelsesorden må avgjøre hvilken konstellasjon innenfor ellipsen vi skal velge, f.eks. til bruk i en makro-modell. (Jfr. betraktningene i avsnitt 4.3.) Forholdet kan også uttrykkes på følgende måte: Selv om koeffisientene enkeltvis ikke kan anslås presist, eksisterer det lineære kombinasjoner av dem som kan estimeres med betydelig presisjon.²⁵⁾ Vi vil komme nærmere tilbake til dette i avsnitt 7.

I (5.4) og (5.5) ligger punktestimatene for de "kortsiktige" marginale konsumtilbøyeligheter, dvs. koeffisienten foran den løpende inntekt, betydelig lavere enn i f.eks. (5.2). Punktanslaget for den konsumendring som en endring i den disponible inntekt på kort sikt induserer, vil derfor i betydelig grad avhenge av hvorvidt en velger en statisk eller en dynamisk utforming av makro-konsumfunksjonen. De estimater for de "lang-siktige" marginale konsumtilbøyeligheter som de dynamiske relasjoner impliserer, avviker imidlertid ubetydelig fra nivået for den marginale konsumtilbøyelighet ifølge de statiske relasjoner. Anta at totalinntekten $Y = Y^L + Y^S + Y^T$ vokser med rate r pro anno. Den "langsiktige" marginale konsumtilbøyelighet, som vi finner ved å løse differenslikningen (5.4), som er av formen $C_t = \beta_0 + \beta_1 C_{t-1} + \beta_2 Y_t$, og la t gå mot uendelig, blir da $\beta = \beta_2 / (1 - \frac{\beta_1}{1+r})$. Spesielt gir (5.4c) estimatet $\beta = 0.9168$ for $r=0$ og $\hat{\beta} = 0.8979$ for $r=0.04$ (som omtrent tilsvarer Y 's vekstrate i observasjonsperioden). Den "langsiktige" marginale konsumtilbøyelighet basert på (5.5), som er av formen $C_t = \gamma_0 + \gamma_1 Y_t + \gamma_2 Y_{t-1}$, blir, under de samme forutsetninger, $\gamma = \gamma_1 + \gamma_2 / (1+r)$. Dette gir punktestimatet $\hat{\gamma} = 0.8969$

24) Det kan lett vises at korrelasjonskoeffisienten ρ_{12} i tilfellet med to høyresidevariable er lik den enkle korrelasjonskoeffisient mellom de to høyresidevariable, med motsatt fortegn.

25) Et liknende eksempel på effekten av multicollinearitet er gitt i Malinvaud [27], Ch. 6 § 6.

Diagram 1. 95% konfidensområde for β_1 og β_2 i relasjonen
 $C_t = \beta_0 + \beta_1 C_{t-1} + \beta_2 Y_t$

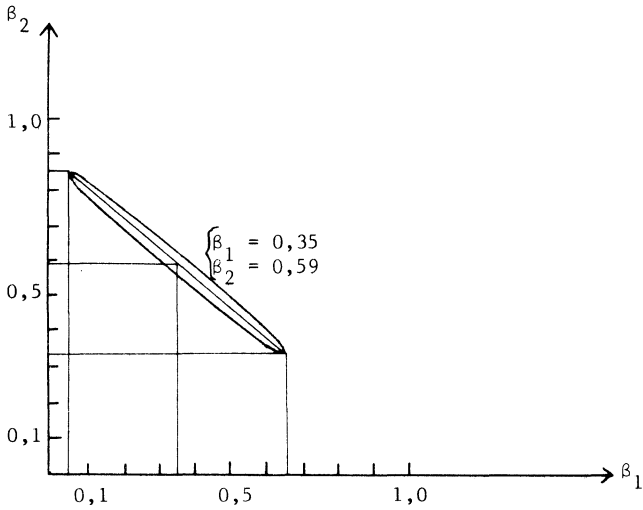
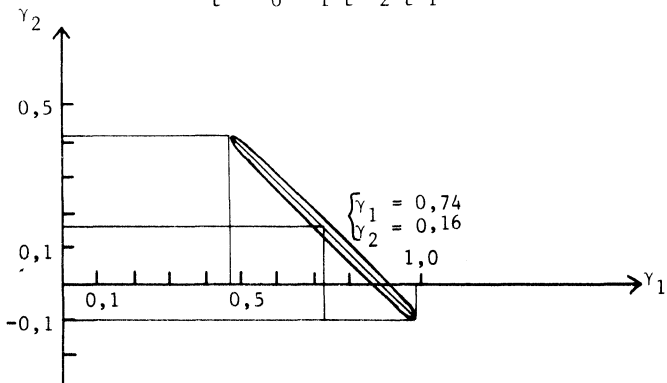


Diagram 2. 95% konfidensområde for γ_1 og γ_2 i relasjonen
 $Y_t = \gamma_0 + \gamma_1 Y_t + \gamma_2 Y_{t-1}$



for $r=0$ og $\hat{\gamma}=0.8907$ for $r=0.04$. Vi ser at anslagene for den "langsiktige" konsumtilbøyelighet i begge tilfelle bare avviker ubetydelig fra 0.8911 som den statiske relasjon (5.2c) gir. I avsnitt 7 vil vi komme mer detaljert tilbake til konsekvensene av å velge dynamiske contra statiske konsumfunksjoner.

5.2.2. Mer kompliserte modeller

Resultatene basert på enkle lag-relasjoner estimert ved regresjon gir neppe grunnlag for klare utsagn om betydningen av dynamiske elementer i makro-konsumfunksjonen. Vi vil nå undersøke om bruk av mer subtile analyseopplegg faller heldigere ut.

Vårt utgangspunkt er tre modeller som alle bygger på idéer om forventningsmekanismer og normalinntektsbetraktninger hentet fra de teorier vi skisserte i avsnitt 2.1. I disse inngår uobserverbare variable som forklaringsvariable for konsumet, men på en slik måte at man ved passende transformasjoner under visse forutsetninger er i stand til å frambringe lag-relasjoner hvor bare observerbare variable opptrer som høyresidevariable. "Strukturdelene" i disse avledede relasjoner er av samme eller liknende form som i (5.4) og (5.5), men de avledede restledd har i alminnelighet ikke fordelingsegenskaper som rettfærdiggjør estimering ved vanlig minste kvadraters metode, fordi laggede verdier av den endogene variable inngår som høyresidevariable samtidig med at restleddet er autokorrelert.²⁶⁾

Modell I

I den første av de tre modeller har konsumfunksjonen følgende form

$$(5.7) \quad C_t = \alpha_1 + \beta_1 Y_t + \gamma_1 M_{t-1} + u_{1t} \quad t=1, 2, \dots, T,$$

hvor C_t og Y_t har samme betydning som tidligere og M_t er gitt ved

$$(5.8) \quad M_t = \frac{1}{1-\lambda_1 L} C_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} \lambda_1^\tau C_{t-\tau} \quad (0 \leq \lambda_1 \leq 1).$$

Symbolet L betegner her lag-operatoren.²⁷⁾ Vi noterer at (5.8) kan omformes til $M_t = \lambda_1 M_{t-1} + C_t$. Anta at det foreligger observasjoner av C_t og Y_t for periodene 1, 2, ..., T.

Som vi ser, kan M_t tolkes som "akkumulert konsum" fra "tidenes morgen" til og med periode t , idet "beholdningen" i hver periode "depresierer"

26) Malinvaud [27], Ch.14§5, diskuterer problemet med samtidig opptreden av autoregressive strukturer og autokorrelerte restledd i det spesialtilfelle da restleddene følger en første-ordens Markov-prosess. Problemet er også behandlet av Griliches [15], [16].

27) For en vilkårlig tidsrekke

$\{x_t\}$ er L definert slik at $Lx_t = x_{t-1}$ og $L^n x_t = x_{t-n}$ for $n = 2, 3, \dots$

med en depresieringsrate lik $1 - \lambda_1$; (5.7) uttrykker dermed en hypotese om at konsument avhenger av den løpende inntekt samt av konsumvanene, hvor disse representeres ved det akkumulerte konsum over alle de foregående perioder.

Restleddene u_{1t} forutsettes å ha en sannsynlighetsfordeling hvor

$$(5.9) \quad \begin{cases} E(u_{1t}) = 0, \\ E(u_{1t}u_{1s}) = \begin{cases} \sigma_1^2 & \text{for } s = t \\ 0 & \text{for } s \neq t \end{cases} \end{cases}$$

for alle verdier av t , s og Y_t .

Et sentralt problem ved bruk av denne modellen er at M er uobserverbar, fordi den ikke lar seg beregne uten kjennskap til på den ene side λ_1 , på den annen side konsumutviklingen fram til første periode det foreligger observasjoner for (periode 1) (jfr. at τ - summeringen i (5.8) i prinsippet løper til uendelig).

En måte å løse dette problemet på er å sette (5.8) inn i (5.7), som gir

$$C_t = \alpha_1 + \beta_1 Y_t + \frac{\gamma_1 L}{1 - \lambda_1 L} C_t + u_{1t}$$

og omforme denne til

$$(5.10) \quad C_t = \alpha_1(1 - \lambda_1) + (\lambda_1 + \gamma_1)C_{t-1} + \beta_1 Y_t - \beta_1 \lambda_1 Y_{t-1} + u_{1t} - \lambda_1 u_{1,t-1}$$

Derved elimineres M . Med utgangspunkt i (5.10) estimeres så de fire strukturkoeffisienter i modellen.

Det innses lett at alle strukturparametrene er identifiserbare, hvilket betyr at det skulle være mulig å finne konsistente estimatorer for dem. Å anvende vanlig minste kvadraters metode på (5.10) fører imidlertid ikke fram, da C_{t-1} og det sammensatte restledd $u_{1t} - \lambda_1 u_{1,t-1}$ er korrelert (under forutsetning av at $\lambda_1 > 0$) - begge "inneholder" nemlig $u_{1,t-1}$.

Modellen ovenfor og varianter av den har vært benyttet i analyser av etterspørselen etter "varige" konsumgoder, jfr. Stone og Rowe [39], [40], Nerlove [31], Harberger [18] (særlig Chs. III-IV); den har også funnet anvendelse for "ikke-varige" konsumgoder av Houthakker og Taylor [20]. Hvis analysen gjelder et varig gode, har M_{t-1} konkret tolkning som initial beholdning av godet, når det forutsettes at beholdningen depresierer med en depresieringsrate $\delta = 1 - \lambda_1$ pro anno. Houthakker og Taylor tolker, for alle typer av konsumgoder, koeffisienten foran en beholdningsvariabel

generert ved (5.8) som en "vanedannelsesparameter" og mener det er rimelig å forutsette at den er positiv for ikke-varige og negativ for varige konsumgoder. ([20], p. 9).²⁸⁾

For et varig gode hvor direkte registreringer av beholdningen foreligger, byr estimering på basis av (5.7) ikke på problemer. (Relasjon (5.8) er da naturligvis overflødig.) Nesten like heldig stillet vil man være om beholdningen på bare ett tidspunkt er kjent og man samtidig har et anslag for depresieringsraten δ som med rimelig grad av tilnærkelse kan antas å gjelde for alle observasjonsperioder. Hele tidsforløpet for M kan da beregnes ut fra (5.8) når utviklingen i C er kjent. For varige goder hvor disse forutsetninger ikke er oppfylt, og for ikke-varige goder må en se seg om etter en annen løsning. Houthakker og Taylor velger for de fleste konsumgrupper estimering ved bruk av minste kvadratets metode på (5.10), på tross av de restleddsproblemer som er nevnt ovenfor. Den samme metode anvender de til estimering av makrokonsumfunksjoner ([20], Ch. 6, I-IV).

Dels på grunn av restleddsproblemene, dels fordi observasjonsmaterialet - etter erfaringene fra avsnitt 5.2.1 å dømme - neppe viser variasjon nok til at vi kan regne med noen presisjon i estimatene ved bruk av regresjon, har vi valgt å angripe problemet på en annen måte. I stedet for å eliminere M_t har vi prøvd å uttrykke den som funksjon av λ_1 , slik at M_t er bestemt ved observasjonsmaterialet når λ_1 er gitt. La $M_t = m_t(\lambda_1)$ betegne denne funksjonen. To forutsetninger er lagt til grunn ved etablering av m_t - funksjonene, for det første at konsumet fram til første observasjonsperiode (periode 1) har vokst geometrisk med rate g_C (>0) pro anno, for det annet at g_C er kjent a priori. Vi har dermed

$$(5.11) \quad C_{t-\tau} = \frac{1}{(1+g_C)^\tau} C_t \quad \text{for } t \leq 1 \text{ \& } \tau > 0,$$

som innsatt i (5.8) gir

$$M_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\frac{\lambda_1}{1+g_C} \right)^\tau C_t = \frac{1+g_C}{1-\lambda_1+g_C} C_t \quad \text{for } t \leq 0,$$

ved bruk av summasjonsformelen for en uendelig, konvergent geometrisk rekke. Ved spesielt å sette $t=0$ og benytte at $C_0 = C_1/(1+g_C)$ får vi

$$(5.12) \quad M_0 = \frac{1}{1-\lambda_1+g_C} C_1.$$

På denne måte blir det fastlagt en initialverdi for M , og vi kan derav bestemme M_1, \dots, M_{T-1} ved suksessiv anvendelse av (5.8). Dette trinn av

28) Denne tolkning er forøvrig - for de varige konsumgodenes vedkommende - gitt en berettiget kritikk av Thonstad [45].

metoden er formelt analogt til fremgangsmåten ved beregning av beholdningstall for varige konsumgoder når beholdningen på ett tidspunkt og et anslag for depresieringsraten er gitt.

Etter at funksjonene $m_t(\lambda_1)$ er etablert, estimeres strukturparametrene ved å minimere kvadratsummen

$$(5.13) \quad \sum_{t=1}^T u_{1t}^2 = \sum_{t=1}^T (C_t - \alpha_1 - \beta_1 Y_t - \gamma_1 m_{t-1}(\lambda_1))^2$$

med hensyn på α_1 , β_1 , γ_1 og λ_1 . Rent praktisk løser vi dette minimeringsproblemet ved at vi velger λ_1 -verdier over hele det a priori mulige intervall (fra 0 til 1) og for hver verdi minimerer restleddskvadratsummen (partielt) med hensyn på α_1 , β_1 og γ_1 . Som estimator velger vi det løsningssett som gir lavest verdi på restleddskvadratsummen.

Brukbarheten av denne estimeringsmetoden er betinget av for det første at forutsetningen (5.11) holder, for det annet at vi er i stand til å finne et pålitelig forhåndsanslag for g_C . Motforestillinger melder seg i den forbindelse. Spesielt må det sies å være en svakhet at det gjøres a priori forutsetninger om utviklingen i en variabel som er endogen i modellen. Metoden har det likhetspunkt med maximum likelihood-estimering²⁹⁾³⁰⁾ at den impliserer minimering av en restleddskvadratsum dannet på grunnlag av strukturlikningene (5.7) og (5.8). Den essensielle forskjell er at mens initialverdien av det akkumulerte konsum, M_0 , ved vår metode fikseres (indirekte) a priori ved (5.12), vil den ved maximum likelihood-estimering bestemmes simultant med de fire strukturkoeffisienter. (Tilsvarende gjelder for Modell II og III.)

Resultatene er gitt i tabell 4. Ved beregning av det "akkumulerte konsum" er vekstraten g_C satt lik 4 prosent. Dette svarer omtrent til den gjennomsnittlige vekstrate i observasjonsperioden, men overstiger konsumveksten i tidligere perioder. Beregninger med sikte på å kartlegge resultatenes følsomhet overfor valget av verdi for g_C er ikke foretatt.

Som tabell 4 viser, er punktestimatene $\hat{\alpha}_1$, $\hat{\beta}_1$ og $\hat{\gamma}_1$ - som ventet - relativt følsomme overfor endringer i λ_1 . Eksempelvis stiger estimatet for den "kortsiktige" marginale konsumtilbøyelighet, $\hat{\beta}_1$, fra 0.59 for $\lambda_1 = 0$ til 0.77 for $\lambda_1 \approx 0.7$ og avtar så til 0.74 for $\lambda_1 = 1$. Estimatet for konstantleddet, $\hat{\alpha}_1$, synker monotont, men er for alle λ_1 -verdier signifikant

29) Idet vi innfører den tilleggsforutsetning at restleddene er normalt fordelt.

30) En forholdsvis generell og kompakt behandling av maximum likelihood-estimering innenfor distributed lag-modeller er gitt av Dhrymes et al. [6]; se spesielt avsn. 3. Kfr. også Theil [43], Ch. 8.8.

Tabell 4. Estimatere for parametrene i Modell I (relasjon (5.7)) basert på årsdata for forskjellige λ_1 -verdier.¹⁾

λ_1	$\hat{\alpha}_1(\lambda_1) \cdot 10^{-3}$	$\hat{\beta}_1(\lambda_1)$	$\hat{\gamma}_1(\lambda_1)$	$\hat{\sigma}_1(\lambda_1)$
1.00	1.6437(0.3002)	0.7410(0.1185)	0.0063(0.0050)	0.1894
0.99	1.6247(0.3129)	0.7448(0.1182)	0.0078(0.0063)	0.1898
0.98	1.6081(0.3253)	0.7481(0.1180)	0.0093(0.0076)	0.1902
0.97	1.5935(0.3371)	0.7508(0.1180)	0.0106(0.0089)	0.1905
0.96	1.5807(0.3485)	0.7532(0.1183)	0.0121(0.0103)	0.1909
0.95	1.5695(0.3593)	0.7552(0.1186)	0.0135(0.0117)	0.1912
0.90	1.5317(0.4057)	0.7621(0.1222)	0.0204(0.0192)	0.1924
0.85	1.5163(0.4401)	0.7663(0.1274)	0.0271(0.0276)	0.1934
0.80	1.5144(0.4643)	0.7694(0.1330)	0.0336(0.0366)	0.1942
0.75	1.5181(0.4801)	0.7712(0.1383)	0.0402(0.0462)	0.1948
0.70	1.5207(0.4895)	0.7712(0.1429)	0.0471(0.0560)	0.1951
0.65	1.5175(0.4949)	0.7684(0.1467)	0.0553(0.0658)	0.1952
0.60	1.5064(0.4946)	0.7625(0.1494)	0.0653(0.0756)	0.1949
0.55	1.4870(0.4923)	0.7535(0.1512)	0.0777(0.0851)	0.1943
0.50	1.4604(0.4878)	0.7417(0.1520)	0.0928(0.0941)	0.1934
0.45	1.4283(0.4814)	0.7278(0.1519)	0.1107(0.1027)	0.1922
0.40	1.3926(0.4736)	0.7123(0.1512)	0.1313(0.1107)	0.1907
0.35	1.3552(0.4646)	0.6960(0.1498)	0.1543(0.1181)	0.1888
0.30	1.3176(0.4549)	0.6795(0.1479)	0.1793(0.1249)	0.1867
0.25	1.2810(0.4447)	0.6631(0.1456)	0.2060(0.1312)	0.1844
0.20	1.2461(0.4343)	0.6473(0.1431)	0.2341(0.1370)	0.1819
0.15	1.2133(0.4238)	0.6322(0.1405)	0.2631(0.1423)	0.1793
0.10	1.1830(0.4135)	0.6179(0.1378)	0.2930(0.1473)	0.1766
0.05	1.1550(0.4033)	0.6045(0.1350)	0.3234(0.1519)	0.1738
0.00	1.1295(0.3935)	0.5920(0.1323)	0.3543(0.1563)	0.1711

1) I parentes de estimerte standardavvik på estimatene.

positivt (bedømt ved en t-test med 5 pst. nivå).³¹⁾

Det residuale standardavvik, $\hat{\sigma}_1$, varierer forholdsvis lite. Det har et indre maksimum (= 0.195) for $\lambda_1 \approx 0.65$, men ingen indre minima. Det globale minimum (=0.171) inntreffer for $\lambda_1 = 0.0$, som dermed blir vårt punktestimat for λ_1 . Dette innebærer for det første at "optimalverdien" av det akkumulerte konsum M_t degenererer til det løpende konsum, eller

31) Siden vi bare har betraktet diskrete λ_1 -verdier, har vi selvsagt ingen garanti for at variasjonen er monoton. Lokale ekstrema kan tenkes, men virker kanskje mindre "rimelig" på bakgrunn av det regelmessige forløp av estimatene.

annerledes uttrykt at vanedannelseselementet M_{t-1} i konsumrelasjonen "slites" så sterkt (jfr. at $1-\lambda_1$ kan oppfattes som en "depresieringsrate" for det akkumulerte konsum) at konsumet i årene $t-2$, $t-3$ osv. intet bidrag gir til "forklaring" av variasjonene i det løpende konsum. For det annet betyr $\lambda_1 = 0$ at det autokorrelasjonsproblem vi generelt vil møte i forbindelse med relasjon (5.10), bortfaller.

Våre punktestimater for parametrene i Modell I blir dermed (jfr. (5.4c))

$$(5.14) \quad \hat{\alpha}_1 = 1130 \quad \hat{\beta}_1 = 0.5920 \quad \hat{\gamma}_1 = 0.3543 \quad \hat{\lambda}_1 = 0.00 \quad \hat{\sigma}_1 = 0.1711.$$

Nå viser $\hat{\sigma}_1$, som nevnt, forholdsvis liten variasjon med λ_1 , dvs. at minimalløsningen av (5.13) er uskarpt bestemt. Hadde vi tatt bryderiet med å beregne de estimerte standardavvik på de fem estimater (også $\hat{\sigma}_1$ vil selvfølgelig være beheftet med samplingfeil), ville vi antakelig ha funnet at store deler av variasjonen i punktestimatene ikke er signifikant.

Det kan likevel være av interesse å sammenlikne (5.14) med Houthakker og Taylors estimater ($\overline{[20]}$, Ch. 6.1) basert på årsdata fra U.S.A. og Canada. For U.S.A. (observasjonsperiode 1929-1961, bortsett fra årene 1942-1946) er resultatet (med våre symboler)

$$\hat{\beta}_1 = 0.512 \quad \hat{\gamma}_1 = 0.350 \quad \hat{\lambda}_1 = -0.266,$$

mens det canadiske tallmateriale (observasjonsperiode 1927-1961, bortsett fra årene 1942-1946) gir

$$\hat{\beta}_1 = 0.522 \quad \hat{\gamma}_1 = 0.391 \quad \hat{\lambda}_1 = 0.138.$$

Alt i alt må overensstemmelsen sies å være god, uten at vi dermed kan påstå at vi er kommet på sporet av elementer i en struktursammenheng.

Modell II

Konsumrelasjonen i den andre modellen er av formen

$$(5.15) \quad C_t = \alpha_2 + \beta_2 Y_t + \gamma_2 N_{t-1} + u_{2t} \quad t=1,2,\dots,T,$$

hvor C_t og Y_t er definert som ovenfor, og N_t er gitt ved

$$(5.16) \quad N_t = \frac{1}{1-\lambda_2 L} Y_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} \lambda_2^\tau Y_{t-\tau} \quad (0 \leq \lambda_2 \leq 1),$$

dvs. $N_t = \lambda_2 N_{t-1} + Y_t$. Restleddet u_{2t} antas å oppfylle tilsvarende forutsetninger som u_{1t} .

Analogt til M_t i Modell I kan vi tolke N_t som "akkumulert inntekt" til og med periode t , idet "depresieringsraten" er $1-\lambda_2$. Også Modell II representerer en vanedannelseshypotese, hvor vaneelementet kommer til uttrykk gjennom den "akkumulerte inntekt" over de foregående perioder.³²⁾

Problemet at N_t er uobserverbar kan - i likhet med det tilsvarende problem når det gjelder M_t i Modell I - håndteres på to måter. En mulighet er å eliminere N_t ved innsetting av (5.16) i (5.15)

$$C_t = \alpha_2 + \beta_2 Y_t + \frac{\gamma_2 L}{1-\lambda_2 L} Y_t + u_{2t},$$

som ved omforming gir

$$(5.17) \quad C_t = \alpha_2(1-\lambda_2) + \lambda_2 C_{t-1} + \beta_2 Y_t + (\gamma_2 - \beta_2 \lambda_2) Y_{t-1} + u_{2t} - \lambda_2 u_{2,t-1}.$$

Formelt sett faller (5.17) sammen med den tilsvarende "reduuerte form" av Modell I, (5.10). Autokorrelasjonsproblemet har samme karakter. Det som skiller dem, er at koeffisientene har forskjellig tolkning. Et observasjonsmateriale kan ikke hjelpe til å avgjøre hvorvidt det er Modell I eller Modell II (eller eventuelt en tredje modell) som har vært "i funksjon".³³⁾ Denne type av tolkningsproblemer (identifikasjonsproblemer) forekommer ofte ved bruk av økonometriske modeller hvor treghets- og/eller forventningsmekanismer inngår. (Se f.eks. Griliches [16].)

Den estimeringsmetode vi vil benytte, er analog til den vi foreslo for Modell I. Vi etablerer funksjonen $N_t = n_t(\lambda_2)$ ved å forutsette

$$(5.18) \quad Y_{t-\tau} = \frac{1}{(1+g_Y)^\tau} Y_t \quad \text{for } t \leq 1 \text{ \& } \tau > 0,$$

hvor g_Y er en a priori anslagsverdi for den gjennomsnittlige vekstrate for Y i tidsrommet fram til første observasjonsperiode. Dette impliserer (jfr. (5.12))

$$(5.19) \quad N_0 = \frac{1}{1-\lambda_2+g_Y} Y_1,$$

som sammen med (5.16) setter oss i stand til å beregne N_1, \dots, N_{T-1} .

32) Alternativt kunne (5.15) oppfattes som en variant av Milton Friedman's "Permanent Income"-hypotese, hvor N_t - normalisert på en passende måte - representerer den "permanente" og Y_t den observerte inntekt, idet vi a priori regner med at såvel den "permanente" som den "transitoriske" del av Y_t har en positiv marginal konsumtilbøyelighet. (Jfr. fotnote 3.)

33) Houthakker og Taylor's resultater basert på (5.10) kunne altså like gjerne tolkes i lys av Modell II som Modell I.

Strukturparametrene estimeres så ved å minimere

$$(5.20) \quad \sum_{t=1}^T u_{2t}^2 = \sum_{t=1}^T (C_t - \alpha_2 - \beta_2 Y_t - \gamma_2 n_{t-1}(\lambda_2))^2$$

med hensyn på α_2 , β_2 , γ_2 og λ_2 .

Resultatene er gitt i tabell 5. Vekstraten g_Y er i likhet med g_C i Modell I satt lik 4 prosent, som omtrent svarer til den gjennomsnittlige årlige vekstrate for den personlige disponible realinntekt i observasjonsperioden.

Som det framgår av tabell 5, er punkttestimatene $\hat{\beta}_2$ og $\hat{\gamma}_2$ relativt følsomme overfor variasjoner i λ_2 . Punkttestimatet for den "kortsiktige" marginale konsumtilbøyelighet, $\hat{\beta}_2$, stiger fra 0.74 for $\lambda_2 = 0$, når et maksimum på 0.81 for $\lambda_2 \approx 0.55$ og avtar så til 0.72 for $\lambda_2 = 1$. Estimert på konstantleddet, $\hat{\alpha}_2$, viser en svakt avtakende tendens, men er for alle λ_2 -verdier signifikant positivt (nivå 5%). Estimert på vanedannelsesparameteren γ_2 er derimot ikke signifikant forskjellig fra null for noen verdi av λ_2 .

Residualspredningen, $\hat{\sigma}_2$, viser imidlertid meget liten variasjon - fra 0.188 til 0.197. Tendensen er mer utpreget enn for Modell 1.³⁴⁾ Som for Modell I finner vi et indre maksimum (for $\lambda_2 \approx 0.5$), men ingen indre minima. Lokale minima inntreffer i begge endene av λ_2 -skalaen; $\lambda_2 = 1.0$ gir det globale minimum. Vår metode leder dermed til estimatene

$$(5.21) \quad \hat{\alpha}_2 = 1835 \quad \hat{\beta}_2 = 0.7246 \quad \hat{\gamma}_2 = 0.0069 \quad \hat{\lambda}_2 = 1.00 \quad \hat{\sigma}_2 = 0.1878.$$

En λ_2 -verdi lik 1 innebærer at inntektene i periode $t-1$, $t-2$ osv. har samme virkning på det løpende konsum, altså at det overhodet ikke skjer depresiering av den akkumulerte inntekt.³⁵⁾

Umiddelbart synes dette resultat å stå i sterk kontrast til det inntrykk analysen basert på Modell I gir, nemlig en sterk "slitasje" av vaneelementet i konsumet. Nå er det en essensiell forskjell mellom det å representere vanedannelsen ved akkumulert konsum og det å benytte akkumulert inntekt; likevel virker det noe påfallende at vi skal ledes til motsatt ende av skalaen i de to tilfelle. Formodentlig er samplingfeilen

34) Durbin-Watson observatoren ligger for alle λ_2 -verdier innenfor "usikkerhetsområdet" for forkastning. Vi har dermed vissé indikasjoner på positivt autokorrelerte restledd.

35) $\lambda_2 = 1$ impliserer dessuten en såpass sterk korrelasjon mellom restleddene i (5.17) i to påfølgende perioder (korrelasjonskoeffisienten er lik $-\frac{1}{2}$) at det neppe kan forsvares å estimere strukturparametrene ved å anvende minste kvadraters metode på denne avledede relasjon.

Tabell 5. Estimatere for parametrene i Modell II (relasjon (5.15)) basert på årsdata for forskjellige λ_2 -verdier.¹⁾

λ_2	$\hat{\alpha}_2(\lambda_2) \cdot 10^{-3}$	$\hat{\beta}_2(\lambda_2)$	$\hat{\gamma}_2(\lambda_2)$	$\hat{\sigma}_2(\lambda_2)$	D.W.
1.00	1.8354(0.2373)	0.7246(0.1220)	0.0069(0.0051)	0.1878	1.416
0.99	1.8472(0.2367)	0.7273(0.1216)	0.0085(0.0063)	0.1881	1.415
0.98	1.8564(0.2365)	0.7303(0.1212)	0.0100(0.0075)	0.1884	1.415
0.97	1.8637(0.2367)	0.7334(0.1207)	0.0113(0.0086)	0.1887	1.414
0.96	1.8693(0.2369)	0.7366(0.1203)	0.0127(0.0098)	0.1891	1.414
0.95	1.8736(0.2376)	0.7398(0.1198)	0.0139(0.0110)	0.1894	1.414
0.90	1.8824(0.2394)	0.7552(0.1180)	0.0193(0.0167)	0.1911	1.414
0.85	1.8823(0.2413)	0.7690(0.1172)	0.0235(0.0224)	0.1926	1.414
0.80	1.8808(0.2429)	0.7808(0.1172)	0.0267(0.0282)	0.1939	1.415
0.75	1.8798(0.2442)	0.7907(0.1180)	0.0293(0.0343)	0.1950	1.416
0.70	1.8797(0.2453)	0.7987(0.1192)	0.0316(0.0406)	0.1958	1.417
0.65	1.8801(0.2460)	0.8045(0.1208)	0.0340(0.0471)	0.1964	1.416
0.60	1.8808(0.2465)	0.8081(0.1225)	0.0367(0.0539)	0.1968	1.413
0.55	1.8817(0.2468)	0.8095(0.1243)	0.0401(0.0608)	0.1970	1.406
0.50	1.8827(0.2469)	0.8087(0.1262)	0.0446(0.0679)	0.1970	1.395
0.45	1.8838(0.2468)	0.8059(0.1279)	0.0504(0.0752)	0.1969	1.379
0.40	1.8849(0.2465)	0.8012(0.1295)	0.0576(0.0825)	0.1966	1.358
0.35	1.8861(0.2461)	0.7950(0.1310)	0.0663(0.0899)	0.1962	1.333
0.30	1.8874(0.2455)	0.7875(0.1321)	0.0766(0.0973)	0.1957	1.304
0.25	1.8886(0.2447)	0.7792(0.1331)	0.0882(0.1045)	0.1951	1.271
0.20	1.8898(0.2438)	0.7704(0.1337)	0.1012(0.1116)	0.1944	1.237
0.15	1.8909(0.2428)	0.7613(0.1339)	0.1153(0.1185)	0.1936	1.200
0.10	1.8919(0.2417)	0.7523(0.1339)	0.1301(0.1250)	0.1927	1.163
0.05	1.8927(0.2406)	0.7435(0.1335)	0.1458(0.1313)	0.1918	1.125
0.00	1.8933(0.2393)	0.7352(0.1327)	0.1617(0.1371)	0.1908	1.087

1) I parentes de estimerte standardavvik på estimatene.

så stor at vi ikke vil kunne forkaste hypotesen at $\lambda_2=0$. Vi noterer ellers at residualspredningen for Modell II er større enn for Modell I; Modell I avspeiler altså konsumvariasjonene noe bedre.

Modell III

Hypotesen som ligger til grunn for den tredje modellen, er at det løpende konsum, på et additivt restledd nær, avhenger lineært av utviklingen i den "normale" realinntekt, altså

$$(5.22) \quad C_t = k_0 + kY_t^x + u_{3t}$$

$$t=1,2,\dots,T,$$

hvor "normalinntekten" Y_t^* antas å være generert ved følgende veiede gjennomsnitt av den faktiske inntekt i periodene fram til og med periode t ³⁶⁾

$$(5.23) \quad Y_t^* = \frac{1-\lambda}{1-\lambda L} Y_t = (1-\lambda) \sum_{\tau=0}^{\infty} \lambda^\tau Y_{t-\tau} \quad (0 \leq \lambda \leq 1),$$

dvs. $Y_t^* = \lambda Y_{t-1}^* + (1-\lambda)Y_t$, og hvor restleddet u_{3t} forutsettes å ha tilsvarende fordelingssegenskaper som u_{1t} og u_{2t} .³⁷⁾

Ved innsetting av (5.23) i (5.22) fås etter omforming

$$(5.24) \quad C_t = k_0(1-\lambda) + \lambda C_{t-1} + k(1-\lambda)Y_t + u_{3t} - \lambda u_{3,t-1}.$$

Sammenlikning av (5.16) og (5.17) med (5.23) og (5.24) viser at Modell III rent formelt kan oppfattes som et spesialtilfelle av Modell II, idet Y_t^* tilsvarer $(1-\lambda_2)N_t$, og korrespondansen mellom de fire strukturkoeffisienter i Modell II og de tre strukturkoeffisienter i Modell III er gitt ved

$$(5.25) \quad \begin{cases} \alpha_2 & \text{tilsvarer } k_0, \\ \beta_2 & \text{" } k(1-\lambda), \\ \gamma_2 & \text{" } k(1-\lambda), \\ \lambda_2 & \text{" } \lambda. \end{cases}$$

Dette betyr at Modell III er ekvivalent med Modell II pålagt restriksjonen

$$(5.26) \quad \gamma_2 - \beta_2 \lambda_2 = 0.$$

Som for Modell I og II går første trinn av estimeringsmetoden også i dette tilfelle ut på å "beregne" utviklingen i den uobserverbare variable i strukturrelasjonen. Nå er y_t^* , som nevnt, analog til $(1-\lambda)N_t$, slik at Y_t^* kan uttrykkes som funksjon av λ ved

$$(5.27) \quad Y_t^* = y_t^*(\lambda) = (1-\lambda)n_t(\lambda),$$

hvor $n_t(\lambda)$ er gitt ved (5.16) og (5.19). Vi behøver derfor ikke å foreta separate beregninger for å få bestemt $y_t^*(\lambda)$. Som annet trinn minimeres

36) "Normalinntektsrelasjonen" (5.22) adskiller seg fra den vanlige "adaptive expectations"-relasjon (jfr. f.eks. Griliches [16], pp. 16-17)

$$Y_t^* = \frac{(1-\lambda)L}{1-\lambda L} Y_t.$$

En relasjon svarende til (5.22) er benyttet i bl.a. Malinvaud [27], Ch. 15 § 2.

37) Denne og nært beslektede modeller har vært benyttet av flere, bl.a. Brown [5], Zellner et al. [50], [51] og Smyth og McMahon [36].

$$(5.28) \quad \sum_{t=1}^T u_{3t}^2 = \sum_{t=1}^T (C_t - k_0 - k(1-\lambda)n_t(\lambda))^2$$

med hensyn på k_0 , k og λ .

Resultatene er gitt i tabell 6. Også her er vekstraten g_y satt lik 0.04. Rent konkret er den "langsiktige" marginale konsumtilbøyelighet k estimert ved at vi først har estimert $b=k(1-\lambda)$, som kan tolkes som den "kortsiktige" marginale konsumtilbøyelighet, og dernest beregnet estimatet for k ved $\hat{k}=\hat{b}/(1-\lambda)$ (jfr. (5.25) og (5.27)). Vi ser at \hat{k} er en monotont stigende funksjon av λ ; den varierer fra 0.89 for $\lambda=0$, passerer 1 for $\lambda=0.8$ og antar verdier større enn 4 for $\lambda > 0.99$.³⁸⁾

Vi får i dette tilfelle, i motsetning til for Modell I og II's vedkommende, bestemt et indre minimum for residualspreddingen, $\hat{\sigma}_3$. Det inntreffer for $\lambda=0.15$. Såvidt vi kan bedømme ut fra tabellen, eksisterer det ingen andre (indre) ekstrema. Punkttestimatene for strukturparametrene blir dermed

$$(5.29) \quad \hat{k}_0 = 1891 \quad \hat{b} = \hat{k}(1-\hat{\lambda}) = 0.7623 \quad \hat{k} = 0.8969 \quad \hat{\lambda} = 0.15 \quad \hat{\sigma}_3 = 0.1870,$$

altså et estimat for den marginale konsumtilbøyelighet med hensyn på "normalinntekten" (den "langsiktige" marginale konsumtilbøyelighet) i underkant av 0.90 og et estimat for den "kortsiktige" marginale konsumtilbøyelighet på 0.76.

Estimeringsmetoden ovenfor er basert på den forutsetning at restleddet u_{3t} i strukturrelasjonen (5.22) ikke er autokorrelert og har konstant varians. La oss nå se hva resultatet ville ha blitt om vi hadde erstattet denne forutsetning med den (meget spesielle) antakelse at fordelingen for u_{3t} var slik at det var restleddet i (5.24), altså $u_{3t} - \lambda u_{3,t-1}$, som ikke var autokorrelert og hadde konstant varians.³⁹⁾ Vi ville da ha fått maximum likelihood-estimer for strukturparametrene ved å anvende minste kvadraters metode på (5.24). Nå har vi allerede gjennomført en formelt sett identisk beregning i forbindelse med Modell I, da vi anvendte minste kvadraters metode på (5.10) med λ_1 satt lik null. Nederste linje i tabell 4 gir dermed direkte

$$k_0(1-\lambda) = \hat{\alpha}_1(0) = 1130,$$

38) Durbin-Watson observatoren indikerer imidlertid positivt autokorrelerte restledd for λ -verdier større enn ca. 0.2. Tendensen er desto mer utpreget jo større λ er.

39) Som nevnt i fotnote 38, gir resultatene en viss indikasjon på at u_{3t} er positivt autokorrelert. At autokorrelasjonskoeffisienten akkurat skulle falle sammen med vannedannelsesparameteren λ ville selvsagt være et rent slumpetreff.

Tabell 6. Estimerer for parametrene i Modell III (relasjon (5.22)) basert på årsdata for forskjellige λ -verdier.¹⁾

λ	$\hat{k}_0(\lambda) \cdot 10^{-3}$	$\hat{b}(\lambda)$	$\hat{k}(\lambda)$	$\hat{\sigma}_3(\lambda)$	D.W.
1.00	1.7798(0.4147)	0.0354(0.00080)	..	0.3285	0.582
0.99	1.8375(0.4126)	0.0440(0.00100)	4.4012	0.3279	0.581
0.98	1.8834(0.4109)	0.0526(0.00119)	2.6291	0.3274	0.579
0.97	1.9195(0.4096)	0.0611(0.00138)	2.0373	0.3270	0.576
0.96	1.9475(0.4085)	0.0696(0.00157)	1.7409	0.3266	0.574
0.95	1.9689(0.4076)	0.0781(0.00176)	1.5628	0.3262	0.571
0.90	2.0119(0.4028)	0.1207(0.00269)	1.2065	0.3232	0.561
0.85	2.0053(0.3956)	0.1633(0.00358)	1.0885	0.3174	0.558
0.80	1.9873(0.3853)	0.2060(0.00440)	1.0300	0.3088	0.561
0.75	1.9711(0.3725)	0.2488(0.00513)	0.9951	0.2983	0.569
0.70	1.9593(0.3579)	0.2915(0.00577)	0.9717	0.2865	0.580
0.65	1.9509(0.3422)	0.3342(0.00632)	0.9549	0.2740	0.595
0.60	1.9448(0.3262)	0.3769(0.00679)	0.9423	0.2611	0.614
0.55	1.9392(0.3104)	0.4196(0.00719)	0.9325	0.2484	0.638
0.50	1.9337(0.2951)	0.4623(0.00753)	0.9247	0.2362	0.668
0.45	1.9279(0.2809)	0.5051(0.00783)	0.9183	0.2248	0.706
0.40	1.9217(0.2680)	0.5479(0.00810)	0.9131	0.2144	0.754
0.35	1.9153(0.2569)	0.5907(0.00837)	0.9088	0.2055	0.815
0.30	1.9088(0.2477)	0.6336(0.00865)	0.9051	0.1981	0.890
0.25	1.9025(0.2408)	0.6765(0.00898)	0.9020	0.1925	0.980
0.20	1.8964(0.2362)	0.7194(0.00936)	0.8993	0.1888	1.085
0.15	1.8908(0.2341)	0.7623(0.00983)	0.8969	0.1870	1.204
0.10	1.8857(0.2344)	0.8053(0.01039)	0.8948	0.1872	1.332
0.05	1.8814(0.2371)	0.8482(0.01107)	0.8929	0.1893	1.466
0.00	1.8779(0.2420)	0.8911(0.01187)	0.8911	0.1932	1.603

1) I parentes de estimerte standardavvik på estimatene.

$$\hat{\lambda} = \hat{\gamma}_1(0) = 0.3543,$$

$$\hat{b} = k(\hat{1}-\lambda) = \hat{\beta}_1(0) = 0.5920;$$

ved omforming følger estimatene

$$(5.30) \quad \hat{k}_0 = 1749 \quad \hat{b} = 0.5920 \quad \hat{k} = 0.9168 \quad \hat{\lambda} = 0.3543.$$

Resultatene (5.29) og (5.30) gir dermed en bekreftelse på Zellner og Geisel's konklusjon basert på kvartalsdata for U.S.A. og maximum likelihood-estimering ([50], pp. 872-873) at punkttestimatet for den langsiktige

marginale konsumtilbøyelighet, k , synes å være relativt ufølsomt overfor valget av restleddsforutsetninger, mens estimatet for λ (og b) later til å være essensielt avhengig av forutsetningene på dette punkt.

Hvilke slutninger gir alt i alt analysen basert på disse tre vanedannelsesmodellene grunnlag for? Spesielt: Er det dekning for mer presise konklusjoner om lag-strukturens form enn dem regresjonsberegningene i avsnitt 5.2.1 antyder? Vi kan vel slå fast at det på basis av de års-data som er benyttet, er vanskelig å skille mellom forskjellige dynamiske mekanismer. Ingen av de tre modeller peker seg ut. Resultatene indikerer at vanedannelsesmekanismer er av betydning for konsumutviklingen, men at vaneelementet "slites" forholdsvis raskt, slik at den løpende inntekt og inntekten, evt. konsumet, ett år i forveien svarer for den alt overveiende del av variasjonen i konsumet. Samplingfeilene i punkttestimatene for de sentrale strukturparametre er imidlertid betydelig, så noe presist kvantitativt utsagn er det ikke grunnlag for.

Resultatene gir ellers en bekreftelse på konklusjonen fra slutten av avsnitt 5.2.1 at et punkttestimat for den "langsiktige" marginale konsumtilbøyelighet på ca. 0.9 (basert på våre definisjoner av inntekt og konsum) synes å være relativt sterkt fundert. Men det er fortsatt ikke mulig å gi et noenlunde velbegrunnet punktanslag for den "kortsiktige" marginale konsumtilbøyelighet, noe det er all grunn til å beklage, i betraktning av den sentrale rolle denne parameter spiller for konjunkturanalyser og korttidsplanlegging.

5.3. Funksjoner for hovedgrupper av konsumgoder

Nasjonalregnskapet spesifiserer, blant flere andre, en inndeling av varene og tjenestene i det private konsum i fem hovedgrupper. Konsumvarene er delt i tre grupper, kalt henholdsvis varige, halv-varige og ikke-varige konsumgoder, mens tjenestene er delt i to, boligjenester og andre tjenester.⁴⁰⁾ Slike tall finnes bare på årsbasis. Det kan være av interesse å undersøke hvorvidt de statiske og dynamiske funksjoner som er forsøkt for totalkonsumet, passer for hver enkelt av disse gruppene og på den måten få avdekket eventuelle forskjeller. La⁴¹⁾

40) En liknende oppdeling av konsumet er benyttet i flere utenlandske makromodeller, f.eks. "Brookings-modellen" (se Duesenberry et al. [8], pp. 203-223.) og "Wharton-modellen" (se Evans og Klein [9]).

41) De fem grupper utgjør tilsammen det spesifiserte konsum ifølge nasjonalregnskapet, som altså overstiger det konsumbegrep som ligger til grunn for beregningene i avsnittene 5.1 og 5.2. Jfr. avsnitt 3.1.

- C^I = Forbruk av varige konsumgoder, i 1961-priser
 C^{II} = Forbruk av halv-varige konsumgoder, i 1961-priser
 C^{III} = Forbruk av ikke-varige konsumgoder, i 1961-priser
 C^{IV} = Forbruk av bolig tjenester, i 1961-priser
 C^V = Forbruk av andre tjenester, i 1961-priser.

Som varige konsumgoder er regnet blant annet møbler og en del husholdningsartikler, kjøp av egne transportmidler samt radio- og fjernsynsapparater; halv-varige konsumgoder omfatter hovedsakelig klær og skotøy og enkelte husholdningsartikler, mens ikke-varige konsumgoder er matvarer, nytelsesmidler, lys og brensel m.v.

Fire typer av funksjoner er forsøkt, analoge til (5.1), (5.2), (5.5) og (5.4) for totalkonsumet. Resultatene for de tre første er gitt i tabell 7; resultatene svarende til (5.4) er

$$(5.46) \quad \hat{C}^I = -2574 - 0.0139C_{-1}^I + 0.2897Y$$

$$(0.2645)^{-1} \quad (0.0738)$$

$$R=0.9879 \quad R.C.V.=7.06\%$$

$$(5.47) \quad \hat{C}^{II} = 615 + 0.4242C_{-1}^{II} + 0.0519Y$$

$$(0.2530)^{-1} \quad (0.0202)$$

$$R=0.9847 \quad R.C.V.=2.77\%$$

$$(5.48) \quad \hat{C}^{III} = 736 + 0.5439C_{-1}^{III} + 0.1795Y$$

$$(0.1252)^{-1} \quad (0.0433)$$

$$R=0.9992 \quad R.C.V.=0.85\%$$

$$(5.49) \quad \hat{C}^{IV} = -63 + 1.0204C_{-1}^{IV} + 0.0048Y$$

$$(0.0829)^{-1} \quad (0.0062)$$

$$R=0.9990 \quad R.C.V.=1.09\%$$

$$(5.50) \quad \hat{C}^V = -129 + 0.8382C_{-1}^V + 0.0416Y$$

$$(0.1231)^{-1} \quad (0.0193)$$

$$R=0.9980 \quad R.C.V.=1.52\%$$

Som helhet tyder disse resultater på at det ikke gir noen vesentlig gevinst å ha de fem konsumgrupper oppsplittet, men de avdekker enkelte interessante trekk. For det første er det de ikke-varige godene som for alle relasjonene gir desidert best føyning (lavest residual variasjonskoeffisient). Dårligst i denne henseende kommer de varige godene ut. Det er forøvrig for denne gruppe at konsumet (kjøpet) viser sterkest fluktuasjoner. For det annet later det til at sammensetningen på de fem gruppene av den konsumøkning en

gitt inntektsøkning framkaller, i noen grad avhenger av hvorledes inntektsøkningen fordeler seg på sosialgrupper (relasjonene (5.31-35)). Mens den marginale konsumtilbøyelighet overfor varige konsumgoder er omtrent like stor for lønnstakere og trygdede som for selvstendige, ser den for de øvrige konsumgrupper ut til å være noe lavere for selvstendige. For det tredje ser vi at i relasjonene (5.41-45) med løpende og lagget inntekt som forklaringsvariable er koeffisientestimatet til den første signifikant positivt og til den andre insignifikant (nivå 5%) for alle grupper unntatt konsum av boligjenester, hvor forholdet er motsatt. Disse resultatene må imidlertid tolkes med noe forsiktighet; for gruppene III, IV og V indikerer Durbin-Watson observatoren feilspesifikasjon av relasjonen i form av positivt autokorrelerte restledd. Det er derfor ikke overraskende at det laggede konsum i (5.48-50) kommer ut med signifikant positivt koeffisientestimat. For varige konsumgoder er estimatet til koeffisienten foran lagget konsum svakt negativt (fortegnet stemmer altså med hva vi a priori kunne vente), men langt fra signifikant.

6. EMPIRISKE RESULTATER: KVARTALSDATA

Resultatene basert på årsdata i avsnitt 5.2 oppfordrer ikke til presise utsagn om den dynamiske struktur i konsumadferden. I dette avsnitt vil vi undersøke om kvartalsdata gir grunnlag for sterkere konklusjoner. En rimelig arbeidshypotese kan være at eventuelle lag-effekter er av så kort varighet at de "aggregeres bort" i årsbasistallene.

Som nevnt i avsnitt 3.2, er spillerrommet ved valg av forklaringsvariable ikke så stort ved bruk av kvartalsdata som ved årsdata. Vi har derfor måttet avfinne oss med mer summariske definisjoner av konsum og inntekt enn i avsnitt 5, nærmere bestemt

C_t = Det totale private konsum målt i faste priser, i kvartal t , ifølge nasjonalregnskapet.

X_t = Nettonasjonalproduktet målt i faste priser, i kvartal t .

Som indikator for den "konsummotiverende" inntekt er nettonasjonalproduktet åpenbart nokså ufullkomment. For å få et inntektsbegrep som noenlunde tilsvarer Y i avsnitt 5, burde vi ha trukket ut såvel den del av nasjonalinntekten som disponeres av det offentlige, som den inntekt som holdes tilbake i selskapene. Slike korreksjoner lot seg vanskelig foreta på basis av det tallmateriale som stod til rådighet. Noe kunne nok ha vært gjort, men det kunne neppe bli tale om annet enn meget grove

Tabell 7. Konsumfunksjoner for de fem hovedgrupper av konsumgoder estimert på grunnlag av årsdata.¹⁾
 Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode.
 Observasjonsperiode: 1952/68.

Relasjon	Vens- tre- side- vari- abel	Kons- tant- ledd	Høyresidevariabel				R	D.W.	R.C.V.
			Y^L+Y^T	Y^S	Y	Y_{-1}			
(5.31)	C ^I	-2641	0.2798 (0.0258)	0.3197 (0.1271)			0.9949	1.19	4.00%
(5.32)	C ^{II}	1405	0.0931 (0.0157)	-0.0022 (0.0772)			0.9754	1.21	2.72%
(5.33)	C ^{III}	2417	0.4220 (0.0142)	0.0599 (0.0698)			0.9991	0.84	0.76%
(5.34)	C ^{IV}	338	0.0913 (0.0081)	-0.0065 (0.0401)			0.9928	0.43	2.34%
(5.35)	C ^V	362	0.1806 (0.0166)	0.1106 (0.0818)			0.9940	0.71	2.22%
(5.36)	C ^I	-2580			0.2862 (0.0075)		0.9949	1.14	3.87%
(5.37)	C ^{II}	1259			0.0776 (0.0047)		0.9735	1.13	2.72%
(5.38)	C ^{III}	1863			0.3632 (0.0063)		0.9978	0.87	1.12%
(5.39)	C ^{IV}	188			0.0754 (0.0027)		0.9906	0.59	2.58%
(5.40)	C ^V	255			0.1693 (0.0049)		0.9938	0.86	2.19%
(5.41)	C ^I	-2580			0.2909 (0.0877)	-0.0049 (0.0906)	0.9949	1.16	4.01%
(5.42)	C ^{II}	1256			0.1155 (0.0542)	-0.0393 (0.0560)	0.9744	1.32	2.77%
(5.43)	C ^{III}	1872			0.2664 (0.0690)	0.1004 (0.0713)	0.9980	0.73	1.09%
(5.44)	C ^{IV}	194			0.0175 (0.0274)	0.0601 (0.0283)	0.9929	0.72	2.32%
(5.45)	C ^V	258			0.1343 (0.0565)	0.0363 (0.0584)	0.9940	0.72	2.23%

1) Se fotnoter til tabell 2.

tilnærmelser. På denne bakgrunn er det klart at beregningsresultatene bare kan bli av summarisk og tentativ karakter.

På den annen side gir kvartalsdata, som påpekt i avsnitt 3.2, trolig større muligheter enn årsdata til å kartlegge eventuelle virkninger av "finansøkonomiske" variable. Vi vil spesielt betrakte en indikator for

likviditeten i den private sektor ("realkassen"), nemlig følgende⁴²⁾

$$(L/P)_t = \text{Sedler og skillemynt i omløp pluss innenlandske innskudd i forretnings- og sparebanker fra den private sektor (eksklusive interbankinnskudd) ved begynnelsen av kvartal t, deflatert med nasjonalregnskapets prisindeks for det private konsum i kvartal t (1961=1.00).}$$

Tolkningen av en likviditetsvariabel i en konsumfunksjon er ikke entydig. Som Zellner ([49], p. 565) påpeker, kan realkassen være en "proxy" for konsumentenes nettoformue. Griliches et al. ([17], p. 495) hevder at den også kan reflektere deres "permanente" eller "forventede" inntekt. Jfr. avsnitt 2.1 ovenfor.

Et meget sentralt og nokså generelt forekommende problem ved bruk av kvartalsdata i økonomiske undersøkelser er sesongvariasjoner. Noe løst uttrykt er dette systematisk tilbakevendende svingninger i økonomiske variable over året, vanligvis generert av "ikke-økonomiske" faktorer. En viktig kilde til sesongvariasjoner i det private konsum og likviditeten i den private sektor er julehandelen i slutten av fjerde kvartal med påfølgende avslapning i første kvartal året etter. I kvartals-tallene for nasjonalproduktet skaper blant annet feriene sesongsvingninger. Slike svingninger representerer "forstyrrelser" når en vil forsøke å avdekke den underliggende struktursammenheng, og for å unngå skjevheter i estimatene er vi i alminnelighet⁴³⁾ nødt til å eliminere dem eller gjøre bruk av en metode som eksplisitt tar hensyn til at de er til stede i datamaterialet.

Glidende gjennomsnitt (lineære filtere) brukes ofte til "glatting" av tidsserier. En vesentlig svakhet ved slike metoder som sesongjusteringsmetoder fra et økonomisk synspunkt er at de har en tendens til å skape

42) Av de øvrige finansøkonomiske variable som ble trukket fram i avsnitt 2.1, faller rentenivået nærmest bort av seg selv som potensiell forklaringsvariabel på grunn av den meget begrensede variasjon det norske rentenivå har vist i etterkrigstiden. I en sentral renteindikator som effektiv rente på statsobligasjoner er det således spranget på ca. 1 prosentpoeng som følge av diskontoforhøyelsen høsten 1969 som klart dominerer. En indikator for omfanget av konsumkreditter, nemlig kreditter knyttet til diskonterte avbetalingskontrakter, har vært forsøkt som egen forklaringsvariabel, uten hell. Denne variabel spiller formodentlig betydelig rolle for kjøp av en del varige konsumgoder, men bidrar lite til å forklare de kvartalsvise variasjoner i totalkonsumet.

43) Forbeholdet gjelder det tilfelle da det bare er sesongsvingninger i den "venstresidevariable", slik at sesongkomponentene er ortogonale til de "høyresidevariable" i relasjonen. Jfr. Lovell [26] (spesielt Theorem 4.1) og Thomas og Wallis [44], p. 62.

autokorrelasjon i de variable som har lite med de bakenforliggende økonomiske sammenhenger å gjøre.⁴⁴⁾ Dette er særlig alvorlig når en vil bruke sesongjusterte tall til å forsøke å avdekke strukturen i et dynamisk fenomen.

Vi har valgt å representere sesongsvingningene ved binære variable, idet vi forutsetter at svingningene gir seg utslag i skift i konstantleddet, men lar de øvrige koeffisienter uendret. Vi tar fjerde kvartal som "basiskvartal" og definerer

$$d_i = \begin{cases} 1 & \text{i i-te kvartal (i=1,2,3),} \\ 0 & \text{ellers.} \end{cases}$$

Det å innføre binære sesongvariable som tilleggsvariable i en regresjonslikning har nøyaktig samme effekt som å benytte variable som alle på forhånd er korrigert for additive sesongkomponenter ved bruk av regresjon.⁴⁵⁾

Regresjonsresultater basert på observasjoner for perioden 1961I-1970IV⁴⁶⁾ er gitt i tabell 8, som klart bekrefter sesongsvingningenes betydning. Den marginale konsumtilbøyelighet med hensyn på nettonasjonalproduktet er i relasjonene (6.1-3) av størrelse 0,6, men betydelig lavere i relasjonene (6.4-5), hvor likviditetsvariablen er inkludert. Denne variable bidrar på sin side signifikant (stadig med 5% signifikansnivå), med en koeffisient på ca.0.15. Den konklusjon at likviditetsvariablen er signifikant og "stjeler" noe forklaringskraft fra inntekten stemmer med analyser basert på kvartalsdata for U.S.A. (Se Zellner et al. [49], [51] og Griliches et al. [17].) Dette er formodentlig en følge av at de to variable er gjensidig forbundet via strukturelasjoner som vi ikke har tatt hensyn til ved estimeringen.

Med interesse noterer vi at det heller ikke av disse beregningene er mulig å trekke klare konklusjoner om lag-strukturens form. Det laggede konsum kommer, noe overraskende, ut med negative, men insignifikante,

44) Jfr. Sverdrup [41], kap. X, og Wallis [47].

45) Dette bygger på et teorem fra 1933 av Frisch og Waugh [14], som senere er generalisert av andre; jfr. Lovell [26] og Rowley [33].

46) I overensstemmelse med vanlig praksis benyttes romertall til å betegne kvartalets nummer. I tråd med våre bemerkninger om struktur-
endringer i avsnitt 3.2, kunne vi ha utelatt observasjonene for 1969IV og 1970I. (Noe tilsvarende er gjort av Zellner [49] og Griliches et al. [17].) For ikke å få problemer med tolkningen av koeffisientene til de lag-variable burde vi i så fall ha sløffet også de etterfølgende observasjoner. Vi vurderte dette tapet av observasjoner til å være større enn gevinsten ved å unnlate å trekke inn irrelevante observasjonssett.

Tabell 8. Konsumfunksjoner estimert på grunnlag av kvartalsdata.¹⁾
 Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode.
 Observasjonsperiode: 1961I - 1970IV.

Rela- sjon Vari- abel	(6.1)	(6.2)	(6.3)	(6.4)	(6.5)
Konstantledd	1064 (198)	1301 (320)	1079 (214)	1002 (177)	1110 (181)
X	0.6264 (0.0194)	0.5648 (0.1530)	0.6417 (0.0753)	0.3554 (0.0918)	0.4018 (0.0919)
X ₋₁		-0.2241 (0.1579)			
X ₋₂		-0.1976 (0.1440)			
X ₋₃		0.1139 (0.1488)			
X ₋₄		0.3820 (0.1741)			
C ₋₁			-0.0257 (0.1219)		-0.2118 (0.1151)
L/P				0.1265 (0.0421)	0.1638 (0.0453)
d ₁	-855 (67)	-631 (366)	-828 (145)	-1067 (92)	-908 (124)
d ₂	-362 (66)	-703 (475)	-369 (75)	-467 (68)	-557 (82)
d ₃	-1359 (67)	-2174 (407)	-1375 (103)	-1077 (111)	-1129 (111)
R	0.9904	0.9923	0.9904	0.9926	0.9934
D.W.	1.60	1.95	..	2.10	..
R.C.V.	2.1%	2.0%	2.1%	1.9%	1.8%

1) Se fotnoter til tabell 2.

punktestimater ((6.3) og (6.5)). I denne henseende adskiller resultatet seg fra det vi fikk ved bruk av årsdata (relasjon (5.4)). Det kan for øvrig nevnes at estimering av (6.3) på basis av kvartalstall sesongkorrigert ved glidende gjennomsnitt⁴⁷⁾ gav følgende resultat (stjernene markerer at de variable er sesongjustert)

$$\hat{C}^x = -32 + 0.2718 x^x + 0.6051 C^x_{-1}$$

(103) (0.0753) (0.1203)

$$R=0.9970 \quad R.C.V.=0.9\%$$

47) Sesongjusteringsmetoden er beskrevet i Statistisk Månedshefte nr.8, 1966, pp. 11-14.

som gir et helt annet bilde av lagstrukturen. Vi får dermed støtte for vår mistanke om at estimatene for de sentrale parametre i dynamiske strukturer er sterkt følsomme overfor valget av sesongjusteringsmetode.⁴⁸⁾

Relasjon (6.2) er heller ikke oppmuntrende; bare det løpende og det fire ganger laggede nettonasjonalprodukt kommer ut med signifikant positive estimater. Det er illustrerende å sammenlikne dette med det tilsvarende resultat når vi utelater de sesongvariable, nemlig

$$\hat{C} = 342 + 0.4154 X + 0.5829 X_{-1} - 0.3375 X_{-2} \\ (281) (0.1892) (0.0430) (0.0435) \\ +0.3179 X_{-3} - 0.3492 X_{-4} \\ (0.0432) (0.1929)$$

$$R=0.9798 \quad D.W.=2.10 \quad R.C.V.=3.1\%.$$

Igjen får vi en indikasjon på den sentrale rolle sesongjusteringen spiller for resultatene og det bilde de gir av de kortsiktige virkninger av endringer i inntektsnivået.

Ved estimeringen av relasjonene ovenfor er det ikke lagt a priori restriksjoner på lag-strukturens form; alle koeffisienter foran de lag-variable er betraktet som frie parametre ved estimeringen. Nå har man vanligvis en viss forhåndsoppfatning om arten av systematikk i lag-koeffisientenes variasjon, f.eks. at de umiddelbare konsumvirkninger av inntektsendringer dominerer og at effekten avtar med økende avstand til det tidspunkt da endringene fant sted. Slik informasjon bør man prøve å bringe inn i modellen. Noen lag-fordelinger med geometrisk avtakende koeffisienter er studert i avsnitt 5.2.2.

En alternativ metode til å ta hensyn til a priori informasjon om lag-fordelingen og derigjennom redusere antall frie parametre å estimere er utviklet av Almon [1]. Kort uttrykt går den ut på at lag-koeffisientene pålegges best mulig å "tilpasse seg" et polynom av en på forhånd fastlagt grad, K. Hvis β_i betegner koeffisienten foran den variable lagget i perioder, estimeres koeffisientene $\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_K$ slik at følgende tilnærmet gjelder

$$\beta_i = \omega_0 + \omega_1 i + \omega_2 i^2 + \dots + \omega_K i^K \quad (i=1, \dots, M),$$

hvor M er antall lag i relasjonen. For at metoden skal ha interesse, må

48) Det er forøvrig verdt å notere at den aggregering over tid som bruk av årsdata sammenliknet med kvartalsdata innebærer, i seg selv kan ha en ikke ubetydelig effekt på estimatene for parametrene i dynamiske strukturer. Noen aspekter av problemet aggregering over tid i distributed lag-modeller er behandlet av Mundlak [30].

K være mindre enn M. Ved å bruke Almon-lag-teknikken oppnår vi altså en form for "glatting" av lag-strukturen.⁴⁹⁾

Resultater av forsøk på å anvende denne metoden til estimering av konsumfunksjoner med henholdsvis 3,7 og 11 kvartalslag i nettonasjonalproduktet er gitt i tabell 9. I relasjonene (6.6) og (6.7) er et tredjegradspolynom ($K=3$) lagt til grunn ved føyning av lag-koeffisientene, i (6.8) et fjerdegradspolynom. Som vi ser, veksler lag-koeffisientene mellom positive og negative verdier, noe som a priori ikke er utenkelig, men noen synderlig signifikans er det ikke. Stort sett er det også her bare den løpende inntekt som gir signifikant bidrag.

De to nederste linjer i tabell 9 gir en passende oppsummering av resultatene av våre bestrebelser på å avdekke den dynamiske struktur i konsumeterspørselen ved hjelp av kvartalsdata. Først den negative konklusjon: Estimater for det gjennomsnittlige lag overstiges langt av dets estimerte standardavvik. Den positive konklusjon er at summen av lag-koeffisientene - som kan tolkes som den "langsiktige" marginale konsumtilbøyelighet - estimeres med betydelig presisjon. I alle de tre variantene ligger punktestimatet nær estimatet for den marginale konsumtilbøyelighet ifølge den enkle statiske relasjon (6.1).

7. HVOR GODE PREDIKSJONER KAN VI VENTE Å FÅ?

Ett kriterium på hvor god en konsumfunksjon vil være som element i en makromodell, er kvaliteten av de prediksjoner den leder til. Visse holdepunkter får en ved å betrakte realiserte og beregnede konsumtall for den periode estimeringen bygger på. Nivå- og endringstall for relasjonene (5.1c), (5.2c), (5.4c) og (5.5c) er gjengitt i tabellene 10 og 11.⁵⁰⁾

Beregnete konsumtall for observasjonsperioden er ingen prognose-tall, og en sammenlikning av disse med de observerte tall sier egentlig lite om hvor godt grunnlag relasjonene gir for å trekke slutninger utover observasjonsperioden. En bedre oversikt får en trolig ved å betrakte (betingede) prediksjoner og prediksjonsintervaller under alternative, rimelige forutsetninger om inntektsutviklingen. I det følgende vil vi presentere noen beregninger som belyser dette. Nærmere bestemt vil vi sammenlikne den statiske relasjon (5.2c) med på den ene side den statiske relasjon (5.1c) og på den annen side den dynamiske relasjon (5.4c).

49) Metoden sikrer imidlertid ikke - i motsetning til bruk av lag-fordelinger basert på sannsynlighetsfordelinger - at alle lag-koeffisientene er positive.
50) Beregningene er ført fram til 1970. På grunn av definisjonsendringene som følge av omleggingen av nasjonalregnskapet til ny SNA lot tilsvarende beregninger for senere år seg ikke gjennomføre.

Tabell 9. Konsumfunksjoner estimert på grunnlag av kvartalsdata.¹⁾
 Estimeringsmetode: Minste kvadraters metode/Almon-lag.
 Observasjonsperiode: 1961I-1970IV.

Variabel	Relasjon		
	(6.6)	(6.7)	(6.8)
Konstantledd	1073 (272)	916 (322)	292 (390)
X	0.6843 (0.1496)	0.5914 (0.1859)	0.6545 (0.1988)
X ₋₁	-0.0131 (0.0952)	0.2210 (0.1128)	0.1958 (0.1694)
X ₋₂	-0.1919 (0.0946)	-0.0371 (0.0922)	-0.0790 (0.1715)
X ₋₃	0.1479 (0.1551)	-0.1827 (0.0934)	-0.2049 (0.1559)
X ₋₄		-0.2159 (0.0872)	-0.2170 (0.1249)
X ₋₅		-0.1368 (0.0819)	-0.1504 (0.1050)
X ₋₆		0.0548 (0.1224)	-0.0401 (0.1220)
X ₋₇		0.3587 (0.2207)	0.0788 (0.1567)
X ₋₈			0.1713 (0.1789)
X ₋₉			0.2024 (0.1755)
X ₋₁₀			0.1368 (0.1677)
X ₋₁₁			-0.0603 (0.2492)
d ₁	-548 (243)	-1027 (245)	-676 (244)
d ₂	-518 (444)	-645 (438)	349 (436)
d ₃	-1566 (300)	-1038 (124)	-847 (97)
R	0.9909	0.9916	0.9925
D.W.	1.62	1.69	1.96
R.C.V.	2.1%	2.0%	1.9%
Lag-koeffisientpolynomets gradantall (K)	3	3	4
Gjennomsnittlig lag ²⁾	0.0750 (0.6714)	1.3635 (3.0391)	2.9234 (6.7975)
Sum av lagkoeffisienter	0.6273 (0.0208)	0.6534 (0.0278)	0.6882 (0.0427)

1) Se fotnoter til tabell 2.

2) Beregnet som $\sum_i \hat{\beta}_i / \sum_i \hat{\beta}_i$ hvor $\hat{\beta}_i$ betegner estimatet til koeffisienten foran X_{-i} (i=0,1,...,M).

Relasjon (5.1c) contra (5.2c)

Som første illustrasjon vil vi sammenholde punkt- og intervallprediksjoner basert på (5.1c) med de punktprediksjoner (5.2c) leder til. Vi har valgt verdier av de to inntektskategorier Y^L+Y^T og Y^S som dels svarer til en forlengelse av trenden i observasjonsperioden⁵¹⁾, dels avviker fra trenden.

Tabell 10. Faktisk og beregnet totalkonsum. Fire forskjellige konsumrelasjoner estimert på grunnlag av nasjonalregnskapstall på årsbasis for årene 1952 - 1968. Mill. 1961-kroner

År	Faktisk konsum	Relasjon (5.1c) ¹⁾		Relasjon (5.2c) ²⁾		Relasjon (5.4c) ³⁾		Relasjon (5.5c) ⁴⁾	
		Beregnet konsum	Diff.	Beregnet konsum	Diff.	Beregnet konsum	Diff.	Beregnet konsum	Diff.
1952	14 798	14 730	68	14 698	100	14 694	104	14 619	179
1953	15 414	15 342	72	15 325	89	15 306	108	15 314	100
1954	15 873	15 868	5	16 076	- 203	16 023	- 150	16 048	- 175
1955	16 350	16 318	32	16 333	17	16 357	- 7	16 396	- 46
1956	16 839	16 996	- 157	17 070	- 231	17 015	- 176	17 051	- 212
1957	17 222	17 114	108	17 170	52	17 255	- 33	17 267	- 45
1958	17 239	17 436	- 197	17 231	8	17 431	- 192	17 335	- 96
1959	17 945	18 210	- 265	18 087	- 142	18 006	- 61	18 053	- 108
1960	19 102	19 086	16	19 058	44	18 901	201	19 010	92
1961	20 279	20 032	247	20 085	194	19 993	286	20 033	246
1962	20 898	20 723	175	20 538	360	20 711	187	20 593	305
1963	21 667	21 692	- 25	21 674	- 7	21 685	- 18	21 612	55
1964	22 465	22 354	111	22 385	80	22 430	35	22 405	60
1965	23 187	23 328	- 141	23 582	- 395	23 508	- 321	23 522	- 335
1966	24 202	24 316	- 114	24 436	- 234	24 331	- 129	24 444	- 242
1967	25 253	25 177	76	25 146	107	25 162	91	25 184	69
1968	26 205	26 217	- 12	26 042	163	26 130	75	26 053	152
1969	28 269	27 315	954	26 967	1 302	27 081	1 188	26 978	1 291
1970	28 768	29 027	- 259	28 514	254	28 841	- 73	28 423	345

$$1) \hat{C} = 2818 + 0.9908(Y^L + Y^T) + 0.3768 Y^S$$

$$2) \hat{C} = 1878 + 0.8911Y$$

$$3) \hat{C} = 1130 + 0.3543C_{-1} + 0.5920Y$$

$$4) \hat{C} = 1893 + 0.7352Y + 0.1617Y_{-1}$$

51) I observasjonsperioden (1952/68) vokste Y^L+Y^T gjennomgående omtrent dobbelt så sterkt som Y^S (vekstratene var henholdsvis ca. 5 pst. og ca. 2½ pst. p. a.).

Tabell 11. Faktisk og beregnet konsumendring. Fire forskjellige konsumrelasjoner estimert på grunnlag av nasjonalregnskapstall på årsbasis for årene 1952 - 1968. Mill. 1961-kroner

År	Faktisk konsumendring	Relasjon (5.1c) ¹⁾		Relasjon (5.2c) ²⁾		Relasjon (5.4c) ³⁾		Relasjon (5.5c) ⁴⁾	
		Beregnet konsumendring	Diff.	Beregnet konsumendring	Diff.	Beregnet konsumendring	Diff.	Beregnet konsumendring	Diff.
1952/3	616	612	4	627	- 11	612	4	695	- 79
1953/4	459	526	- 67	751	-292	717	-258	734	-275
1954/5	477	450	27	257	220	334	143	348	129
1955/6	489	678	-189	737	-248	658	-169	655	-166
1956/7	383	118	265	100	283	240	143	216	167
1957/8	17	322	-305	61	- 44	176	-159	68	- 51
1958/9	706	774	- 68	856	-150	575	131	718	- 12
1959/60	1 157	876	281	971	186	895	262	957	200
1960/1	1 177	946	231	1 027	150	1 092	85	1 023	154
1961/2	619	691	- 72	453	166	718	- 99	560	59
1962/3	769	969	-200	1 136	-367	974	-205	1 019	-250
1963/4	798	662	136	711	87	745	53	793	5
1964/5	722	974	-252	1 197	-475	1 078	-356	1 117	-395
1965/6	1 015	988	27	854	161	823	192	922	93
1966/7	1 051	861	190	710	341	831	220	740	311
1967/8	952	1 040	- 88	896	56	968	- 16	869	83
1968/9	2 064	1 098	966	925	1 139	951	1 113	925	1 139
1969/70	499	1 712	-1 213	1 547	-1 048	1 760	-1 261	1 445	-946

$$1) \hat{C} = 2818 + 0.9908(Y^L + Y^T) + 0.3768Y^S$$

$$2) \hat{C} = 1878 + 0.8911Y$$

$$3) \hat{C} = 1130 + 0.3543C_{-1} + 0.5920Y$$

$$4) \hat{C} = 1893 + 0.7352Y + 0.1617Y_{-1}$$

Resultatene er gitt i tabell 12. Vi lar Y_T^{L+T} og Y_T^S betegne de valgte verdier av Y^L , Y^T og Y^S i prediksjonsperioden (periode T) og C_T den realiserte verdi av konsumet, som vi ønsker å gi utsagn om. Alternativ 1 er en "prediksjon" hvor inntektskategoriene er satt lik sine faktiske verdier i 1968, mens alternativene 2-4 bygger på de inntektsnivåer vi får hvis trenden i observasjonsmaterialet forlenges i henholdsvis ca. 10, 20 og 40 år. I alternativene 5 og 6 er Y_T^{L+T} forutsatt holdt på 1968-nivået, mens Y_T^S er endret ut fra dette nivået som i alternativene 2 og 4. Tilsvarende er i alternativene 7 og 8 Y_T^S holdt på 1968-nivået, mens Y_T^{L+T} er endret som i alternativene 2 og 4.

Beregningene antyder følgende: Hvis inntektsutviklingen i hovedtrekk

representerer en forlengelse av trenden i observasjonsperioden, spiller valget av konsumfunksjon underordnet rolle - iallfall på ca. 20 års sikt. Dette kommer til uttrykk dels i at punkttestimatene for de to relasjoner ligger nær hverandre, dels i snevre prediksjons- og konfidensintervaller. Avviket inntektsutviklingen fra trenden, vil punktprediksjonene være følsomme overfor valg av relasjon. At vi i slike tilfelle må regne med betydelige usikkerhetsmarginer gir også vidden av prediksjonsintervallene klar beskjed om.⁵²⁾

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

Resultatene er gitt i tabell 13. Punktprediksjonene for konsumendringen er - som nivåprediksjonene ovenfor - supplert med spredningsmål. Såvel standardavviket til punktprediksjonen for konsumendringen (kolonne 5) som standardavviket til differensen mellom faktisk og predikert konsumendring (kolonne 6) kan være av interesse som mål for prediksjonsfeilen, likeledes relative spredningsmål (kolonne 7-9).⁵³⁾ Den gjennomgående inntektsutvikling i observasjonsperioden (1952/68) svarer grovt sett til en årlig vekst i $Y^L + Y^T$ på ca. 1 milliard 1961-kroner og i Y^S på ca. 0.2 milliarder 1961-kroner (alternativ 4). Alternativene 1-3 og 5-8 forutsetter marginale inntektsomfordelinger innen denne "totalramme" på ca. 1.2 milliarder kroner, mens alternativene 10-12 representerer forlengelser av trendene i observasjonsperioden. Til sammenlikning er det i alternativ 9 forutsatt at ingen av inntektskomponentene endres. Alle alternativene ligger vel innenfor det realistiske variasjonsområde for inntektsendringer i den norske økonomi.

Som ventet, er punktprediksjonen også for konsumendringen praktisk talt uavhengig av hvilken relasjon som velges dersom inntektsutviklingen tilsvarende en forlengelse av trenden i observasjonsperioden (alternativene 4, 10, 11 og 12). Tabell 13 viser videre at det estimerte standardavvik til differensen mellom faktisk og predikert konsumendring basert på relasjon (5.1c) for alle alternativer er betydelig sett i forhold til punktprediksjonen for konsumendringen (kolonne 8). I et så "gunstig" alternativ som nr. 4 er andelen eksempelvis 19.4 prosent; i alternativ 1 - hvor hele realinntektsøkningen på 1.2 milliarder kroner forutsettes å tilfalle

52) Beregninger som er foretatt, indikerer at denne tendens er enda mer utpreget i relasjoner hvor inntekten er sterkere oppsplittet. Kfr. forøvrig konklusjon (17) i vedlegg 4.

53) En nærmere redegjørelse for forskjellige mål for prediksjonsfeil er gitt i vedlegg 4.

Tabell 12. Punktprediksjoner for konsumnivå og anslag for prediksjonsfeil basert på relasjonene (5.1c) og (5.2c). Millioner 1961-kroner

Alternativ	Antatt verdi av		Punktprediksjon (C_T) basert på relasjon		Prosentvis avvik ifølge relasjon (5.1c) mellom punktprediksjon og øvre (nedre) grense i et	
	Y_T^{L+T}	Y_T^S	(5.2c)	(5.1c)	95 pst. konfidensintervall for $EC_T^{(1)}$	95 pst. prediksjonsintervall for $C_T^{(1)}$
1	21 468	5 649	26 042	26 217	0.7	1.4
2	34 349	7 343	39 030	39 618	1.4	1.6
3	53 671	8 473	57 256	59 188	2.4	2.5
4	135 251	14 121	134 986	142 147	3.6	3.6
5	21 468	7 343	27 552	26 856	1.7	2.1
6	21 468	14 121	33 592	29 410	8.8	8.9
7	34 349	5 649	37 521	38 980	2.5	2.6
8	135 251	5 649	127 437	138 954	5.4	5.4

1) Konfidensintervallet beregnes som $\hat{C}_T^+ t_{0.975,14} \hat{\sigma} \left[\frac{1}{17} \left(1 + \frac{Q_1}{D} \right) \right]^{\frac{1}{2}}$ og

prediksjonsintervallet som $\hat{C}_T^+ t_{0.975,14} \hat{\sigma} \left[1 + \frac{1}{17} \left(1 + \frac{Q_1}{D} \right) \right]^{\frac{1}{2}}$, hvor $t_{0.975,14}$

betegner 97.5%-fraktilen i t-fordelingen med 14 frihetsgrader. De øvrige symboler er forklart i vedlegg 4.

selvstendige - er den hele 58.2 prosent. Den estimerte variasjonskoeffisient for forventet konsumendring (kolonne 7) ligger naturligvis hele veien lavere - minimumsverdien er 1 prosent (alternativ 4, 10, 11 og 12) - men også betraktet på denne måte må vi si at presisjonsgraden er betenkelig dårlig. Det er intet motsetningsforhold mellom denne konklusjon og det inntrykk av "god føyning" som den multiple korrelasjonskoeffisient på 0.9993 gir (tabell 2).

Vi bør følgelig ikke bli overrasket om vi ved hjelp av relasjoner av denne typen ikke greier å gi rimelig presise forhåndsanslag for konsumets vekstrate fra ett år til det neste. I det minste indikerer det ovenstående at diskusjoner innenfor en margin på - lavt regnet - et halvt til ett prosentpoeng er forfeilet.

Relasjon (5.2c) contra (5.4c)

Vi vil så sammenlikne den dynamiske relasjon (5.4c) med den "korresponderende" statiske (5.2c) over ett 10-års perspektiv under fire alternative

Tabell 13. Punktprediksjoner for konsumendring og anslag for prediksjonsfeil basert på relasjonene (5.1c) og (5.2c). Milliarder 1961-kroner

Alternativ	Antatt verdi av inntektsendring		Punktprediksjon for konsumendring ($\Delta \hat{C}_T$) basert på relasjon		Absolutt prediksjonsfeil for relasjon (5.1c)		Relativ prediksjonsfeil for relasjon (5.1c)		
	ΔY_T^{L+T} (1)	ΔY_T^S (2)	(5.2c) (3)	(5.1c) (4)	Estimert standardavvik for $\Delta \hat{C}_{T1}$ (5)	Estimert standardavvik for $\Delta C_T - \Delta \hat{C}_T^2$ (6)	(7)= (5):(4)	(8)= (6):(4)	(9)= (6):26.205 ³⁾
1	0	1.2	1.069	0.452	0.1621	0.2630	0.359	0.582	0.01004
2	0.2	1.0	1.069	0.575	0.1425	0.2513	0.248	0.437	0.00959
3	0.6	0.6	1.069	0.821	0.0723	0.2193	0.088	0.267	0.00837
4	1.0	0.2	1.069	1.066	0.0108	0.2073	0.010	0.194	0.00791
5	1.2	0	1.069	1.189	0.0360	0.2101	0.030	0.177	0.00802
6	1.4	-0.2	1.069	1.312	0.0704	0.2188	0.054	0.167	0.00835
7	1.8	-0.6	1.069	1.557	0.1406	0.2502	0.090	0.161	0.00955
8	2.2	-1.0	1.069	1.803	0.2107	0.2956	0.117	0.164	0.01128
9	0	0	0	0	0	0.2070	0.00790
10	0.5	0.1	0.535	0.533	0.0054	0.2072	0.010	0.389	0.00791
11	1.5	0.3	1.604	1.599	0.0162	0.2078	0.010	0.130	0.00793
12	2.0	0.4	2.139	2.132	0.0217	0.2082	0.010	0.098	0.00795

1) Beregnet som $\hat{\sigma}_2 = \hat{\sigma} \sqrt{\frac{Q_2}{17D}}$. Jfr. formel (9) i vedlegg 4.

2) Beregnet som $\hat{\eta}_2 = \hat{\sigma} \sqrt{2 + \frac{Q_2}{17D}}$. Jfr. formel (12) i vedlegg 4.

3) Det faktiske konsum i 1968 var lik 26.205 milliarder 1961-kroner.

antakelser om utviklingen i totalinntekten $Y = Y^L + Y^S + Y^T$. Alle alternativer er basert på en gjennomsnittlig årlig vekstrate for Y fra år 1 (som tilsvarer 1968) til år 10 på 4 prosent. I alternativ 1 er det antatt en vedvarende vekst, alternativ 2 gjelder en trinnsvis utvikling i inntekten med to års "sprang", mens alternativene 3 og 4 beskriver utviklingsforløp med konstant inntektsnivå i henholdsvis siste og første del av perioden.

Beregningsresultater i form av punktprediksjoner for nivå og endring for konsumet er gitt i tabell 14. Også her får vi bekreftet at valget av relasjon spiller liten rolle for prognoseresultatet ved forlengelse av inntektstrenden i observasjonsperioden (alternativ 1). Antar inntektsutviklingen derimot et forløp som avviker sterkt fra en trendmessig utvikling, viser punktanslagene til dels betydelige forskjeller. Særlig markert er dette for alternativ 2 med trinnsvis sprang i inntekten. Spesielt finner vi store diskrepanser i anslagene for konsumendringen, men disse forsvinner i noen grad når vi ser flere år under ett. Det er altså hovedsakelig når det gjelder å tidfeste de konsumendringer som følger av kortsiktige

Tabell 14. Punktprediksjoner for konsumnivå og -endring ifølge relasjonene (5.2c) og (5.4c) under 4 alternativer for inntektsutviklingen. Mill. 1961-kroner

t	Alternativ 1						Alternativ 2					
	Inn- tekt Y_t	Konsumprediksjon				Inn- tekt Y_t	Konsumprediksjon					
		Relasjon (5.2c)		Relasjon (5.4c)			Relasjon (5.2c)		Relasjon (5.4c)			
		Nivå	En- dring	Nivå	En- dring		Nivå	En- dring	Nivå	En- dring		
0	..	25 253 ¹⁾	..	25 253 ¹⁾	25 253 ¹⁾	..	25 253 ¹⁾	..		
1	27 117 ²⁾	26 042	789	26 130	877	27 117 ²⁾	26 042	789	26 130	877		
2	28 202	27 009	967	27 083	953	27 117	26 042	0	26 441	311		
3	29 330	28 014	1 005	28 089	1 006	29 330	28 014	1 972	27 861	1 420		
4	30 503	29 059	1 045	29 140	1 051	29 330	28 014	0	28 365	504		
5	31 723	30 146	1 087	30 234	1 094	31 723	30 146	2 132	29 960	1 595		
6	32 992	31 277	1 131	31 373	1 139	31 723	30 146	0	30 525	565		
7	34 312	32 453	1 176	32 558	1 185	34 312	32 453	2 307	32 258	1 733		
8	35 684	33 676	1 223	33 790	1 232	34 312	32 453	0	32 872	614		
9	37 112	34 949	1 273	35 072	1 282	37 112	34 949	2 496	34 747	1 875		
10	38 596	36 271	1 322	36 405	1 333	37 112	34 949	0	35 411	664		
t	Alternativ 3						Alternativ 4					
	Inn- tekt Y_t	Konsumprediksjon				Inn- tekt Y_t	Konsumprediksjon					
		Relasjon (5.2c)		Relasjon (5.4c)			Relasjon (5.2c)		Relasjon (5.4c)			
		Nivå	En- dring	Nivå	En- dring		Nivå	En- dring	Nivå	En- dring		
0	..	25 253 ¹⁾	..	25 253 ¹⁾	25 253 ¹⁾	..	25 253 ¹⁾	..		
1	28 202	27 009	1 756	26 773	1 520	26 111	25 146	-107	25 535	282		
2	30 503	29 059	2 050	28 673	1 900	26 111	25 146	0	25 635	100		
3	32 992	31 277	2 218	30 820	2 147	26 111	25 146	0	25 670	35		
4	35 684	33 676	2 399	33 174	2 354	26 111	25 146	0	25 683	13		
5	38 596	36 271	2 595	35 732	2 558	26 111	25 146	0	25 687	4		
6	38 596	36 271	0	36 639	907	28 202	27 009	1 863	26 926	1 239		
7	38 596	36 271	0	36 960	321	30 503	29 059	2 050	28 728	1 802		
8	38 596	36 271	0	37 074	114	32 992	31 277	2 218	30 840	2 112		
9	38 596	36 271	0	37 114	40	35 684	33 676	2 399	33 182	2 342		
10	38 596	36 271	0	37 128	14	38 596	36 271	2 595	35 735	2 553		

1) Faktisk verdi av C i 1967.

2) Faktisk verdi av Y i 1968.

svingninger i inntekten omkring en trend, at de to relasjoner vil lede til vesentlig forskjellige resultater.⁵⁴⁾

De "simuleringer" som er beskrevet ovenfor, kan ikke gi noe helt fyldestgjørende bilde av den prognosepresisjon vi kan regne med når relasjonene inngår i en simultan modell. For å kaste lys over dette vil det være nødvendig å betrakte hele relasjonssystemet under ett.

8. OPPSUMMERING

1. De inntrykk resultatene i denne artikkelen etterlater, er noe blandede. På den ene side får vi bekreftet inntektens sentrale rolle som forklaringsvariabel for det private konsum. Resultatene peker i den retning at de enkelte komponenter av den private inntekt har forskjellig marginal konsumtilbøyelighet; spesielt later det til at selvstendiges inntekt ikke virker så sterkt konsummotiverende som lønnstakeres og trygdedes.

2. Når det derimot gjelder betydningen av andre faktorer, som teorien peker på som relevante, gir resultatene neppe grunnlag for entydige konklusjoner. Riktignok kan hypotesen om at likviditetsforholdene i den private sektor er av betydning for konsumatterspørselen hente en viss støtte i beregningene basert på kvartalsdata, men tolkningen av resultatene er noe uklar.

3. Våre anstrengelser med sikte på å avdekke den dynamiske struktur i makro-konsumfunksjonen har heller ikke vært særlig vellykkede. Vi kan gi et forholdsvis presist anslag for den langsiktige marginale konsumtilbøyelighet, ca. 0.9 med de variabeldefinisjoner som er benyttet, men når det gjelder de kortsiktige konsumvirkninger av inntektsendringer, står de fleste spørsmål ubesvart. Det tallmateriale vi i dag har, gir neppe grunn til å preferere dynamiske framfor statiske konsumfunksjoner.

4. De forsøk som er gjort på å kartlegge relasjonenes prognoseegenskaper, motiverer også til å vise beskjedenhet ved bruk av resultatene. Selv for de "beste" av relasjonene utgjør residualspredningen omtrent fjerdeparten av den gjennomsnittlige årlige vekstrate for konsumet. Hvis inntektsutviklingen avviker fra trenden i observasjonsmateriale, er mangelen på presisjon enda mer påtrengende.

5. Det har etter dette ikke vært lett å treffe et endelig valg av makro-konsumfunksjon til bruk i MODIS IV. Dels ut fra relasjonenes føyningsegenskaper,

54) Jfr. det som er sagt om den "kortsiktige" contra den "langsiktige" marginale konsumtilbøyelighet i avsnitt 5.2 ovenfor.

dels på basis av skjønnsmessige overlegninger har en særlig festet seg ved

$$(5.1c) \quad C = \text{Konstant} + 0.9908(Y^L + Y^T) + 0.3768Y^S$$

med

$$(5.6) \quad C = \text{Konstant} + 0.1142C_{-1} + 0.8805(Y^L + Y^T + 0.4Y^S)$$

som et mulig alternativ. Bare erfaringene med den praktiske bruk av modellen kan avgjøre hvorvidt disse relasjonene bør bli stående eller om det bør treffes et nytt valg.

6. For å gjøre videre framstøt på dette feltet synes - etter det inntrykk vi i dag har - to retninger å være fruktbare. Den ene er å utnytte tverrsnittsmateriale fra kombinerte inntekts- og forbruksundersøkelser mer intensivt. Forholdene skulle ligge godt til rette for det når vi om få år kan regne med å få tall fra løpende undersøkelser av denne type å arbeide med. I slike analyser bør vi vurdere valget av inntekts- og konsumdefinisjoner nøye. Den andre retningen, som eventuelt kan supplere den første, er å legge større vekt på bruk av kvartalsdata. En forutsetning for å kunne nå resultater her er at vi får et bedre utbygd kvartalsvis nasjonalregnskap enn vi i dag har. Vi bør i denne forbindelse trolig ofre problemet med sesongvariasjoner mer oppmerksomhet enn det som har vært vanlig hittil.

EN SKISSE AV DET TEORETISKE GRUNNLAG
FOR EN KONSUMFUNKSJON PÅ MIKRONIVÅ

Formålet med dette vedlegg er å skissere en enkel variant av den intertemporale teori for et individs konsumadferd som deler av avsnitt 2 bygger på.¹⁾

Betrakt en konsument (husholdning) som befinner seg ved begynnelsen av periode nr. 1²⁾ og skal bestemme eller planlegge konsumutviklingen over et tidsrom (planleggingsperioden), som strekker seg fra og med periode nr. 1 til og med periode nr. T (planleggingshorisonten). La C_t betegne konsumentens totale konsum i faste priser i periode nr. t, P_t konsumprisnivået i periode nr. t ($t = 1, 2, \dots, T$) og F_t nominalverdien av dens formue (gjeld regnes som negativ formue) ved utgangen av periode nr. t ($t = 0, 1, \dots, T$). Konsumentens preferanseordning når det gjelder fordelingen av konsumet over planleggingsperioden, antas representert ved nytteindikatorfunksjonen

$$(1) \quad U(C_1, C_2, \dots, C_T, \frac{F_T}{P_T}),$$

hvor realverdien av formuen ved utgangen av planleggingsperioden inngår som argument for å reflektere at konsumenten også ofrer situasjonen etter planleggingsperiodens utløp oppmerksomhet.³⁾

Anta videre at konsumenten i periode nr. t mottar et utenfra gitt nominelt beløp Y_t (eksogen inntekt). Konsumentens budsjettbetingelse i periode nr. t er da

$$(2) \quad Y_t + (1+r_t)F_{t-1} = P_t C_t + F_t \quad (t = 1, 2, \dots, T),$$

1) Teorien har mange varianter og kan fremstilles på flere måter. Andre fremstillinger er gitt av Henderson og Quandt ([19], Chs. 8-2 og 8-3) og Haavelmo ([22], kap. 20).

2) Teorien kan formuleres med kontinuerlig eller diskret tid. Vi vil her velge den diskrete formulering.

3) Problemet med planleggingsperiodens lengde har vært et tilbakevendende diskusjonstema i makro-dynamiske analyser. Forholdet er kanskje mindre problematisk på mikronivå, hvor planleggingshorisonten kan assosieres med beslutningstakerens (forventede) gjenstående levetid. Jfr. forøvrig Modigliani et al. [3], [29].

idet vi antar at formuen (gjelden) ved begynnelsen av periode nr. t forrentes etter en eksogent gitt rentesats r_t og at den eksogene inntekt tillagt formuesinntekten anvendes til konsum og til (positiv eller negativ) formuesøkning (sparing).

Konsumentens tilpasningsproblem beskrives gjerne på følgende måte: Velg de verdier av C_1, \dots, C_T og F_1, \dots, F_T som maksimerer U gitt ved (1) med (2) som bibetingelser, idet Y_t, P_t og r_t ($t = 1, \dots, T$) samt F_0 er data ved maksimeringen. Utover (2) forutsettes det ikke å være restriksjoner på valgmulighetene ved maksimeringen.

Omforming av (2) gir

$$(3) \quad \frac{Y_t}{P_t} - C_t = \frac{F_t}{P_t} - (1+r_t) \frac{F_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (t = 1, 2, \dots, T),$$

hvor vi har innført

$$(4) \quad \rho_t = r_t - \frac{P_t - P_{t-1}}{P_t} \quad (1+r_t) = r_t + \frac{\Delta P_t}{P_t},$$

som er rentesatsen i periode nr. t korrigert for prisstigning (realrenten). Eliminasjon av $F_1/P_1, \dots, F_{T-1}/P_{T-1}$ fra (3) gir

$$(5) \quad a_T \frac{F_T}{P_T} - \frac{F_0}{P_0} = \sum_{t=1}^T a_t \left(\frac{Y_t}{P_t} - C_t \right),$$

hvor a -ene er diskonteringsfaktorer gitt ved

$$(6) \quad a_t = \prod_{\tau=1}^t \left(\frac{1}{1+\rho_\tau} \right) \quad (t = 1, 2, \dots, T).$$

Maksimeringsproblemet kan dermed omformes til problemet å maksimere U m.h.p. C_1, \dots, C_T og F_T med (5) som bibetingelse. Førsteordensbetingelsene blir, i tillegg til (5),

$$(7) \quad \frac{\frac{\partial U}{\partial C_1}}{a_1} = \frac{\frac{\partial U}{\partial C_2}}{a_2} = \dots = \frac{\frac{\partial U}{\partial C_T}}{a_T} = \frac{\frac{\partial U}{\partial (F_T/P_T)}}{a_T}.$$

Under rimelige forutsetninger har modellen en éntydig løsning; spesielt får vi at etterspørselsrelasjonen for konsumet i periode nr. 1 kan skrives

$$(8) \quad C_1 = f \left(\sum_{t=1}^T a_t \frac{Y_t}{P_t} + \frac{F_0}{P_0}, a_1, a_2, \dots, a_T \right),$$

idet vi tar hensyn til at a-ene er generert ved r-ene og P-ene som gitt ved (4) og (6).⁴⁾ Relasjonene for C_2, \dots, C_T og F_T/P_T blir av tilsvarende form. De er imidlertid uinteressante for vårt formål og har nærmest karakter av "biprodukter" ved maksimeringen. Eller sagt på en annen måte: Hele konsumutviklingen planlegges ved begynnelsen av periode nr. 1, men bare C_1 gjøres til gjenstand for et bindende valg som manifesterer seg som konsumeterspørsel i markedet. Planene for de øvrige perioder er foreløpige og revideres hvis de forutsetninger de var basert på, senere viser seg ikke å holde stikk.

Av de datumvariable vil bare Y_1, P_1, r_1 og F_0 i praksis være kjent på planleggingstidspunktet; for de øvrige kunne vi tenke oss at konsumenten lager forecasts basert på tidligere erfaringer og eventuell annen informasjon. Hvorledes slik forventningsdannelse skal formaliseres, er et vanskelig og tildels uløst problem, som vi ikke vil ta opp.

Den sammenheng mellom konsum og forventet utvikling i inntekt, priser og rente samt initialformue som (8) gir uttrykk for, bør kunne gi oss nyttig innsikt ved etablering av den økonometriske modell. Ett trekk kan det spesielt være verdt å understreke, nemlig det diffuse innhold i begrepet 'marginal konsumtilbøyelighet'⁵⁾. Det er den neddiskonterte verdi av individets realinntektsstrøm over planleggingsperioden tillagt realverdien av initialformuen - individets samlede formue om en vil - som er av betydning for konsumeterspørselen, mens det er likegyldig i hvilken periode de enkelte komponenter av totalformuen "påløper".⁶⁾ Dette er naturligvis en refleks av forutsetningen om at det ikke eksisterer restriksjoner på mulighetene for å omfordele inntekten mellom perioder ved sparing eller lån. Innføres restriksjoner av denne type i modellen, vil sammenhengen ikke bli så enkel. Beskrankninger på kredittmarkedet kan være en heuristisk begrunnelse for å skille ut den initiale realinntekt (Y_1/P_1) og realformue (F_0/P_0) som separate argumenter i konsumfunksjonen. Det forhold at disse er realiserte størrelser, mens de øvrige komponenter av totalformuen er ukjente på planleggingstidspunktet, kan trekke i samme retning.

4) Etterspørselsrelasjonen kan selvsagt, mer generelt, skrives på formen $C_1 = f^*(Y_1, \dots, Y_T, P_1, \dots, P_T, F_0, r_1, \dots, r_T)$. Formuleringen (8) gir imidlertid bedre oversikt over strukturen.

5) Det kan imidlertid gis en presis mening; jfr. Uzawa [46], særlig pp. 494-498. Det er verdt å notere at intet i denne teorien tilsier at den marginale konsumtilbøyelighet nødvendigvis vil være mindre enn eller lik 1.

6) Dette er gjort til et sentralt poeng av Samuelson ([34], særlig avsnitt VIII).

FORMELL UTLEDNING AV MAKRO-KONSUMFUNKSJONEN VED
AGGREGERING AV INDIVIDUELLE KONSUMRELASJONER

Formålet med dette vedlegg er å vise hvorledes en makro-konsumfunksjon kan utledes ved aggregering fra mikronivå under forutsetning av lineære mikro-relasjoner. Spesielt vil vi etablere betingelsene for

- 1) at koeffisientene i makro-konsumfunksjonen er stabile, og
- 2) at det kan være forsvarlig å se bort fra andre forklaringsvariable enn inntekten.

Vi tenker oss en økonomi med n konsumenter (husholdninger), som er inndelt i K grupper på en slik måte at alle konsumentene i hver gruppe kan antas å ha et forholdsvis ensartet forbruksmønster. Inndelingskriteriet kunne f.eks. være husholdningens størrelse og sammensetning, hovedpersonens sosiale status og inntekt (idet en f.eks. kunne anta at de inntektsvariasjoner som betraktes, ikke er så store at de ville bety at konsumentene "flyttet" fra én inntektsgruppe til en annen).

Vi innfører følgende symboler ($j = 1, 2, \dots, K$):

c_j = Realverdien av konsumet til den typiske konsument i gruppe nr. j .

r_j = Disponibel realinntekt til den typiske konsument i gruppe nr. j .

z_j = En annen forklaringsvariabel i konsumrelasjonen, f.eks. husholdning nr. j 's formue, antall husholdningsmedlemmer (forbruksenheter).

n_j = Antall konsumenter i gruppe nr. j .

$n = \sum_j n_j$ = Totalt antall konsumenter.

$v_j = \frac{n_j}{n}$ = Andel av konsumentene som befinner seg i gruppe nr. j .

$C = \sum_j v_j c_j$ = Totalt privat konsum i realverdi.

$R = \sum_j v_j r_j$ = Total disponibel realinntekt.

Anta at den representative konsuments konsumadferd kan beskrives ved følgende enkle relasjon:

$$(1) \quad c_j = \alpha_j + \beta_j r_j + \gamma_j z_j$$

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

$$(2) \quad C = \sum_j \alpha_j n_j + \sum_j \beta_j n_j r_j + \sum_j \gamma_j n_j z_j,$$

som gir følgende uttrykk for totalt konsum per capita

$$(3) \quad \frac{C}{n} = \bar{\alpha} + \bar{\beta} \frac{R}{n} + \sum_j \gamma_j v_j z_j,$$

hvor

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

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

Altså er $\bar{\alpha}$ og $\bar{\beta}$ stabile makro-koeffisienter, forutsatt at¹⁾

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

Av (3) følger videre at en relasjon av formen

$$(4) \quad \frac{C}{n} = \alpha + \beta \frac{R}{n},$$

hvor α og β er konstanter, vil kunne forsvares dersom (i) og (ii) og samtidig én av følgende forutsetninger er oppfylt

- (iiia) det er en slik stabilitet i fordelingen av konsumentene på grupper at z_j er tilnærmet konstant over tiden (eksempler kan være stabilitet i fordelingen av husholdningene etter familietype, hovedpersonens alder og sosioøkonomisk gruppe); da er

$$\alpha = \sum_j (\alpha_j + \gamma_j z_j) v_j \quad \text{og} \quad \beta = \bar{\beta}, \quad \text{eller}$$

- (iiib) det gjelder en sammenheng mellom r_j og z_j over tiden, som tilnærmet kan uttrykkes ved $z_j = e_j r_j + f_j$, hvor e_j og f_j er konstanter (eksempler kan være sammenheng mellom formue og inntekt eller mellom forventet inntekt og løpende inntekt - jfr. vedlegg 1); da er

1) Jfr. Theil's betingelser for "perfekt aggregering" ([42], pp. 133 - 170). Betingelse (i) er tilstrekkelig til at $\bar{\alpha}$ er stabil. I spesialtilfellet da alle α -ene og alle β -ene er like, er $\bar{\alpha}$ og $\bar{\beta}$ alltid stabile.

$$\alpha = \frac{\sum_j (\alpha_j + \gamma_j f_j) v_j}{\sum_k v_k r_k} \quad \text{og} \quad \beta = \frac{\sum_j (\beta_j + \gamma_j e_j) v_j r_j}{\sum_k v_k r_k}.$$

Betingelsene (i) - (iii) kan synes restriktive, men om de ikke kan antas å gjelde eksakt, vil de ofte holde med god tilnærming, iallfall innen relativt vide grupper av konsumenter. Dette antyder at en del av de komplikasjoner vi møter på mikronivå, som motiverer til innføring av mange forklaringsvariable (som til dels er vanskelige å observere og kvantifisere), vil kunne "aggregeres bort" ved overgang fra mikro til makro.²⁾

Erfaringsmessig viser inntektsfordelingen en tendens til stabilitet over lengre tidsrom innen forholdsvis vide grupper av inntektstakere, f.eks. innen sosialgruppene lønnstakere, selvstendig næringsdrivende og trygdede (pensjonister). Det betyr at betingelser av typen (i) og (ii) og i noen grad (iii) med god tilnærming kan antas å gjelde innen disse hovedgrupper av inntektstakere, uten at vi kan gjøre krav på at tilsvarende betingelser er oppfylt mellom grupper. Den aktuelle situasjon i Norge er tvert imot at det er skjedd, og sannsynligvis fortsatt vil skje, en ikke ubetydelig omfordeling mellom disse grupper. Vi kan derfor kanskje forsvare at en relasjon av formen (4), evt. med noen få tilleggsvariable, jfr. fotnote 2, gir en brukbar beskrivelse av forbruksstrukturen for hver enkelt av disse sosialgruppene³⁾.

Om vi forutsetter

$$(5) \quad \frac{C_Z}{N_Z} = \alpha_Z + \beta_Z \frac{R_Z}{N_Z} \quad (Z = L, S, T),$$

får vi

$$(6) \quad C = C_L + C_S + C_T = \alpha_L N_L + \alpha_S N_S + \alpha_T N_T + \beta_L R_L + \beta_S R_S + \beta_T R_T,$$

hvor R_L , R_S og R_T betegner total disponibel realinntekt til henholdsvis lønnstakere, selvstendige og trygdede, C_L , C_S og C_T deres konsum i faste priser, og N_L , N_S og N_T antall inntektstakere i disse tre gruppene.

2) Hvis verken (iiia) eller (iiib) holder, men z_j -ene oppfyller betingelser tilsvarende (ii), vil sumleddet i (3) kunne erstattes av $\bar{y} \frac{Z}{n}$, hvor \bar{y} og Z er definert analogt med β og R .

3) Inndelingen av inntektstakerne i disse tre sosialgruppene inneholder for øvrig et visst element av klassifisering etter inntektsnivå.

Hvis andelene N_L/N , N_S/N og N_T/N (hvor $N = N_L + N_S + N_T$) holder seg stabile over tiden, forenkler (6) seg til

$$(7) \quad \frac{C}{N} = \alpha + \beta_L \frac{R_L}{N} + \beta_S \frac{R_S}{N} + \beta_T \frac{R_T}{N},$$

hvor

$$\alpha = (\alpha_L N_L + \alpha_S N_S + \alpha_T N_T) / N. \quad 4)$$

For Norge er forutsetningen om konstant relativ fordeling av inntektstakerne klart urealistisk. Fra 1952 til 1968 økte antall (beregnete) årsverk utført av lønnstakere (ifølge nasjonalregnskapet) fra ca. 1 mill. til ca. 1,2 mill., mens det for selvstendige var en nedgang fra ca. 470 000 til ca. 340 000 årsverk. I samme tidsrom skjedde det en markert oppgang i antall stønadsmottakere fra de sosiale trygder. Det er derfor tvilsomt om det kan gis noe sterkt forsvar for å velge (7) framfor den tilsvarende relasjon hvor alle de variable inngår på totalnivåform.

4) Vi merker oss at hvis fordelingen av inntektstakere på de tre sosialgruppene ikke er stabil - evt. at den analoge betingelse på mikronivå, (i), ikke er oppfylt - vil makro-konsumfunksjonen være uten konstantledd.

BEMERKNINGER OM DEFINISJONEN AV KONSUM, SPARING OG INNTEKT

Betrakt et individ som mottar en utenfra gitt betalingsstrøm, f.eks. arbeidsinntekt korrigert for skatter, arbeidsfrie overføringer fra det offentlige etc. I tillegg får det avkastning av sin finansielle formue (evt. fradrag for gjeldsrenter). Disse betalingsstrømmer kan gis to anvendelser: 1) kjøp av varer og tjenester til konsumformål, og 2) økning av den finansielle formue. Anta at konsumgodene kan deles i to grupper: 1) goder hvis levetid er lengre enn den periodelengde som betraktes, og 2) goder som i sin helhet konsumeres i løpet av perioden. Vi kaller de første 'varige' og de siste 'ikke-varige' konsumgoder.

Vi vil presisere tankegangen ved bruk av følgende symboler:

- i_t = Verdi av husholdningens utenfra gitte betalingsstrøm i periode t .
- f_t = Verdi av husholdningens finansielle formue ved utgangen av periode t . (Gjeld regnes som negativ formue.)
- r_t = Nominell avkastningsrate for finansiell formue i periode t (relatert til formuen ved periodens begynnelse).
- g_t = Del av husholdningens samlede innbetalingsstrøm som går til økning av dens finansielle formue i periode t .
- h_t = Verdistigning av husholdningens finansielle formue i periode t som ikke skriver seg fra g_t (gevinst (prisgevinst) på finanskapital).
- j_t = Volum av husholdningens kjøp av varige konsumgoder i periode t .
- k_t = Husholdningens beholdning av varige konsumgoder (konsumkapital) ved utgangen av periode t .
- d_t = Depresiering av varige konsumgoder i periode t .
- x_t = Volum av husholdningens kjøp av ikke-varige konsumgoder i periode t .
- q_t = Prisindeks for varige konsumgoder i periode t .
- p_t = Prisindeks for ikke-varige konsumgoder i periode t .
- ρ_t = Markedsrentesats i periode t .

Her kan f_t , g_t , h_t være positive, null eller negative; de øvrige variable er ikke-negative.

Følgende økosirk-relasjoner gjelder

$$(1) \quad i_t + r_t f_{t-1} = p_t x_t + q_t j_t + g_t,$$

$$(2) \quad j_t = k_t - k_{t-1} + d_t,$$

$$(3) \quad g_t + h_t = f_t - f_{t-1}.$$

Vi vil nå definere begreper 'konsum' og 'sparing' og på grunnlag av disse begrepet 'inntekt' som summen av konsum og sparing. Konsumet består dels av konsum av ikke-varige dels av varige konsumgoder. Vi definerer verdien av konsumet i periode t som

$$(4) \quad c_t = p_t x_t + \rho_t q_t k_{t-1} + q_t d_t,$$

hvor summen av de to siste ledd representerer en beregnet verdi av "konsumet" av varige konsumgoder, nemlig en beregnet renteutgift ved bruk av konsumkapital ("opportunity cost") tillagt verdien av depresieringen i løpet av perioden.¹⁾

Verdien av sparingen defineres som verdien av økningen i beholdningen av konsumkapital pluss økningen i den finansielle formue, altså

$$(5) \quad s_t = q_t k_t - q_{t-1} k_{t-1} + f_t - f_{t-1}.$$

Både når det gjelder k og f, er det til dels alvorlige vurderingsproblemer, som vi her lar ligge. Nominalinntekten i periode t blir dermed

$$(6) \quad y_t = c_t + s_t = p_t x_t + \rho_t q_t k_{t-1} + q_t d_t + q_t k_t - q_{t-1} k_{t-1} + f_t - f_{t-1},$$

som ved bruk av (1) - (3) forenkler seg til

$$(7) \quad y_t = i_t + r_t f_{t-1} + \rho_t q_t k_{t-1} + h_t + (q_t - q_{t-1}) k_{t-1}.$$

1) Mer konkret kan vi tenke oss at konsumkapitalen "produserer" tjenester proporsjonale med kapitalbeholdningen ved periodens begynnelse. Vi forutsetter for enkelhets skyld et "perfekt" marked, slik at såvel tjenestene i periode t som k_t , d_t og j_t har prisindeks q_t .

Hvis vi aksepterer definisjonene av konsum og sparing gitt ved (4) og (5), ledes vi altså til følgende definisjon av den "riktige" inntekt:

Inntekt = Disponibel arbeidsinntekt og overføringer
 + Avkastning av finansiell formue (evt. minus gjeldsrenter)
 + Beregnet avkastning av konsumkapital
 + Prisgevinst (evt. -tap) på finansiell formue
 + Verdistigning (evt. -tap) på konsumkapital.

Den tredje og femte av disse komponentene er beregnede (imputerte) størrelser, som ikke vil komme til uttrykk i et vanlig inntektsregnskap for en husholdning. De kommer inn i vårt idealiserte inntektsbegrep fordi kjøp og forbruk av varige konsumgoder ikke er sammenfallende.

Resonnementet ovenfor refererer seg til en enkelt konsument. Ved aggregering over konsumenter vil en del av de finansielle fordringer forsvinne. I spesialtilfellet da hele den private sektor betraktes under ett, vil bare fordringer/gjeld til den offentlige sektor og utlandet komme i betraktning.²⁾³⁾

2) Dette er basert på den (drastiske) antakelse at fordringer og gjeld verdsettes likt hos kreditor og debitor.

3) Interessante diskusjoner av ytterligere problemer ved etablering av en "riktig" definisjon av inntekt er gitt av Simons ([35], pp. 49-58) og Samuelson [34].

UTLEDNING AV FORMLER FOR PREDIKSJONSFEIL

Formålet med dette vedlegg er å utlede og drøfte de formler for prediksjonsfeil som er benyttet i avsnitt 7.

Utgangspunktet er relasjonen

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

hvor C_t kan representere privat konsum målt i faste priser i periode nr. t , R_{1t} og R_{2t} to kategorier av disponibel realinntekt i periode nr. t og u_t et uobserverbart stokastisk restledd. Vi vil anta at u -enes sannsynlighetsfordeling ikke avhenger av R -ene og at

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

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

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

To typer av prediksjoner kan være av interesse:

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

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

Som prediksjonsformel for nivået C_T er følgende nærliggende

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

Den analoge formel for tilveksten ΔC_T er

$$(5) \quad \hat{\Delta C}_T = \hat{b}_1 \Delta R_{1T} + \hat{b}_2 \Delta R_{2T} = \text{est } \Delta(EC_T).$$

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

Mellom prediksjonene for nivå og endring gjelder åpenbart følgende sammenheng

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

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

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

La \bar{R}_1 og \bar{R}_2 betegne R -enes gjennomsnittsverdier i observasjonsmaterialet, m_{11} og m_{22} deres empiriske varianser, m_{12} kovariansen mellom dem og $D = m_{11}m_{22} - m_{12}^2$. La $\hat{d} = \hat{a} + \bar{R}_1 \hat{b}_1 + \bar{R}_2 \hat{b}_2$. Vi har da

$$\text{var } \hat{b}_1 = \frac{\sigma^2}{T_1} \frac{m_{22}}{D},$$

$$\text{var } \hat{b}_2 = \frac{\sigma^2}{T_1} \frac{m_{11}}{D},$$

$$\text{cov}(\hat{b}_1, \hat{b}_2) = -\frac{\sigma^2}{T_1} \frac{m_{12}}{D},$$

$$\text{var } \hat{d} = \frac{\sigma^2}{T_1},$$

$$\text{cov}(\hat{b}_1, \hat{d}) = \text{cov}(\hat{b}_2, \hat{d}) = 0.$$

Anvender vi disse formlene, får vi følgende uttrykk for variansene til \hat{C}_T og $\hat{\Delta C}_T$

$$(8) \quad v_1^2 = \text{var } \hat{C}_T = \sigma^2 \left(\frac{1}{T_1} + \frac{1}{T_1 D} \left[(R_{1T} - \bar{R}_1)^2 m_{22} - 2(R_{1T} - \bar{R}_1)(R_{2T} - \bar{R}_2) m_{12} + (R_{2T} - \bar{R}_2)^2 m_{11} \right] \right) = \sigma^2 \left(\frac{1}{T_1} + \frac{Q_1}{T_1 D} \right)$$

$$(9) \quad v_2^2 = \text{var}(\hat{\Delta C}_T) = \sigma^2 \cdot \frac{1}{T_1 D} \left[(\Delta R_{1T})^2 m_{22} - 2(\Delta R_{1T})(\Delta R_{2T})m_{12} + (\Delta R_{2T})^2 m_{11} \right] \\ = \sigma^2 \frac{Q_2}{T_1 D},$$

hvor Q_1 og Q_2 representerer de to hakeparenteser i (8) og (9).

På grunn av (3) er C_{T-1} og $\hat{\Delta C}_T$ ukorrelerte (under forutsetning av at $T > T_1 + 1$), og variansen til C_T blir

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

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

$$(11) \quad \eta_1^2 = E(C_T - \hat{C}_T)^2 = \text{var}(C_T - \hat{C}_T) = \text{var} C_T + \text{var} \hat{C}_T = \sigma^2 \left(1 + \frac{1}{T_1} + \frac{Q_1}{T_1 D} \right),$$

$$(12) \quad \eta_2^2 = E(\Delta C_T - \hat{\Delta C}_T)^2 = E(C_T - \tilde{C}_T)^2 = \text{var}(\Delta C_T - \hat{\Delta C}_T) = \text{var}(C_T - \tilde{C}_T) \\ = \text{var} C_T + \text{var} \tilde{C}_T = \sigma^2 \left(2 + \frac{Q_2}{T_1 D} \right),$$

Vi har dermed

$$(13) \quad \eta_1^2 \gtrless \eta_2^2 \text{ alt ettersom } \frac{Q_1 - Q_2}{D} \gtrless T_1 - 1.$$

Det innbyrdes størrelsesforhold mellom prediksjonsfeilene ved bruk av de to prediksjonsformlene (4) og (7) er altså bestemt dels ved antall observasjoner og observasjonsmaterialets "beskaffenhet", uttrykt ved de empiriske annenordensmomenter, og dels av hvilke verdier for inntektsnivåene som danner grunnlaget for prediksjonen. Siden Q_1 , Q_2 og D alltid er ikke-negative og siden inntektsnivået stort sett vokser over tiden, er det grunn til å regne med at $\Delta R_{iT} < R_{iT} - \bar{R}_i$ ($i=1,2$). Q_1 er derfor rimeligvis større enn Q_2 . La oss et øyeblikk tenke oss at sentralmomentene m_{ij} var tilnærmet konstante ved variasjoner i samplestørrelsen T_1 .

(13) innebærer da at prediksjonsformelen (7) vil gi den minste prediksjonsfeil ved små samplestørrelser, mens (4) vil være det beste valg når T_1 overstiger en viss grense. Dette virker også intuitivt rimelig. Når estimeringen er basert på et lite sample, må vi regne med upresise estimater på strukturparametrene. Da har den informasjon som ligger i at vi kjenner C_{T-1} , stor betydning. Har vi derimot et stort sample til disposisjon, kan vi regne med at estimatene blir presist bestemt, og dermed gir kjennskap til C_{T-1} liten tilleggsinformasjon om den "sanne" struktur. I det ekstreme tilfelle da strukturparametrene er kjent med full sikkerhet (vi erstatter da \hat{C}_T med EC_T og $\hat{\Delta C}_T$ med ΔEC_T i formlene ovenfor), degenererer (11) og (12) til de kjente variansformler

$$(14) \quad \eta_1^2 = \text{var } C_T = \sigma^2,$$

$$(15) \quad \eta_2^2 = \text{var } \Delta C_T = \text{var } C_{T-1} + \text{var } C_T = 2\sigma^2.$$

I dette tilfelle er det åpenbart optimalt å velge (4) som prediksjonsformel. Annerledes vil det kunne stille seg hvis forutsetning (3) om ikke auto-korrelerte restledd ikke er oppfylt.

Det som - når observasjonsmaterialet er gitt - bestemmer størrelsen av prediksjonsfeilene, er de kvadratiske former Q_1 og Q_2 . Følgende vises lett:

$$(16) \quad \left\{ \begin{array}{l} \text{For gitt } R_{1T} \text{ er } Q_1 \text{ og dermed } \eta_1^2 \text{ minimal når } R_{2T} - \bar{R}_2 = \frac{m_{12}}{m_{11}} (R_{1T} - \bar{R}_1). \\ \text{" " } R_{2T} \text{ " } \eta_1^2 \text{ minimal når } R_{1T} - \bar{R}_1 = \frac{m_{12}}{m_{22}} (R_{2T} - \bar{R}_2). \end{array} \right.$$

$$(17) \quad \left\{ \begin{array}{l} \text{For gitt } \Delta R_{1T} \text{ er } Q_2 \text{ og dermed } \eta_2^2 \text{ minimal når } \Delta R_{2T} = \frac{m_{12}}{m_{11}} \Delta R_{1T}. \\ \text{" " } \Delta R_{2T} \text{ " } \eta_2^2 \text{ minimal når } \Delta R_{1T} = \frac{m_{12}}{m_{22}} \Delta R_{2T} \end{array} \right.$$

Hvis R_1 og R_2 i observasjonsmaterialet er sterkt korrelert, vil $m_{12}/m_{22} \approx m_{11}/m_{12}$. Innholdet i (16) og (17) kan da, noe upresist, formuleres på følgende måte: Hvis det er sterk multicollinearitet i observasjonsmaterialet, vil prediksjonsfeilen bli minst når inntektsutviklingen i prediksjonsperioden representerer en forlengelse av trenden i observasjonsperioden.

Som oftest vil uttrykk for den relative prediksjonsfeil være av vel så stor interesse som den absolutte. De estimerte variasjonskoeffisienter til henholdsvis \hat{C}_T , $\hat{\Delta C}_T$ og \tilde{C}_T er ifølge (8)-(10)

$$(18) \quad \hat{\lambda}_1 = \frac{\sqrt{\text{est var } \hat{C}_T}}{\hat{C}_T} = \frac{\hat{\sigma}}{\hat{C}_T} \sqrt{1 + \frac{Q_1}{T_1 D}},$$

$$(19) \quad \hat{\lambda}_2 = \frac{\sqrt{\text{est var } (\hat{\Delta C}_T)}}{|\hat{\Delta C}_T|} = \frac{\hat{\sigma}}{|\hat{\Delta C}_T|} \sqrt{\frac{Q_2}{T_1 D}},$$

$$(20) \quad \hat{\lambda}_3 = \frac{\sqrt{\text{est var } \tilde{C}_T}}{\tilde{C}_T} = \frac{\hat{\sigma}}{\tilde{C}_T} \sqrt{1 + \frac{Q_2}{T_1 D}},$$

hvor $\hat{\sigma}$ betegner estimatet for det residuale standardavvik. Forholdet mellom det estimerte standardavvik til avviket mellom den realisererte verdi og punktprediksjonen og punktprediksjonen selv kan det ofte være vel så nyttig å kjenne. Ved bruk av (11) og (12) får vi

$$(21) \quad \hat{\xi}_1 = \frac{\text{est } \eta_1}{\hat{C}_T} = \frac{\hat{\sigma}}{\hat{C}_T} \sqrt{1 + \frac{Q_1}{T_1 D}},$$

$$(22) \quad \hat{\xi}_2 = \frac{\text{est } \eta_2}{|\hat{\Delta C}_T|} = \frac{\hat{\sigma}}{|\hat{\Delta C}_T|} \sqrt{2 + \frac{Q_2}{T_1 D}},$$

$$(23) \quad \hat{\xi}_3 = \frac{\text{est } \eta_2}{\tilde{C}_T} = \frac{\hat{\sigma}}{\tilde{C}_T} \sqrt{2 + \frac{Q_2}{T_1 D}}.$$

Hvilken eller hvilke av indikatorene ((18)-(23) som velges i det enkelte tilfelle, er ikke trivielt. Vi ser at vi alltid har $\hat{\xi}_i - \hat{\lambda}_i > 0$ ($i=1,2,3$) og at differensen blir desto mindre jo større Q_1 , resp. Q_2 er. Videre er $\hat{\xi}_2 > \hat{\xi}_3$ dersom $\tilde{C}_T > |\hat{\Delta C}_T|$, mens det er tenkelig, men kanskje i praksis sjelden forekommende, at $\hat{\lambda}_2 < \hat{\lambda}_3$.

REFERANSER

- [1] Almon, S.: The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures. Econometrica, 1965, pp. 178-196.
- [2] Amundsen, A.: Vekst og sammenhenger i den norske økonomi 1920-1955. Artikler nr. 2 fra Statistisk Sentralbyrå, Oslo, 1957.
- [3] Ando, A. og Modigliani, F.: The "Life Cycle" Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests. American Economic Review, 1963, pp. 55-84.
- [4] Bjerke, J.: Estimering av konsumfunksjoner på grunnlag av nasjonalregnskapsdata 1865-1968. Artikler nr. 53 fra Statistisk Sentralbyrå, Oslo, 1972.
- [5] Brown, T.M.: Habit Persistence and Lags in Consumer Behaviour. Econometrica, 1952, pp. 355-371.
- [6] Dhrymes, P.J., Klein, L.R. og Steiglitz, K.: Estimation of Distributed Lags. International Economic Review, 1970, pp. 235-250.
- [7] Duesenberry, J.S.: Income, Saving, and the Theory of Consumer Behavior. Harvard University Press, Cambridge (Mass.), 1952.
- [8] Duesenberry, J.S., Fromm, G., Klein, L. R. og Kuh, E. (eds.): The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States. North-Holland Publishing Company, Amsterdam, 1965.
- [9] Evans, M.K. og Klein, L.R.: The Wharton Econometric Forecasting Model. University of Pennsylvania, 2nd., Enlarged Edition, Philadelphia, 1968.
- [10] Farrell, M.J.: The New Theories of the Consumption Function. The Economic Journal, 1959, pp. 678-696.
- [11] Ferber, R.: Research on Household Behaviour. American Economic Review, 1962, pp. 19-63.
- [12] Fisher, I.: The Theory of Interest. The Macmillan Company, New York, 1930.
- [13] Friedman, M.: A Theory of the Consumption Function. Princeton University Press, Princeton, 1957.
- [14] Frisch, R. og Waugh, F.V.: Partial Time Regression as Compared With Individual Trends. Econometrica, 1933, pp. 221-223.
- [15] Griliches, Z.: A Note on Serial Correlation Bias in Estimates of Distributed Lags. Econometrica, 1961, pp. 65-73.

- [16] Griliches, Z.: Distributed Lags: A Survey. Econometrica, 1967, pp. 16-49.
- [17] Griliches, Z., Maddala, G.S., Lucas, R. og Wallace, N.: Notes on Estimated Aggregate Quarterly Consumption Functions. Econometrica, 1962, pp. 491-500.
- [18] Harberger, A.C. (ed.): The Demand for Durable Goods. University of Chicago Press, Chicago, 1960.
- [19] Henderson, J.M. og Quandt, R.E.: Microeconomic Theory. McGraw-Hill Book Company, New York, 1963.
- [20] Houthakker, H.S. og Taylor, L.D.: Consumer Demand in the United States, 1929-1970. Analyses and Projections. Harvard University Press, Cambridge (Mass.), 1966.
- [21] Haavelmo, T.: Methods of Measuring the Marginal Propensity to Consume. Journal of the American Statistical Association, 1947, pp. 105-122.
- [22] Haavelmo, T.: Orientering i makro-økonomisk teori. Memorandum fra Sosialøkonomisk Institutt, Universitetet i Oslo, 15. desember 1966.
- [23] Klein, L.R. og Goldberger, A.S.: An Econometric Model of the United States, 1929-1952. North-Holland Publishing Company, Amsterdam, 1955.
- [24] Kuh, E.: The Validity of Cross-Sectionally Estimated Behavior Equations in Time Series Applications. Econometrica, 1959, pp. 197-214.
- [25] Kuh, E. og Meyer, J.R.: How Extraneous are Extraneous Estimates? Review of Economics and Statistics, 1957, pp. 380-393.
- [26] Lovell, M.C.: Seasonal Adjustment of Economic Time Series and Multiple Regression Analysis. Journal of the American Statistical Association, 1963, pp. 993-1010.
- [27] Malinvaud, E.: Statistical Methods of Econometrics. North-Holland Publishing Company, Amsterdam, 1966.
- [28] Modigliani, F.: Fluctuations in the Saving-Income Ratio: A Problem in Economic Forecasting. Studies in Income and Wealth, vol. 11, National Bureau of Economic Research, New York, 1949, pp. 371-443.

- [29] Modigliani, F. og Brumberg, R.E.: Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data. Chapter 15 in Kurihara, K.K. (ed.): Post-Keynesian Economics. Rutgers University Press, New Brunswick (N.J.), 1954, pp. 388-436.
- [30] Mundlak, Y.: Aggregation over Time in Distributed Lag Models. International Economic Review, 1961, pp. 154-163.
- [31] Nerlove, M.: The Market Demand for Durable Goods: A Comment. Econometrica, 1960, pp. 132-142.
- [32] Prais, J.S. og Houthakker, H.S.: The Analysis of Family Budgets. The University Press, Cambridge, 1955.
- [33] Rowley, J.C.R.: Prior Adjustment: An Extension of the Frisch-Waugh Theorem to the Method of "Two-Stage Least-Squares". Metroeconomica, 1972, pp. 309-315.
- [34] Samuelson, P.A.: The Evaluation of 'Social Income': Capital Formation and Wealth. Chapter 3 in F.A. Lutz and D.C. Hague (eds.): The Theory of Capital. Macmillan, London, 1961, pp. 32-57.
- [35] Simons, H.C.: Personal Income Taxation. University of Chicago Press, Chicago, 1938.
- [36] Smyth, D.J. og McMahon, P.C.: The Australian Short-Run Consumption Function. The Economic Record, 1972, pp. 220-231
- [37] Statistisk Sentralbyrå: Norges økonomi etter krigen. Samfunns-økonomiske Studier nr. 12, Oslo, 1965.
- [38] Statistisk Sentralbyrå: Inntektsstatistikk 1970. Norges Offisielle Statistikk, A 543, Oslo, 1973.
- [39] Stone, R. og Rowe, D.A.: The Market Demand for Durable Goods. Econometrica, 1957, pp. 423-443.
- [40] Stone, R. og Rowe, D.A.: The Durability of Consumers' Durable Goods. Econometrica, 1960, pp. 407-416.
- [41] Sverdrup, E.: Lov og tilfældighet, bind I. Universitetsforlaget, Oslo, 1964.
- [42] Theil, H.: Linear Aggregation of Economic Relations. North-Holland Publishing Company, Amsterdam, 1954.

- [43] Theil, H.: Principles of Econometrics. North-Holland Publishing Company, Amsterdam, 1971.
- [44] Thomas, J.J. og Wallis, K.F.: Seasonal Variation in Regression Analysis. Journal of the Royal Statistical Society, 1971 A, pp. 57-72.
- [45] Thonstad, T.: Habit Formation and Stock-Adjustment. Comments on the Houthakker-Taylor Model. Memorandum fra Sosial-økonomisk Institutt, Universitetet i Oslo, 25. september 1968.
- [46] Uzawa, H.: Time Preference, the Consumption Function, and Optimum Asset Holdings. Chapter 21 in J.N. Wolfe (ed.): Value, Capital, and Growth. Papers in honour of Sir John Hicks. Edinburgh University Press, Edinburgh, 1968, pp. 485-504.
- [47] Wallis, K.F.: Seasonal Adjustment and Relations between Variables. Upublisert notat, London School of Economics, september 1972.
- [48] Watts, H.W.: An Analysis of the Effects of Transitory Income on Expenditure of Norwegian Households. Artikler nr. 19 fra Statistisk Sentralbyrå, Oslo, 1968.
- [49] Zellner, A.: The Short-Run Consumption Function. Econometrica, 1957, pp. 552-567.
- [50] Zellner, A. og Geisel, M.S.: Analysis of Distributed Lag Models with Applications to Consumption Function Estimation. Econometrica, 1970, pp. 865-888.
- [51] Zellner, A., Huang, D.S. og Chau, L.C.: Further Analysis of the Short-Run Consumption Function with Emphasis on the Role of Liquid Assets. Econometrica, 1965, pp. 571-581.
- [52] Zellner, A. og Williams, A.D.: Bayesian Analysis of the Federal-Reserve - MIT - Penn Model's Almon Lag Consumption Function. Journal of Econometrics, 1973, pp. 267-299.

ENGLISH SUMMARY

This paper presents aggregate consumption functions estimated from Norwegian annual and quarterly National Accounts data for the post-war period. Dynamic relations, resulting from the inclusion of accumulated consumption and income as explanatory variables, as well as static ones are considered. The static relations are estimated by using ordinary least squares; the estimation of the dynamic relations is based partly on a modified version of the maximum likelihood method, partly on ordinary least squares, and partly on the Almon lag technique.

The results support the hypothesis that the different components of the personal disposable income have different marginal propensities to consume (MPC); in particular, the MPC of the income of self-employed is significantly lower than that of wage earners and recipients. The results do not invite precise statements regarding the form of the income lag distribution; however, fairly precise estimates of the long-run MPC of total income can be given. The quarterly data give some slight support to the hypothesis that the real value of liquid assets is a factor influencing total consumption.

The residual standard error of the most promising relations is about 1 per cent of total consumption, i.e., about 25 per cent of the annual growth rate of total consumption in the post-war period. As a result of multicollinearity the standard error of the predicted annual change in consumption is considerable, even when the exogenous variables deviate only slightly from their trend in the period of observation.

Utkommet i serien ART

Issued in the series Artikler fra Statistisk Sentralbyrå (ART)

- Nr. 1 Odd Aukrust: Investeringenes effekt på nasjonalproduktet *The Effects of Capital Formation on the National Product* 1957 28 s. Utsolgt
- " 2 Arne Amundsen: Vekst og sammenhenger i den norske økonomi 1920 - 1955 *Growth and Interdependence in Norwegian Economy* 1957 40 s. Utsolgt
- " 3 Statistisk Sentralbyrås forskningsavdeling: Skattelegging av personlige skattytere i årene 1947 - 1956 *Taxation of Personal Tax Payers* 1957 8 s. Utsolgt
- " 4 Odd Aukrust og Juul Bjerke: Realkapital og økonomisk vekst 1900 - 1956 *Real Capital and Economic Growth* 1958 32 s. kr. 3,50
- " 5 Paul Barca: Utviklingen av den norske jordbruksstatistikk *Development of the Norwegian Agricultural Statistics* 1958 23 s. kr. 2,00
- " 6 Arne Amundsen: Metoder i analysen av forbruksdata *Methods in Family Budget Analyses* 1960 24 s. kr. 5,00
- " 7 Arne Amundsen: Konsumelastisiteter og konsumprognoser bygd på nasjonalregnskapet *Consumer Demand Elasticities and Consumer Expenditure Projections Based on National Accounts Data* 1963 44 s. kr. 5,00
- " 8 Arne Øien og Hallvard Borgenvik: Utviklingen i personlige inntekts-skatter 1952 - 1964 *The Development of Personal Income Taxes* 1964 30 s. kr. 5,00
- " 9 Hallvard Borgenvik: Personlige inntektsskatter i sju vest-europeiske land *Personal Income Taxes in Seven Countries in Western Europe* 1964 16 s. kr. 5,00
- " 10 Gerd Skoe Lettenstrøm og Gisle Skancke: De yrkesaktive i Norge 1875 - 1960 og prognoser for utviklingen fram til 1970 *The Economically Active Population in Norway and Forecasts up to 1970* 1964 56 s. kr. 6,00
- " 11 Hallvard Borgenvik: Aktuelle skattetall 1965 *Current Tax Data* 1965 38 s. kr. 6,00 Utsolgt
- " 12 Idar Møglestue: Kriminalitet, årskull og økonomisk vekst *Crimes, Generations and Economic Growth* 1965 63 s. kr. 7,00
- " 13 Svein Nordbotten: Desisjonstabeller og generering av maskinprogrammer for granskning av statistisk primærmateriale *Decision Tables and Generation of Computer Programs for Editing of Statistical Data* 1965 11 s. kr. 4,00
- " 14 Gerd Skoe Lettenstrøm: Ekteskap og barnetall - En analyse av fruktbarhetsutviklingen i Norge *Marriages and Number of Children - An Analysis of Fertility Trend in Norway* 1965 29 s. kr. 6,00
- " 15 Odd Aukrust: Tjue års økonomisk politikk i Norge: Suksesser og mistak *Twenty Years of Norwegian Economic Policy: An Appraisal* 1965 38 s. kr. 6,00 Utsolgt
- " 16 Svein Nordbotten: Long-Range Planning, Progress- and Cost-Reporting in the Central Bureau of Statistics of Norway *Langtidsprogrammering, framdrifts- og kostnadsrapportering i Statistisk Sentralbyrå* 1966 17 s. kr. 4,00

- Nr. 17 Olav Bjerkholt: Økonomiske konsekvenser av nedrustning i Norge
Economic Consequences of Disarmament in Norway 1966 25 s.
kr. 4,00 Utsolgt
- " 18 Petter Jakob Bjerve: Teknisk revolusjon i økonomisk analyse og politikk? *Technical Revolution in Economic Analysis and Policy?* 1966 23 s. kr. 4,00
- " 19 Harold W. Watts: An Analysis of the Effects of Transitory Income on Expenditure of Norwegian Households 1968 28 s. kr. 5,00
- " 20 Thomas Schjøtz: The Use of Computers in the National Accounts of Norway *Bruk av elektronregnemaskiner i nasjonalregnskapsarbeidet i Norge* 1968 28 s. kr. 5,00
- " 21 Petter Jakob Bjerve: Trends in Quantitative Economic Planning in Norway *Utviklingstendensar i den kvantitative økonomiske planlegginga i Norge* 1968 29 s. kr. 5,00
- " 22 Kari Karlsen og Helge Skaug: Statistisk Sentralbyrås sentrale registre *Registers in the Central Bureau of Statistics* 1968 24 s. kr. 3,50
- " 23 Per Sevaldson: MODIS II A Macro-Economic Model for Short-Term Analysis and Planning *MODIS II En makroøkonomisk modell for korttidsanalyse og planlegging* 1968 40 s. kr. 4,50
- " 24 Olav Bjerkholt: A Precise Description of the System of Equations of the Economic Model MODIS III *Likningssystemet i den økonomiske modell MODIS III* 1968 30 s. kr. 4,50 Utsolgt
- " 25 Eivind Hoffmann: Prinsipielt om måling av samfunnets utdanningskapital og et forsøk på å måle utdanningskapitalen i Norge i 1960 *On the Measurement of the Stock of Educational Capital and an Attempt to Measure Norway's Stock of Educational Capital in 1960* 1968 60 s. kr. 5,00
- " 26 Hallvard Borgenvik: Aktuelle skattetall 1968 *Current Tax Data* 1969 40 s. kr. 7,00
- " 27 Hallvard Borgenvik: Inntekts- og formuesskattlegging av norske kapitalplasseringer i utlandet *Income and Net Wealth Taxes of Norwegian Investment in Foreign Countries* 1969 40 s. kr. 7,00
- " 28 Petter Jakob Bjerve og Svein Nordbotten: Automasjon i statistikkproduksjonen *Automation of the Production of Statistics* 1969 30 s. kr. 7,00
- " 29 Tormod Andreassen: En analyse av industriens investeringsplaner *An Analysis of the Industries Investment Plans* 1969 26 s. kr. 5,00
- " 30 Bela Balassa og Odd Aukrust: To artikler om norsk industri *Two Articles on Norwegian Manufacturing Industries* 1969 40 s. kr. 5,00
- " 31 Hallvard Borgenvik og Hallvard Flø: Virkninger av skattereformen av 1969 *Effects of the Taxation Reform of 1969* 1969 35 s. kr. 7,00 Utsolgt
- " 32 Per Sevaldson: The Stability of Input-Output Coefficients *Stabilitet i kryssløpskoeffisienter* 1969 40 s. kr. 7,00

- Nr. 33 Odd Aukrust og Hallvard Borgenvik: Inntektsfordelingsvirkninger av skattereformen av 1969 *Income Distribution Effects of the Taxation Reform of 1969* 1969 29 s. kr. 7,00
- " 34 Odd Aukrust og Svein Nordbotten: Dataregistrering, dataarkiver og samfunnsforskning *Data Registration, Data Banks and Social Research* 1970 43 s. kr. 7,00
- " 35 Odd Aukrust: PRIM I A Model of the Price and Income Distribution Mechanism of an Open Economy *PRIM I En modell av pris- og inntektsfordelingsmekanismen i en åpen økonomi* 1970 61 s. kr. 7,00
- " 36 Arne Amundsen: Konsumets og sparingens langsiktige utvikling *Consumption and Saving in the Process of Long-Term Growth* 1970 18 s. kr. 5,00
- " 37 Steinar Tamsfoss: Om bruk av stikkprøver ved kontoret for intervjuundersøkelser, Statistisk Sentralbyrå *On the Use of Sampling Surveys by the Central Bureau of Statistics, Norway* 1970 46 s. kr. 7,00
- " 38 Svein Nordbotten: Personmodeller, personregnskapssystemer og persondataarkiver *Population Models, Population Accounting Systems and Individual Data Banks* 1970 28 s. kr. 7,00
- " 39 Julie E. Backer: Variasjoner i utviklingen hos nyfødte barn *Variations in the Maturity Level of New Born Infants* 1970 36 s. kr. 7,00
- " 40 Svein Nordbotten: Two Articles on Statistical Data Files and Their Utilization in Socio-Demographic Model Building *To artikler om statistiske dataarkiver og deres bruk i sosio-demografisk modellbygging* 1971 30 s. kr. 7,00
- " 41 Per Sevaldson: Data Sources and User Operations of MODIS, a Macro-Economic Model for Short Term Planning *Datagrunnlag og brukernesvirkning ved MODIS, en makroøkonomisk modell for planlegging på kort sikt* 1971 31 s. kr. 7,00
- " 42 Erik Biørn: Fordelingsvirkninger av indirekte skatter og subsidier *Distributive Effects of Indirect Taxes and Subsidies* 1971 42 s. kr. 5,00
- " 43 Hallvard Borgenvik og Inger Gabrielsen: Aktuelle skattetal 1970 *Current Tax Data* 1971 53 s. kr. 7,00
- " 44 Vidar Ringstad: PRIM II En revidert versjon av pris- og inntektsmodellen *PRIM II A Revised Version of the Price and Income Model* 1972 43 s. kr. 7,00
- " 45 Jan M. Hoem: Purged and Partial Markov Chains *Lutrede og partielle Markovkjeder* 1972 16 s. kr. 5,00
- " 46 Jan M. Hoem: Two Articles on the Interpretation of Vital Rates *To artikler om tolking av befolkningsrater* 1972 33 s. kr. 7,00
- " 47 Inger Gabrielsen: Aktuelle skattetal 1972 *Current Tax Data* 1972 58 s. kr. 8,00
- " 48 Vidar Ringstad: Om estimering av økonomiske relasjoner fra tverrsnitts-, tidsrekke- og kombinert tverrsnitts tidsrekke - data *On the Estimation of Economic Relations Using Cross Section-, Time Series - and Combined Cross Section - Time Series - Data* 1972 26 s. kr. 7,00

- Nr. 49 Jan M. Hoem: On the Statistical Theory of Analytic Graduation
Statistisk teori for analytisk glatting 1972 41 s. kr. 7,00
- " 50 Henry M. Peskin: National Accounting and the Environment
Nasjonalregnskap og miljøverdier 1972 60 s. kr. 8,00
- " 51 Eivind Gilje: Analytic Graduation of Age-Specific Fertility Rates
Analytisk glatting av aldersspesifikke fødselsrater 1972 49 s.
kr. 8,00
- " 52 Jan M. Hoem og Arne Rideng: Kommentarer til Statistisk Sentral-
byrås framskrivning av folkemengden i kommunene 1972-2000 *Comments*
to the Regional Population Projections for Norway 1972 29 s.
kr. 7,00
- " 53 Juul Bjerke: Estimering av konsumfunksjoner på grunnlag av
nasjonalregnskapsdata 1865-1968 *Estimating Consumption Functions*
from National Accounts Data 1972 60 s. kr. 8,00
- " 54 Jan M. Hoem: Usikkerhet ved befolkningsprognoser *Inaccuracy of*
Population Projections 1973 63 s. kr. 8,00
- " 55 Erik Biørn: Prognoser for de langsiktige endringer i sammenset-
ningen av det private konsum *Long Term Forecasts for the Changes*
in the Composition of the Private Consumption 1973 71 s.
kr. 8,00
- " 56 Jan M. Hoem: Inhomogeneous Semi-Markov Processes, Select
Actuarial Tables, and Duration-Dependence in Demography
Inhomogene semimarkovprosesser, selekte aktuartabeller og varig-
hetsavhengighet i demografi 1973 54 s. kr. 8,00
- " 57 Svein Brenna: Revisjon av indeksene for utenrikshandelen
Revision of Indices for Foreign Trade 1973 47 s. kr. 7,00
- " 58 Jan M. Hoem: Statistisk Sentralbyrås utvalgsundersøkelser:
Elementer av det matematiske grunnlaget *The Sample Surveys of*
the Central Bureau of Statistics of Norway: Basic Mathematical
Elements 1973 59 s. kr. 8,00
- " 59 Inger Gabrielsen: Aktuelle skattetall 1973 *Current Tax Data*
1973 63 s. kr. 8,00
- " 60 Per Sevaldson: Om oppstilling og bruk av regionalt nasjonal-
regnskap *Construction and Use of Regional National Accounts*
1973 74 s. kr. 7,00
- " 61 Jan M. Hoem: Levels of Error in Population Forecasts *Usikker-*
hetenivåer ved befolkningsprognoser 1973 46 s. kr. 8,00
- " 62 Arne Rideng og Bjørn Lied Tønnesen: Statistisk Sentralbyrås
regionale befolkningsframskrivinger Nåværende opplegg og
utviklingsplaner 1974 *The Regional Population Projections of the*
Central Bureau of Statistics of Norway Current Procedure and
Plans for the Future 1974 25 s. kr. 7,00
- " 64 Terje Assum: Hvem har nytte av forbrukerservice? *To Whose Benefit*
is the Consumer Service? 22 s. kr. 5,00

Publikasjonen utgis i kommisjon hos
H. Aschehoug & Co., Oslo, og er til salgs hos alle bokhandlere
Pris kr. 8,00

Omslag trykt hos Grøndahl & Søn, Oslo

ISBN 82 - 537 - 0350 - 3