




**ARTIKLER**

**53**



**ESTIMERING AV  
KONSUMFUNKSJONER PÅ GRUNNLAG  
AV NASJONALREGNSKAPSDATA  
1865—1968**

**Av Juul Bjerke**

**ESTIMATING CONSUMPTION  
FUNCTIONS FROM  
NATIONAL ACCOUNTS DATA  
1865—1968**

**OSLO 1972**

**STATISTISK SENTRALBYRÅ**

**ESTIMERING AV  
KONSUMFUNKSJONER PÅ GRUNNLAG  
AV NASJONALREGNSKAPSDATA  
1865—1968**

Av Juul Bjerke

**ESTIMATING CONSUMPTION  
FUNCTIONS FROM  
NATIONAL ACCOUNTS DATA  
1865—1968**

**OSLO 1972**

ISBN 82-537-0213-2



## FORORD

Beregninger av tilbakegående nasjonalregnskapstall som er utført i Byrået, gjør det mulig å studere sentrale makroøkonomiske sammenhenger på grunnlag av historiske nasjonalregnskapstall. I denne artikkel legges fram en del resultater av forsøk som er gjort på å estimere konsumfunksjoner ut fra data for privat konsum og privat disponibel inntekt i perioden 1865-1968.

Beregningsarbeidet og et førsteutkast til denne artikkel var ferdig våren 1971. På grunn av forfatterens permisjon fra sin stilling i Byrået i mellomtiden, blir denne artikkelen først publisert nå.

Byrået har senere fortsatt arbeidet med å estimere konsumfunksjoner ut fra nasjonalregnskapsdata for etterkrigstiden til bruk i planleggingsmodellen MODIS IV. Et arbeidsnotat (IO 72/14) av Erik Biørn med foreløpige resultater fra disse beregningene foreligger i Byrået.

Statistisk Sentralbyrå, Oslo, 12. desember 1972

Petter Jakob Bjerve

## *PREFACE*

National Accounts estimates, which have been made available by the Central Bureau of Statistics back to 1865, make possible the study of central macro-economic relationships based on historical National Accounts data. In this article some results from a study trying to estimate consumption functions based on data for private consumption and private disposable income for the period 1865-1968 are presented.

The actual calculations and a preliminary draft for this article were finished in the spring 1971. Because of the author's leave of absence in the meantime from his position on the research staff, this article is first being published now.

The Central Bureau of Statistics has tried more recently to estimate consumption functions based on National Accounts data for the post-war period to be used in its short-term planning model MODIS IV. A working-paper by Erik Biørn presenting preliminary results from these estimations (IO 72/14) is available in the Central Bureau.

Central Bureau of Statistics, Oslo, 12 December 1972

Petter Jakob Bjerve

## INNHold

	Side
1. Innledning .....	7
2. Datagrunnlaget .....	9
a. Privat konsum .....	9
b. Privat disponibel inntekt .....	9
(i) Inntekt før skatt .....	9
(ii) Disponible inntekter .....	12
c. Rentenivå, prisstigning og arbeidsløshet .....	13
3. Regresjonsberegninger for ulike former av konsumfunksjoner .....	14
a. Konsumfunksjoner med total privat disponibel realinntekt som eneste forklaringsvariabel .....	14
b. Konsumfunksjoner med realdisponibel arbeidsinntekt og real- disponibel kapitalinntekt som særskilte forklaringsvariable ..	18
c. Trendledd i konsumfunksjonene .....	23
d. Konsumfunksjoner med lag-virkninger .....	26
e. Estimering av lag-relasjoner .....	30
f. Konsumfunksjoner med både lag-variable og trend .....	41
g. Konsumfunksjoner med variable elastisiteter m.h.p. arbeids- inntekt og kapitalinntekt .....	43
h. Konsumfunksjoner med andre forklaringsvariable .....	46
4. Sammenlikninger med tidligere forsøk på estimering av konsum- funksjoner .....	48
5. Oppsummering .....	52
Sammendrag på engelsk .....	54

CONTENTS

	Page
1. Introduction .....	7
2. The data-basis .....	9
a. Private consumption .....	9
b. Private disposable incomes .....	9
(i) Incomes before taxes .....	9
(ii) Disposable incomes .....	12
c. Interest rates, rate of price-increases and unemployment .....	13
3. Regressions for different forms of consumption functions .....	14
a. Regressions with total private disposable real income as the only explanatory variable .....	14
b. Regressions with real disposable labour income and real disposable capital income as separate explanatory variables ..	18
c. Consumption function with trend-effects .....	23
d. Consumption functions with lag-effects .....	26
e. Estimating lag-relations .....	30
f. Consumption functions with both trend- and lag-variables .....	41
g. Consumption functions with variable elasticities with respect to labour and capital incomes .....	43
h. Consumption functions with other explanatory variables .....	46
4. Comparisons with previous estimations of consumption functions ...	48
5. Summary of results .....	52
English summary .....	54

## 1. Innledning

I denne artikkel skal en gjøre rede for en del resultater en er kommet fram til i arbeidet med å analysere konsumsammenhenger basert på det norske nasjonalregnskapsmaterialet for perioden 1865-1968. Arbeidet omfatter et forholdsvis stort antall regresjonsberegninger som er utført med det private konsumet som avhengig variabel og med disponibel realinntekt og visse andre størrelser som forklaringsvariable. Regresjonsberegningene er dels gjennomført på grunnlag av data for hele perioden 1865-1968, dels er beregninger utført særskilt for ulike delperioder. De delperioder en har arbeidd med er:

<u>Periode:</u>	<u>Antall observasjoner:</u>
1883-1968	72
1865-1939	71
1883-1939	53
1950-1968	19

Observasjoner for det private konsum i krigsårene 1940-45 foreligger ikke, og disse år er ikke med i beregningene. En har dessuten valgt å holde de fire første år etter siste verdenskrig (årene 1946, 1947, 1948 og 1949) utenfor. Det samme er gjort for årene 1916, 1917, 1918 og 1919, mot slutten av og like etter 1. verdenskrig. Begrunnelsen for stort sett å holde krigsår og de første etterkrigsår utenfor beregningene er en antakelse om at det private konsumet da var påvirket av så spesielle forhold at det ikke er rimelig å vente at konsumvariasjonene i disse år skal kunne forklares ved hjelp av "normale" konsumsammenhenger. Beregninger som er gjort, viser også at avvikene mellom faktiske og beregnede tall for det private konsumet i flere av disse år var betydelig større i tallverdi enn gjennomsnittlig for hele perioden. Alt i alt omfatter da tallmaterialet for hele perioden observasjoner for 90 år.

Som forklaringsvariable for det private konsumet er i beregningene dels nyttet total privat disponibel realinntekt, dels har en splittet den disponible totalinntekten opp i to komponenter: realdisponibel arbeidsinntekt og realdisponibel kapitalinntekt og nyttet hver av disse inntektsbegrepene særskilt som forklaringsvariable. Arbeidsinntekt (før skatt) er her definert som lønn + beregnet arbeidsinntekt for selvstendig næringsdrivende. Kapitalinntekt blir da resten, dvs. total privat inntekt av arbeid og kapital iflg. nasjonalregnskapet minus arbeidsinntekt. For øvrig



viser en til avsnittet nedenfor om datagrunnlaget. Et mer ønskelig alternativ ville kanskje være å bruke personlig disponibel realinntekt som forklaringsvariabel. I tilfellet med en todeling av inntekten ville vi da fått å gjøre med realdisponibel arbeidsinntekt på den ene side og personlig realdisponibel kapitalinntekt på den annen side. På denne måten ville vi fått ekskludert fra totalinntekten og fra kapitalinntekten fondsopplegg og annen tilbakeholdt inntekt i aksjeselskaper. Det kan anføres gode grunner for at dette ville gitt mer hensiktsmessige inntektsbegrep som konsummotiverende variable. Da det imidlertid ikke foreligger tilbakegående data om fondsopplegg og annen tilbakeholdt inntekt i aksjeselskaper, har det ikke vært mulig å prøve på beregninger under dette alternativ. Foruten total privat disponibel realinntekt i de enkelte år, evt. disponibel arbeids- og kapitalinntekt særskilt, har en i en del av regresjonene nyttet konsumet resp. inntektene i tidligere år som forklaringsvariable. Konsumfunksjoner av denne typen åpner muligheten for at hele konsumvirkningen av eventuelle inntektsendringer ikke skjer momentant, men gjør seg gjeldende gradvis. Det kan m.a.o. være forskjell på virkningene av inntektsendringer på kort og på lang sikt. Foruten de inntektsvariable som her er nevnt, har en tatt sikte på å undersøke om andre variable, f.eks. rentenivå, endringer i prisnivå, eventuelt rentenivå korrigert for prisendringer, kan ha hatt noen innvirkning på konsumvariasjonene i perioden.

Det er grunn til å anta at det, over en så lang periode som det her gjelder, kan ha skjedd store og kanskje systematiske endringer i den personlige inntektsfordeling. Det ville hatt stor interesse å få undersøkt om større jevnhet eller ujevnhet i den personlige inntektsfordeling kan ha hatt noen betydning for utviklingen av det private konsumet. Dessverre foreligger i det tilgjengelige tallmaterialet ingen brukbar indikator for endringene i den personlige inntektsfordeling for hele perioden, og en har derfor ikke fått tatt hensyn til slike endringer ved undersøkelsene. Bare på ett punkt har en forsøkt å trekke inn en variabel som på kort sikt kanskje kan si noe om endringer i den personlige inntektsfordeling. Det gjelder omfanget av arbeidsløsheten. En øking i arbeidsløsheten vil trolig på kort sikt bety større ujevnhet i den personlige inntektsfordeling. I enkelte av regresjonsberegningene har en derfor forsøkt å trekke inn arbeidsløshetsprosenten som en selvstendig forklaringsvariabel i konsumfunksjonen.

Ved undersøkelsene har en for det meste konsentrert seg om to hovedformer for konsumfunksjoner. Den ene er lineære funksjoner i de absolutte størrelser for privat konsum, privat disponibel realinntekt og

eventuelle andre forklaringsvariable. Den andre hovedformen er funksjoner som er lineære i logaritmene, til de variable privat konsum, privat disponibel realinntekt, evt. privat konsum og privat disponibel realinntekt i tidligere år. Den første formen forutsetter at de marginale konsumtilbøyeligheter er konstanter, den andre formen forutsetter at de marginale elastisiteter av privat konsum m.h.p. de disponible inntekter er konstanter. For øvrig viser en til avsnittet 3 om de ulike former for konsumfunksjoner som er estimert. Der har en gitt en mer presis beskrivelse av de regresjonsberegninger som er utført.

## 2. Datagrunnlaget

### a. Privat konsum

De data som er nyttet for det private konsum, bygger på de tilbakegående nasjonalregnskapsberegninger som er publisert i Langtidslinjer i norsk økonomi 1865-1960 (SØS nr. 16) og Nasjonalregnskap 1865-1960 (NOS XII 163). For årene etter 1960 har en nyttet data fra publikasjonen Nasjonalregnskap 1951-1967 (NOS A 261) og for 1968 tall fra Økonomisk utsyn over året 1969. Nasjonalregnskapsberegningene gir tall for det private konsumet både i løpende og faste priser, og ved divisjon får en tall for nasjonalregnskapets prisindeks for privat konsum. Som uttrykk for det private konsumet i perioden har en ved beregningene nyttet en volumindeks (indeks for tall i faste priser) med basis = 100 i 1930, bygd på nasjonalregnskapets tall. Den prisindeksen for det private konsum som er nyttet, er nasjonalregnskapets konsumprisindeks omregnet til basis = 100 i 1930.

### b. Privat disponibel inntekt

#### (i) Inntekt før skatt

De tilbakegående nasjonalregnskapsberegninger som hittil er publisert, gir tall for total privat disponibel inntekt, men før 1930 ingen ytterligere oppdeling av inntekten på disponibel arbeidsinntekt og disponibel kapitalinntekt. Ved tilleggsberegninger som ikke tidligere har vært publisert, har en forsøkt å foreta en oppdeling av den totale faktorinntekt<sup>1)</sup> før 1930 i lønn og eierinntekt, herunder tall for beregnet arbeidsinntekt for selvstendig næringsdrivende. Grunnlaget for disse

1) For å komme fram til privat inntekt av henholdsvis arbeid og kapital må en trekke inn offentlig nettoinntekt av kapital og utlendingers nettoinntekt av kapitalplasseringer i Norge. Fram til 1939 var dette nokså ubetydelige beløp.

beregninger er dels en oppdeling av yrkesbefolkningen på folketellingstidspunktene etter næring, sosialstilling og kjønn. Mellom folketellingstidspunktene er yrkesbefolkningen i de ulike nærings- og sosialstillingsgrupper stort sett bestemt ved interpolering. For å skaffe data for den faktiske sysselsetting i de ulike nærings- og sosialstillingsgrupper har det vært nødvendig å gjøre direkte anslag for tallet på arbeidsløse. Tilbake til omkring århundreskiftet kan en her støtte seg til oppgaver over tallet på arbeidsløse fagforeningsmedlemmer. Før 1900 har en ingen direkte oppgaver over arbeidsløshet, men en har forsøkt å lage anslag basert på de tall som foreligger over fattigunderstøttede personer. Det er klart at det knytter seg betydelig usikkerhet til de anslag som er gjort for sysselsetting og arbeidsløshet i den første del av perioden, særlig for årene mellom folketellingstidspunktene.

For å kunne beregne faktiske lønnsbeløp trenger en i tillegg til tall for sysselsetting i de enkelte nærings- og sosialstillingsgrupper også tall for lønnssetser, eller lønn pr. sysselsatt. I den tilbakegående offisielle lønnsstatistikk finnes det et stort materiale om lønnssetser for menn og kvinner i ulike nærings- og sosialgrupper. Oppgavene gjelder både grupper av arbeidere og funksjonærer. Stort sett er oppgavene gitt for hvert femte år og som oppgaver over daglønn for arbeidere, mer sjelden også som måneds- eller årslønn for funksjonærer. For enkelte grupper av arbeidere (arbeidere ved offentlige vei- og jernbaneanlegg, og arbeidere i Oslo kommune) finnes årlige oppgaver over daglønninger. Disse årlige oppgaver er nyttet til å lage indekser for lønnsutviklingen mellom de femårige lønnstillingene. For de nærings- og sosialstillingsgrupper der lønnssetsene er gitt som daglønn, har en skjønnsmessig antatt at årslønnen svarer til daglønn i 280 dager. Ved hjelp av disse tall for sysselsetting og årslønn pr. sysselsatt har en beregnet tall for de faktiske lønnsbeløp i de ulike nærings- og sosialstillingsgrupper. Til støtte, eller som en viss kontroll for disse beregningene hadde en for 1930 to ulike sett av kilder med selvstendige lønns- eller inntektsanslag. Det ene var oppgavene over antatt inntekt fra Folketellingen 1930 for ulike nærings- og sosialstillingsgrupper. Det andre var de allerede eksisterende lønnsberegninger som var foretatt for dette året i nasjonalregnskapet. De tall som framkom for 1930, etter den beregning en i hovedtrekk har gjort rede for ovenfor, stemte meget bra overens med de to kontrollkilder som her er nevnt. Dette skulle tyde på at lønnsberegningene for den siste del av perioden 1865-1930 er kommet ganske bra ut hva selve nivået angår, sammenliknet med nasjonalregnskapet for 1930-årene. Men dette utelukker naturligvis ikke at det

tidligere i perioden kan være gjort til dels betydelige feil både når det gjelder nivå og bevegelse i lønnstallene.

Det ville føre for langt her å gå i detalj med hensyn til beregningene av arbeidsinntekt for selvstendig næringsdrivende. Hovedprinsippet har imidlertid vært at en har tilregnet selvstendige en arbeidsinntekt pr. sysselsatt som stort sett svarer til "lønnsinntekten pr. sysselsatt" i samme næring. Det som først og fremst teller i totalbeløpene for beregnet arbeidsinntekt, er arbeidsinntekten for selvstendige i jordbruk, skogbruk og fiske. I disse næringene varierer de lønnssetser som er nyttet for ulike kategorier av lønnstakere en god del. Ved beregningen av arbeidsinntekten for selvstendige har en da som regel nyttet de høyeste lønnssetser som gjelder ansatte arbeidere. For selvstendige håndverkere i industri og bygge- og anleggsvirksomhet er nyttet de samme lønnssetser som for faglærte håndverksarbeidere.

I tabell 1 nedenfor har en for enkelte utvalgte år i perioden stilt sammen tall for lønnsinntekt, beregnet arbeidsinntekt for selvstendig næringsdrivende, total arbeidsinntekt og kapitalinntekt.

Tabell 1. Lønnsinntekt, beregnet arbeidsinntekt og kapitalinntekt i utvalgte år 1865-1968. Mill.kr.

År	Lønns- inntekt	Beregnet arbeids- inntekt	Total arbeids- inntekt	Kapital- inntekt <sup>1)</sup>	Lønn i prosent av total ar- beidsinntekt	Total arbeids- inntekts- andel
	1.	2.	3 = 1+2	4.	$5 = \frac{1}{1+2} \cdot 100$	$6 = \frac{3}{3+4} \cdot 100$
1865 ...	129	126	255	163	50,6	61,0
1875 ...	221	201	422	245	52,4	63,3
1890 ...	244	182	426	233	57,3	64,6
1900 ...	373	233	606	331	61,6	64,7
1930 ...	1 736	753	2 489	1 170	69,7	68,0
1946 ...	4 686	1 769	6 455	1 822	72,6	78,0
1960 ...	16 084	3 741	19 825	5 560	81,1	78,1
1968 ...	33 482	6 180	39 662	11 134	84,4	78,1

1) Kapitalinntekt omfatter her også offentlig nettoinntekt av kapital og utlendingers nettoinntekt av kapital.

I løpet av perioden har det skjedd en merkbar stigning i arbeidsinntektens andel av den totale faktorinntekt. Særlig har denne stigningen

vært sterk fra 1930 og fram til perioden etter siste verdenskrig. Ellers viser tallene at lønnsinntektenes andel av den totale arbeidsinntekt har steget jamt og sterkt gjennom hele perioden. Fra en andel på bare litt over 50 prosent steg lønnsinntektene til nærmere 85 prosent av den totale arbeidsinntekt i 1968. I grove trekk gjenspeiler denne utvikling det forhold at tallet på lønnstakere har steget sterkt i forhold til tallet på selvstendig næringsdrivende.

(ii) Disponible inntekter

For å komme fram til tall for disponible arbeids- og kapitalinntekter for private har det vært nødvendig å splitte direkte skatter til og stønader fra offentlige sektorer og stønader fra utlandet på henholdsvis arbeidsinntekt og kapitalinntekt. En har her forutsatt at alle stønader fra offentlige sektorer og fra utlandet til private gjelder arbeidsinntekt (utbetalinger gjennom offentlige trygdeordninger m.v.). Når det gjelder fordelingen av direkte skatter på de to typer av inntekt, har en støttet seg til tall som er beregnet ved skatteforskningsgruppen for perioden tilbake til 1930. Beregningene gir en oppdeling av de samlede direkte skatter på tre hovedgrupper: (i) lønnstakere, pensjonister og trygdede, (ii) selvstendig næringsdrivende, (iii) selskaper. Tallene bygger på skattestatistikken, men er særlig for 1930-årene nokså usikre anslag. Før 1930 mangler en omtrent helt opplysninger om fordelingen av de direkte skatter på selskaper og personlige skattytere. Ut fra de data som foreligger over de totale direkte skatter og ut fra totalinntektens fordeling på arbeidsinntekt og kapitalinntekt, før skatt, har en likevel foretatt en helt skjønnsmessig fordeling av de direkte skatter også for denne perioden. I 1930 utgjorde de direkte skatter om lag 10 prosent av faktorinntekten, i 1900 var tallet vel 3 prosent og i 1865 bare 1,5 prosent. Selv om en før 1930 skulle ha gjort forholdsvis store feil ved oppsplittingen av de direkte skatter, kan dette neppe ha medført store nivåfeil i fordelingen av den totale private disponible inntekt på arbeidsinntekt og kapitalinntekt.

Ved hjelp av tallseriene for privat disponibel arbeidsinntekt og privat disponibel kapitalinntekt og nasjonalregnskapets konsumprisindeks kan en beregne tall for disponibel arbeidsinntekt og disponibel kapitalinntekt i faste priser (disponible realinntekter). Ved beregningene har en nyttet indekstall for disse to tallserier med basis = 100 i 1930. Tabell 2 nedenfor viser fordelingen av total privat disponibel inntekt på disponibel arbeidsinntekt og disponibel kapitalinntekt for enkelte utvalgte år i perioden 1865-1968. I tabellen er også tatt inn relativtall (1930 = 100)

for disponibel arbeids- og kapitalinntekt i faste priser (disponible realinntekter).

Tabell 2. Privat disponibel arbeids- og kapitalinntekt. Utvalgte år 1865-1968

	Disponibel arbeidsinntekt Mill.kr.	Disponibel kapitalinntekt Mill.kr.	Disponibel arbeidsinntekt i prosent av total privat disponibel inntekt	Disponibel realinntekt	
				Arbeidsinntekt 1930=100	Kapitalinntekt 1930=100
1865 .....	252	155	60,9	21,4	28,0
1875 .....	420	238	63,2	29,7	35,2
1890 .....	425	232	64,5	36,2	40,6
1900 .....	595	312	64,4	45,8	49,8
1930 .....	2 288	1 143	67,1	100,0	100,0
1946 .....	5 770	1 653	77,7	147,1	86,0
1960 .....	17 351	4 956	77,7	244,2	142,4
1968 .....	33 225	9 791	77,2	348,2	209,5

### c. Rentenivå, prisstigning og arbeidsløshet

Som uttrykk for rentenivået i perioden er nyttet data for effektiv rente på ihendehaverobligasjoner. Data tilbake til 1900 er hentet fra publikasjonen Det norske kredittmarked siden 1900 (SØS nr. 19). For perioden før 1900 er tallserien for obligasjonsrentenivået beregnet ut fra oppgaver over effektiv rente på obligasjoner utstedt av Norges Hypotekbank. Slike oppgaver finnes i et statistisk vedlegg til den historiske oversikt over Hypotekbankens virksomhet.

Som uttrykk for endringene i prisnivået er nyttet bevegelsene i prisindeksen for privat konsum etter nasjonalregnskapet.

Tilbakegående data over arbeidsløshet finnes, som nevnt innledningsvis, i statistikken over arbeidsløse fagforeningsmedlemmer. Før 1900 er tilsvarende tall beregnet ut fra statistikken over fattigunderstøttede personer. De data som foreligger og de beregninger som er foretatt over arbeidsløshet, er nyttet som indikatorer over endringene i arbeidsløsheten. Selve nivået for arbeidsløshet ble fastlagt for perioden 1930-1939, nemlig ved å jamføre nasjonalregnskapets tall for utførte årsverk med tallene for total yrkesbefolkning basert på folketellingene og befolkningsstatistikkens oppgaver.

### 3. Regresjonsberegninger for ulike former av konsumfunksjoner

I dette avsnittet skal en gi en oversikt over de viktigste beregningsresultater en er kommet fram til ved forsøkene på estimering av ulike typer konsumfunksjoner. Avsnittet er delt inn i underavsnitt etter hovedtype av konsumrelasjoner som er forsøkt estimert, og i hvert underavsnitt er gitt en kort kommentar til resultatene.

#### a. Konsumfunksjoner med total privat disponibel realinntekt som eneste forklaringsvariabel

En lineær konsumfunksjon der totalkonsumet i faste priser i år  $t$ ,  $C_t$ , avhenger bare av total privat disponibel inntekt i faste priser i samme år,  $R_t$ , kan skrives:

$$(1) C_t = a + b \cdot R_t + u_t$$

der størrelsene  $a$  og  $b$  er konstanter og der  $u_t$  er et stokastisk restledd som skal ta vare på tilfeldige avvik f.eks. effekten av mulige andre forklaringsvariable som ikke er tatt med i konsumfunksjonen. Vi forutsetter for alle  $t$  og  $R_t$  at

$$E(u_t) = 0 \quad \text{og at}$$

$$E(u_t \cdot u_{t-s}) = \begin{cases} \sigma^2 & \text{for } s = 0 \\ 0 & \text{for } s \neq 0 \end{cases}$$

dvs. forventning = 0, og konstant residual varians uavhengig av  $R_t$  og ingen seriekorrelasjon mellom restleddene. En tilsvarende logaritmisk lineær utforming av konsumfunksjonen kan skrives:

$$(2) \ln C_t = \alpha + \beta \cdot \ln R_t + u_t$$

der restleddet  $u_t$  ikke er det samme som i relasjon (1), men der vi gjør de samme forutsetninger som ovenfor om restleddets stokastiske egenskaper.<sup>1)</sup>

Karakteristisk for begge konsumfunksjonene ovenfor er at det bare er variasjoner i totalinntekten som betyr noe for de systematiske variasjonene i konsumet. Virkningene på konsumet av om det er arbeidsinntekt eller kapitalinntekt som endres, forutsettes å være de samme. Videre

1) For ikke å innføre unødig mange symboler, bruker en gjennomgående symbolet  $u_t$  for restleddene i de ulike relasjoner selv om tolkningen av restleddet er forskjellig fra relasjon til relasjon.

innebærer begge relasjonene at virkningen av en endring i totalinntekten gjør seg gjeldende fullt ut i samme periode (år) som endringen i inntekt finner sted. Det forekommer med andre ord ingen "lag-virkninger" på konsumet av endringer i total disponibel realinntekt.

Forskjellen mellom de to konsumfunksjonene er at mens (1) forutsetter en konstant marginal konsumtilbøyelighet,

$$\frac{\partial C_t}{\partial R_t} = b, \text{ forutsetter (2) en konstant marginal } \underline{\text{elastisitet}} \cdot \frac{\partial \ln C_t}{\partial \ln R_t} = \beta.$$

Ved (1) vil den marginale elastisitet stige med stigende  $R_t$  hvis  $a > 0$ , og omvendt synke med stigende  $R_t$  hvis  $a < 0$ . Grenseverdien lim

$$\frac{\partial C_t}{\partial R_t} \cdot \frac{R_t}{C_t} = 1 \text{ når } R_t \rightarrow \infty. \text{ Bare hvis } a = 0 \text{ vil elastisiteten være}$$

konstant lik 1. Ved (2) vil den marginale konsumtilbøyelighet synke med stigende  $R_t$  hvis  $\beta < 1$ , stige med stigende  $R_t$  hvis  $\beta > 1$  og være konstant hvis  $\beta = 1$ .

A priori synes den logaritmiske utforming av konsumfunksjonen (2) mest rimelig. Den betyr at en inntektsendring av en bestemt størrelse (i betydningen størrelse i forhold til utgangssituasjonen) vil virke like sterkt på konsumet (sterkt da igjen i betydningen sterkt i forhold til utgangssituasjonen) uansett hvor stor inntekten er i utgangssituasjonen. Særlig med de forutsetninger som er gjort om restleddet (konstant varians uavhengig av  $R_t$ ), synes den logaritmiske utforming (2) mest realistisk.

Ut fra datamaterialet, dels for hele perioden, dels for de enkelte delperioder, har en ved hjelp av minste kvadraters metode bestemt estimatene for  $a$ ,  $b$  og  $\alpha$  og  $\beta$  i relasjonene (1) og (2). Resultatene er gjengitt i tabell 3 nedenfor sammen med de tilhørende  $t$ -verdier for regresjonskoeffisientene og anslag for den residuale spredning uttrykt i prosent. Ved lineære relasjoner er residualspreddningen angitt i prosent av konsumets gjennomsnittsverdi i observasjonsmaterialet for de enkelte perioder, ved log-lineære relasjoner som prosentvis avvik mellom faktiske og estimerte verdier av konsumet. Kolonnen ytterst til høyre gir tall for Durbin-Watson-observatoren. Linjene  $f_i$  i tabellene gjelder beregninger på observasjonsmaterialet for hele perioden, men en har her ved hjelp av dummyvariable innført to skiftparametere for konstantleddet for perioden 1883-1939 i relasjonene. Den ene skiftparameter gjelder for perioden 1865-1882 og den andre for perioden 1950-1968. Begrunnelsen for å innføre slike skiftparametere (som tillegg evt. fradrag i konstantleddet) har vært å undersøke om f.eks. variable som er utelatt, systematisk kan ha påvirket selve "nivået"



for konsumfunksjonen i løpet av den lange perioden det her gjelder. Det er dessuten av interesse å få belyst hvor sterkt slike skift eventuelt reduserer den residuale spredning og påvirker estimatene for virkningene av de ulike forklaringsvariable i relasjonene.

Tabell 3. Konsumfunksjoner med total privat disponibel realinntekt som eneste forklaringsvariabel. Beregningsresultater

Relasjon	Periode	Estimater				t-verdier		Residualspredning i pst. $\delta$	Durbin-Watson d-statistic
		$\hat{a}$	$\hat{b}$	$\alpha$	$\beta$	$t_b$	$t_\beta$		
(1)									
$C_t = a + b \cdot R_t$									
	a. 1865-1968	6.29	0.835			165.3		4.33	0.75
	b. 1883-1968	8.03	0.827			149.0		3.77	0.89
	c. 1866-1939	5.78	0.886			72.4		5.30	0.61
	d. 1883-1939	3.34	0.860			56.1		4.84	0.66
	e. 1950-1968	9.56	0.819			33.6		2.58	1.19
	f. 1865-1968								
	m. dummyvar.	7.28	0.839			72.2		3.94	0.97
(2)									
$\ln C_t = \alpha + \beta \cdot \ln R_t$									
	a. 1865-1968			0.2555	0.948		156.7	4.14	0.64
	b. 1883-1968			0.3545	0.927		139.4	3.76	0.79
	c. 1866-1939			0.3037	0.977		90.2	4.13	0.68
	d. 1883-1939			0.1446	0.940		66.9	4.01	0.73
	e. 1950-1968			0.2001	0.955		29.7	2.86	1.37
	f. 1865-1968								
	m. dummyvar.			0.2962	0.944		81.7	3.50	0.93

Av tabell 3 går det fram at en, både for den lineære og for den logaritmisk lineære relasjon, får meget skarpt bestemte estimater for regresjonskoeffisientene (høye t-verdier). Det er ellers tydelig at regresjonskoeffisientene varierer forholdsvis lite om en foretar estimeringen for ulike perioder<sup>1)</sup>. Spesielt merker vi oss at etterkrigsperioden 1950-

1) Den forholdsvis store stabilitet en finner for estimatene for ulike perioder kan skyldes at alle periodene bortsett fra etterkrigsperioden har årene 1883-1939 felles. En kan derfor ikke se bort fra at en ville fått større variasjon om en hadde estimert for helt forskjellige delperioder. Dette gjelder også for de relasjoner som er estimert i senere avsnitt.

1968 (linje e.) skiller seg lite ut fra hele perioden eller fra førkrigsperiodene (linjene c. og d.). Særlig gjelder dette for den logaritmiske relasjonen.

Ved den lineære relasjonen varierer estimatene for den marginale konsumtilbøyelighet for total privat disponibel inntekt fra 0.82 til 0.89 i de ulike perioder. I den logaritmiske utforming av konsumfunksjonen varierer de tilsvarende marginale elastisiteter fra 0.93 til 0.98. Det er bra samsvar mellom disse estimatene. Målt ut fra gjennomsnittspunktet for observasjonene tilsvarer den marginale konsumtilbøyelighet på 0.835 for hele perioden en marginal elastisitet på 0.928, dvs. nokså nær det direkte estimatet på elastisiteten i den logaritmiske relasjonen for hele perioden som er 0.948.

Estimatene for konstantleddene i begge relasjoner er positive for alle perioder. Ved de beregninger som er gjort med to dummyvariable i relasjonene (linjene f.), finner en negative skift i konstantleddene, både for perioden 1865-1882 og for perioden 1950-1968. Det negative skift for perioden 1950-1968 er imidlertid ikke utsagnskraftig ved et signifikansnivå på 5 prosent.

Begge relasjoner gir forholdsvis dårlig tilpassing til de faktiske observasjonene. Estimatet for den residuale spredning ved den lineære relasjon for hele perioden er 4.33 prosent av gjennomsnittsverdien av konsumet. Ved den log-lineære relasjon er estimatet for residualspreddingen jamt over noe lavere, men det tilsvarer likevel for hele perioden et gjennomsnittlig avvik mellom faktisk og forventet konsum på 4.14 prosent. Alternativene med innføring av de to dummyvariable for periodene 1866-1882 og 1950-1968 gir en forholdsvis merkbar reduksjon av residualspreddingen.

Durbin-Watson-observatoren er gjennomgående lav for begge relasjoner og for alle perioder en har utført estimeringene. Det indikerer at en må forkaste hypotesen om ikke seriekorrelerte restledd til fordel for hypotesen om positiv seriekorrelasjon<sup>1)</sup>.

Seriekorrelerte restledd kan bety en feilspesifikasjon i relasjonene, og de innebærer en fare for at den estimeringsmetode som er nyttet under vurderer spredningen på regresjonskoeffisientene  $b$  og  $\beta$ . De skarpt

1) Med 100 observasjoner (perioden 1865-1968 har 90) og en forklaringsvariabel, blir øvre og nedre kritiske verdi for Durbin-Watson-observatoren ( $d^u$  og  $d^l$ ) 1.69 og 1.65 for et signifikansnivå på 5 prosent. En  $d$ -verdi mindre enn 1.65 betyr at vi får forkastning av hypotesen om uavhengige restledd, en  $d$ -verdi større enn 1.69 betyr at vi ikke kan forkaste. For  $d$ -verdier mellom 1.65 og 1.69 er avgjørelsen ubestemt. Ved 20 observasjoner (perioden 1950-1968 har 18) er de tilsvarende kritiske  $d$ -verdier 1.41 og 1.20. De oppnådde  $d$ -verdier viser at det bare er for perioden 1950-1968 at en ikke må forkaste hypotesen om ukorrelerte restledd. Den logaritmiske relasjon gir en  $d$ -verdi på 1.37 for denne periode.

bestemte koeffisienter og de høye t-verdier kan derfor bare være tilsynelatende. Også estimatene for residualspredningen vil sannsynligvis inneholde en undervurdering i tilfellet med seriekorrelerte restledd.

b. Konsumfunksjoner med realdisponibel arbeidsinntekt og realdisponibel kapitalinntekt som særskilte forklaringsvariable

Konsumfunksjoner der endringer i arbeids- og kapitalinntekt kan tenkes å virke forskjellig på det private konsum kan uttrykkes på lineær form som:

$$(3) \quad C_t = a + b_1 \cdot R_t^W + b_2 \cdot R_t^E + u_t$$

$C_t$ ,  $R_t^W$  og  $R_t^E$  står for henholdsvis totalt privat konsum, disponibel arbeidsinntekt og disponibel kapitalinntekt i år  $t$  målt i faste priser. Som før er  $u_t$  et stokastisk restledd, og vi forutsetter at

$$E(u_t) = 0 \quad \text{og}$$

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

Størrelsene  $a$ ,  $b_1$ , og  $b_2$  er konstanter. I (3) forekommer to marginale konsumtilbøyeligheter;  $b_1$ , er konsumtilbøyeligheten for disponibel arbeidsinntekt og  $b_2$  konsumtilbøyeligheten for disponibel kapitalinntekt. En logaritmisk lineær utforming av (3) kan skrives:

$$(4) \quad \ln C_t = \alpha + \beta_1 \cdot \ln R_t^W + \beta_2 \cdot \ln R_t^E + u_t$$

der vi forutsetter samme restleddegenskaper som ovenfor, og der  $\alpha$ ,  $\beta_1$  og  $\beta_2$  er konstanter. I (4) uttrykker  $\beta_1$  og  $\beta_2$  de marginale elastisiteter av konsumet m.h.p. henholdsvis arbeidsinntekt og kapitalinntekt.

Formuleringene i (3) og (4) skiller seg fra henholdsvis (1) og (2) i pkt. a. ovenfor bare ved at realdisponibel arbeidsinntekt og realdisponibel kapitalinntekt er ført inn som særskilte forklaringsvariable. Som før er det forutsatt at endringer i inntektene slår ut i konsumendringer fullt ut i samme periode (år) som inntektsendringene forekommer. Ingen "lag"- eller trendeffekter tenkes å gjøre seg gjeldende.

Tabell 4. Konsumfunksjoner med realdisponibel arbeidsinntekt og realdisponibel kapitalinntekt som særskilte forklaringsvariable. Beregningsresultater

Relasjon	Periode	Estimater						t-verdier				Residual spredning i pst. $\hat{\sigma}$	Durbin- Watson d- statistic
		$\hat{a}$	$\hat{b}_1$	$\hat{b}_2$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$t_{b_1}$	$t_{b_2}$	$t_{\beta_1}$	$t_{\beta_2}$		
(3)													
$C_t = a + b_1 \cdot R_t^W + b_2 \cdot R_t^E$ :													
	a. 1865-1968	8.84	0.910	0.558				51.1	9.0			3.94	0.43
	b. 1883-1968	11.12	0.910	0.520				53.6	8.7			3.23	0.53
	c. 1865-1939	5.88	1.095	0.420				47.7	8.6			3.43	0.82
	d. 1883-1939	4.62	1.068	0.434				38.2	8.0			3.21	0.84
	e. 1950-1968	17.77	0.993	0.130				47.6	1.8			1.03	1.19
	f. 1865-1968												
	m. dummyvar.	9.72	0.966	0.476				48.2	9.4			3.11	0.72
(4)													
$\ln C_t = \alpha + \beta_1 \cdot \ln R_t^W + \beta_2 \cdot R_t^E$ :													
	a. 1865-1968				0.4500	0.757	0.147			70.8	10.2	3.07	0.56
	b. 1883-1968				0.4882	0.752	0.143			62.1	9.4	3.05	0.46
	c. 1865-1939				0.3338	0.783	0.152			68.5	11.3	2.75	0.80
	d. 1883-1939				0.3356	0.798	0.137			52.3	9.5	2.73	0.68
	e. 1950-1968				0.3561	0.864	0.046			39.7	1.9	1.33	0.96
	f. 1865-1968												
	m. dummyvar.				0.3483	0.786	0.145			60.7	11.6	2.59	0.93

I tabell 4 har en på samme måte som for relasjonene (1) og (2) i pkt. a stilt sammen beregningsresultater fra estimeringen av konsumfunksjonene (3) og (4). Også i dette tilfelle finner en for begge relasjoner og for de fleste delperioder meget skarpt bestemte regresjonskoeffisienter. Unntaket gjelder regresjonskoeffisientene for disponibel kapitalinntekt for perioden 1950-1968, der t-verdiene er lave etter begge relasjoner (3) og (4).

Hovedinntrykket er ellers at det er en signifikant forskjell både mellom de marginale konsumtilbøyeligheter og mellom de marginale elastisiteter for henholdsvis arbeidsinntekt og kapitalinntekt. Ved den lineære relasjon finner en gjennomgående at den marginale konsumtilbøyelighet for arbeidsinntekt er dobbelt så høy som for kapitalinntekt. Ut fra data for hele perioden 1865-1968, og uten bruk av dummyvariable, finner en estimatene 0.91 og 0.56 for de to konsumtilbøyelighetene. De tilsvarende tall, når en bruker dummyvariable for å ta vare på skift i konstantleddet for periodene 1866-1882 og 1950-1968, blir henholdsvis 0.97 for arbeidsinntekt og 0.48 for kapitalinntekt. Ved den logaritmisk lineære relasjonen er gjennomgående den marginale elastisitet av totalkonsumet m.h.p. arbeidsinntekt fem ganger så stor som m.h.p. kapitalinntekt. For hele perioden 1865-1968 er estimatene for de respektive elastisiteter 0.76 og 0.15. En skal senere komme med enkelte kommentarer til tolkningen av disse elastisiteter.

Regresjonskoeffisientene for arbeids- og kapitalinntekt i (3) og (4) viser ellers større følsomhet for valg av estimeringsperiode enn tilfellet var med relasjonene (1) og (2), der en bare nyttet totalinntekt som forklaringsvariabel. Mest markert er dette ved den lineære relasjonen (3). I en særstilling står etterkrigsperioden 1950-1968, med vesentlig lavere (men ikke utsagnskraftige jfr. ovenfor) estimater for virkningen av kapitalinntekt enn i de øvrige perioder. I relasjon (3) blir estimatene for de marginale konsumtilbøyeligheter i denne periode henholdsvis 0.99 og 0.13. De tilsvarende anslag for de marginale elastisiteter i (4) er 0.86 og 0.05. Etterkrigstiden lar seg således ikke føye særlig godt inn i det mønster en finner for estimatene ellers i perioden<sup>1)</sup>.

For øvrig er det tydelig at heller ikke relasjonene (3) og (4), som opererer med oppsplittet inntekt, gir noen særlig god tilpassing til observasjonsmaterialet. Den residuale spredning er riktignok en god del mindre

1) En kan ikke se bort fra at det er inntektsbegrepet privat i stedet for personlig kapitalinntekt som bidrar til de særegent lave virkninger av kapitalinntekten i etterkrigstiden, jfr. bemerkningene i innledningsavsnittet.

enn ved relasjonen (1) og (2) med uoppdelt disponibel inntekt, men ligger ved den lineære utforming, med dummyvariable, for hele perioden på 3.11 prosent og ved den tilsvarende log-lineære utforming på 2.59 prosent. Bare for etterkrigsperioden blir den residuale spredning redusert ganske drastisk ved innføringen av arbeids- og kapitalinntekt som særskilte forklaringsvariable.

Innføringen av arbeids- og kapitalinntekt i (3) og (4) gir gjennomgående ingen løsning på problemet med seriekorrelasjon i restleddene. Verdiene for Durbin-Watson-observatoren ligger i de fleste tilfelle så lavt at en kan forkaste hypotesen om uavhengige restledd.

Rimeligheten av estimatene for de marginale elastisiteter av totalkonsumet m.h.p. realdisponibel arbeidsinntekt og realdisponibel kapitalinntekt ved relasjon (4) i tabell 4 kan vurderes noe nærmere ved å sammenholde disse elastisiteter med de andeler av totalkonsumet som vi kunne tenke oss er motivert særskilt ut fra arbeidsinntekt resp. kapitalinntekt. Hvis vi skriver totalkonsumet som en sum av arbeidsinntekts- og kapitalinntektsmotivert konsum ( $C_t^W$  og  $C_t^E$ ) har vi:

$$(5) \quad C_t = C_t^W + C_t^E \quad \text{og tilnærmet}$$

$$(6) \quad \ln C_t = \frac{C_t^W}{C_t} \cdot \ln C_t^W + \frac{C_t^E}{C_t} \cdot \ln C_t^E$$

La oss videre gjøre den forutsetning at arbeidsinntektsmotivert og kapitalinntektsmotivert konsum bare avhenger av realdisponibel arbeidsinntekt resp. realdisponibel kapitalinntekt slik at:

$$(7) \quad \ln C_t^W = \alpha_1^* + \beta_1^* \cdot \ln R_t^W \quad \text{og}$$

$$(8) \quad \ln C_t^E = \alpha_2^* + \beta_2^* \cdot \ln R_t^E$$

Setter vi (7) og (8) inn i (6) får vi:

$$(9) \quad \ln C_t = \frac{C_t^W}{C_t} \cdot \alpha_1^* + \frac{C_t^E}{C_t} \cdot \alpha_2^* + \frac{C_t^W}{C_t} \cdot \beta_1^* \cdot \ln R_t^W + \frac{C_t^E}{C_t} \cdot \beta_2^* \cdot \ln R_t^E$$

Koeffisientene  $\alpha$ ,  $\beta_1$ , og  $\beta_2$  i (4) kan da skrives som:

$$(10) \quad \alpha = \frac{C_t^W}{C_t} \cdot \alpha_1^* + \frac{C_t^E}{C_t} \cdot \alpha_2^*$$

$$(11) \quad \beta_1 = \frac{C_t^W}{C_t} \cdot \beta_1^*$$

og

$$(12) \quad \beta_2 = \frac{C_t^E}{C_t} \cdot \beta_2^*$$

Vi ser altså at elastisitetene av totalkonsumet m.h.p. arbeidsinntekt og kapitalinntekt, under de forutsetninger som er gjort, er lik elastisitetene av det arbeidsinntektsmotiverte konsum m.h.p. arbeidsinntekten og av det kapitalinntektsmotiverte konsum m.h.p. kapitalinntekten, der begge disse elastisiteter er korrigert med de resp. andeler av totalkonsumet.

Det arbeidsinntektsmotiverte konsums andel av totalkonsumet kjenner vi naturligvis ikke for noen av de perioder estimeringene av (4) er foretatt. Men vi kan anslå en rimelig øvre grense for denne andel, nemlig  $\frac{R_t^W}{C_t}$ , som impliserer at all arbeidsinntekt blir konsumert. I gjennomsnitt for de ulike perioder har vi følgende tall for  $\frac{R_t^W}{C_t}$ :

Periode	1865-1968	0.79
"	1883-1968	0.80
"	1866-1939	0.70
"	1883-1939	0.71
"	1950-1968	0.89

Nytter vi disse tall som maksimumsanslag for  $\frac{C_t^W}{C_t}$  i de ulike perioder,

impliserer estimatene for  $\beta_1$  i tabell 4 at  $\beta_1^*$ , dvs. elastisiteten av det arbeidsinntektsmotiverte konsum m.h.p. arbeidsinntekten, for alle perioder ligger i nærheten av 1, i noen perioder også i overkant av 1. For hele perioden 1865-1968 får vi eksempelvis  $\beta_1^* = \frac{0.757}{0.79} = 0.96$  og for

etterkrigsperioden 1950-1968  $\beta_1^* = \frac{0.864}{0.89} = 0.97$ . De tilsvarende tallverdier for  $\beta_2^*$ , dvs. elastisiteten av det kapitalinntektsmotiverte konsum m.h.p. kapitalinntekten, viser større variasjon fra periode til periode. Tallet blir 0.70 for hele perioden, men så lavt som 0.42 for perioden 1950-1968.

Hovedkonklusjonen synes altså å være at kapitalinntektens konsummotiverende styrke bare er om lag fra to tredjeparter til halvparten så sterk som for arbeidsinntekten, og særlig for etterkrigsperioden enda en del svakere.

## c. Trendledd i konsumfunksjonene

Muligheten av en uspesifisert trend i konsumutviklingen i perioden 1865-1968 er undersøkt ved estimering av de to logaritmisk lineære konsumfunksjonene:

$$(13) \quad \ln C_t = \alpha_1 + \beta \cdot \ln R_t + \gamma \cdot t + u_t \quad \text{og}$$

$$(14) \quad \ln C_t = \alpha_2 + \beta_1 \cdot \ln R_t^W + \beta_2 \cdot \ln R_t^E + \gamma \cdot t + u_t$$

der en i (13) bare bruker uopddelt inntekt som forklaringsvariabel og i (14) arbeidsinntekt og kapitalinntekt særskilt. Om restleddene i (13) og (14) forutsetter vi som før at:

$$E(u_t) = 0 \quad \text{og}$$

$$E(u_t \cdot u_{t-s}) = \begin{matrix} \sigma^2 & \text{for } s = 0 \\ 0 & \text{for } s \neq 0 \end{matrix} \quad \text{og for alle } t.$$



Tabell 5. Konsumfunksjoner med trendledd. Beregningsresultater

Relasjon	Periode	Estimater					t-verdier				Residual spredning i pst. $\hat{\sigma}$	Durbin- Watson d- statis- tic	
		$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\beta}$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\gamma}$	$t_{\beta}$	$t_{\beta_1}$	$t_{\beta_2}$			$t_{\gamma}$
(13)													
$\ln C_t = \alpha_1 + \beta \cdot \ln R_t + \gamma \cdot t:$													
	a. 1865-1968	1.649	0.643				0.007	22.1			10.6	2.75	0.68
	b. 1883-1968	1.727	0.626				0.008	14.6			7.0	2.89	0.58
	c. 1865-1939	2.527	0.522				0.010	13.2			11.6	2.40	0.76
	d. 1883-1939	2.187	0.447				0.012	8.7			9.8	2.38	0.73
	e. 1950-1968	2.629	0.379				0.022	3.5			5.4	1.76	1.03
	f. 1865-1968												
	m. dummyvar.	1.732	0.625				0.008	13.8			7.2	2.77	0.66
(14)													
$\ln C_t = \alpha_2 + \beta_1 \cdot \ln R_t^W + \beta_2 \cdot \ln R_t^E + \gamma \cdot t:$													
	a. 1865-1968			1.349	0.579	0.129	0.005		21.8	10.9	7.0	2.45	0.64
	b. 1883-1968			1.514	0.558	0.113	0.006		16.3	8.4	5.9	2.50	0.51
	c. 1865-1939			1.896	0.525	0.129	0.006		10.8	10.7	5.4	2.31	0.68
	d. 1883-1939			1.597	0.480	0.107	0.008		7.4	8.1	5.0	2.25	0.61
	e. 1950-1968			0.190	0.904	0.045	-0.002		4.4	1.7	-0.2	1.37	0.99
	f. 1865-1968												
	m. dummyvar.			0.210	0.618	0.123	0.005		15.7	10.0	4.5	2.34	0.80

Resultatene som er gjengitt i tabell 5, viser at en med begge relasjonene (13) og (14) får en klart positiv og utsagnskraftig trend. Et unntak er relasjon (14) estimert for perioden 1950-1968, som gir en svakt negativ, men ikke utsagnskraftig, trendfaktor. Trendeffekten er gjennomgående sterkest i relasjonen med uoppdelt inntekt. Dette kan tyde på at den fanger opp en del av den konsumutvikling som skyldes endringer i fordelingen av totalinntekten på arbeids- og kapitalinntekt over tiden. Men også i relasjonen med arbeids- og kapitalinntekt som særskilte forklaringsvariable er trendeffekten så vidt betydelig som 0.5 prosent pr. år for hele perioden 1866-1968. Trendeffekten innebærer at den delen av konsumforklaringen som direkte faller på inntekten, reduseres betydelig. Reduksjonen i inntektens betydning som konsumforklaring i relasjon (14) slår sterkest ut for arbeidsinntektens vedkommende. Noe av forskjellen i konsumvirkning mellom arbeids- og kapitalinntekt som vi fant i foregående punkt, blir således borte når vi estimerer med trendledd i konsumfunksjonene.

Innføringen av et trendledd i konsumrelasjonene bidrar til å redusere den residuale spredning. Denne tendens er særlig markert i det alternativ der en bruker inntekten uoppdelt som forklaringsvariabel. I de fleste tilfelle reduserer trendleddet den residuale spredningen mer enn oppdelingen av totalinntekten i to komponenter gjør. Også i alternativet med arbeids- og kapitalinntekt som særskilte forklaringsvariable bidrar trendleddet i noen grad til å redusere residualspreddingen.

Verdiene for Durbin-Watson-observatoren ligger også ved relasjonene (13) og (14) godt under den nedre kritiske grense. Innføringen av trendledd i relasjonene har således ikke løst det problemet som vi støtته på tidligere med seriekorrelerte restledd.

Innføringen av et uspesifisert trendledd i konsumfunksjonen uten nærmere begrunnelse er naturligvis ingen tilfredsstillende konsumforklaring. Påvisningen av en utsagnskraftig og positiv trend i relasjonene (13) og (14) kan imidlertid tyde på at inntektsutviklingen alene, som i (2) eller (4), ikke er tilstrekkelig til å gi en god konsumforklaring for hele perioden. Et trendledd kunne tenkes begrunnet på flere måter. En mulighet ville være å si at trendleddet skal fange opp systematiske skift over tiden i de øvrige konstantene i konsumfunksjonen. Men det er vanskelig å begrunne hvorfor slike skift skulle foregå jamt og i en bestemt retning gjennom hele perioden. En annen begrunnelse for trendleddet kunne være forskyvninger i inntektsfordelingen, f.eks. en utvikling i retning av større jevnhet i den personlige inntektsfordeling. Men i dette tilfelle synes det vanskelig å begrunne at slike endringer skal ha foregått med samme styrke

gjennom hele perioden. En tredje mulighet er at trendleddet skal ta vare på lag-virkninger som gjør seg gjeldende. Slike lag-virkninger vil kunne bestå i at konsumet et bestemt år ikke bare avhenger av inntektene i vedkommende år, men også av inntektene eller konsumet i tidligere år.

#### d. Konsumfunksjoner med lag-virkninger

En konsumfunksjon der total disponibel realinntekt i en periode virker på konsumet i flere perioder framover kan på lineær form skrives:

$$(15) \quad C_t = \alpha + \beta_0 \cdot R_t + \beta_1 \cdot R_{t-1} + \beta_2 \cdot R_{t-2} + \dots + \beta_s \cdot R_{t-s} + u_t$$

Her angir  $R_{t-s}$  den "eldste" inntekt som virker på konsumet i år  $t$ , mens  $u_t$  er et stokastisk restledd. Vanligvis tenker en seg her at koeffisientene  $\beta_0, \beta_1 \dots \beta_s$  for de enkelte lag-ede inntekter fra et bestemt år av - kanskje allerede fra  $\beta_0$  - stadig er avtakende. I (15) er det forskjell på den marginale konsumtilbøyelighet på kort og på lang sikt. Den kortsiktige konsumtilbøyelighet er  $\beta_0$ , mens den tilsvarende langsiktige tilbøyelighet når alle lag-effekter har slått fullt ut, er  $\sum_{i=0}^s \beta_i$ .

Hvis vi i (15) fører inn arbeids- og kapitalinntekt som særskilte variable, kan konsumfunksjonen analogt skrives:

$$(16) \quad C_t = \alpha + \beta_0^W \cdot R_t^W + \beta_1^W \cdot R_{t-1}^W + \dots + \beta_s^W \cdot R_{t-s}^W + \beta_0^E \cdot R_t^E + \beta_1^E \cdot R_{t-1}^E + \dots + \beta_s^E \cdot R_{t-s}^E + u_t$$

Vi tenker oss her at "lag-ene" for de to typer inntekt er like lange, men at koeffisientene foran de to typer inntektsvariable kan være forskjellige.

Som i eksempelet ovenfor får vi de to kortsiktige konsumtilbøyeligheter  $\beta_0^W$  og  $\beta_0^E$ , mens de tilsvarende langsiktige tilbøyeligheter er

$$\sum_{i=0}^s \beta_i^W \text{ for arbeidsinntekt og } \sum_{i=0}^s \beta_i^E \text{ for kapitalinntekt.}$$

En alternativ måte å føre inn lag-virkninger på er å si at konsumet, foruten av inntekten i vedkommende periode, også avhenger av det realiserste konsum i tidligere perioder. Relasjonene (17) og (18) er eksempler på to slike formuleringer der "konsumhistorien" uttrykt ved konsumet i  $s$  tidligere perioder ( $s$  er ikke nødvendigvis den samme som i (15) og (16) ovenfor) er trukket inn som forklaringsvariable. Relasjon (17) inneholder bare total disponibel realinntekt som inntektsvariabel, mens (18) skiller

mellom disponibel arbeidsinntekt og kapitalinntekt.

$$(17) \quad C_t = a + b_0 \cdot R_t + b_1 \cdot C_{t-1} + b_2 \cdot C_{t-2} + \dots + b_s \cdot C_{t-s} + u_t$$

$$(18) \quad C_t = a + b_0^W \cdot R_t^W + b_0^E \cdot R_t^E + b_1 \cdot C_{t-1} + b_2 \cdot C_{t-2} + \dots + b_s \cdot C_{t-s} + u_t$$

Både for konsumfunksjonene (15), (16) og (17), (18) kan en - som i de foregående avsnitt - tenke seg logaritmisk lineære utforminger, der koeffisientene foran de inntektsvariable da vil gi uttrykk for marginale elastisiteter i stedet for marginale konsumtilbøyeligheter.

Ved å legge ulike slag restriksjoner på koeffisientene i (15), (16), (17) og (18) kan en komme fram til en rekke spesialtilfelle av relasjonene ovenfor som inneholder færre koeffisienter og som derfor egner seg bedre for estimering. Hvis vi f.eks. i (15) og (16) setter alle:

$$\beta_s, \beta_s^W \text{ og } \beta_s^E = 0 \text{ for } s > 1 \text{ får vi:}$$

$$(15a) \quad C_t = \alpha + \beta_0 \cdot R_t + \beta_1 \cdot R_{t-1} + u_t \quad \text{og}$$

$$(16a) \quad C_t = \alpha + \beta_0^W \cdot R_t^W + \beta_1^W \cdot R_{t-1}^W + \beta_0^E \cdot R_t^E + \beta_1^E \cdot R_{t-1}^E + u_t$$

Dette vil si at vi bare regner med ett inntekts-lag. Virkningene av de fjernere inntekts-lag tenkes å være så små at vi kan se bort fra dem.

I (15a) og (16a) er de kortsiktige konsumtilbøyeligheter som før  $\beta_0$  resp.  $\beta_0^W$  og  $\beta_0^E$ . Konsumtilbøyelighetene på "lang sikt" er  $\beta_0 + \beta_1$  resp.  $\beta_0^W + \beta_1^W$  og  $\beta_0^E + \beta_1^E$ .

En ytterligere forenkling av (16) kunne være:

$$(16b) \quad C_t = \alpha + \beta_0^W \cdot R_t^W + \beta_0^E \cdot R_t^E + \beta_1 \cdot R_{t-1} + u_t$$

der vi ser bort fra skillet mellom arbeidsinntekt og kapitalinntekt når det gjelder lag-virkningen. Et tredje alternativ for (16) ville være å si at konsumfunksjonene kan uttrykkes:

$$(16c) \quad C_t = \alpha + \beta_0^W \cdot R_t^W + \beta_0^E \cdot R_t^E + \beta_1 \cdot R_{t-1}^{\max} + u_t$$

Her er lag-effekten uttrykt ved den høyeste oppnådde totalinntekt på tidspunkt  $t-1$ ,  $R_{t-1}^{\max}$ . Hvis totalinntekten alltid stiger, er (16b) og (16c) identiske, men hvis inntektene synker, vil leddet  $\beta_1 \cdot R_{t-1}^{\max}$  med en inntekt høyere enn  $R_{t-1}$  bidra til å holde konsumet oppe ("the ratchet effect"). Ved (16c) er de kortsiktige konsumtilbøyelighetene som før  $\beta_0^W$  og  $\beta_0^E$ . Dette er også identisk med de "langsiktige" tilbøyelighetene så lenge totalinntekten  $R_t$  ligger lavere enn  $R_{t-1}^{\max}$ . Men straks  $R_t$  blir større enn  $R_{t-1}^{\max}$  vil konsumtilbøyelighetene på "lang sikt" bli påvirket også av leddet  $\beta_1 \cdot R_{t-1}^{\max}$ .

Ved å legge tilsvarende restriksjoner på koeffisientene i (17) og (18) nemlig:

$$b_s = 0 \quad \text{for } s > 1 \quad \text{får vi}$$

$$(17a) \quad C_t = a + b_0 \cdot R_t + b_1 \cdot C_{t-1} + u_t$$

$$(18a) \quad C_t = a + b_0^W \cdot R_t^W + b_0^E \cdot R_t^E + b_1 \cdot C_{t-1} + u_t$$

Dette innebærer at vi bare tar med ett konsum-lag som forklaringsvariabel, og at bare foregående års konsum er den delen av "konsumhistorien" som betyr noe. Også ved (17) og (18) kan vi som et alternativ tenke oss en "ratchet effect" som i tilfellet (16c) ovenfor. Vi får da:

$$(17b) \quad C_t = a + b_0 \cdot R_t + b_1 \cdot C_{t-1}^{\max} + u_t$$

$$(18b) \quad C_t = a + b_0^W \cdot R_t^W + b_0^E \cdot R_t^E + b_1 \cdot C_{t-1}^{\max} + u_t$$

Her er det bare det tidligere høyeste oppnådde konsum av "konsumhistorien" som teller. Sammenliknet med (17a) og (18a) innebærer de to siste relasjoner at konsumet i noen grad holdes oppe av sitt tidligere høyeste nivå i perioder da inntekten synker.

I (17a) og (18a) er konsumfunksjonene avledet direkte som spesialtilfelle av (17) og (18), der vi forutsatte at det "tilvendte" konsum opptrer som forklaringsvariabel. Analoge relasjoner kan imidlertid også utledes som spesialtilfelle av relasjonene (15) og (16) med inntekts-lag hvis vi pålegger bestemte restriksjoner på koeffisientene  $\beta_t$ ,  $\beta_t^W$  og  $\beta_t^E$  og antallet lag-variable som inngår i relasjonene. La oss forutsette at i (15) og (16) er:

$$\begin{aligned}\beta_{\tau} &= \beta_0 \cdot c^{\tau} \\ \beta_{\tau}^W &= \beta_0^W \cdot c^{\tau} \\ \beta_{\tau}^E &= \beta_0^E \cdot c^{\tau}\end{aligned}$$

der vi har at konstanten  $0 < c < 1$  og der antallet lag-variable er uendelig stort, dvs.  $\tau$  går fra 0 til  $\infty$ . Relasjonene (15) og (16) kan da skrives:

$$(15b) \quad C_t = d + \beta_0 \cdot R_t + c \cdot C_{t-1} + v_t$$

$$(16d) \quad C_t = d + \beta_0^W \cdot R_t^W + \beta_0^E \cdot R_t^E + c \cdot C_{t-1} + v_t$$

der konstantleddet  $d = \alpha(1-c)$  og restleddet  $v_t = u_t - c \cdot u_{t-1}$ . Som vi ser, er (15b) og (16d) i formen helt analoge med (17a) og (18a), men de er avledet av to forskjellige hypoteser om konsumfunksjonens form.

De marginale konsumtilbøyeligheter på kort sikt av totalinntekt, arbeidsinntekt og kapitalinntekt er i (17a), (18a),  $b_0$ ,  $b_0^W$  og  $b_0^E$ , og i (15b), (16d)  $\beta_0$ ,  $\beta_0^W$  og  $\beta_0^E$ . De tilsvarende tilbøyeligheter på "lang sikt" finnes i (17a), (18a) ved å multiplisere konsumtilbøyelighetene på kort sikt med faktoren  $\frac{1}{1-b_1}$ , forutsatt  $0 < b_1 < 1$ , og i (15b), (16d) ved å

multiplisere med faktoren  $\frac{1}{1-c}$ . Dette betyr at forholdet mellom kortsiktig og langsiktig konsumtilbøyelighet er det samme for arbeidsinntekt som for kapitalinntekt i disse relasjonene (18a) og (16d). De koeffisienttrekkene som angir virkningene på konsumet av de ulike lag-ede inntekter i relasjon (16d), kan skrives:

$$\text{for arbeidsinntekt: } \beta_0^W, \beta_0^W \cdot c, \beta_0^W \cdot c^2, \beta_0^W \cdot c^3 \dots \text{ osv.}$$

$$\text{for kapitalinntekt: } \beta_0^E, \beta_0^E \cdot c, \beta_0^E \cdot c^2, \beta_0^E \cdot c^3 \dots \text{ osv.}$$

Selv om relasjonene (17a), (18a) og (15b), (16d) i formen er parvis like er de forskjellige når det gjelder tolkningen av restleddene. I (17a) og (18a) er restleddene ikke avledet av andre stokastiske variable. Antakelsen om at restleddene ikke er seriekorrelerte må da begrunnes direkte i disse relasjonene. Ved (15b) og (16d) er restleddene avledet av de opprinnelige restleddene i (15) og (16). Hvis restleddene i (15) og (16) er

ukorrelerte, vil restleddene i (15b) og (16d) ha en negativ seriekorrelasjon. Om vi derimot antar at restleddene i (15) og (16) er positivt seriekorrelert, kan det likevel tenkes at restleddene i (15b) og (16d) er ukorrelerte. Hvis eksempelvis restleddet  $u_t$  i (15) kan skrives:

$$(19) \quad u_t = \mu \cdot u_{t-1} + \varepsilon_t$$

der  $\mu$  er en positiv konstant vil det ikke være seriekorrelasjon for  $v_t$  i (15b) hvis (tilfeldigvis)  $\mu = c$ . Er  $\mu > c$  vil restleddene  $v_t$  også være positivt korrelerte, men i mindre grad enn de opprinnelige restledd  $u_t$  i (15). Hvis  $\mu < c$ , vil restleddene  $v_t$  i (15b) igjen være negativt korrelerte. Siden vi i alminnelighet vel må vente positivt - og kanskje sterkt - korrelerte restledd både ved (15), (16) og ved (17a), (18a), synes antakelsen om ukorrelerte eller i verste fall bare svakt korrelerte restledd å være noe bedre begrunnet ved relasjonene (15b) og (16d) enn ved (17a), (18a). På den annen side er problemet med seriekorrelerte restledd fra et estimeringssynspunkt i en viss forstand alvorligere ved relasjonene (15b), (16d) enn ved relasjonene (17a), (18a). Relasjonene (15b) og (16d) er autoregressive former og i dette tilfelle kan en eventuell seriekorrelasjon i restleddene føre til at vi også asymptotisk får skjeve estimater på koeffisientene når vi anvender minste kvadraters metode direkte. Heller ikke testen på seriekorrelasjon ved hjelp av Durbin-Watson-observatoren vil da være brukbar.

#### e. Estimering av lag-relasjoner

Mulige lag-virkninger i konsumfunksjonen er forsøkt estimert ut fra det foreliggende tallmateriale ved hjelp av minste kvadraters metode anvendt på de ulike hovedformer av lagrelasjoner som er spesifisert ovenfor. Estimeringene er utført for hele perioden 1865-1968 (i ett alternativ også med to dummyvariable som tillegg til konstantleddet for periodene 1865-1882 og 1950-1968) og for de samme delperioder som i de foregående avsnitt. For de tre hovedformer av lag-relasjoner nemlig (15a) (16a), (15b)(16d) og (17b)(18b) er estimeringene foretatt både på lineære relasjoner og på log-lineære relasjoner. For de to lagformene (16b) og (16c) er estimeringen gjort bare for log-lineære relasjoner.

Resultatene av estimeringene er gjengitt i tab. 6-10. Tabell 6 og 7 gjelder henholdsvis lineære og log-lineære relasjoner med uoppdelt inntekt. Tabell 8 og 9 gir tilsvarende resultater med inntekten oppdelt i arbeidsinntekt og kapitalinntekt. I tabell 10 er gitt resultatene for relasjonene (16b) og (16c) som bare er estimert på log-lineær form.

Tabell 6. Konsumfunksjoner med lag-variable, lineære relasjoner og uoppdelt disponibel inntekt.  
Beregningsresultater

Relasjon	Periode	Estimater		t-verdier			Residual spredning i pst. $\hat{\sigma}$	Durbin- Watson d- statistic
		$\hat{\beta}_0$ resp. $\hat{b}_0$	$\hat{\beta}_1$ $\hat{c}$ resp. $\hat{b}_1$	$t_{b_0, \beta_0}$	$t_{\beta_1}$	$t_{c, b_1}$		
<u>(15a) <math>C_t = \alpha + \beta_0 \cdot R_t + \beta_1 \cdot R_{t-1}</math>:</u>								
	a. 1865-1968	0.57	0.28	7.7	3.7		4.05	0.54
	b. 1883-1968	0.57	0.27	7.8	3.4		3.50	0.66
	c. 1865-1939	0.57	0.34	7.7	4.4		4.71	0.51
	d. 1883-1939	0.57	0.31	7.3	3.8		4.30	0.57
	e. 1950-1968	0.60	0.23	3.8	1.4		2.51	0.84
	f. 1865-1968 m/dummy	0.58	0.28	8.7	4.0		3.64	0.76
<u>(15b) <math>C_t = d + \beta_0 \cdot R_t + c \cdot C_{t-1}</math>:</u>								
	a. 1865-1968	0.27	0.70	8.1	16.4		2.11	1.65
	b. 1883-1968	0.30	0.67	7.5	13.6		1.98	1.61
	c. 1865-1939	0.37	0.60	11.0	15.5		2.49	1.80
	d. 1883-1939	0.39	0.58	10.2	12.7		2.37	1.78
	e. 1950-1968	0.11	0.92	1.1	7.2		1.30	1.34
	f. 1865-1965 m/dummy	0.31	0.67	8.7	15.5		2.05	1.67
<u>(17b) <math>C_t = a + b_0 \cdot R_t + b_1 \cdot C_{t-1}^{\max}</math>:</u>								
	a. 1865-1968	0.31	0.66	11.0	18.7		1.93	1.13
	b. 1883-1968	0.33	0.63	10.1	15.5		1.79	1.16
	c. 1865-1939	0.40	0.57	15.8	20.0		2.02	1.09
	d. 1883-1939	0.40	0.55	15.4	17.8		1.80	1.21
	e. 1950-1968	0.11	0.92	1.1	7.2		1.30	1.34
	f. 1865-1968 m/dummy	0.34	0.63	11.2	16.8		1.90	1.18



Tabell 7. Konsumfunksjoner med lag-variable, log-lineære relasjoner og oppdelt disponibel inntekt.  
Beregningsresultater

Relasjon	Periode	Estimater		t-verdier			Residual spredning i pst. $\hat{\sigma}$	Durbin- Watson d- statistic
		$\hat{\beta}_0$ resp. $\hat{b}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{c}$ resp. $\hat{b}_1$	$t_{b_0, \beta_0}$	$t_{\beta_1}$		
<u>(15a) <math>\ln C_t = \alpha + \beta_0 \cdot \ln R_t + \beta_1 \cdot \ln R_{t-1}</math>:</u>								
	a. 1865-1968	0.69	0.26	10.7	4.0	4.07	0.44	
	b. 1883-1968							
	c. 1865-1939							
	d. 1883-1939			Resultater mangler				
	e. 1950-1968							
	f. 1865-1968 m/dummy							
<u>(15b) <math>\ln C_t = d + \beta_0 \cdot \ln R_t + c \cdot \ln C_{t-1}</math>:</u>								
	a. 1865-1968	0.36	0.63	10.2	17.0	2.00	1.72	
	b. 1883-1968	0.40	0.58	10.6	14.3	1.91	1.64	
	c. 1865-1939	0.41	0.59	10.5	14.9	2.00	1.74	
	d. 1883-1939	0.43	0.55	10.5	12.7	1.97	1.65	
	e. 1950-1968	0.12	0.90	1.1	7.3	1.42	1.47	
	f. 1865-1968 m/dummy	0.42	0.56	11.8	15.4	1.83	1.70	
<u>(17b) <math>\ln C_t = a + b_0 \cdot \ln R_t + b_1 \cdot \ln C_{t-1}^{\max}</math>:</u>								
	a. 1865-1968	0.39	0.59	13.1	18.6	1.86	1.01	
	b. 1883-1968	0.42	0.56	14.5	18.0	1.59	1.07	
	c. 1865-1939	0.43	0.56	12.8	16.2	1.87	0.96	
	d. 1883-1939	0.44	0.54	14.2	17.0	1.50	1.00	
	e. 1950-1968	0.12	0.90	1.1	7.3	1.42	1.47	
	f. 1865-1968 m/dummy	0.44	0.53	15.1	17.3	1.65	1.21	

Tabell 8. Konsumfunksjoner med lag-variable, lineære relasjoner og arbeids- og kapitalinntekt som separate variable. Beregningsresultater

Relasjon	Periode	Estimater				t-verdier					Residualspredning i pst.	Durbin-Watson d-statistic
		$\hat{\beta}_0^W$ resp. $\hat{b}_0^W$	$\hat{\beta}_1^W$	$\hat{\beta}_0^E$ resp. $\hat{b}_0^E$	$\hat{\beta}_1^E$ resp. $\hat{b}_1^E$	$\hat{c}$ resp. $\hat{b}_1$	$t_{\beta_0^W, \beta_0^E}$	$t_{\beta_1^W}$	$t_{\beta_0^E, \beta_0^E}$	$t_{\beta_1^E}$		
$(16a) C_t = \alpha + \beta_0^W \cdot R_t^W + \beta_1^W \cdot R_{t-1}^W + \beta_0^E \cdot R_t^E + \beta_1^E \cdot R_{t-1}^E$												
	a. 1865-1968	0.47	0.45	0.46	0.15	2.5	2.3	6.0	1.8	3.83	0.39	
	b. 1883-1968	0.55	0.32	0.45	0.11	3.0	2.0	6.0	1.3	3.17	0.47	
	c. 1865-1939	0.64	0.48	0.43	-0.02	5.1	3.9	8.2	-0.3	3.07	0.80	
	d. 1883-1939	0.61	0.48	0.43	-0.01	4.4	3.6	7.7	-0.1	2.87	0.84	
	e. 1950-1968	0.69	0.34	0.12	-0.07	3.2	1.5	1.5	-0.9	1.00	1.07	
	f. 1865-1968											
	m/dummy	0.55	0.44	0.41	0.08	3.7	2.9	6.8	1.2	2.99	0.67	
$(16d) C_t = d + \beta_0^W \cdot R_t^W + \beta_0^E \cdot R_t^E + c \cdot C_{t-1}$												
	a. 1865-1968	0.30		0.25	0.68	7.1		6.3		14.7	2.11	1.64
	b. 1883-1968	0.35		0.26	0.62	6.8		6.1		11.0	1.96	1.57
	c. 1865-1939	0.51		0.34	0.50	7.1		9.6		8.2	2.42	1.70
	d. 1883-1939	0.53		0.36	0.47	6.6		8.8		7.0	2.30	1.69
	e. 1950-1968	0.64		0.05	0.39	4.9		0.8		2.6	0.89	1.43
	f. 1865-1968											
	m/dummy	0.42		0.26	0.58	8.5		7.0		11.4	1.95	1.67
$(18b) C_t = a + b_0^W \cdot R_t^W + b_0^E \cdot R_t^E + b_1 \cdot C_{t-1}^{\max}$												
	a. 1865-1968	0.33		0.29	0.64	9.0		8.4		16.4	1.94	1.13
	b. 1883-1968	0.37		0.30	0.60	8.5		7.9		12.6	1.77	1.17
	c. 1865-1939	0.36		0.40	0.59	5.4		13.9		11.2	2.03	1.06
	d. 1883-1939	0.36		0.42	0.58	5.1		13.7		10.5	1.80	1.18
	e. 1950-1968	0.64		0.05	0.39	4.9		0.8		2.6	0.89	1.43
	f. 1865-1968											
	m/dummy	0.43		0.30	0.56	9.5		9.0		12.6	1.83	1.24

Tabell 9. Konsumfunksjoner med lag-variable, log-lineære relasjoner og arbeids- og kapitalinntekt som separate variable. Beregningsresultater

Relasjon	Periode	Estimer					t-verdier					Residualspredning i pst.	Durbin-Watson statistikk
		$\hat{b}_0^W$ resp. $\hat{\beta}_0^W$	$\hat{\beta}_1^W$	$\hat{b}_0^E$ resp. $\hat{\beta}_0^E$	$\hat{\beta}_1^E$	$\hat{c}$ resp. $\hat{b}_1$	$t_{b_0, \beta_0}^W$	$t_{\beta_1}^W$	$t_{b_0, \beta_0}^E$	$t_{\beta_1}^E$	$t_{c, b_1}$		
$(16a)^* \ln C_t = \frac{\alpha + \beta_0^W \cdot \ln R_t^W + \beta_1^W \cdot \ln R_{t-1}^W + \beta_0^E \cdot \ln R_t^E + \beta_1^E \cdot \ln R_{t-1}^E}{\alpha + \beta_0^W \cdot \ln R_t^W + \beta_1^W \cdot \ln R_{t-1}^W + \beta_0^E \cdot \ln R_t^E + \beta_1^E \cdot \ln R_{t-1}^E} :$													
	a. 1865-1968	0.52	0.23	0.13	0.03			5.5	2.4	7.9	1.7	2.98	0.42
	b. 1883-1968	0.47	0.28	0.12	0.03			4.1	2.4	7.4	1.7	2.95	0.34
	c. 1865-1939	0.54	0.24	0.13	0.03			6.3	2.8	9.0	1.9	2.61	0.58
	d. 1883-1939	0.49	0.30	0.12	0.03			4.7	2.9	7.9	1.8	2.56	0.49
	e. 1950-1968	0.54	0.34	0.04	-0.02			2.7	1.6	1.6	-0.8	1.27	0.80
	f. 1865-1968 m/dummy	0.55	0.23	0.13	0.03			6.9	2.9	9.4	1.9	2.49	0.72
$(16d)^* \ln C_t = \frac{d + \beta_0^W \cdot \ln R_t^W + \beta_0^E \cdot \ln R_t^E + c \cdot \ln C_{t-1}}{d + \beta_0^W \cdot \ln R_t^W + \beta_0^E \cdot \ln R_t^E + c \cdot \ln C_{t-1}} :$													
	a. 1865-1968	0.27		0.10		0.60	6.8		10.7		12.2	1.86	1.50
	b. 1883-1968	0.29		0.10		0.58	7.3		10.6		11.5	1.80	1.39
	c. 1865-1939	0.34		0.11		0.53	7.2		11.7		9.5	1.80	1.47
	d. 1883-1939	0.36		0.11		0.50	7.1		8.6		11.3	1.74	1.31
	e. 1950-1968	0.47		0.01		0.48	4.3		0.6		3.6	1.00	1.41
	f. 1865-1968 m/dummy	0.34		0.11		0.53	7.4		11.7		9.9	1.77	1.47
$(18b)^* \ln C_t = \frac{a + b_0^W \cdot \ln R_t^W + b_0^E \cdot \ln R_t^E + b_1 \cdot \ln C_{t-1}^{\max}}{a + b_0^W \cdot \ln R_t^W + b_0^E \cdot \ln R_t^E + b_1 \cdot \ln C_{t-1}^{\max}} :$													
	a. 1865-1968	0.27		0.11		0.60	7.2		13.3		13.4	1.75	0.98
	b. 1883-1968	0.26		0.11		0.60	7.9		14.4		14.8	1.50	0.99
	c. 1865-1939	0.29		0.12		0.57	6.2		14.1		10.4	1.71	0.96
	d. 1883-1939	0.23		0.12		0.63	5.1		16.7		12.5	1.34	0.94
	e. 1950-1968	0.47		0.01		0.48	4.3		0.6		3.6	1.00	1.41
	f. 1865-1968 m/dummy	0.28		0.12		0.58	5.8		14.3		10.9	1.67	1.07

Tabell 10. Konsumfunksjoner med lag-variable, log-lineære relasjoner og arbeids- og kapitalinntekt som separate variable. Beregningsresultater

Relasjon	Periode	Estimater			t-verdier			Residual spredning i pst. $\hat{\sigma}$	Durbin- Watson d- statistic
		$\hat{\beta}_0^W$	$\hat{\beta}_0^E$	$\hat{\beta}_1$	$t_{\beta_0^W}$	$t_{\beta_0^E}$	$t_{\beta_1}$		
<u>(16b)* <math>\ln C_t = \alpha + \beta_0^W \cdot \ln R_t^W + \beta_0^E \cdot \ln R_t^E + \beta_1 \cdot \ln R_{t-1}</math>:</u>									
	a. 1865-1968	0.62	0.12	0.17	11.3	7.3	2.5	2.98	0.46
	b. 1883-1968	0.59	0.12	0.19	9.9	7.2	2.7	2.92	0.40
	c. 1865-1939	0.63	0.12	0.19	12.6	8.1	3.2	2.58	0.67
	d. 1883-1939	0.67	0.12	0.15	11.0	7.6	2.2	2.62	0.56
	e. 1950-1968	0.89	0.05	-0.03	10.0	1.8	-0.4	1.37	1.05
	f. 1865-1968 m/dummy	0.62	0.12	0.20	12.6	8.7	3.4	2.45	0.82
<u>(16c)* <math>\ln C_t = \alpha + \beta_0^W \cdot \ln R_t^W + \beta_0^E \cdot \ln R_t^E + \beta_1 \cdot \ln R_{t-1}^{\max}</math>:</u>									
	a. 1865-1968	0.53	0.13	0.26	16.7	11.4	7.4	2.40	0.57
	b. 1883-1968	0.52	0.13	0.26	16.4	11.9	7.7	2.25	0.57
	c. 1865-1939	0.58	0.14	0.22	16.0	12.4	5.7	2.27	0.69
	d. 1883-1939	0.55	0.14	0.24	11.3	12.0	5.4	2.19	0.55
	e. 1950-1968	0.96	0.05	-0.11	9.8	2.1	-1.0	1.33	1.19
	f. 1865-1968 m/dummy	0.54	0.14	0.25	13.8	13.4	6.4	2.13	0.81

Som det framgår av tabellene får en gjennomgående forholdsvis skarpt bestemte estimater (høye t-verdier) for regresjonskoeffisientene i de fleste relasjoner og for de fleste perioder. Et unntak er relasjon (16a) og (16a)\* i tabell 8 og 9, som inneholder lag-ede variable for arbeidsinntekt og kapitalinntekt. I disse relasjoner blir koeffisientene for de lag-ede inntekter, og særlig lag-et kapitalinntekt, dårlig bestemt. For øvrig er det typisk at alle de relasjoner som er prøvd, gir en eller flere av koeffisientene usikkert bestemt for etterkrigsperioden 1950-1968. Stabiliteten av de estimerte koeffisienter er, som ved de relasjoner en omtalte i de foregående avsnitt, i de fleste tilfelle god m.h.t. endring av estimeringsperiode. Som påpekt i avsnitt b. skiller imidlertid også i denne omgang etterkrigstiden 1950-1968 seg ut med koeffisienter nokså forskjellige fra de øvrige perioder. Relasjoner med uoppdelt inntekt og lag-et konsum gir således gjennomgående vesentlig sterkere lag-virkninger i etterkrigsperioden enn for de øvrige perioder. Også forholdet mellom koeffisientene for arbeidsinntekt og kapitalinntekt i etterkrigstiden skiller seg ut på samme måte som vi fant i de foregående avsnitt. Virkningen av arbeidsinntekt er jamt over større og for kapitalinntekt vesentlig mindre enn i alle de andre periodene en har foretatt estimering for.

De ulike formene for konsumrelasjoner med lag-variable gir alle lavere estimater for den residuale spredning enn de tilsvarende relasjoner uten lag-variable eller trendledd (jfr. tab. 3 og 4). Det er for øvrig et gjennomgående trekk at de logaritmiske utforminger av relasjonene gir lavere residual spredning enn de rene lineære former. Tendensen til redusert marginal spredning er imidlertid ikke særlig markert for hovedformene (15a), (16a) som har med lag-ede inntekter (i (16a) lag-ede arbeids- og kapitalinntekter) som forklaringsvariable. I det beste alternativ med logaritmisk utforming og oppdelt inntekt (jfr. tab. 9) varierer residualspredningen mellom 2,5 og 3 prosent i gjennomsnitt. Dette er i alle fall for de fleste perioder større spredning enn i den tilsvarende relasjon uten lag, men med trendledd (jfr. tab. 5). Hovedformene (15b), (16d) og (17b), (18b) med konsumet foregående år, resp. høyeste tidligere konsum, som lag-variable, gir derimot en vesentlig reduksjon av den residuale spredning. Dette gjelder også sammenliknet med relasjonene med trendledd i tab. 5. Minst blir den residuale spredning i tilfellet med tidligere høyeste konsum som lag-variable. Ved den logaritmiske utforming og med oppdelt inntekt er residualspredningen i gjennomsnitt for hele perioden 1865-1968 om lag 1,7 prosent. Ved tilsvarende relasjon med foregående års konsum som lag-variable, blir spredningen bare ubetydelig større. Også relasjon (16c)\*,

der den tidligere høyeste totalinntekt er lag-variabel (jfr. tab. 10), gir relativt lav residualspredning. En merker seg for øvrig at oppdelingen i disponibel arbeids- og kapitalinntekt betyr lite for størrelsen av den residuale spredning i de tilfelle der en bruker tidligere høyeste konsum, eller foregående års konsum, som lag-variable. Ved den logaritmiske utforming med totalinntekt som eneste inntektsvariabel ved siden av lag-et konsum, blir spredningen på bare rundt 2 prosent eller noe i underkant som gjennomsnitt for hele perioden 1865-1968.

Også Durbin-Watson-observatoren kommer ut med vesentlig høyere verdier ved de to hovedformer for lag-relasjoner som gav den laveste residuale spredning. Dette gjelder særlig de relasjoner som trekker inn foregående års konsum som lag-variabel, men i noen grad også relasjonene der tidligere høyeste konsum er lag-variabel. En kan imidlertid ikke legge særlig stor vekt på dette. Durbin-Watson-observatoren er ikke brukbar som test på seriekorrelasjon når relasjonene er autoregressive former.

Alle de formene for konsumrelasjoner som er estimert i dette avsnitt gir betydelige og gjennomgående utsagnskraftige estimater for lag-effektene i konsumfunksjonen. Styrken av lag-effektene varierer imidlertid en del fra å være relativt moderate for hovedformene (15a), (16a), og (16b)\* og (16c)\*, som har med lag-ede inntektsvariable i relasjonene, til å gi store utslag ved hovedformene (15b), (16d) og (17b) (18b), der henholdsvis foregående års konsum, resp. høyeste tidligere konsum, tar vare på lag-effektene. Ved hovedformene (15a), (15a)\*, som har med ett inntekts-lag og uoppdelt total disponibel inntekt, faller jamt over noe mer enn to tredjedeler av konsum-virkningen av en inntektsendring i samme år som inntektsendringen finner sted (jfr. tab. 6 og 7). Litt under tredjeparten kommer i året etter. Det er m.a.o. også i dette tilfelle en klar forskjell mellom den marginale konsumtilbøyelighet og den marginale elasticitet av en endring i total inntekt på kort og på lang sikt - og forholdet er stort sett som 2:3. Det samme gjelder også stort sett ved relasjonene (16b)\* og (16c)\*, der lag-effekten kommer inn enten via foregående års totalinntekt eller tidligere høyeste totalinntekt. Også når totalinntekten er oppdelt i arbeidsinntekt og kapitalinntekt finner en liknende forskjeller mellom effektene av inntektsendringer på kort og på lang sikt, men en merker seg at lag-effekten for arbeidsinntekt i den lineære relasjon (16a) er noe større enn vanlig.

Ved de to andre hovedformene for relasjoner, der lag-effektene er uttrykt ved konsumet foregående år, eller ved høyeste tidligere konsum, blir lag-effektene vesentlig sterkere. Bare mellom tredjedelen og

halvparten av effekten av en inntektsendring kommer til uttrykk i det år endringen finner sted, resten - dvs. mellom to tredjedeler og halvparten - kommer som lag-effekter i de etterfølgende år. Denne hovedregel ser ut til å gjelde både i de tilfelle inntekten er oppdelt og uoppdelt og både ved de lineære og de log-lineære utforminger av relasjonene, som en skal komme tilbake til nedenfor. Lag-effektene størrelse viser seg gjennomgående å være noe mindre i de relasjoner der en nytter høyeste tidligere konsum som lag-variabel, men forskjellen er ikke stor.

Estimatene spesielt for etterkrigstiden, som er nokså uskarpt bestemt, skiller seg til dels sterkt ut og er vanskelige å tolke. Relasjonene med uoppdelt inntekt gir for etterkrigstiden en meget sterk lag-effekt, mens relasjonene som nytter oppdelt inntekt gir relativt svakere lag-effekter enn for de andre periodene.

I det følgende skal vi se litt på styrken av lag-effektene ved estimeringene for hele perioden 1865-1968 i de relasjoner der vi lar foregående års konsum ta vare på disse effektene (relasjonene (15b), (15b)<sup>\*</sup> og (16d), (16d)<sup>\*</sup> i resp. tab. 6, 7, 8 og 9). Disse relasjoner er av særlig interesse da de som påpekt ovenfor var de som gav best resultater m.h.t. residual spredning. Vi kan da trekke følgende konklusjoner:

(i) De logaritmisk lineære relasjoner gir svakere lag-effekter (dvs. relativt mindre effekt av inntektsendringene i år som kommer etter at endringene har funnet sted) enn de tilsvarende lineære relasjoner.

(ii) Bruk av to konstant-dummyer (en for perioden 1865-1882 og en for perioden 1950-1968) fører til svakere lag-effekter enn estimering på hele perioden uten dummyvariable. De to dummyvariable både for den første og for den siste periode har negative effekter på det private konsumet, men effektene er ikke særlig utsagnskraftige.

(iii) Oppdeling av total disponibel inntekt i disponibel arbeidsinntekt og disponibel kapitalinntekt fører til svakere lag-effekter enn estimering på relasjoner med bare totalinntekt som inntektsvariabel.

Tabell 11 illustrerer størrelsen av lag-effektene for hele perioden 1865-1968 (dvs. den andel av konsumøkningen som kommer i år etter at inntektsøkningen har funnet sted).

Tabell 11. Styrken av lag-effekten i pst. av totaleffekten

	Lineære relasjoner		Log-lineære relasjoner	
	Uoppdelt inntekt	Oppdelt inntekt	Uoppdelt inntekt	Oppdelt inntekt
Uten dummyvar. ....	70	68	63	60
Med dummyvar. ....	67	58	56	53

Hvis vi tar for oss det eksempel som gir minst lag-effekt (den log-lineære relasjon med oppdelt inntekt estimert med dummyvariable) får vi følgende forløp av de marginale elastisiteter av henholdsvis arbeidsinntekt og kapitalinntekt:

	I samme år som endringene finner sted	Ett år etter	To år etter	Tre år etter	Fire år etter	Fem år etter
Arbeidsinntekt .....	0.34	0.18	0.10	0.05	0.027	0.014
Kapitalinntekt .....	0.11	0.06	0.03	0.016	0.008	0.004

Den totale elastisitet (elastisiteten på lang sikt) av arbeidsinntekt er 0.72 og for kapitalinntekt 0.23. Dette svarer til at elastisiteten av en prosentvis jamt fordelt inntektsøkning til sammen er lik 0.95. To år etter at inntektsøkningen har funnet sted er 86 prosent av dette realisert, fire år etter er omtrent det hele - 97 prosent - realisert.

Innføringen av lag i konsumrelasjonene fører jamt over til en beskjeden øking i estimatene for de marginale konsumtilbøyeligheter og de marginale elastisiteter m.h.p. inntektsendringer. En tenker da på de "langsiktige" konsumtilbøyeligheter og elastisiteter og - i tilfellene med oppdelt inntekt - på den totale effekt en får på konsumet av en prosentvis jamt fordelt inntektsendring for de to typer inntekter. Mens en i avsnitt a. for hele perioden 1865-1968 fant en marginal konsumtilbøyelighet på 0.84 for den lineære relasjon med uoppdelt inntekt, stiger dette estimatet til 0.90-0.95 når en i relasjonene tar inn foregående års konsum som lag-variabel. For de øvrige lineære relasjoner med lag er stigningen svakere enn dette. Ved de log-lineære relasjoner gjør det liten forskjell på estimatene for de marginale elastisiteter om en tar inn lag-variable. Jamt over svinger (de "langsiktige") elastisitenene av totalkonsumet m.h.p. en øking i totalinntekten eller m.h.p. en prosentvis jamt fordelt øking i arbeidsinntekt og kapitalinntekt rundt 0.95. Dette svarer stort sett til



det vi fant i avsnitt a. og b. foran.

Bruken av lag-relasjoner bidrar derimot jamt over til å redusere sterkt forskjellen mellom konsumvirkningen av arbeidsinntekt og kapitalinntekt sammenliknet med relasjoner uten lag. Dette gjelder både de relasjoner som har med lag i inntekten og de relasjoner som har med lag i konsumet. Men det er stor forskjell på relasjonene. Relasjoner med lag i inntekten gav, som vi så, relativt liten lag-effekt, men viser stor forskjell mellom effekten av arbeids- og kapitalinntekt. Relasjoner med lag i konsumet gav derimot som påpekt ovenfor relativt stor lag-effekt og viser betydelig mindre forskjell mellom effektene av arbeids- og kapitalinntekt. Ved den log-lineære relasjonen med foregående års konsum er elastisiteten av totalkonsumet m.h.p. arbeidsinntekt jamt over tre ganger så stor som elastisiteten m.h.p. kapitalinntekt. Uten lag i konsumfunksjonen (jfr. avsnitt b) var forholdet mellom de tilsvarende elastisiteter som 5:1. Fortsatt er imidlertid etterkrigstiden et unntak. Som før finner en for denne periode en relativt høy elastisitet m.h.p. arbeidsinntekt, mens virkningen av kapitalinntekt er nokså ubetydelig<sup>1)</sup>.

Et forhold mellom de kortsiktige marginale elastisiteter som 3:1 for hele perioden svarer omtrent til forholdet mellom de anslag en kan gjøre for det arbeidsinntektsmotiverte og det kapitalinntektsmotiverte konsums andeler av det totale konsum (jfr. avsnitt b. ovenfor). Dette betyr at elastisitetene m.h.p. de to slag inntekt - dvs. elastisitetene av henholdsvis det arbeidsinntektsmotiverte og det kapitalinntektsmotiverte konsum m.h.p. de respektive inntekter - er tilnærmet like og i tallverdi i nærheten av 1 for hele perioden 1865-1968 sett under ett. Innføringen av lag-relasjoner - der foregående års konsum tar vare på lag-virkningen - betyr altså at den forskjell vi fant i avsnitt b. for virkningen av de to inntektstyper på sine respektive konsumdeler, forsvinner. Forskjellene i elastisitetene for totalkonsumet motsvares temmelig nøye av den ulike vekt det arbeidsinntektsmotiverte og det kapitalinntektsmotiverte konsum har i totalkonsumet. De forskjeller en fortsatt finner når det gjelder størrelsen av de marginale konsumtilbøyeligheter m.h.p. arbeidsinntekt og kapitalinntekt samsvarer for øvrig bra med de forholdstall en her har pekt på mellom elastisitetene.

---

1) Jfr. fotnote side 20.

## f. Konsumfunksjoner med både lag-variable og trend

I avsnitt c. ble det påvist en utsagnskraftig trend i konsumfunksjonen når en ikke nyttet lag-variable i konsumfunksjonen. Det kan være av interesse å undersøke om en trendeffekt gjør seg gjeldende også når en inkluderer lag-variable i funksjonen slik vi har gjort i foregående avsnitt. Som eksempel velger vi da lag-relasjoner av hovedformen (15b)<sup>\*</sup>, (16d)<sup>\*</sup> i foregående avsnitt, dvs. den logaritmiske lineære form med konsumet foregående år som lag-variable. Vi har da relasjonene:

$$(15b)^* \ln C_t = \alpha + \beta_0 \cdot \ln R_t + c \cdot \ln C_{t-1} + \varepsilon \cdot t + u_t \quad \text{og}$$

$$(16d)^* \ln C_t = \alpha + \beta_0^W \cdot \ln R_t^W + \beta_0^E \cdot \ln R_t^E + c \cdot \ln C_{t-1} + \varepsilon \cdot t + v_t$$

der konstanten  $\varepsilon$  angir trendeffekten (i prosent pr. år) og der  $u_t$  og  $v_t$  er statistiske restledd med samme egenskaper som forutsatt i de foregående avsnitt. Resultatene av estimeringene for ulike perioder (bortsett fra konstantleddet) er gjengitt i tabell 12.

Tabell 12. Konsumfunksjoner med både lag-variable og trend. Log-lineære relasjoner med uoppdeit og oppdeit inntekt. Beregningsresultater

Relasjon	Periode	Estimater					t-verdier					Residual spredning i pst. $\hat{\sigma}$	Durbin- Watson d-sta- tistic
		$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_0^W$	$\hat{\beta}_0^E$	$\hat{c}$	$\hat{\epsilon}$	$t_{\beta_0}$	$t_{\beta_0^W}$	$t_{\beta_0^E}$	$t_c$	$t_\epsilon$		
<u>(15b)* <math>\ln C_t =</math></u>													
<u><math>\alpha + \beta_0 \cdot \ln R_t + c \cdot \ln C_{t-1} + \epsilon \cdot t:</math></u>													
	a. 1865-1968	0.38			0.50	0.003	11.5			10.3	3.8	1.85	1.63
	b. 1883-1968	0.39			0.52	0.002	10.4			9.8	1.8	1.88	1.57
	c. 1865-1939	0.39			0.41	0.004	11.0			7.3	4.1	1.80	1.71
	d. 1883-1939	0.39			0.40	0.004	9.3			5.9	2.9	1.84	1.60
	e. 1950-1968	0.12			0.65	0.009	1.1			3.8	2.1	1.29	1.49
	f. 1865-1968 m/dummy	0.41			0.52	0.001	11.2			10.5	1.3	1.82	1.70
<u>(16d)* <math>\ln C_t =</math></u>													
<u><math>\alpha + \beta_0^W \cdot \ln R_t^W + \beta_0^E \cdot \ln R_t^E + c \cdot \ln C_{t-1} + \epsilon \cdot t:</math></u>													
	a. 1865-1968		0.29	0.10	0.51	0.002		7.4	11.2	8.8	3.0	1.78	1.40
	b. 1883-1968		0.30	0.10	0.51	0.002		7.4	10.2	8.3	1.7	1.77	1.31
	c. 1865-1939		0.29	0.11	0.45	0.003		6.2	11.7	7.4	2.9	1.71	1.42
	d. 1883-1939		0.31	0.10	0.43	0.003		5.6	10.4	6.3	2.0	1.68	1.27
	e. 1950-1968		0.61	0.006	0.51	-0.006		3.6	0.3	3.8	-1.1	0.99	1.52
	f. 1865-1968 m/dummy		0.33	0.11	0.50	0.001		7.2	11.1	8.0	1.1	1.76	1.42

For de fleste perioder der estimeringene av (15b)\* og (16d)\* er gjennomført, finner en fortsatt en utsagnskraftig trendeffekt i tillegg til lag-effektene i konsumfunksjonen. Bare for etterkrigsperioden 1950-1968 og i tilfellet der en bruker to dummyvariable (konstanter), finner en liten utsagnskraft for trendeffekten. Det er imidlertid tydelig at styrken i trendeffekten er blitt vesentlig redusert ved innføringen av lag-variable sammenliknet med resultatene i avsnitt c., der en ikke hadde lag-variable med. For øvrig virker trendleddet til å redusere den delen av konsumforklaringen som faller på inntekten, idet en del av forklaringen skyves over på trendleddet. Reduksjonen av inntektsvirkningene på konsumet faller omtrent likt på virkningen av arbeidsinntekt og virkningen av kapitalinntekt, slik at forholdet mellom de to elastisiteter er omtrent det samme som en fant i foregående avsnitt. Styrken av lag-effekten blir også noe redusert ved at vi tar inn trendleddet i relasjonen. Halvparten eller noe mindre enn det av inntektseffekten faller i årene etter at inntektsendringen skjer.

Den residuale spredning og Durbin-Watson-observatoren i tilfellet med både lag-variable og trend, skiller seg lite fra de tilsvarende verdier når en ikke tar hensyn til noe trendledd i konsumfunksjonen.

- g. Konsumfunksjoner med variable elastisiteter m.h.p. arbeidsinntekt og kapitalinntekt

Ved alle estimeringene av konsumfunksjoner i de foregående avsnitt har en forutsatt at enten de marginale konsumtilbøyeligheter, eller de marginale elastisiteter, er konstanter. I tilfellet med lineære relasjoner og konstante konsumtilbøyeligheter vil elastisitetene m.h.p. arbeidsinntekt og kapitalinntekt kunne variere hvis forholdstallene  $\frac{R_t^W}{C_t}$  og  $\frac{R_t^E}{C_t}$  varierer. De log-lineære relasjoner impliserer derimot konstante elastisiteter uansett forskyvningen i inntektsfordelingen mellom arbeids- og kapitalinntekt. En log-lineær konsumfunksjon av typen:

$$(20) \ln C_t = \alpha + \beta_0^W \cdot \ln R_t^W + \beta_0^E \cdot \ln R_t^E + c \cdot \ln C_{t-1} + d \cdot \ln R_t + u_t$$

innebærer at elastisitetene av totalkonsumet m.h.p. arbeidsinntekt og

kapitalinntekt kan skrives:

$$(21) \quad \frac{d \ln C_t}{d \ln R_t^W} = \beta_0^W + d \cdot \frac{d \ln R_t}{d \ln R_t^W} \quad \text{og}$$

$$(22) \quad \frac{d \ln C_t}{d \ln R_t^E} = \beta_0^E + d \cdot \frac{d \ln R_t}{d \ln R_t^E}$$

Uttrykkene  $\frac{d \ln C_t}{d \ln R_t^W}$  og  $\frac{d \ln C_t}{d \ln R_t^E}$  er det samme som de to inntektstypers andeler

av totalinntekten. Vi får m.a.o. at elastisitetene avhenger av inntektsandelene. Jo større andel arbeidsinntekten utgjør av totalinntekten, dess større er den marginale elastisitet av totalikonsumet m.h.p. denne inntekt og omvendt, forutsatt at  $d > 0$ .

Tabell 13. Konsumfunksjoner med variable elastisiteter m.h.p. arbeids- og kapitalinntekt. Log-lineære relasjoner uten og med trendledd. Beregningsresultater

Relasjon	Periode	Estimater					t-verdier					Residual spredning i pst. $\hat{\sigma}$	Durbin- Watson d-sta- tistic	
		$\hat{\beta}_0^W$	$\hat{\beta}_0^E$	$\hat{c}$	$\hat{d}$	$\hat{\varepsilon}$	$t_{\beta_0^W}$	$t_{\beta_0^E}$	$t_c$	$t_d$	$t_\varepsilon$			
(20) $\ln C_t =$														
$\alpha + \beta_0^W \cdot \ln R_t^W + \beta_0^E \cdot \ln R_t^E + c \cdot \ln C_{t-1} + d \cdot \ln R_t :$														
	a. 1865-1968	0.27	0.10	0.60	0.01		3.6	3.3	11.4	0.09		1.87	1.51	
	b. 1883-1968	0.28	0.10	0.57	0.02		3.1	2.8	10.4	0.14		1.81	1.39	
	c. 1865-1939	0.30	0.09	0.51	0.09		4.1	2.9	8.0	0.80		1.81	1.47	
	d. 1883-1939	0.36	0.11	0.50	0.01		3.9	3.2	7.9	0.04		1.75	1.31	
	e. 1950-1968	1.93	0.50	0.53	-2.00		2.9	2.2	4.4	-2.2		0.89	1.05	
	f. 1865-1968 m/dummy	0.23	0.06	0.48	0.21		3.1	1.9	8.2	1.8		1.74	1.54	
(23) $\ln C_t =$														
$\alpha + \beta_0^W \cdot \ln R_t^W + \beta_0^E \cdot \ln R_t^E + c \cdot \ln C_{t-1} + d \cdot \ln R_t + \varepsilon \cdot t :$														
	a. 1865-1968						Resultater mangler							
	b. 1883-1968	0.27	0.09	0.50	0.04	0.002	3.0	2.6	7.5	0.3	1.7	1.78	1.31	
	c. 1865-1939	0.22	0.07	0.41	0.14	0.003	3.1	2.5	6.0	1.3	3.0	1.70	1.47	
	d. 1883-1939	0.30	0.10	0.42	0.02	0.003	3.1	2.9	5.7	0.2	2.0	1.70	1.27	
	e. 1950-1968	2.21	0.55	0.44	-2.25	0.000	3.0	2.4	2.9	-2.3	1.0	0.90	1.23	
	f. 1865-1968 m/dummy	0.23	0.05	0.45	0.20	0.001	3.0	1.8	6.8	1.8	1.1	1.74	1.50	

En har estimert relasjon (20) for de samme perioder som de øvrige relasjoner, og resultatene er gjengitt i tabell 13.

Det er tydelig at estimatene for koeffisientene  $\beta_0^W$  og  $\beta_0^E$  blir noe mindre skarpt bestemt ved at totalinntekten trekkes inn som særskilt variabel. Men mer iøynefallende er det at en, bortsett fra etterkrigsperioden og for hele perioden i tilfellet med dummyvariable, ikke får noen utsagnskraftig bestemmelse av virkningen av totalinntekten i relasjonen. Lag-effekten (leddet  $c \cdot \ln C_{t-1}$ ) blir imidlertid like skarpt bestemt som før. Den residuale spredning og Durbin-Watson-observatoren skiller seg lite fra de resultatene en får i relasjonen (16d)\* med konstante elastisiteter. Innføringen av totalinntekten som særskilt variabel i relasjon (20) gir bare ubetydelige utslag i de koeffisienter en får estimert i den tilsvarende relasjon uten totalinntekten. Størrelsen av lag-effekten og beregnede gjennomsnittsverdier for elastisitetene av arbeids- og kapitalinntekt i de ulike perioder påvirkes heller ikke nevneverdig. Selv ikke for etterkrigsperioden, der koeffisienten er utsagnskraftig, blir elastisitetene av arbeids- og kapitalinntekt i gjennomsnitt påvirket. Fortsatt skiller etterkrigstiden seg ut med en meget høy gjennomsnittlig elastisitet for arbeidsinntekt (0.42 på kort sikt) og en ubetydelig elastisitet på 0.02 for kapitalinntekt.

Også i relasjon (20) har en forsøkt å inkludere et trendledd slik at konsumfunksjonen da blir:

$$(23) \ln C_t = \alpha + \beta_0^W \cdot \ln R_t^W + \beta_0^E \cdot \ln R_t^E + c \cdot \ln C_{t-1} + d \cdot \ln R_t + e \cdot t$$

Som vi ser av tabell 13 finner vi også i dette tilfellet for de fleste perioder en positiv trendfaktor. Men for hele perioden under ett er trendfaktoren liten og ikke særlig utsagnskraftig. Som i foregående avsnitt blir også virkningene av inntektene noe redusert, men forholdet mellom inntektsvirkningene er omtrent det samme som før. Introduksjonen av et trendledd fører også i dette tilfelle, slik vi observerte i foregående avsnitt, til noe reduserte lag-effekter.

#### h. Konsumfunksjoner med andre forklaringsvariable

Som nevnt innledningsvis har en forsøkt i konsumfunksjonen også å trekke inn andre forklaringsvariable enn disponibel arbeids- og kapitalinntekt. De variable det gjelder, omfatter endringshastigheten i konsumprisnivået  $\frac{\dot{P}}{P}$ , rentenivået, uttrykt ved et mål for effektiv obligasjonsrente  $r$ , og endelig rentenivået korrigert for prisendringer  $e = (r - \frac{\dot{P}}{P})$ .

Da det i perioden har vært betydelige endringer i omfanget av arbeidsløshet, har en også forsøkt å undersøke om arbeidsløshetsprosenten har hatt noen selvstendig virkning på størrelsen av det private konsumet.

Felles for alle de forsøk som er gjort på å estimere konsumfunksjoner med en eller flere av disse variable, er at funksjonene ellers inneholder arbeidsinntekt og kapitalinntekt som særskilte variable og dessuten har med lag-variable. Som lag-variable er nyttet dels konsumet foregående år, dels høyeste tidligere konsum, dels lag-ede variable for totalinntekt eller for arbeids- og kapitalinntekt. I noen av konsumfunksjonene inngår også et trendledd. Ved alle forsøk er det nyttet relasjoner som er lineære i logaritmene til de variable for konsum og inntekter, mens de variable for prisendringshastighet, rentenivå og arbeidsløshetsprosent er de absolutte størrelser. For enkelte av relasjonene er estimeringen bare utført for hele perioden 1865-1968, for andre er estimeringen gjort for de enkelte delperioder som i tabellene foran.

Hovedinntrykket av disse forsøk er at en i overveiende grad finner lite utsagnskraftige estimater for virkningene av prisendringer, rentenivå og arbeidsløshet på det private konsumet. Virkningskoeffisientene for disse variable er gjennomgående svært små, og fortegnet på dem skifter i en rekke tilfelle ved forholdsvis små endringer i funksjonsform eller ved endringer i estimeringsperiode. Fortegnene på flere av virkningskoeffisientene er også ofte det motsatte av det en skulle vente å finne.

Når det gjelder virkningen av prisendringshastigheten på det private konsumet, er den i alle de fire estimeringsforsøk som er gjort på data for hele perioden, ikke utsagnskraftig forskjellig fra 0. I tre av de fire forsøk er virkningskoeffisienten svakt negativ, i det fjerde svakt positiv (som en skulle vente).

Obligasjonsrentenivået har ved de tilsvarende fire estimeringsforsøk en positiv(!) og utsagnskraftig virkningskoeffisient i to tilfelle og en negativ, men ikke utsagnskraftig, størrelse i de to øvrige forsøk.

Av i alt 34 estimeringsforsøk (kombinasjoner av ulike relasjoner og perioder) som er gjort med prisendringskorrigerede rentenivå  $e = (r \frac{P}{P})$  som en av de variable, gav 27 forsøk en virkningskoeffisient som ikke var utsagnskraftig, og 7 forsøk et utsagnskraftig resultat. Blant de 27 ikke-utsagnskraftige forsøk gav 20 en svakt positiv(!) virkningskoeffisient og 7 en negativ koeffisient. Blant de utsagnskraftige resultater var virkningskoeffisienten positiv i 4 og negativ i 3 tilfelle.

De forsøk som er gjort på å trekke inn arbeidsløshetsprosenten som en variabel i konsumfunksjonen gav, ved alle de 14 estimeringene som er gjort, det resultat at en fikk en positiv virkningskoeffisient for denne variabel. Men koeffisientene var gjennomgående små og bare i halvparten av



tilfellene utsagnskraftig forskjellig fra 0. Dette resultat kan virke overraskende. Større arbeidsløshet, ved gitt total arbeidsinntekt, betyr vel i alminnelighet en skjevare fordeling av arbeidsinntekten. En kunne ha ventet at dette ville gi seg utslag i mindre konsum og større sparing.

Det hovedinntrykk som forsøkene på å trekke inn nye variable i tillegg til inntektene i konsumfunksjonen alt i alt gir, er at disse variable ser ut til å bety lite som forklaring for det private konsumet. I denne sammenheng er det av interesse å merke seg at de relativt få tilfelle som gav utsagnskraftige estimater for virkningskoeffisientene for disse variable, gjennomgående var relasjoner som på forhånd - og også etter at de nye variable var trukket inn - gav relativt dårlig tilpassing til data. For de relasjoner som i avsnitt d. gav best tilpassing, f.eks.:

$$(16d)^* \ln C_t = \alpha + \beta_0^W \cdot \ln R_t^W + \beta_0^E \cdot \ln R_t^E + c \cdot \ln C_{t-1} \quad \text{eller}$$

$$(18b)^* \ln C_t = a + b_0^W \cdot \ln R_t^W + b_0^E \cdot \ln R_t^E + c \cdot \ln C_{t-1}^{\max}$$

finner en i regelen ingen utsagnskraft på variable for prisendringshastighet, rentenivå eller arbeidsløshetsprosent. Det eneste unntaket gjelder for estimeringen for perioden 1883-1968, der virkningskoeffisienten for det priskorrigerede rentenivå som tilleggsvariabel i relasjonene (16d)\* og (18b)\* fikk en positiv og utsagnskraftig verdi. Det å inkludere denne variabel gir imidlertid ikke nevneverdig bedring av tilpassingen til data og påvirker heller ikke estimatene for de øvrige konstanter i relasjonene.

#### 4. Sammenlikninger med tidligere forsøk på estimering av konsumfunksjoner

Et forsøk på å estimere en konsumfunksjon for norsk økonomi basert på nasjonalregnskapsdata for mellomkrigsperioden er omtalt i Vekst og sammenhenger i den norske økonomi 1920-1955 (Artikler nr. 2 fra Statistisk Sentralbyrå 1957) av Arne Amundsen. Konsumfunksjonen som ble nyttet, var av formen:

$$(24) \ln C_t = \alpha + \beta \cdot \ln E_t + u_t$$

der  $E_t$  står for bruttonasjonalproduktet i faste priser og der  $C_t$  er privat konsum i faste priser. Det direkte estimat for konsumelastisiteten  $\beta$  for perioden 1920-1939 var på 0.73. (Ved indirekte estimering ut fra

multiplikatorrelasjonene i den større modellen som ble brukt, fikk en estimater for  $\beta$  på henholdsvis 0.67 og 0.82.) Relasjonen (24) gav et gjennomsnittlig prosentvis avvik i forhold til faktiske tall for konsumet i perioden 1920-1939 på 2,7 prosent og kan nærmest sammenliknes med relasjon (2) i avsnitt 3a. foran (jfr. tab. 3).

For hele perioden 1865-1965 og også for perioden 1883-1939, som det ligger nærmest å sammenlikne med, gir (2) et vesentlig høyere estimat for konsumelastisiteten  $\beta$  (0.94 - 0.95). Forskjellen kan, bortsett fra at observasjonsperiodene er forskjellige, henge sammen med at (2) har privat disponibel realinntekt som uavhengig variabel, mens (24) har bruttonasjonalproduktet som forklaringsvariabel. I perioden 1920-1939 var den gjennomsnittlige vekstrate for bruttonasjonalproduktet i faste priser 3,2 prosent pr. år, mens det tilsvarende tallet for privat disponibel inntekt (deflater med nasjonalregnskapets konsumprisindeks) var 2,4 prosent pr. år. Forholdstallet mellom disse to vekstratene motsvares omtrent nøyaktig av et forholdstall den motsatte vei når det gjelder de to estimatene for elastisitetene  $\beta$  på 0.73 mot 0.94-0.95. Det er m.a.o. ut fra dette bra samsvar mellom estimatene for  $\beta = 0.94-0.95$  i relasjon (2) og  $\beta = 0.73$  for relasjon (24) for perioden 1920-1939 når en tar hensyn til at dette er konsumelastisiteter m.h.p. forskjellige uavhengige variable - bruttonasjonalprodukt i (24) og privat disponibel inntekt i (2).

Et liknende forsøk på å estimere enkle konsumrelasjoner for de nordiske land i etterkrigstiden på basis av observasjoner for perioden 1953-1965 er omtalt i Konsumets og sparingens langsiktige utvikling (Artikler nr. 36 fra Statistisk Sentralbyrå) av Arne Amundsen. Den relasjon som ble nyttet i estimeringsforsøket, var identisk med (2) i avsnitt 3a, nemlig:

$$(25) \ln C_t = a + b \cdot \ln R_t + u_t$$

der den uavhengige variable er total privat disponibel inntekt i faste priser. Estimaten for konsumelastisitetene for de fire nordiske land varierte mellom 1.11 for Sverige og 0.95 for Finland. For Norge fikk en tallet 0.97. Dette siste tallet samsvarer bra med de estimater en fikk på grunnlag av den identiske relasjon (2) i avsnitt 3a. ovenfor (jfr. tab. 3). For hele perioden 1865-1968 og for de ulike delperioder varierer estimatene for konsumelastisitetene fra 0.93 til 0.98. Spesielt for etterkrigstiden får en tallet 0.96. Resultatene for etterkrigstiden passer m.a.o. godt inn i det bilde som estimering av tilsvarende relasjoner gir for hele perioden 1865-1968.

Til slutt skal en trekke sammenlikninger mellom to forsøk på estimering av konsumrelasjoner med oppsplittet disponibel inntekt som er gjort for etterkrigstiden. I publikasjonen Norges økonomi etter krigen (SØS nr. 12) gis en konsumrelasjon:

$$(26) \quad \Delta C_t = 1.0 \cdot \Delta L_t + 0.2 \cdot \Delta E_t$$

som er resultatet av ett av flere forsøk som er gjort på å estimere enkle konsumrelasjoner ut fra data for etterkrigstiden.  $\Delta L_t$  står for endring i disponibel lønnsinntekt og  $\Delta E_t$  for endring i disponibel eierinntekt, begge endringer målt i faste priser.

Til bruk i MODIS III er estimert en liknende konsumrelasjon for etterkrigstiden, men med litt andre koeffisienter:

$$(27) \quad \Delta C_t^* = 0.87 \cdot \Delta L_t + 0.14 \cdot \Delta E$$

MODIS-relasjonen (27) skiller seg fra (26) ved at den avhengige variable  $\Delta C_t^*$  ikke omfatter hele endringen i det private konsumet, men bare størstedelen av den. Visse konsumposter - de såkalte eksogene poster - som bl.a. omfatter boliger, nye biler m.v. er holdt utenfor og tenkes således ikke forklart av inntektsendringene i (27).

De inntektsvariable i (26) og (27) skiller seg fra begrepene arbeidsinntekt og kapitalinntekt som er brukt i denne undersøkelsen, på to punkter. Summen av  $L_t$  og  $E_t$  er lik nasjonalregnskapets disponible faktorinntekt (i faste priser) og ikke lik total privat disponibel inntekt. Men denne forskjellen er ikke særlig betydningsfull. Viktigere er det at  $L_t$  bare omfatter lønnsinntekt og ikke beregnet arbeidsinntekt for selvstendige som er med i den variable  $E_t$  - dvs. eierinntekten.

Relasjonene (26) og (27) kan nærmest sammenliknes med den lineære relasjon (3) i avsnitt 3b. (jfr. tab. 4). For relasjon (26) må overensstemmelsen med relasjon (3) i denne undersøkelsen, spesielt for etterkrigstiden, sies å være meget god. Estimatenes for de marginale konsumtilbøyeligheter av lønnsinntekt/resp. arbeidsinntekt er omtrent identiske, og heller ikke estimatenes for de marginale konsumtilbøyeligheter av eierinntekt/resp. kapitalinntekt er særlig forskjellige, når en tar spredningen på det siste estimatet i relasjon (3) i betraktning. For øvrig synes forskjellen mellom estimatenes for virkningen av eierinntekt/resp. kapitalinntekt å gå i riktig retning. Som før nevnt omfatter eierinntektsbegrepet i (26) en komponent som i (3) er inkludert i arbeidsinntekten. Det er grunn til å vente at

dette skulle bidra til å øke estimatet for virkningen av eierinntekt i (26) sammenliknet med virkningen av kapitalinntekt i (3) - og det kanskje noe mer enn det tallene viser.

Også overensstemmelsen mellom (27) og (3) estimert for etterkrigs-tiden må sies å være forholdsvis god. Siden  $\Delta C^*$  i (27) ikke omfatter hele konsumet, skulle en vente noe lavere estimater for virkningene av de to slag inntekter i (27) enn i (3). Dette slår også til en viss grad til for virkningen av lønnsinntekt, men ikke for eierinntekt. Her er det igjen rimelig å ta hensyn til at eierinntekt i (27) omfatter en komponent (selvstendiges arbeidsinntekt) som i (3) er inkludert i den variable for arbeidsinntekt.

Sammenlikningen mellom relasjonene (3), (26) og (27) kan også gjøres ved å se på den konsumøkning de hver for seg ville gi ved en kombinasjon av øking i de ulike slag inntekter. Som sammenlikningsgrunnlag har en valgt å bruke den gjennomsnittlige øking i de ulike slag inntekter i perioden 1946-1968. Hvis vi setter økingen i de totale disponible realinntekter i denne perioden til 100, faller 67 på disponibel lønnsinntekt, anslagsvis 10 på disponibel arbeidsinntekt for selvstendige og resten - 23 - på annen eierinntekt. Med disse inntektstall ville vi få generert en øking i privat konsum:

Etter relasjon (3)	79.2
Etter relasjon (26)	73.6
Etter relasjon (27)	62.9

Som vi ser gir relasjon (3) omtrent 7 prosent større øking i konsumet i perioden 1946-1968 enn (26). Relasjon (27), som ikke har med endringer i eksogene konsumposter, gir en øking i konsumet på 85 prosent av økingen etter (26) og 79 prosent av økingen etter (3). I årene 1946-1968 utgjorde økingen i eksogent konsum omtrent 25 prosent av økingen i totalkonsumet. Dette tyder på at overensstemmelsen mellom (3) og (27) er bedre enn mellom (3) og (26).

Ved innsetting av de faktiske tall for inntektsøkningen i perioden 1946-1968 finner en at relasjonene (3) og (27) gir en beregnet konsumøkning som svarer ganske bra til den faktiske øking. Den faktiske konsumøkning er om lag 1,9 prosent større enn den beregnede etter relasjon (3). Ved relasjon (27) er den faktiske øking i det endogene konsumet 3,8 prosent mindre enn den tilsvarende beregnede øking. Relasjon (26) undervurderer den faktiske konsumøkning - og betydelig mer enn relasjon (3). Den faktiske konsumøkning er 9,6 prosent større enn den beregnede øking etter (26) for etterkrigsperioden 1946-1968.

## 5. Oppsummering

1. Utviklingen av det private konsumet i de siste hundre år kan forklares ganske tilfredsstillende innenfor relativt enkle konsumrelasjoner som inneholder realdisponibel arbeidsinntekt og kapitalinntekt som forklaringsvariable.
2. Det synes å være vesentlig i en konsumforklaring å trekke inn lag-effekter, dvs. å skille mellom kortsiktige og langsiktige virkninger av inntektsendringer. Anvendes foregående års konsum som lag-variabel, kan de uforklarte avvik fra konsumrelasjonen i gjennomsnitt for hele perioden 1865-1968 reduseres til 1,8 prosent.
3. Variable som rentenivå, konsumprisenens endringshastighet og variasjoner i omfanget av arbeidsløshet synes å bety lite som konsumforklaringer.
4. De oppnådde estimater for virkningene på kort og på lang sikt av arbeidsinntekt og kapitalinntekt er relativt stabile og lite påvirket av endringer i estimeringsperiode. Betydningen av denne stabilitet må imidlertid ikke overvurderes da estimeringsperiodene i de fleste tilfelle har et stort antall observasjoner felles.
5. Etterkrigstiden skiller seg ut med en vesentlig høyere konsumvirkning av arbeidsinntekt i relasjon til kapitalinntekt enn i de øvrige perioder, men estimatet for virkningen av kapitalinntekt i denne periode er høyst usikkert bestemt.
6. Ved de aller fleste relasjoner som er forsøkt estimert, ligger elastisiteten (på lang sikt) av konsumet m.h.p. en prosentvis jamt fordelt øking av arbeids- og kapitalinntekt på rundt 0.95.
7. I den relasjon som gir "best" konsumforklaring, utgjør lag-effekten, dvs. den del av effekten på konsumet som faller i år etter at inntektsendringen finner sted, litt over 50 prosent av totaleffekten.

8. Lag-effektene i konsumrelasjonene bidrar til å utviske den forskjell en finner mellom virkningene av arbeidsinntekt og kapitalinntekt i relasjoner estimert uten lag-effekter.

9. Forskjellen mellom elastisitetene av konsumet m.h.p. arbeidsinntekt og kapitalinntekt i den "beste" konsumrelasjonen (som har foregående års konsum som lag-variabel) tilsvarer omtrent den forskjell det er mellom det "arbeidsinntektsmotiverte" og det "kapitalinntektsmotiverte" konsums andeler av totalkonsumet. Det synes m.a.o. ikke å være noen særlig stor forskjell mellom virkningene av de to slag inntekt på de deler av totalkonsumet de hver for seg motiverer.

## ENGLISH SUMMARY

1. This article presents the results from a number of regressions that has been run, using total private consumption at fixed prices as the dependant variable, and with total private disposable real income - some times divided into labour and capital incomes - as explanatory variables. Even other explanatory variables such as the interest rate, the rate of price-increases and unemployment have been tried along with the income-variables in some of the regressions.

2. The regressions are based mainly on historical National Accounts data for the period 1865-1968, which have been published earlier by the Central Bureau of Statistics<sup>1)</sup>. Some of the data used, notably the series for disposable labour and capital incomes, have not been published previously, and their methods of estimation are explained briefly in Ch. 2.b. Regressions have been run, throughout, for the whole period 1865-1968, leaving out data for the war-years 1916-1918 and 1940-1945, and for the immediate post-war years 1919 and 1946-1949. Regressions have been estimated also for sub-periods (see page 7), and for the whole period 1865-1968 introducing two shift-parameters, by way of dummy-variables, to the constant-term in the regressions. (For periods of estimation see tables 3-10, 12 and 13.)

3. The two basic forms of consumption functions estimated are the linear form:

$$(1) C_t = a + b \cdot R_t + u_t \quad \text{and}$$

the log-linear form:

$$(2) \ln C_t = \alpha + \beta \cdot \ln R_t + v_t$$

where  $C_t$  is the volume of total private consumption in year  $t$ , and  $R_t$  total private disposable real income in the same year,  $a$ ,  $b$ ,  $\alpha$  and  $\beta$  being constants. The assumptions made about the unobservable random terms  $u_t$  in (1) are, for all  $t$  and  $R_t$ :

$$E(u_t) = 0 \quad \text{and}$$

$$E(u_t \cdot u_{t-s}) = \begin{matrix} \sigma^2 & s = 0 \\ 0 & s \neq 0 \end{matrix}$$

1) See especially National Accounts 1865-1960 (NOS XII 163) Oslo 1965 and Trends in Norwegian Economy 1865-1960 (SØS nr. 16) Oslo 1966.

Similar assumptions of zero expectation and constant variance are made for  $v_t$  in (2). The method of least-square estimates of  $a$ ,  $\alpha$ ,  $b$  and  $\beta$  are given in table 3, along with the t-values for  $b$  and  $\beta$ . Table 3 also contains values for the Durbin-Watson d-statistic and estimates for  $\sigma$ , as percentages of the average value of  $C_t$  in the different periods. As can be seen from table 3, the t-values for  $b$  and  $\beta$  are generally high, but the values for the Durbin-Watson d-statistic are too low to reject the hypothesis of uncorrelated disturbance terms. Also the estimates of  $\sigma$  turn out to be uncomfortably high.

4. In 3.b., separate variables for real disposable labour and capital incomes have been introduced into the consumption functions (1) and (2). Table 4 indicates estimates for the two regression coefficients which are significantly different, but the Durbin-Watson d-statistic is still relatively low, and residual variances high.

5. In 3.c., consumption functions with trend-components have been estimated (relations (13) and (14)). Table 5 shows a generally positive and significant trend-component.

6. Ch. 3.d. deals with consumption functions with lag-effects (income-lags as in (15) and (16) and lag-ed private consumption in (17) and (18)). Various special cases such as (15a), (15b) and (16a)-(16d), (17a), (17b) and (18a), (18b) are deduced, by introducing restrictions on the original coefficients in (15), (16), (17) and (18).

7. The different lag-relations estimated are described in Ch. 3.e., see tables 6-10. The most interesting lag-relations seem to be those with  $C_{t-1}$  or  $C_{t-1}^{\max}$  as lag-variables (relations (15b) and (17b) of table 6, (15b)\* and (17b)\* of table 7 and the corresponding relations with two separate income-variables of table 8 and 9).

8. The estimation of lag-relations, with  $C_{t-1}$  and  $C_{t-1}^{\max}$  as lag-variables, reduces considerably the estimates of the residual variances, see for instance (15b), (17b) in table 6 and (16d) and (18b) in table 8, and their corresponding log-linear variants in table 7 and 9. Even the Durbin-Watson d-statistic is higher for these relations, particularly when  $C_{t-1}$  are used as lag-variable. Not very much emphasis could be placed on the Durbin-Watson, however, since in these cases we are working with autoregressive forms.



9. All the relations referred to in 8 give considerable and significant lag-effects in the consumption function. Table 11 indicates that the lag-effect varies between 70 per cent and 53 per cent of the total effect of an income change, depending on whether linear or log-linear relations, or whether total income or two separate income variables are being used. These effects were estimated for the whole period 1865-1968 with (line 1 in table 11) and without (line 2 in table 11) the introduction of two dummy-variables, cfr. 2 above.

10. The introduction of lag-effects in the consumption functions (measured by  $C_{t-1}$ ) tends to reduce the difference we found in Ch. 3.b. between the effects on consumption from changes in labour and capital income respectively. For the log-linear relation with  $C_{t-1}$  as lag-variable the marginal elasticity of total private consumption with respect to labour income is generally 3 times the corresponding elasticity with respect to capital income. In Ch. 3.b. we found a ratio of 5 to 1 between the same two elasticities. A ratio of 3 to 1 between the two elasticities corresponds roughly to the shares in total private consumption that can be seen as motivated by labour income and by capital income respectively.

11. In Ch. 3.f., lag-effects, as well as trend-effects, are estimated in relations (15b)<sup>\*</sup> and (16d)<sup>\*</sup>. The trend-effects are then generally reduced compared with Ch. 3.c., and are not very significant (table 12).

12. In Ch. 3.g., variable elasticities are introduced in relation (20), but generally no significant results are found for these variations (table 13).

13. In Ch. 3.h., four additional variables are introduced in the consumption function. The variables are (1) the rate of change in the consumer-price levels, (2) the rate of interest  $r$ , (3) the rate of interest corrected for price-changes,  $e = r - \frac{P}{P}$ , and (4) the unemployment ratio. For relations (16d)<sup>\*</sup> and (18b)<sup>\*</sup>, which in Ch. 3.e., gave the best fit, generally no significant results were found for the additional variables.

14. In Ch. 4, some of the results obtained in this study are compared with previous estimations of consumption functions, for the post-war period 1950-1968. The results are found to be fairly similar for this period, but the estimates of coefficients for the post-war period differ considerably from those found for the whole period 1865-1968, or for the other sub-periods.

## 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: Skattlegging 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 Utsolgt
- " 8 Arne Øien og Hallvard Borgenvik: Utviklingen i personlige inntektskatter 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 Utsolgt
- " 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* 1956 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 Schiøtz: 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 *Likningsystemet 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 brukermedvirkning 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 skattetall 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 skattetall *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

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**