

RAPPORTER

86/14

**GIFTE KVINNERS ARBEIDSTILBUD,
SKATTER OG FORDELINGSVIRKNINGER**

AV
JOHN DAGSVIK, OLAV LJONES, STEINAR STRØM
OG ROLF AABERGE

**STATISTISK SENTRALBYRÅ
CENTRAL BUREAU OF STATISTICS OF NORWAY**

RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ 86/14

**GIFTE KVINNERS
ARBEIDSTILBUD, SKATTER OG
FORDELINGSVIRKNINGER**

AV

JOHN DAGSVIK, OLAV LJONES, STEINAR STRØM OG ROLF AABERGE

STATISTISK SENTRALBYRÅ
OSLO - KONGSVINGER 1986

ISBN 82-537-2377-6
ISSN 0332-8422

EMNEGRUPPE
39 Andre sosioøkonomiske emner

ANDRE EMNEORD
Arbeidstilbud
Inntektsfordeling
Metode
Skatt

FORORD

I denne rapporten analyseres gifte kvinners arbeidstilbud. Datamaterialet som utnyttet er hentet fra Levekårsundersøkelsen 1980 og Inntektsundersøkelsen 1979. Dette datamaterialet gir mulighet for å analysere sammenhengene mellom arbeidstilbudet for gifte kvinner og økonomiske variable som lønn, skatt, inntekt og sosioøkonomiske kjennetegn som alder, barnetall, utdanning og helse. Modellen som benyttes er en mikroøkonomisk modell.

Denne analysen er en del av et større prosjekt som er organisert i en prosjektgruppe som er kalt "Gruppe for arbeidstilbud i Oslo" (GATO). Gruppen består av ansatte i Statistisk Sentralbyrå og Universitetet i Oslo. Ved siden av forfatterne har Kari Holst og Anne Sagsveen deltatt i arbeidet med denne rapporten. Det er mottatt støtte til prosjektet fra Nordiska Skattevetenskapliga Forskningsråd og fra RFSP/NAVF.

Resultatene i denne analysen viser at gifte kvinners arbeidstilbud påvirkes sterkt av deres marginallønn (lønn etter skatt) men ikke av deres arbeidsfrie inntekt (eks. mannens inntekt). Arbeidstilbudet påvirkes også av variable som barnetall og helse. Resultatene kan brukes til å beregne virkninger på arbeidstilbudet av en omlegging av familiebeskatning til et rent individsystem. Dette vil øke arbeidstilbudet betydelig. I analysen er det også vist hvilke konsekvenser en slik endring i sysselsettingen vil ha for inntektsfordelingen.

Statistisk Sentralbyrå, Oslo, 22. august 1986

Gisle Skancke

INNHold

	Side
1. Innledning	7
2. Den teoretiske modellen	11
2.1. Det modellmessige utgangspunkt	11
2.2. Det modellmessige utgangspunkt - formell beskrivelse	13
2.3. Skattefunksjonens form	20
3. Økonometrisk modell og estimeringsmetode	25
3.1. Økonometrisk modell	25
3.2. Estimeringsmetoden	27
4. Datamaterialet	33
4.1. Innledning	33
4.2. Yrkesdeltaking og arbeidstid	34
4.3. Timelønn	36
4.4. Ektefellens inntekt	38
4.5. Andre variable	39
5. Estimeringsresultater	43
5.1. Estimater	43
5.2. Tolking av resultatene	44
5.2.1. Testresultater for parametre	44
5.2.2. Lønnsfunksjonen	45
5.2.3. Reestimering uten inntektsledd	47
5.2.4. Nyttefunksjonen og den marginale reservasjonslønn	47
5.2.5. Jobbsannsynligheten	53
5.2.6. Arbeidstid	59
6. Fordelingsvirkninger av endret arbeidstilbud	62
6.1. Innledning	62
6.2. Beskrivelse av simuleringsrutinen	63
6.3. Effekten av skattesatsendringer på fordelinger av arbeidstid og inntekt	66
6.3.1. Innledning	66
6.3.2. Endringer i ulikhet i fordelinger av gifte kvinners arbeidstid og arbeidsinntekt som følge av endringer i beskatningen	69
6.3.3. Endringer i ulikhet i fordelingen av ekteparinntekt som følge av endringer i beskatningen. Dekomponering av ulikhet etter kjønn	71
 Referanser	 79
 Utkomne publikasjoner	
Publikasjoner sendt ut fra Statistisk sentralbyrå etter 1. juli 1985	81
Standarder for norsk statistikk (SNS)	88

1. INNLEDNING

Denne rapporten er en del av et omfattende prosjekt som analyserer faktorer som påvirker tilbud av arbeid. Det legges vekt på å studere hvordan arbeidstilbudet avhenger av kjønn, skattesatser, fradragsregler i beskatningen, skattefrie inntektsoverføringer sammen med sosio-økonomiske variable som alder, antall barn, utdanning, helse og bosted. Vårt utgangspunkt er at individets atferd påvirkes både av økonomiske og ikke-økonomiske variable. Formålet med denne analysen er å formulere hypoteser om hvordan disse forklaringsvariable påvirker tilbud av arbeid, for deretter å teste disse hypotesene mot innsamlete data. Når hypotesene om tilbudsstruktur formuleres bygger vi på mikroøkonomisk teori. Med tilbud av arbeid mener vi det antall timer som en ønsker å arbeide.

Til tross for all diskusjon i den senere tid om tilbudssiden i en økonomi og skatters virkning på denne, er det utført relativt få økonometriske studier av sammenhengen mellom tilbud av arbeid og skatter. (Se Killingsworth (1983) for en oversikt over feltet.) Langt de fleste arbeidene er amerikanske og de har den klare svakhet at amerikanske forskere ikke har tilgang på selvangivelsesdata. I denne rapporten benyttes imidlertid informasjon fra selvangivelsesdata. Reelle, individuelle forhold ved beskatningen kan dermed bringes inn.

I den analysen som her legges fram har vi begrenset oss til å analysere arbeidstilbudet for gifte kvinner i alder 16-65 år. Det er flere grunner til at vi har valgt å prioritere denne gruppen i analysearbeidet. (I prosjektet vil vi imidlertid senere ta opp til analyse alle persongruppene, menn og kvinner, gifte og ikke gifte.)

For det første er gifte kvinner en befolkningsgruppe hvor det er relativt mange yrkespassive. Selv om yrkesdeltakingen for gifte kvinner har økt betydelig de siste tiårene, er det fortsatt mange som ikke kan regnes som yrkesaktive. Hvor mange som skal regnes som yrkesaktive avhenger imidlertid noe av hvilken definisjon en bruker på yrkesaktivitet. Noen benytter arbeidsstyrkebegrepet fra AKU. Til arbeidsstyrken regnes de som i en uke (undersøkelsesuken) var sysselsatte med mer enn en times arbeid, sysselsatte midlertidig fraværende eller arbeidssøkere. Denne yrkesdefinisjonen gir en yrkesprosent for gifte kvinner 16-66 år på i overkant av 70 (1983=73). Denne definisjonen tar med mange typer arbeid men begrenser seg bare til arbeid i undersøkelsesuken.

Andre definisjoner tar utgangspunkt i alle som har utført inntektsgivende arbeid i det hele tatt i løpet av ett år. Hvor mange som

er yrkesaktive etter denne type definisjon kan en få opplysninger om fra Folketellingene og for eksempel Levekårsundersøkelsene.

I Levekårsundersøkelsene 1980 (LU 80) var det 70 prosent av de gifte kvinnene 16-66 år som oppga at de i 1979 hadde noen form for inntektsgivende arbeid. I følge Folketellingen 1980 var det imidlertid ikke mer enn 58 prosent som oppga å ha utført inntektsgivende arbeid i minst 100 timer i året fra 1. november -79 til 31. oktober -80.

I vår analyse skal vi regne som yrkesaktive de som både sier å ha utført inntektsgivende arbeid i 1979 og har lønnsinntekt i følge Inntektsundersøkelsen. Denne måten å definere yrkesdeltaking på gir en yrkesprosent på 59 for året 1979.

Selv om yrkesdeltakingen har økt betydelig gjennom 1970 årene og fram til nå, er den fortsatt lav sammenlignet med menn. Det er således et betydelig potensiale for økt arbeidstilbud fra gifte kvinner. Mange står overfor et reelt valg mellom å være yrkesaktiv eller ikke og det er av stor interesse å bringe på det rene hva lønn, skatteregler, ektefelles inntekt o.a. betyr for valget.

Når det gjelder skattereglens betydning for arbeidstilbudet er det også naturlig å fokusere på de gifte kvinnene. Dette skyldes de norske familiebeskatningsreglene som gir ektefellene adgang til felleslikning. Ved lave inntekter for den ene eller begge av ektefellene, gir felleslikning lavere samlet skatt for ektefellene. Det at ektefellene liknes sammen betyr imidlertid at den laveste inntekten blir skattlagt med meget høye marginalsatter.

Etter de nåværende skatteregler lønner det seg for dobbeltarbeidende ektepar å ha felles likning når den laveste inntekten er under et beløp som er noe over 30 000 kr. (I 1979 som vårt datamateriale skriver seg fra, var grensen ca. 22 000 kr.) For inntekter under dette vil den laveste inntekten bli skattlagt meget høyt, men altså slik at det likevel samlet vil lønne seg for familien med felleslikning. For den laveste inntekten vil marginalsatten kunne ligge på fra 30 prosent helt opp til 90 prosent i området med felleslikning.

Det vil ha stor interesse å analysere hvilken virkning disse spesielle skattereglene har for gifte kvinners yrkesdeltaking. I debatten om skattereformer og familiebeskatningen blir det også fra flere hold lagt betydelig vekt på de negative virkninger felleslikningen kan ha hatt for gifte kvinners yrkesdeltaking i Norge.

Selv om vi kan si at gifte kvinners arbeidsinntekter blir skattlagt

meget høyt for lave inntekter, dvs. kortvarig arbeid eller korte deltidsjobber, vil det være forenklet å si at det norske skattesystemet ensidig er i disfavør av deltidsarbeid o.l. Den høye progresjonen vi har i det norske skattesystemet kan for eksempel sies å favorisere de familier som velger å fordele den samlede husholdningsinntekt mellom to inntektstakere, framfor én inntektstaker (jfr. tabell 1.1).

Tabell 1.1. Disponibel inntekt for ektefellene og marginalsatt for kona når samlet inntekt er kr. 200 000, 1979 skatteregler.

Konas inntekt	Mannens inntekt	Klasse	Disponibel inntekt	Marginalsatt for kona
0	200 000	2	97 294	69,4
10 000	190 000	2	98 432	91,6
10 000	190 000	1	93 984	51,3
20 000	180 000	2	98 287	67,5
20 000	180 000	1	97 754	29,7
100 000	100 000	1	118 028	65,4
Enslige: 200 000	-	1	87 167	73,4

Vi skal som nevnt analysere faktorer som virker på tilbudet av arbeid. Det er åpenbart mange variable som påvirker beslutninger knyttet til tilbud av arbeid. Noen av disse variablene har vi observasjoner for mens andre er uobservert. Denne manglende observasjon av forklaringsvariable gjør at vi ikke kan operere med utsagn - avledet fra økonomisk teori - av typen:

- individet ønsker/ønsker ikke arbeid for bestemte verdier av forklaringsvariablene,

men med utsagn om hvor sannsynlig det er at individet ønsker arbeid ut fra verdier på observerbare forklaringsvariable.

På grunn av de uobserverte variable som påvirker individenes beslutninger, må vi også gjøre antakelser om hvordan disse er fordelt over populasjonen. Antakelser om dette har konsekvenser for den statistiske modellen. Økonomisk teori gir imidlertid ingen presis angivelse av hvilke fordelinger en bør bruke.

Hovedformålet med denne rapporten er å estimere parametrene i modellen for jobsannsynligheten og i fordelingen av ønsket arbeidstid gitt at kvinnen jobber. Estimeringsresultatene vil bli brukt til å analysere hvordan endringer i beskatningen påvirker jobb-sannsynligheter og antall timer arbeidet. Modellen vil kunne brukes til å beregne endringer i det

forventede antall gifte kvinner som ønsker jobb når marginals kattene endres.

Som nevnt observerer vi ikke alle variable som påvirker individenes beslutninger. Denne manglende informasjon om individene representerer vi med stokastiske variable og med forutsetninger om fordelingsegenskaper. Det vil si at vi tar vare på manglende informasjon ved restledd, med delvis spesifiserte fordelingsegenskaper. Dette utnyttes til å estimere ukjente koeffisienter knyttet til forklaringsvariablene eller til ikke-lineære funksjoner av forklaringsvariablene. Etter at disse koeffisientene er estimert, er fordelingen av de endogene tilbudsvariablene over individene helspesifisert. Ved hjelp av tilfeldige trekninger av restledd for hvert individ kan en derfor simulere hvert individs tilpasning. Dette blir gjort i denne rapporten i forbindelse med beregninger av virkninger av skatteendring på inntektsfordelingen. Inntektsbegrepene er inntekt før og etter skatt. Inntekt før skatt består dels av inntekter som er uavhengig av individets arbeidsinnsats (kapitalinntekt, ektefellens inntekt) og av lønnsinntekt. Denne siste inntekten er endogen og avhengig av individets yrkesdeltakelse og arbeidsinnsats. Dette blir det tatt hensyn til i simuleringsberegningene.

Etterspørselssiden i arbeidsmarkedet kan spille en direkte rolle for tilbudssiden ved at beslutningen om å søke etter arbeid er avhengig av sjansen for å få jobb. Dette momentet har selvfølgelig størst betydning hvis det er begrenset tilgang på passende arbeid for den enkelte eller hvis arbeidsledigheten er stor i markedet. Dette blir i noen grad søkt ivaretatt i det økonometriske opplegget i denne rapporten.

I tidligere analyser av gifte kvinners arbeidstilbud (jfr. Ljones 1979 og Fridstrøm 1984) har det vært særlig fokusert på variable som alder (lav yrkesdeltakelse blant de svært unge og de noe eldre), antall barn - spesielt småbarn, regionale variasjoner i etterspørselen, barnehagedekning og utdanning. Vår analyse bekrefter mange av disse antakelsene. Det nye i vår analyse nå er imidlertid den samtidige analysen av sosio-økonomiske forhold og mer rendyrkede økonomiske variable. Hypoteser avledet fra økonomisk teori er at

- økt timelønn
- reduserte marginals kattesatser
- redusert ektefelleinntekt

virker positivt inn på yrkesdeltakelse og arbeidsinnsats. Denne rapporten bekrefter de to første antakelsene og finner at lønn og marginals katt har

tildels sterke virkninger på yrkesdeltaking og arbeidsinnsats. Mannens inntekt derimot har en relativ svak direkte virkning på kvinnens tilpasning. Indirekte virker den imidlertid på marginallønna via adgangen til felleslikning.

Et viktig resultat i denne rapporten er at en endring i ektefellebeskatningen kan ha en kraftig virkning på yrkesdeltaking. En overgang til utelukkende særskilt likning vil redusere kvinnens marginalsatt for de "første kronene" som hun tjener. Reduksjonen i marginalsatt vil være større jo høyere mannens inntekt er. Reduksjonene i marginalsatt vil gjelde for kvinnens inntekt opp til det nivå hvor ekteparet i det nåværende system vil gå over til særskilt likning. Analysen i denne rapporten antyder at en overgang til et rent særskilt likningssystem kan gi en betydelig oppgang i gifte kvinners yrkesdeltakelse.

Analysen av gifte kvinners tilpasning er i denne rapporten basert på visse forenklinger. For det første blir skattereglene representert ved estimerte glatte funksjoner, og ikke med stykkvis lineære segmenter slik de faktiske skattereglene er. Det sees også bort fra det forhold at marginalsattene ikke er overalt stigende med inntekt i det norske skattesystemet. Det tas imidlertid hensyn til at gjennomsnittlig fradrag er økende med økende gjennomsnittsinntekt. Den andre viktige forenklingen er at det sees bort fra at kvinnens beslutning om jobb og arbeidsinnsats er en beslutning koplet til mannens beslutning om jobb og arbeidsinnsats. I denne rapporten antar vi at kvinnen tar mannens tilpasning i arbeidsmarkedet og inntekt for gitt når hun tilpasser seg.

2. DEN TEORETISKE MODELLEN

2.1. Det modellmessige utgangspunkt

Vår analyse har som siktemål å formulere testbare hypoteser om de sammenhenger som bestemmer gifte kvinners yrkesdeltaking og timer arbeidet. Vi ønsker også å føre vår analyse fram til tallfestede sammenhenger slik at vi kan si hvor mye f.eks. bestemte endringer i lønn eller skatt har å si for yrkesdeltakingen og arbeidsinnsatsen i timer, gitt at kvinnen er i jobb.

For å kunne føre analysen fram til dette målet er vi avhengig av en modell for individers atferd. En slik modell vil basere seg på et sett av forutsetninger som vi i denne innledningen kort skal presisere. Formålet med denne innledningen er blant annet å nå de lesere som ikke vil følge den

formelle (og matematiske) presentasjon av modellen i senere avsnitt.

Modellutgangspunktet er mikroøkonomisk teori for tilbud av arbeid. En slik modell starter med å fastlegge hva som er individets valgmuligheter. Dette gjøres ved å bestemme budsjettrestriksjonen og tidsrestriksjonen. Budsjettrestriksjonen sier hvor mye penger individet har til disposisjon ved ulike arbeidstider. Tidsrestriksjonen sier at summen av fritid og arbeidstid må være konstant. Den videre forutsetning som trengs for å bestemme individets atferd er at individet opptrer rasjonelt, dvs. veier nytten av økt forbruk mot nytten av fritid og velger den beste kombinasjon, dvs. den kombinasjon som gir høyest nytte.

Vår modell er statisk og vi regner med at hele den disponible inntekt går til forbruk. Samlet forbruk er lik disponibel inntekt og vi har ikke delt opp forbruket i ulike varegrupper.

Når en skal analysere gifte kvinners arbeidstilbud er det viktig å trekke inn opplysninger om ektefellens tilpasning i analysen. Først presenterer vi en generell modell hvor begge ektefellers arbeidstilpasning er endogent bestemt. I selve analysen har vi imidlertid gjort en modellmessig forenkling i det vi her antar at kvinnens arbeidstilbud bestemmes i en modell for ektefellene, men hvor ektemannens arbeidstilbud (og dermed arbeidsinntekt) er eksogent bestemt.

I mange analyser av gifte kvinners arbeidstilbud forsøker en å trekke husarbeidet inn i modellen. Vi har imidlertid ikke gjort det, noe som betyr at husarbeidet blir regnet som fritid. Videre ser vi bort fra at deler av forbruket er skaffet til veie ved husarbeid (eks. hjemmebakte brød). Dette representerer en modellmessig forenkling som vi til en viss grad kan prøve å oppveie ved valg av sosioøkonomiske variable.

Det er grunn til å regne med at tallet på barn i husholdningen vil virke inn på behovet for husarbeid i husholdningen. Dette er en begrunnelse for å inkludere barnetallet blant de variable som antas å påvirke preferansene. I tillegg til virkningen på preferansene via husarbeidet, kan en regne med at barn mer direkte påvirker de holdninger og preferanser som styrer individenes valg.

Ved siden av barnetallet regner vi med at folk i ulike aldersgrupper vil ha forskjellige preferanser. Dette kan skyldes både en kohort effekt (individer har gjennomlevd ulike tidsperioder) og en genuin alders-effekt.

Vår analyse baserer seg på en forutsetning om at individene kan velge om de vil arbeide eller ikke og at de selv kan velge arbeidstiden,

gitt at de velger å delta i yrkeslivet. Vi antar videre at det for individet eksisterer en timelønn (lønnssats) i markedet som individet ikke kan påvirke ved sine valg. Videre antar vi at de individ som ikke er yrkesaktive kjenner den lønn de vil komme til å få hvis de søker arbeid. Ved siden av å kjenne sin lønnssats, vil vi anta at individene kjenner skattereglene slik at de vet hvordan disponibel inntekt påvirkes av endringer i arbeidstid. Dette kan virke som drastiske forutsetninger. Vi tror likevel at de tross alt representerer en akseptabel beskrivelse av de valgsituasjoner som individene står overfor.

Vi har som nevnt antatt at individene kjenner sin timelønn i markedet også når de ikke er sysselsatte. I vår analyse er vi avhengige av anslag også på disse potensielle lønnssatser. For å komme fram til anslag på disse potensielle lønnssatser baserer vi oss på en forutsetning om at en persons timelønn avhenger av kjennetegn ved individet. I denne analysen antar vi at et individs timelønn bare avhenger av dets fullførte utdanning og dets alder. Her er det mange variable som en i tillegg kunne tenkt seg å ha med, blant annet yrkeserfaring (ansiennitet). Hovedårsaken til at så få variable er med i lønnsrelasjonen er mangel på relevante opplysninger i data-materialet. Vi må også huske på at lønnsrelasjonen skal brukes til å predikere lønn i markedet for ikke sysselsatte. Det betyr at vi er avhengig av å ha observasjoner av forklaringsvariablene også for de ikke-sysselsatte.

Analysen er basert på en forutsetning om at individet kjenner sin timelønn når det bestemmer sitt arbeidstilbud. I den formelle modellen er det ikke innført rasjonering, eller åpnet for at individet i sin tilbudsatferd kan ta hensyn til at det ikke er sikkert at hun får jobb om hun søker. I mange sammenhenger er det imidlertid pekt på at gifte kvinner tar hensyn til rasjonering og at det kan eksistere såkalt skjult ledighet (jfr. Ljones (1979) og Ljones (1985)). Vi har derfor søkt å ta hensyn til dette, ved å innføre en variabel som beskriver jobbmulighetene for individet på det lokale arbeidsmarked.

2.2. Det modellmessige utgangspunkt - formell beskrivelse

Vårt utgangspunkt er en hypotese om at individene foretar sine valg om forbruk og inntektsgivende arbeid ut fra en maksimering av nytte under de restriksjoner som inntekter etter skatt og tidsrestriksjoner setter. Alt forbruk kjøpes i markedet og vi ser i modellen bort fra husarbeid. Det vil si at vi har følgende modellmessige utgangspunkt.

$$\max U(C, h_M, h_F; Z)$$

$$\text{m.h.p. } \{C, h_M, h_F\}$$

gitt

$$(1) \quad C < Y_M + Y_F - T(R_M, R_F) + S$$

$$(2) \quad Y_M = W_M h_M + I_0$$

$$(3) \quad Y_F = W_F h_F$$

$$(4) \quad R_M = Y_M - F_M$$

$$(5) \quad R_F = Y_F - F_F$$

$$(6) \quad \underline{h}_k < h_k < \bar{h}_k \quad ; \quad k = M, F.$$

hvor

U er nyttenivået for en familie som minst består av et ektepar

C er familiens konsum

h_M er antall timer arbeidet av mannen

h_F er antall timer arbeidet av kvinnen

Y_M og Y_F er deres respektive bruttoinntekter

W_M og W_F er deres respektive lønnsnivåer

I_0 er skattepliktig kapitalinntekt som er tilregnet mannen (i samsvarende med norske regler)

S er skattefrie overføringer som barnetrygd, forsørgerfradrag i skatt osv.

T er skatten som ekteparet betaler

F_M og F_F er fradrag som standardfradrag, rentefradrag osv.

R_M og R_F er nettoinntekter, dvs. skattbar inntekt

Z er sosio-økonomiske variable mer eller mindre kjent av økonometrikeren, men kjent av individene.

Ashenfelter og Heckman (1974) har et simultant, økonometrisk opplegg hvor den samtidige tilpasningen av h_M og h_F studeres. De ignorerer imidlertid skatter. Andre forfattere som har trukket inn skatter, har

imidlertid forutsatt at den enes tilpasning, f.eks. mannens, er gitt. I modellen betyr det at h_M er gitt lik \bar{h}_M , dermed blir Y_M , F_M og R_M gitt slik at modellen kan skrives

$$\begin{aligned} \max U(C, h_F, \bar{h}_M, Z) \\ \text{m.h.p. } (h_F, C) \end{aligned}$$

gitt

$$C \leq W_F h_F + k - T(R_F, \bar{R}_M) + S$$

$$R_F = W_F h_F - F_F$$

hvor

$$k = W_M \bar{h}_M + I_0 = \text{mannens gitte bruttoinntekt.}$$

$$\bar{R}_M = k - \bar{F}_M = \text{mannens gitte nettoinntekt.}$$

Rosen (1976) har i prinsippet et slikt opplegg for gifte, amerikanske kvinner. Skattefunksjonen er representert med stykkevis lineære segment. Andre som har gjort liknende på amerikanske data er Wales og Woodland (1978), Burtless og Hausmann (1978) og Hausmann (1980) og (1981). I Norden har Blomquist (1983) brukt et tilsvarende opplegg som Rosen op.cit. og Hausmann op.cit. men da i analysen av antall timer arbeidet av svenske menn som er i arbeid gitt kvinnens tilpasning. Gustafsson og Jacobsson (1983) har et opplegg som til en viss grad kan oversettes til modellene ovenfor. De studerer hvordan svenske kvinners yrkesdeltakelse påvirkes av lønn og inntekt. Skatt trekkes ikke eksplisitt inn.

I fortsettelsen skal vi utelukkende drøfte kvinnens tilpasning og hvor altså mannens tilpasning blir tatt som gitt. Vi sløyfer derfor fotskriften F.

Den forenklete modellen kan da skrives

$$(7) \quad \begin{aligned} \max U(C, h; Z) \\ h, C \end{aligned}$$

gitt

$$(8) \quad C \leq wh + k - T(wh, k)$$

$$(9) \quad 0 < h < \bar{h}$$

C er å oppfatte som ekteparets konsum pr. år. k er mannens bruttoinntekt. T er skatten som ekteparet betaler og som avhenger både av mannens og kvinnens inntekt. h er kvinnens arbeidsinnsats som må være større eller lik 0 og mindre enn en øvre grense \bar{h} . h er knyttet til en innsats over året. \bar{h} er lik 8 760 timer pr. år. Denne øvre grense er valgt høyere enn den største tenkelige arbeidstid i materialet. (Så høye arbeidstider finnes ikke i virkeligheten, men grunnet målefeil i timelønna har vi enkelte slike ekstremverdier i vårt materiale.) Vi har imidlertid ikke tatt hensyn til at det kan være, institusjonelt gitte, bindinger på tillatt arbeidstid pr. år. Noe som er mer problematisk er den implisitte forutsetningen om at individet ikke bryr seg om hvordan arbeidstiden er sammensatt over døgn, uke og år. Opplegget forutsetter at individet er nyttemessig indifferent overfor en samlet arbeidstid pr. år på f.eks. 1 440 timer enten den er oppnådd ved å arbeide 30 timer pr. uke i 48 uker pr. år eller oppnådd ved å arbeide 40 timer pr. uke i 36 uker pr. år.

Størrelsen Z er en variabel som fanger opp demografiske og sosio-økonomiske forhold. Vi har i innledningen kommentert valget av sosioøkonomiske variable. De vi mener påvirker preferansene og som vi kan observere, vil vi spesifisere senere. Det er opplagt en rekke variable vi ikke observerer og disse vil da gjenstå som ukjente for oss. Disse ukjente variable representerer vi med en stokastisk variabel med fordelingsegenskaper vi skal komme tilbake til i det økonometriske opplegget i kapittel 3. For at vi skal komme noen veg med økonometriske analyser, estimering og hypoteseprøving, må vi også spesifisere de funksjonsformer som inngår. Dette skal vi ta opp til slutt i dette kapitlet, men først noen ord om den teoretiske modellen og tilpasningen.

Symbolbruken nedenfor er slik at

$$U'_C = U'_C(C, h; Z) = \frac{\partial U(C, h; Z)}{\partial C}, \quad U'_h = U'_h(C, h; Z) = \frac{\partial U(C, h; Z)}{\partial h}$$

$$T'_F = \frac{\partial T(wh, k)}{\partial wh}, \quad T'_k = \frac{\partial T(wh, k)}{\partial k}$$

og hvis $T = T(wh+k)$ så er $T' = T'_F = T'_k$.

Nyttefunksjonen er forutsatt å være strengt konkav. Grensenytten

av konsum er forutsatt positiv og grensenytten av arbeidsinnsats er antatt å være negativ. Skattefunksjonen er forutsatt å være strengt konveks, noe som er en tilnærming. Som nevnt foran er dette noe vi gjør i denne rapporten for å få en forenklet modell.

Med disse forutsetningene får vi følgende nødvendige og tilstrekkelige betingelser for nyttemaksimum:

$$(10) \quad U'_C w(1-T'_F) \leq -U'_h$$

samt budsjettbetingelsen (9).

Hvis ulikhet inntreffer for $h = 0$, så er $h = 0$ en optimal løsning. Hvis dette ikke er tilfelle så er den optimale verdien på h bestemt ved likhet i (10).

En ekvivalent måte å beskrive tilpasningen på er å introdusere størrelsene marginal markedslønn, m , og marginalt lønnsønske, r , definert ved

$$(11) \quad m = w(1-T'_F)$$

$$(12) \quad r = \frac{-U'_h}{U'_C}$$

Av definisjonene av T'_F , U'_h og U'_C og ved å sette inn for C fra budsjettbetingelsene ser vi at

$$(13) \quad m = m(w, wh, k)$$

$$(14) \quad r = r(wh, k; Z)$$

For $h=0$ er det marginale lønnsønsket lik det vi kaller reservasjonslønnen. Vi ser at likning (10) nå kan skrives:

$$(15) \quad h = 0 \text{ hvis } m(w, 0, k) < r(0, k; Z)$$

$$(16) \quad \begin{cases} h > 0 \text{ hvis dette ikke gjelder} & \text{og bestemt ved} \\ m(w, wh, k) = r(wh, k; Z) \end{cases}$$

Tolkningen av (15) er at kvinnen ønsker ikke å arbeide hvis den marginale markedslønnen for den første timen arbeidet er mindre enn

reservasjonslønnen. Beslutningen om jobb/ikke jobb blir innenfor dette opplegget simulert ved en antakelse om at individet sammenlikner marginal avkastning for den første time arbeidet med det marginale offeret dette representerer.

Vi ser av (15) og (11) at den marginale markedslønn er lik kvinnens bruttotimelønn etter marginalsatt. Denne marginalsatten er avhengig av mannens inntekt dersom f.eks. mann og kone liknes sammen når konas inntekt er liten. Dette er tilfelle i Norge.

Av forutsetningen om en konveks skattefunksjon, hvilket er det samme som at marginalsatten stiger med inntekt, følger det at kvinnens marginale markedslønn i området for felles likning avtar med mannens inntekt. Dessuten ser vi direkte at den marginale markedslønnen stiger med hennes timelønn.

Av uttrykket for reservasjonslønnen ser vi at den avhenger bare av mannens inntekt og av Z . Ved rett frem derivasjon vil vi finne at med de forutsetningene vi har gjort så er det ikke mulig å slutte noe om virkningen på r av endret k . Hvis formen på nyttefunksjonen spesifiseres ytterligere, kan vi få dette til. Hvis f.eks. grensenytten av arbeidstid (eller fritid) er uavhengig av konsum (additiv nyttefunksjon), så vil entydig reservasjonslønnen stige med mannens inntekt.

Konklusjonen på dette er at vi vil vente at kvinnens ønske om å gå ut i yrkeslivet vil være større jo høyere den marginale markedslønnen er. Ut fra økonomisk teori har vi ikke grunnlag for andre forventninger, selv om det virker rimelig at kvinnens ønske om å gå ut i jobb avtar med mannens inntekt (når vi ser bort fra virkningen på kvinnens marginalsatt av økt ektefelleinntekt).

Et slikt resultat vil være forenlig med at fritid er et normalt gode (etterspørselen stiger med inntekt) uansett den arbeidsinnsats kvinnen har i det utgangspunktet hvor vi lar ektefellens inntekt øke. Det er imidlertid fullt forenlig med økonomisk teori at sammenhengen mellom fritid og inntekt er forskjellig alt etter hvilket utgangspunkt kvinnen befinner seg i.

Med de forutsetninger vi hittil har gjort ledes vi heller ikke til bestemte hypoteser om det er positiv eller negativ sammenheng mellom lønn og arbeidstid.

Dersom fritid overalt er et normalt gode - hvilket en additiv nyttefunksjon impliserer (den omvendte implikasjon gjelder ikke), så vil vi vente en negativ samvariasjon mellom arbeidstid og mannens gitte inntekt.

Den eneste betingelsesløse hypotesen økonomisk teori imidlertid gir oss er at arbeidstid og marginal markedslønn skal variere i samme retning når nyttenivået holdes konstant. En strengt konkav nyttefunksjon (og en konveks skattefunksjon) gir dette.

Som nevnt i innledningen kan sjansen for å få jobb, gitt at en søker etter jobb, spille en viss rolle i beslutningen om jobb/ikke jobb. Opplegget i denne artikkelen vil bli basert på lokale kriterier for å avgjøre valget jobb/ikke jobb, det vil si ved sammenlikning av marginal markedslønn med marginal lønnskrav for $h = 0$. Vi vil likevel i det økonomiske opplegget bringe inn en variabel i preferansefunksjonen som er ment å reflektere kvinnens oppfatning av sjansene for å få jobb.

Nyttefunksjonens form

Vi vil benytte følgende nyttefunksjon

$$(17) \quad U = U(C, h; Z) = A(Z) \cdot \frac{(1-h/\bar{h})^{\alpha}-1}{\alpha} + B(Z) \frac{(C^{\beta}-1)}{\beta}$$

$A(Z)$ og $B(Z)$ er to funksjoner av Z . Nyttefunksjonen er to ganger kontinuerlig deriverbar, additiv separabel i fritidsandelen, $1-(h/\bar{h})$, og konsum, C , og den er strengt konkav så sant

$$\alpha < 1 \text{ og } \beta < 1.$$

Grensenyttene for konsum og fritid er begge ikke-negative. Når α og β går mot null går $U(C, h)$ mot en separabel, translog nyttefunksjon:

$$A \log (1-h/\bar{h}) + B \log C.$$

Vi ser at hvis $\alpha < 1$ og $\beta = 1$ (i (17)), så er nytten en voksende funksjon i fritid og konsum, strengt konkav i fritid, lineær i konsum.

Av (17) følger følgende uttrykk for det marginale lønnsønske

$$(18) \quad r = a(Z) \cdot \frac{(1-h/\bar{h})^{\alpha}-1}{C^{\beta-1}} \quad ; \quad \text{hvor } a(Z) = \frac{A(Z)}{B(Z)}.$$

På grunn av additiviteten er det marginale lønnsønsket, partielt sett, stigende i ektefelleinntekten k . Fritid er da overalt også et normalt gode for $\beta < 1$ og et nøytralt gode for $\beta = 1$.

Den marginale reservasjonslønnen, ser vi kan skrives

$$(19) \quad r_0 = r(0, k, Z) = a(Z) \frac{1}{C_0^{\beta-1}} \quad \text{hvor } C_0 = k - T(0, k)$$

eller på logaritmisk form

$$(20) \quad \log r_0 = \log a(Z) - (\beta-1) \log C_0$$

Vi ser da direkte at

$$(21) \quad \frac{dr_0}{dk} = -(\beta-1) \frac{r_0}{C_0} (1-T'_k) > 0$$

2.3. Skattefunksjonens form

De virkelige skattereglene i Norge impliserer en stykkevis lineær skattestruktur basert på nettoinntekt. Nettoinntekt framkommer som bruttoinntekt fratrukket fradrag. Disse fradragene er til dels regulert av skattereglene, men inneholder også elementer av tilpasning hos individene. Skattereglene i Norge tillot i det året vi ser på, 1979, og tillater fremdeles at for visse inntekter skatter ektefellene sammen og for visse inntekter skatter de hver for seg. Det er to skatteklasser 1 og 2 med forskjellige skattesatser.

Den skattefunksjon som vi benytter vil imidlertid være basert på forenklerende forutsetninger. Vi antar en felles skattefunksjon for begge klasser og antar at forskjellen mellom de to klassene blir ivaretatt på følgende måte: (Vi lar $Y = Wh$, $R = Y - F$ og $I = Y + k$):

$$(22) \quad T(Y, k) = g(I) \text{ for enten } Y \text{ og/eller } k < 22\,000$$

$$(23) \quad T(Y, k) = g(Y) + g(k) \text{ ellers.}$$

I (22) er det felles likning og i (23) er det særskilt likning.

La oss inntil videre se bort fra problemet særskilt/felles likning og la $g'(x)$ stå for den marginalskattefunksjon vi har brukt og la $g(x)$ være den tilhørende skattefunksjon. $g(x)$ er estimert ut fra data for skatter, inntekter og fradrag som folk hadde i 1979, se Offerdal og Strøm (1983) for nærmere detaljer vedrørende estimeringen av skattefunksjonen.

Tabellen nedenfor gir den skattefunksjon som vi har brukt i estimeringen. Den skattefunksjon som er brukt i beregningene er justert noe i forhold til den estimerte på enkelte inntekter for å gi bedre

overensstemmelse med faktiske skattenivå. En kan derfor si at både marginalskattefunksjonen og skattefunksjonen brukt i senere estimering er tilpasset slik at de best mulig skal passe med faktiske forhold uten at det helt eksakt er slik at marginalskattefunksjonen overalt er et derivat av den benyttede skattefunksjonen. Forskjellene er imidlertid små og i tabellen viser vi de skattefunksjonene som er brukt.

Tabell 2.1. Skattefunksjon og marginalskattefunksjon som er benyttet i beregningene.

Inntektsintervall, kroner Bruttoinntekt X	Marginalskattefunksjon $g'(x)$	Tilhørende skattefunksjon $g(x)$
[0,3000]	0.053	0.053x
[3000,49826]	$4.408 \cdot 10^{-4} (x-3000)^{0.61} + 0.053$	$3.38 \cdot 10^{-4} (x-3000)^{1.61} + 0.053x$
[49826,237000]	$4.408 \cdot 10^{-4} (0.81x+6467)^{0.61} + 0.053$	$3.38 \cdot 10^{-4} (0.81x+6467)^{1.61} + 0.053x$
[237000 +]	0.804	$-27472 + 0.651x$

Vi ser at marginal-skatten stiger fra 0.053 (folketrygdavgift knyttet til bruttoinntekt) til 0.804 i øverste inntektsintervall. Merk at x står for bruttoinntekt. I det andre intervallet er det beste anslaget vi kan gi på faktiske fradrag et kronelikt beløp på kr. 3000 noe som reflekterer at i dette intervallet var de faktiske fradrag i 1979 tilnærmet lik minstefradraget. I det tredje inntektsintervallet stiger derimot fradragene med inntekt og den fradragfunksjonen som er benyttet er

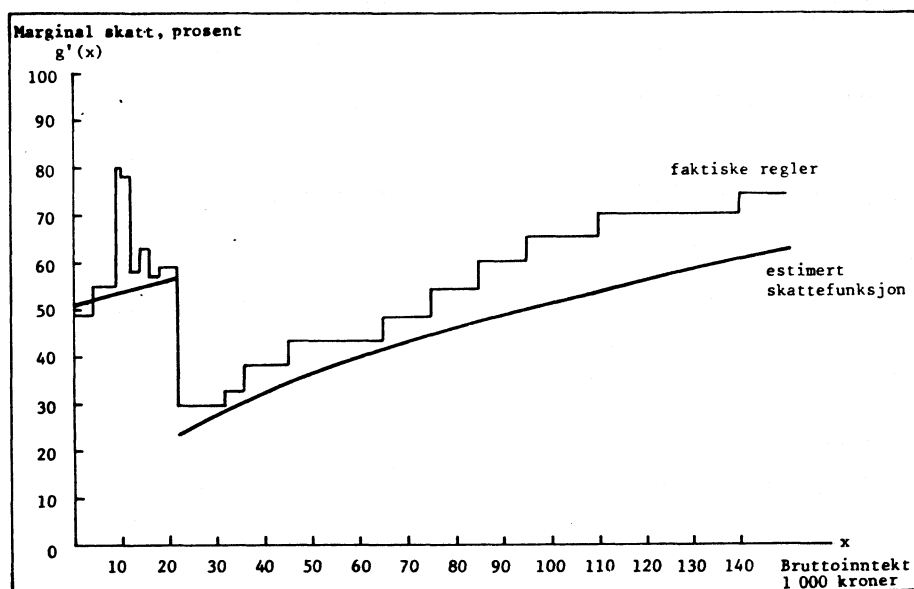
$$0.19x - 6467.$$

Nettoinntekten som er argumentet i parenteser i marginalskattefunksjonen er bruttoinntekten (x) minus dette fradraget, altså

$$0.81x + 6467.$$

I figur 2.1 har vi vist hvilke marginalskatte vi benytter i vår modell. Det er også tegnet inn faktiske marginalskatte med konstante fradrag.

Figur 2.1. Faktisk og estimert marginalsatt for kona når mannens inntekt er 100 000 kroner. 1979.



Opp til en inntekt på kr 22 000 antar vi at kvinnen skatter sammen med sin mann. Marginalsakten starter med andre ord på et nivå i overkant av 50 prosent og stiger (svakt) med kvinnens inntekt opp til 22 000. For inntekter over dette skatter kvinnen alene og marginalsakten faller ned på et lavere nivå for deretter å stige med kvinnens inntekt. Regelen om særskilt/felles likning er det tatt hensyn til i estimeringen av arbeidstilbudsrelasjonene. Fallet i marginalsatt når kvinnen går over fra felles til særskilt likning som vist i figur 1 er derfor tatt hensyn til.

Sammenligner vi disse skatteforutsetningene i modellen med de virkelige (jfr. kap. 1) vil vi se at det i modellen vil se ut som overgang til felleslikning gir tap i disponibel inntekt for husholdningen. Dette skyldes at vi har brukt skattefunksjonen (22) og (23) (med samme $g(\)$ funksjon i klasse 1 og 2). I virkeligheten vil den disponible inntekt bli høyere ved felles likning enn særskilt i området under 22 000 kr. Dette har vi valgt å korrigere for ved å innføre et tillegg i disponibel inntekt for de fellesliknede. Størrelsen på dette tillegget $F(k)$ er definert ved

$$F(k) = g(22\ 000+k) - g(22\ 000) - g(k).$$

De fellesliknede vil da betale en skatt lik

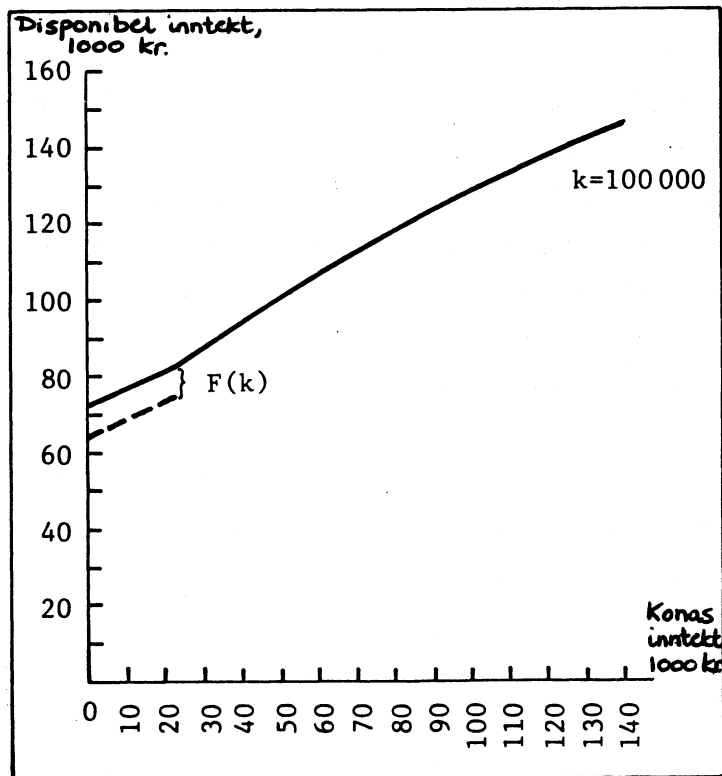
$$(22') T(Y,k) = g(I) - F(k)$$

mens de særskilt liknede betaler en samlet skatt definert ved

$$(23) T(y,k) = g(y) + g(k).$$

I figur 2.2 har vi vist hvordan den disponible inntekten for ektefellene vil variere med konas inntekt gitt at mannens inntekt er lik 100 000 kr. Denne linje vil tilsvare budsjettbetingelsen for et ektepar hvor mannen har 100 000 kr. i inntekt. Vi ser at denne budsjettlinjen ikke er konkav. Budsjettlinjen er imidlertid konkav for hver av delene som henholdsvis er større enn 22 000 kr. eller mindre enn 22 000 kr.

Figur 2.2. Disponibel inntekt i modellen for ekteparet etter $Y=Wh$ konas inntekt når mannens inntekt er 100 000.



I figur 2.3 har vi tegnet inn disponible inntekt for et ektepar hvor mannens (netto) inntekt er 100 000 kr og konas (netto) inntekt varierer. Når konas inntekt er under 22 000 kr er det inntegnet to

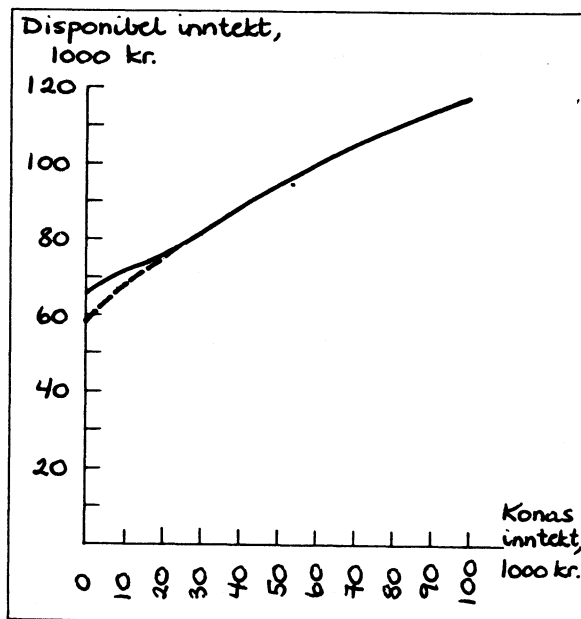
alternativer, det øverste for felleslikning og den nederste (stiplet) for særskilt likning. Vi ser at når inntekten til kona er under 22 000 kr er den disponible inntekt for ektefellene størst ved felleslikning. Vi ser imidlertid at budsjettlinjen er brattest dvs. det er størst marginallønn for kona ved særskilt likning. I modellen ser vi bort fra den formelle valgfriheten mellom særskilt og felleslikning.

En sammenligning mellom modellens budsjettlinje og den virkelige viser at helningen i modellens budsjettlinje er tilnærmet riktig. Slik de er framstilt er både den virkelige og den modellmessige budsjettlinje ikke-konkave. Dette bryter imidlertid med modellen hvor vi antar at nyttemaksimum kan avgjøres ved lokale kriterier jfr. (15) og (16). Det at nyttemaksimum kan avgjøres ved lokale kriterier forutsetter egentlig at budsjettbetingelsen er konkav.

Vi vil imidlertid tro at forskjellen mellom den virkelige budsjettbetingelse (figur 2.3) og den vi bruker ikke er så sterk at det påvirker våre resultater i nevneverdig grad.

I senere analyser tar vi sikte på å estimere parametre i en modell basert på ikke-konvekse budsjettbetingelser hvor nyttemaksimum bestemmes ved globale kriterier.

Figur 2.3. Disponibel inntekt for ekteparet etter skattereglene når manns inntekt er 100.000.



3. ØKONOMETRISK MODELL OG ESTIMERINGSMETODE

3.1. Økonometrisk modell

Basert på det lokale kriteriet (10) viste vi i likning (15) at $h = 0$ hvis $m(w,0,k) < r(0,k;Z)$. Kaller vi $m(w,0,k)$ for m_0 og $r(0,k;Z)$ i

(19) for r_0 ser vi

$$(24) \quad h > 0 \text{ dersom } m_0 > r_0$$

Tar vi logaritmer på begge sider i ulikheten i (24) ser vi at vi får

$$(25) \quad h > 0 \text{ dersom } \log m_0 > \log r_0$$

m er definert i (11) og av denne definisjonen og av regelen om felles likning når kvinnens inntekt er lik null følger

$$(26) \quad m_0 = w(1-T'_k) = w(1-g'(k)) = wf'(k)$$

hvor w er kvinnens timelønn, $g'(k)$ er gitt i tabell 1 og $f'(k) \equiv 1-g'(k)$. Altså er $f(k)$ lik disponibel inntekt når bruttoinntekten er lik k .

Vi har at r_0 er gitt i (19) og benytter vi definisjonen $f(k) = k - T(0,k)$, ser vi at $\log r_0$ kan skrives:

$$(27) \quad \log r_0 = \log a(Z) - (\beta-1) \log f(k).$$

Av (25)-(27) får vi

$$(28) \quad h > 0 \text{ dersom } \log wf'(k) - (1-\beta)\log f(k) > \log a(Z).$$

Som nevnt foran inneholder vektoren Z dels observerbare komponenter og dels komponenter som vi ikke kan observere. Disse ikke-observerbare komponentene representerer vi med en stokastisk variabel med spesifiserte fordelingssegenskaper. Vi antar altså at de ikke-observerbare variable som påvirker individenes preferanser er fordelt over populasjonen av individer på en nærmere angitt måte. Mer spesifikt antar vi

$$(29) \quad \log a(Z) = Z^* \gamma + \varepsilon_2$$

hvor Z^* er en vektor som inneholder variable vi mener påvirker preferansene til individet:

$$Z_1^* = \text{alder}$$

$$Z_2^* = \text{alder kvadrert}/100$$

$$Z_3^* = \text{antall barn under 6 år}$$

$$Z_4^* = \text{antall barn over 6 år}$$

$$Z_5^* = \text{begrensning i arbeidsevnen; helse-variabel}$$

$$Z_6^* = \text{regional sysselsettingsandel for kvinner; variabel som skal reflektere subjektive oppfatninger om sjansen for å få jobb.}$$

og hvor

ε_2 er en stokastisk variabel som er normalfordelt med forventning null og varians σ_2^2 .

Av (28) og (29) følger at kvinnens ønske om å arbeide, kan gjøres om til et sannsynlighetsutsagn. Basert på økonomisk teori, men med manglende kjennskap til alle de variable som påvirker kvinnens valg, kan vi utlede sannsynligheten for at kvinnen ønsker arbeid. Lar vi p stå for sannsynligheten for at kvinnen ønsker arbeid, følger det av (28) og (29):

$$(30) \quad p = \Pr[h > 0] = \Pr[\log wf'(k) - (1-\beta)\log f(k) - Z^* \gamma > \varepsilon_2]$$

Gitt at kvinnen arbeider, følger de relasjoner som bestemmer kvinnens arbeidsinnsats av likning (16) (marginal markedslønn = marginal lønnskrav) og av de spesifiserte nytte- og skattefunksjoner:

$$(31) \quad \left[\begin{array}{l} \text{Felles likning: enten } k \text{ og/eller } wh < 22\,000 \\ (\beta-1) \log f(I) + \log wf'(I) - (\alpha-1) \log (1-h/\bar{h}) - Z^* \gamma = \varepsilon_2 \\ \text{hvor } I = wh + k \end{array} \right.$$

$$(32) \quad \left[\begin{array}{l} \text{Særskilt likning; både } k \text{ og } wh > 22\,000 \\ (\beta-1) \log [f(k) + f(wh)] + \log wf'(wh) - (\alpha-1) \log (1-h/\bar{h}) - Z\gamma = \varepsilon_2 \end{array} \right.$$

Uttrykkene (30)-(32) utgjør vår økonometriske modell. Før vi går inn på estimeringsopplegget må vi se nærmere på en sammenheng mellom lønn og sosio-økonomiske kjennetegn ved individet. Vi trenger en lønnsrelasjon til å predikere lønn for de individer som vi ikke har lønnsobservasjoner for.

Om lønna w forutsetter vi at den avhenger av personkjennetegn ved individet som utdanningens lengde, alder og alder kvadrert (dividert med 100 av regnemessige grunner). Vi venter apriori at jo lengre utdanning kvinnen har, jo høyere er lønna hennes. Sammenhengen mellom lønn og alder vil være mer komplisert fordi alder både skal ta vare på ansiennitetsforskjeller og kohortforskjeller. Med kohortforskjeller tenker vi blant annet på det forhold at eldre kvinner har gjennomlevd tidsperioder hvor det var langt mindre kvinnelig yrkesdeltaking enn det som dagens unge kvinner nå opplever. La vektoren Q representere de tre variablene og la η være den tilhørende koeffisientvektoren. Vi antar at

$$(33) \quad \log w = Q \eta + \varepsilon_1$$

der ε_1 er en stokastisk variabel som er normalfordelt med forventning null og varians σ_1^2 og som tar vare på faktorer som bestemmer lønna og som vi ikke kjenner godt nok til å representere i et strukturledd. Logaritmeformen er valgt p.g.a. at lønnsfordelinger ofte er skjeve til høyre.

Vi antar apriori at ε_1 i (33) og ε_2 i (29) kan være avhengige og kovariansen mellom dem kaller vi σ_{12} .

3.2. Estimeringsmetoden

Vi benytter en flertrinnsprosedyre noe i likhet med Heckman (1979). En komplikasjon i vårt opplegg er den ikke-lineære strukturen forårsaket av en ikke-lineær skattefunksjon.

Fra (30) og (33) får vi

$$(34) \quad p = \Pr[h > 0] = \Pr[\log f'(k) - (1-\beta)\log f(k) + Q \eta - Z\gamma > \varepsilon_2 - \varepsilon_1]$$

der $\varepsilon_2 - \varepsilon_1$ er normalfordelt siden ε_2 og ε_1 er forutsatt å være normalfordelt hver for seg.

Forventningen er

$$E(\varepsilon_2 - \varepsilon_1) = 0$$

og variansen er

$$\sigma^2 = \text{Var}(\varepsilon_2 - \varepsilon_1) = \sigma_2^2 + \sigma_1^2 - 2\sigma_{12}$$

Dividerer vi med standardavviket σ på begge sider av ulikheten i (34) får vi

$$(35) \quad p = \Pr[b_1 \log f'(k) + b_2 \log f(k) + X\xi > \frac{\varepsilon_2 - \varepsilon_1}{\sigma}]$$

hvor b_1 , b_2 og ξ er parametre som kan uttrykkes ved de opprinnelige parametre i modellen og hvor vi legger merke til at $\frac{\varepsilon_2 - \varepsilon_1}{\sigma}$ blir standard normalfordelt. Altså får vi at

$$(36) \quad p = \Phi(b_1 \log f'(k) + b_2 \log f(k) + X\xi)$$

der Φ er den kumulative normalfordelingsfunksjonen.

Noen av individene er i arbeid med apriori sannsynlighet p og andre er ikke i arbeid med apriori sannsynlighet $1-p$. Parametrene b_1 , b_2 og ξ estimeres i PROBIT ved maksimering av "likelihood-funksjonen", hvilket er det samme som den apriori, simultane sannsynlighet for den observerte begivenheten av at noen individer er sysselsatte, andre ikke.

Vi har i vår analyse valgt å definere som yrkesaktive de som har hatt lønnsinntekt i året 1979 og som oppgir å ha vært yrkesaktive (jfr. avs. 4.2). I forhold til den tradisjonelle framgangsmåte (se. f.eks. Heckman (1979)) får vi et problem fordi vi bare har lønnsopplysninger for en undergruppe av disse, nemlig de som også var sysselsatte som lønnstakere i undersøkelsesuken (i følge LU-80). Det betyr at vi trenger lønnsrelasjonen til å predikere lønn både for de som ikke var sysselsatte i 1979 og for de som var sysselsatte i 1979 men som det ikke er lønnsdata for, fordi de ikke var lønnstakere i undersøkelsesuken. I de to første trinn skal vi estimere en lønnsrelasjon korrigert for det som kalles seleksjonsskjevheter. Denne lønnsrelasjonen benytter vi når vi skal estimere parametrene i modellen som bestemmer sannsynligheten for å være yrkesaktiv (lønnsinntekt

1979) og forventet årlig arbeidstid (definert som $\frac{\text{lønnsinntekt}}{\text{timelønn}}$).

Vi setter

Trinn 1:

$$(37) \quad \begin{cases} y_i^* = 1 \text{ hvis individ } i \text{ er sysselsatt som lønnstaker i undersøkelses-} \\ \text{uken.} \\ y_i^* = 0 \text{ hvis individ } i \text{ ikke er sysselsatt som lønnstaker i undersøk-} \\ \text{elsesuken.} \end{cases}$$

Vi benytter teorien for tilbud av arbeid, selv om sysselsettingsdefinisjonen i trinn 1 avviker noe fra hovedmodellen og regner med følgende sammenheng.

$$(38) \quad \begin{cases} \Pr[y_i^* = 1] = p_i^* = \Phi(b_1^* \log f'(k_i) + b_2^* \log f(k_i) + X_i \xi) \\ \Pr[y_i^* = 0] = 1 - p_i^* \end{cases}$$

"Likelihood-funksjonen" er da

$$(39) \quad L = \prod_i p_i^{y_i^*} (1-p_i^*)^{1-y_i^*}$$

eller ved å ta logaritmen på begge sider i (39):

$$(40) \quad \log L = \sum_{i=1}^N [y_i^* \log p_i^* + (1-y_i^*) \log(1-p_i^*)]$$

der N er antall individer i utvalget.

Parametrene b_1 , b_2 og ξ er estimert ved å finne de verdier for b_1 , b_2 og ξ som maksimerer $\log L$: Parametrene får da de verdier som gjør at det foreliggende datamateriale har den største apriori, simultane, sannsynlighet for å forekomme.

Den endogene variable er her y_i , definert i (37). De eksogene variable er k_i , Q_i og Z_i^* .

Vi fortsetter med et trinn 2 som er estimering av lønnsrelasjonen. Et hovedpoeng i den forbindelse er at lønna bare er observert for de som er i arbeid og i undersøkelsesuken. Vi må derfor korrigere for hva Heckman (1979) kaller "selectivity bias".

Det at vi observerer lønna bare for dem som er sysselsatte som lønnstaker i undersøkelsesuken gjør at vi trenger den betingete forventningen for w , betinget av at individet er i arbeid. Det kan da vises, se

Heckman (1979)

$$(41) \quad E[\log w | y_i^* = 1] = Q\eta + \rho\Lambda(t)$$

hvor

$$(42) \quad \rho = \frac{\sigma_1^2 - \sigma_{12}}{\sigma}$$

$$(43) \quad \Lambda(t) = \frac{\phi'(t)}{\phi(t)} ;$$

og

$$(44) \quad t = b_1^* \log f'(k) + b_2^* \log f(k) + X\xi$$

Både $\phi'(t)$, $\phi(t)$ og $\Lambda(t)$ er tabulert i oppslagsverk for den standardiserte normalfordelingen.

Gitt estimatene på b_1^* , b_2^* og ξ fra trinn 1, kan hjelpestørrelsen t_i predikeres for hvert individ i . Dermed kan $\Lambda(t_i)$ beregnes og vi kaller denne beregnede $\Lambda(t_i)$ for $\hat{\Lambda}(t_i)$.

Det betyr at parametrene i lønnsfunksjonen kan estimeres ved bruk av lønnsdata ved å benytte minste kvadraters metode på grunnlag av

$$(45) \quad \log w = Q\eta + \rho\hat{\Lambda} + u_1$$

der u_1 er feilledd med forventning 0.

I trinn 3 tar vi sikte på å estimere funksjoner for sannsynligheten for å ha lønnsinntekt i året 1979.

Marginallønnen m har vi tidligere definert som

$$m = wf'(k)$$

I det vi oppfatter k som en eksogen variabel har vi at

$$E \log m = \log f'(k) + Q\eta$$

Erstatter vi η med estimatet på koeffisientvektoren oppnådd ved estimering av lønnsrelasjonen i trinn 2, kan vi predikere $E \log m$ ved

$$(46) \quad E \hat{\log} m = \log f'(k) + Q\hat{\eta}.$$

Erstatter vi $E \log m$ med $E \hat{\log} m$ i sannsynlighetsuttrykket i (34)-(36) får vi

$$(47) \quad p = \Phi(b_1 E \hat{\log} m + b_2 \log f(k) + Z^* \delta)$$

hvor

$$(48) \quad b_1 = 1/\sigma$$

$$(49) \quad b_2 = (\beta-1)/\sigma$$

$$(50) \quad \delta = -\gamma/\sigma.$$

Parametrene b_1 , b_2 og δ estimeres da i et PROBIT-program helt analogt til framgangsmåten ved estimeringen av b_1 , b_2 og ζ .

Av parametre som beskriver tilbudsstrukturen gjenstår det da å estimere α . Dette gjøres i trinn 4 ved å estimere de sammenhenger som bestemmer antall timer arbeidet, gitt at en arbeider, dvs. likningssettet (31) og (32).

Vi innfører hjelpevariablen q : Ved felles likning $I = Wh+k$:

$$(51) \quad q = \frac{1}{b_1} [b_1(Q\eta + \log f'(I)) + b_2 \log f(I) + Z^* \delta]$$

Ved særskilt likning:

$$(52) \quad q = \frac{1}{b_1} [b_1(Q\eta + \log f'(wh)) + b_2(\log f(k) + \log f(wh)) + Z^* \delta]$$

Av (31), (32), (33), (51) og (52) ser vi at (31) og (32) kan skrives:

$$(53) \quad q = (\alpha-1) \log(1-h/\bar{h}) + \varepsilon_2 - \varepsilon_1$$

når $h > 0$.

Gitt estimatene for b_1 , b_2 , η og δ , samt observasjonene av Q , (Wh) , k og Z^* kan q beregnes for hvert individ. Brukes denne beregnete q i (53) kunne en tenke seg å estimere α direkte ved m.kv. metode på (53). Dette vil

imidlertid føre til skjevhet i estimatene på grunn av seleksjonseffekten (se nedenfor) og fordi h og dermed $\log(1-h/\bar{h})$ er korrelert med restleddet $\epsilon_2 - \epsilon_1$. Vi bøter på dette ved å bruke en instrumentvariabelteknikk.

Vektoren

$$\tilde{X} = (X, k)$$

inneholder alle eksogene variable i analysen. (Alder, alder kvadrert, antall små barn, antall store barn, fullført utdanning, begrenset arbeids- evne, jobbmulighetsindeks og ektefellens inntekt.) Basert på data for de som arbeider estimerer vi derfor parametrene i

$$(54) \quad \log(1-h/\bar{h}) = \tilde{X}d + \epsilon_3$$

hvor ϵ_3 er et feilledd med forventning null og d er parametre som estimeres. Fra (54) og denne estimeringen får vi da predikert $\log(1-h/\bar{h})$ ved

$$\tilde{X} \hat{d}$$

som vil bli benyttet istedenfor $\log(1-h/\bar{h})$ i (53).

Relasjonen (53) angår bare de som er i arbeid. Vi må derfor ta hensyn til seleksjonsreglene akkurat som ved estimeringen av lønnsrelasjonen. Vi skal jo estimere parametrene i en relasjon av typen $E[\log(1-h/\bar{h}) | h > 0]$ og altså bruke data bare for dem som er i arbeid. Tilsvarende som for lønnsrelasjonen kan det visés at

$$E[(\epsilon_2 - \epsilon_1) | h > 0] = \tau \Lambda$$

der τ er en parameter og Λ er definert ved (43). Siden $E(\epsilon_3 | h > 0) = 0$ følger det nå at restleddet ϵ_4 definert ved

$$\epsilon_4 = q - (\alpha - 1)(\tilde{X}d) - \tau \Lambda$$

har egenskapen $E(\epsilon_4 | h > 0) = 0$. Vi kan derfor estimere $\alpha - 1$ på grunnlag av regresjonslikningen

$$(55) \quad q = (\alpha - 1)(\tilde{X} \hat{d}) + \tau \hat{\Lambda} + \epsilon_4.$$

Trinn 3 og 4 gir oss estimater på alle modellens strukturparametre α , β , σ og γ . Med dette kan vi regne ut alle tilbudselasticitetene.

4. DATAMATERIALET

4.1. Innledning

De data som er brukt i denne analysen er hentet fra den norske levekårsundersøkelsen 1980 (LU-80) og Inntektsundersøkelsen 1979 (IU-79). Disse to undersøkelsene hadde overlappende utvalg, slik at vi for ett individ kan benytte opplysninger fra begge undersøkelsene.

Levekårsundersøkelsen er en bredt anlagt intervjuundersøkelse som inneholder opplysninger om en lang rekke levekårskomponenter. Vi benytter bare et utvalg av de opplysningene som er særlig relevante for analyser av arbeidstilpasningen. Undersøkelsen inneholder relativt fyldig informasjon om individenes arbeidsforhold både i undersøkelsesuken og i løpet av det siste året. Av særlig nytte for oss har det vært at det i undersøkelsen også var stilt spørsmål om lønn. Ved siden av data som kan beskrive arbeidstilknytningen inneholder Levekårsundersøkelsen en lang rekke "bakgrunnsopplysninger" som inngår i vår analyse. Dette gjelder opplysninger om kjønn, alder, ekteskapelig status, barnetall, fullført utdanning, husholdningsopplysninger, helse og bosted.

Datainnsamlingen for Levekårsundersøkelsen ble foretatt i løpet av 1. kvartal 1980, og for en lang rekke av spørsmålene skal opplysningene referere seg til undersøkelsesuken. Enkelte av spørsmålene har imidlertid et lengre tilbakegående tidsperspektiv. Vi har som nevnt ovenfor både opplysninger om sysselsetting i undersøkelsesuken og i løpet av året 1979, mens for eksempel opplysningene om timelønn refererer seg bare til arbeidsforhold i siste uke.

Inntektsundersøkelsen er en undersøkelse hvor en for et utvalg av personer samler inn opplysninger som finnes på selvangivelsen. Dette gir oss adgang til opplysninger om en rekke sider ved individenes personlige økonomi, deriblandt deres arbeidsinntekter. Opplysningene refererer seg til inntektsåret 1979. I den analysen som her legges fram har vi bare benyttet enkelte hovedposter. (De som er benyttet er begrenset til de opplysninger som allerede var overført fra Inntektsundersøkelsen til Levekårsundersøkelsen)

Analysen er utført på datamaterialet for gifte kvinner i alder 16-66 år, og materialet vårt består av i alt 1205 individer.

Tabell 4.1. Gifte kvinner 16-66 år etter lønnsinntekt 1979 (IU) og oppgitt yrkesdeltaking 1979 (LU). Prosent.

Lønnsinntekt 1979 (IU 79) kroner	Oppgitt yrkesdeltaking 1979 (LU 80)			
	Ikke besvart	JA	NEI	
0 (eller uoppgitt)	0,1	10,1	23,2	33,5
1 - 10000	0,1	10,4	4,8	15,3
10000-22000	0	8,7	1,0	9,7
22000-80000	0,2	36,3	0,5	37,0
80000og over	0	4,6	0	4,6
	0,4	70,1	29,5	100

4.2. Yrkesdeltaking og arbeidstid

I vårt datamateriale har vi som nevnt mange opplysninger om yrkesdeltaking som kan gi mulighet for alternative definisjoner av yrkesdeltaking. Fra LU-80 har vi både opplysninger om yrkesdeltaking i undersøkelsesuken og i løpet av året 1979. Inntektsundersøkelsen 1979 gir opplysninger om arbeidsinntekter i løpet av 1979. Vi har valgt å definere yrkesdeltaking i forhold til året 1979 og bruker en kombinasjon av opplysninger om arbeid fra LU-80 og arbeidsinntekt 1979 fra IU-79. Som arbeidsinntekt for gifte kvinner har vi bare regnet med lønnsinntekt og sett bort fra andre typer av arbeidsinntekter.

Vi definerer følgende variable:

LI= Individets lønnsinntekt 1979

LIP= $\begin{cases} 1 & \text{hvis } LI > 0 \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$

$$Y_P = \begin{cases} 1 & \text{hvis individet oppgir å ha vært yrkesaktiv i LU-80} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

$$Y = LIP \cdot Y_P$$

Som yrkesaktive i denne analysen regner vi de som har $Y=1$. Med denne definisjonen er det 60 prosent av de gifte kvinnene i alderen 16-66 år som er yrkesaktive jf. tabell 4.1. Vi ser at det er 67 prosent som har hatt positiv lønnsinntekt og hele 70 prosent som oppgir å ha vært yrkesaktive ifølge LU-80. Vi har altså valgt en strengere definisjon enn den som er benyttet i LU-80.

Vårt valg har vært styrt av at vi både ønsker bakgrunnsopplysninger fra LU-80 om de sysselsatte og har behov for opplysninger om arbeidsinntekt for å kunne beregne den årlige arbeidstid. Den årlige arbeidstid er målt i timer og er i modellen definert som

$$h = \frac{LI}{w}$$

w er timelønnsraten. Dette er en beregnet arbeidstid som påvirkes av målefeil i w . Disse målefeil kan nok være betydelige og vil bli nærmere drøftet i avsnitt 4.3.

Den gjennomsnittlige arbeidstid $h=1210$ timer pr. år. Dette er et rimelig resultat. Noe mer skeptisk til kvaliteten på dataene kan en bli når en finner at den største verdi for analysepopulasjonen blir 5086 timer pr. år, noe som er en urealistisk høy årlig arbeidstid.

Fra LU-80 har vi hentet intervjuopplysninger om arbeidstid i 1979 fordelt på intervaller. Det kan ha interesse å sammenlikne disse intervjuopplysningene med den beregnede arbeidstid. (Tabell 4.2)

Tabell 4.2. Oppgitt og beregnet arbeidstid. Gifte kvinner 16-66 år. Prosent

Oppgitt arbeidstid, timer

Beregnet arb.tid h	Ikke besvart	Under 100	100- 499	500- 999	1000- 1299	1300 og over	I alt
Ikke beregnet	27,4	2,4	5,1	3,5	1,9	3,4	43,7
0-99	3,0	0,9	1,1	1,0	1,0	1,9	8,9
100-499	0,2	0,4	3,7	0,7	0,3	0,4	5,7
500-999	0	0,2	1,9	4,1	0,7	0,6	7,5
1000-1299	0,2	0	0,2	4,6	2,4	1,0	8,3
1299-1999	0,2	0	0,2	1,9	3,5	7,7	13,6
2000-2999	0,1	0,1	0,1	0,1	0,7	10,6	11,6
3000og over	0	0	0,1	0,1	0	0,5	0,7
I alt	31,1	4,0	12,4	16,0	10,5	26,1	100

Max verdi h= 5086

n=1222

Vi ser at tyngden av materialet befinner seg i ruter med sammenfallende arbeidstid i tabellen, selv om det også finnes noe avvik.

Det er imidlertid et problem at ved vår måte å måle arbeidstid på, får enkelte en urealistisk høy arbeidstid. Av de om lag 1200 kvinner som er med i tabellen er det under 0,7 % som har lønnsinntekt og timelønn som gir en arbeidstid på over 3000. Den høyeste ligger som nevnt på hele 5086 timer, noe som selvfølgelig er urealistisk høyt. Vi har imidlertid ikke fjernet slike ekstremverdier i denne analysen.

4.3. Timelønn

I LU-80 er det stilt spørsmål om lønn til de som var sysselsatte som lønnstakere i undersøkelsesuken. Kvaliteten på disse data er av vesentlig betydning for vår analyse. Vi benytter lønnsvariabelen til å beregne marginallønn og til implisitt å beregne den årlige arbeidstid. Vi er altså i dette analyseopplegget avhengig av å bruke de lønnsopplysninger som individet oppgir ved intervjuet. Spørsmålet om lønn lyder som følger "omtrent hvor mye har De vanligvis i lønn for arbeidet i Deres hovedyrke pr. time pr. uke eller pr. måned? Oppgi lønnen før skatt og andre fradrag

er trukket fra og ta med eventuell overtidsbetaling". Dette spørsmålet stilles bare til de som oppgir at de var sysselsatte som lønnstakere i undersøkelsesuken. Dette betyr at vi for det nåværende hovedyrke skal få opplysninger om lønn før skatt og medregnet eventuell overtidsbetaling.

Vi har i vår analyse regnet med en lønnsats for individet for hele året 1979. For enkelte kan imidlertid lønna variere over året både på grunn av lønnsendringer (i samme jobb) og på grunn av jobbskifter. Slike forhold må vi imidlertid se bort fra og vi må bruke lønnsobservasjonene for en uke, som en lønnsats som skal gjelde for hele året. For de som har flere yrker (f.eks. hovedyrke og biyrke) har vi bare lønnsopplysninger om lønna i hovedyrket.

I tillegg til disse problemene har vi også problemer med mulige målefeil ved de lønnsdata vi samler inn. Et problem knytter seg til at intervjuobjektet er bedt om å inkludere eventuell overtidsbetaling. For de som er månedslønte kan det muligens være kurant å medregne den månedlige overtidsbetaling. Noe mer tvilsomt er det om de med timelønn vil make å oppgi den riktige timelønn (korrigert for overtidsbetaling).

I LU-80 blir individet bedt om å oppgi lønn før skatt, dvs. bruttolønn. Denne presisering av spørsmålet er i samsvar med vår modell. Det kan imidlertid reises tvil om vi i tilstrekkelig grad måler det vi er ute etter. Folk kan svare feil fordi de ikke oppfatter den delen av spørsmålet og dermed svarer disponibel lønn isteden for bruttolønn. Dette kan representere en viss systematisk underrapportering av lønn. For å undersøke dette har vi for de som har oppgitt månedslønn (MW) sammenlignet en antatt årsinntekt ($12 \cdot MW$) med de opplysninger vi har om lønnsinntekt fra IU-79 (LINT). Det er en betydelig andel av individene som har $LINT > 12 \cdot MW$. Av de som var sysselsatte på heltid i 1979 og månedslønte var det 26 prosent som har

$$\frac{LINT - 12 MW}{LINT} \cdot 100 > 10$$

Dette forhold representerer et betydelig måleproblem. Vi må anta at det er størst for de med månedslønn og mindre for de som oppgir timelønn. Denne forskjellen kan representere et ytteligere problem da målefeilen vil avhenge av lønnsystem (månedslønn og timelønn) og dermed kunne ha en viss samvariasjon med lønnsnivå. Jf. tabell 4.3. Vi har imidlertid i denne omgang ikke hatt noen mulighet for å ta hensyn til disse målefeilene.

Før vi forlater måleproblemene med timelønn, skal vi peke på et

ytterligere problem som knytter seg til omregning av de ulike lønnsopplysninger til en timelønnsats. Spørreskjemaet i LU-80 er utformet slik at intervjuobjektet kan velge mellom å oppgi månedslønn eller timelønn. Hvis det er oppgitt noe annet enn timelønn foretas det en omregning til timelønn basert på opplysningene om ukentlig arbeidstid i hovedyrket. Kaller vi månedslønna for ML og ukentlig arbeidstid for UT blir timelønna for de månedslønte definert som $W = ML / 4,35 UT$. Det er en del problemer knyttet til måling av arbeidstid for eksempel knyttet til behandlingen av spise-pauser. Et annet problem er hvordan folk skal behandle ubetalt ekstraarbeid utover normal-arbeidsdagen. Skjevheter i målingen av arbeidstid vil forplante seg over til anslagene på timelønna.

Tabell 4.3. Observert timelønn gifte kvinner 16-66 år

	Gjennomsnitt	Antall obs.
Alle gifte kvinner	32,2	623
Timelønte	28,5	190
Månedslønte	33,8	409

4.4. Ektefellens inntekt

I vår analyse av gifte kvinner trekker vi også inn opplysninger om inntekten til ektemannen. I den versjon av datamaterialet som vi har benyttet ved denne estimeringen var det imidlertid i praksis ikke tilgang på fullstendige inntektsopplysninger for ektemannen. Vi hadde opplysninger om lønnsinntekt, men ikke om andre arbeidsinntekter (næringsinntekt). Da denne inntektsformen har betydelig utbredelse blant menn (men ikke i samme grad blant kvinner), kan vi ikke neglisjere denne inntektstypen i analysen. Det vi da har valgt å gjøre er å ta utgangspunkt i opplysninger om husholdningens samlede nettoinntekt HUIN (dvs. alle husholdmedlemmers inntekter og etter fradragene). Fra denne har vi så trukket fra konas lønnsinntekt og foretatt en korreksjon for antatte fradrag. Denne korreksjonen bygger på den estimerte fradragfunksjonen. Uttrykket for ektemannens inntekt blir:

$$k = \frac{(HUIN - Wh) - 6467}{0,81}$$

Tabell 4.4. Gifte kvinner 16-66 år med lønnsinntekt etter ektefellens inntekt k, og egen lønnsinntekt. Prosent

Ektefellens inntekt k, kroner

Lønnsinntekt kvinner LI, kroner	0	1-10000	10000-20000	22000-80000	80000 og over	I alt
1-10000	4,1	1,5	0,7	4,8	6,3	17,4
10000-22000	3,0	0,3	0,3	4,9	6,0	14,5
22000-80000	8,6	2,0	0,7	19,3	29,9	60,5
80000 og over	0,6	0,1	0,1	1,5	5,3	7,7
I alt	16,3	4,0	1,8	30,5	47,5	100

n=732

Av tabell 4.3 framgår det at det er drøyt 80 prosent (tilsvarer ca. 600 personer) av de gifte kvinnene med lønnsinntekt som har ektefelle med inntekt, dvs. er det vi vil kalle for dobbeltarbeidende. Flertallet av disse vil ha såpass store inntekter (over 22000) at vi må regne med at de er særskilt liknet (68 %). I vår analyse er det et poeng å studere det element av felles likning som er innebygd i skattesystemet, og tabell 4.3 viser at det i vårt datamateriale vil være både fellesliknede og særskiltliknede ektepar. Av de dobbeltarbeidene ektefeller er det 32 prosent hvor kona har lavere inntekt enn 22 000.

4.5. Andre variable

Utdanning

Fra LU-80 har vi intervjuopplysninger om fullført utdanning. Disse opplysningene gir grunnlag for å kode fullført utdanning både etter fagfelt og klassetrinn. Det er klassetrinns-koden vi benytter som mål på utdanningens varighet. Vi benytter følgende mål på varighet Q_1 :

Utdanningsnivå	Klassetrinn	Antatt varighet i år	Q_1
Ungdomsskolenivå	7 - 9	9	
Gymnasnivå I	10	10	
Gymnasnivå II	11 - 12	11,5	
Uoppgitt		12	
Universitetsnivå I	13 - 14	13,5	
Universitetsnivå II	15 - 16	15,5	
Universitetsnivå III	17 - 18	17,5	
Forskernivå	over 18	18	

Den gjennomsnittlige varighet i materialet er 10,5 år.

Alder

Vi har valgt å definere alder som alder i fylte år ved utgangen av året 1979.

$$Q_2 = (1979 - \text{Fødselsår})$$

Den gjennomsnittlige alder i materialet er 41,5 år.

Antall barn

I LU-80 samles det inn intervjuopplysninger om hele husholdningen (alle personer som er fast bosatt i boligen og som har minst ett daglig måltid sammen). Ut fra disse opplysningene kan en telle opp antall egne barn i ulike aldersgrupper som tilhører husholdningen. Det er disse opplysningene vi bygger på for å definere følgende variable

$$Z_3^* = \text{Antall barn i alder 0 - 6 år}$$

$$Z_4^* = \text{Antall barn i alder 7 - 20 år}$$

(Alder er definert som alder i fylte år ved utgangen av 1980)
Gjennomsnittsverdiene i sampelet er henholdsvis 0,409 og 0,895.

Begrenset arbeidsevne

Levekårsundersøkelsen 1980 inneholder en rekke spørsmål om individenes helsesituasjon. I vår analyse har vi innført en variabel som er kalt begrenset arbeidsevne. Vi sier at individet har begrenset arbeidsevne hvis det:

- Oppgir at det har sykdom eller lidelse av mer varig natur, noen virkning av skade eller noe handikap. (Alle slike tilfeller skal tas med, også de som regnes som forholdsvis bagatellmessige).
- Og svarer at denne (disse) sykdommen(e) medfører begrensning i arbeidsevnen (inntektsgivende arbeid, husarbeid, skolegang, studier). Både de som svarer ja, i høy grad og de som svarer ja, i noen grad regnes for å ha begrenset arbeidsevne. (Kode 1 og 2 i spm. 135 i LU 80). Av de gifte kvinnene som er med i vår analyse er det 27 % som har begrenset arbeidsevne etter denne definisjonen.

Jobbmulighetsindeks

Vi har i vår analyse ønsket å åpne for at individet i sin tilpasning tar hensyn til at det kan være begrensede muligheter til å få jobb, gitt at det søker.

I den formelle modellen har vi ikke brakt inn at individet ikke vet utfallet av å søke arbeid. Noen teoretiske sider ved denne problemstilling er presentert i Ljones (1985 kap. 4.2). Vi har i denne analysen valgt å ta vare på de regionale variasjonene i muligheten til å få jobb som en av bakgrunnsvariablene.

Selv om det teoretisk er ønskelig å ta hensyn til at individet kan være rasjonert på arbeidsmarkedet, er det problematisk å komme fram til brukbare variable som fanger opp variasjonene i rasjoneringen.

Som mål på rasjoneringsgrad har vi valgt å utarbeide en indeks som skal brukes til å beskrive hvor godt det geografiske arbeidsmarkedet som en person tilhører, "passer" til vedkommende. Som arbeidsmarkedsregion har vi valgt å benytte bostedskommunen. For bostedskommunen har vi opplysninger om sysselsettingen fordelt på næring hentet fra Folke- og boligtellingsen 1980.

Tanken bak indeksen er at et individs mulighet til å få jobb i en bestemt næring avhenger av personkjennetegn ved individet. For hele landet estimerer vi persongruppenes andel av total sysselsetting i de enkelte næringer. For hver kommune og hver persongruppe veier vi så total-sysselsettingen med de nasjonale vekter.

I Ljones (1979) er det brukt en slik indeks (basert på Folketellingen 1970) som forklaring til kvinners yrkesdeltaking. Resultatene viste at de geografiske variasjonene i næringsfordeling (hvor kvinnevennlig nærings sammensetningen i bostedskommunen var) hadde signifikant og relativt stor innflytelse på yrkesdeltakingen for gifte kvinner. Den indeks som ble benyttet i Ljones (1979) var bare basert på

kjønn som personkjennetegn.

For de analysene som vi nå arbeider med har vi utarbeidet tre alternative indekser til utprøving. En er basert bare på kjønn, en er basert både på kjønn og utdanning mens en tredje er basert på den lokale arbeidsløshet. Resultatene som presenteres i dette notatet bygger imidlertid bare på den rene kjønnsindeks og vi skal derfor begrense oss til å kommentere denne.

La n_j være andelen kvinner på landsbasis i næring j , med kjønn, k .
 N_{ij} = sysselsetting i kommune i , næring j .

Vi regner ut en indeks for hvor kvinnevennlig næringsfordelingen i bostedskommunen er

$$Z_i = \frac{\sum_{j=1}^{47} N_{ij} n_j}{\sum_{j=1}^{47} N_{ij}}$$

Denne indeksen har vi normert til å ligge mellom 0 og 1 for direkte å kunne tolke den som et anslag på den subjektive sannsynlighet for å få jobb. (Jfr. Ljones 1985, kap. 4.2.).

$$Z_6^* i = \frac{Z_i}{\max_i Z_i}$$

Gjennomsnittsverdien på denne variabelen er 0,78

(Den laveste verdi er 0,58 og den høyeste 0,92)

Alle kvinner som bor i samme kommune har lik verdi på variabelen Z_6^* .

Tabell 4.5 viser hvordan verdiene på Z_6^* fordeler seg i materialet.

Tabell 4.5. Kjønnsindeksens fordeling

Z_6^*	Andel prosent
0,58 - 0,699	12
0,70 - 0,749	21
0,75 - 0,799	29
0,80 - 0,85	0,21
0,85	17

Den største verdien er på 0,92.

5. ESTIMERINGSRESULTATER

5.1. Estimerer

Estimeringen resulterte i følgende resultater (resultatene fra hjelpetrinnet 1 og instrumentvariabelestimeringen i trinn 4 (jfr. (54), er ikke vist).

Tabell 5.1. Estimeringsresultater.

Trinn 2. Lønnsfunksjonen; $\log w = \eta Q + p\Lambda$.

<u>Variabel</u>	<u>Navn</u>	<u>Koeffisient</u>	<u>Estimat</u>	<u>St.avvik</u>
Q_0	Konstantledd	η_0	2.161	0.275
Q_1	Utdanning	η_1	$0.648 \cdot 10^{-2}$	$0.922 \cdot 10^{-3}$
Q_2	Alder	η_2	$0.296 \cdot 10^{-1}$	$0.107 \cdot 10^{-1}$
Q_3	Alder kvadrert/100	η_3	$-0.322 \cdot 10^{-1}$	$0.129 \cdot 10^{-1}$
Λ	Seleksjon	ρ	-0.105	$0.647 \cdot 10^{-1}$

($R^2=0.16$)

Trinn 3. Jobbsannsynligheten; $p = \phi (b_1 \log m + b_2 \log f(k) + Z^* \delta)$

Z_0^*	Konstantledd	δ_0	-7.259	1.356
Z_1^*	Alder	δ_1	0.144	0.028
Z_2^*	Alder kvadrert/100	δ_2	-0.189	0.032
Z_3^*	Antall barn under 6 år	δ_3	-0.301	0.066
Z_4^*	Antall barn over 6 år	δ_4	-0.075	0.042
Z_5^*	Begrenset arbeidsevne	δ_5	-0.399	0.088
Z_6^*	Regional sysselsettingsandel av kvinner	δ_6	0.700	0.583
$\log m$	log marginal lønn	b_1	1.190	0.185
$\log f(k)$	log ektefelles disponible inntekt	b_2	0.145	0.082

Trinn 4. Arbeidstilbud, gitt arbeid; $q = (\alpha-1)(\tilde{X}d) + \tau\Lambda$

$(\tilde{X}d)$	Instrumentvariabel	$\alpha-1$	-4.886	0.1063
Λ	Seleksjonsvariabel	τ	-0.6337	$0.305 \cdot 10^{-1}$

Av disse estimatene kan vi avlede estimerer på koeffisientene knyttet til nyttefunksjonen og dermed til den marginale reservaslønnen.

5.2. Tolking av resultatene

5.2.1. Testresultater for parametre

La $\hat{\mu}$ og $\hat{\sigma}_{\mu}$ stå for estimat på en av koefisientene i oppstillingen foran og på standardavviket til dette koefisientestimatet. Anta at vi vil teste hypotesen

$$H_0 : \mu = 0$$

$$H_1 : \mu \neq 0$$

Under H_0 er da

$$\frac{\hat{\mu}}{\hat{\sigma}_{\mu}} \sim \text{asymptotisk } N(0,1)$$

Krever vi en 5 prosent sannsynlighet for å forkaste H_0 når H_0 er riktig, så ledes vi til følgende beslutningsregel:

Tabell 5.2. Estimater på nyttefunksjonens parametre.

Variabel	Navn	Koeffisient	Estimat	St.avvik
Z_0^*	Konstantledd	γ_0	6.100	0.871
Z_1^*	Alder	γ_1	-0.121	0.033
Z_2^*	Alder kvadrert/100	γ_2	0.159	0.041
Z_3^*	Antall barn under 6 år	γ_3	0.253	0.075
Z_4^*	Antall barn over 6 år	γ_4	$0.632 \cdot 10^{-1}$	0.042
Z_5^*	Begrenset arb.evne	γ_5	0.335	0.099
Z_6^*	Regional sysselsettingsandel kvinner	γ_6	-0.588	0.561
1-h	Fritid	α	-3.886	0.111
C	Konsum	β	1.122	$0.441 \cdot 10^{-1}$

$$\text{Forkast } H_0 \text{ når } |\hat{\mu}| > 1.96 \hat{\sigma}_{\mu}.$$

Av oppstillingen foran ser vi at vi får forkastet H_0 i alle tilfeller bortsett fra for ρ i lønnsrelasjonen

δ_6 og γ_6 i henholdsvis jobbsannsynligheten og nyttefunksjonen
 δ_4 og γ_4 i henholdsvis jobbsannsynlighet og nyttefunksjon
 b_2 i jobbsannsynligheten.

Forøvrig blir altså H_0 forkastet hvilket vil si at de øvrige koeffisientene er signifikant forskjellige fra null. Merk at siden b_2 ikke er signifikant forskjellig fra null jfr. (49) så er β i nyttefunksjonen ikke signifikant forskjellig fra 1.

5.2.2. Lønnsfunksjonen

Lønna er altså forutsatt å avhenge av lengden av fullført utdanning (målt i 1/10 år) og alder (målt i år). Dessuten inngår en seleksjonsvariabel i estimeringen av relasjonen for å ta hensyn til det faktum at vi benytter data kun for de som er i arbeid og de som er i arbeid kan ha valgt dette ut fra verdier på variable som ellers inngår i problemet. Det er svært begrenset hvor mye av de observerte lønnsforskjeller som en kan vente vil bli forklart av en slik relasjon med såpass få forklaringsvariable. Den kvadrerte multiple korrelasjonskoeffisient er heller ikke større enn 0.16. Av tabell 5.1 ser vi at resultatene er rimelige i det lønna stiger med utdanningens varighet, og at lønna først stiger for så å synke med alder. Koeffisienten tilknyttet seleksjonsvariabelen er ikke signifikant forskjellig fra null. Det betyr at vi ikke får forkastet en hypotese om at det ikke er noen seleksjon, dvs. at det utover de variable som inngår (forskjell i utdanning og alder) ikke er noen systematisk utvelgelse av hvem som er yrkesaktive.

Vi ser at ρ er estimert til å være negativ, men vi får ikke forkastet hypotesen om at koeffisienten er forskjellig fra null.

Hvis utsagnet hadde vært utsagnskraftig, ville det betydd at den betingede lønna, betinget av at individet er yrkesaktivt, er lavere enn den ubetingede. Et slik fortegn avviker fra det som er den vanlige antagelse, men det er grunn til å merke seg at det ikke er mulig apriori å forutsi fortegnet på ρ i vår modell. Dette skyldes at beslutningen om å være yrkesaktiv avhenger både av timelønna og reservasjonslønna.

I figur 5.1 viser vi hvordan den estimerte lønna varierer med alder for tre ulike utdanningsnivå. For alle tre utdanningsnivåene når lønna et maksimum ved en alder av knappe 46 år. For en kvinne med en utdanning lik gjennomsnittsutdanningen i sampelet (10,5 år) får vi anslått den tilhørende maksimale lønna til kr. 33,8 pr. time (i 1979). En kvinne med en slik utdanning er videre anslått til å oppnå en lønn på kr. 27,2 pr. time som 20

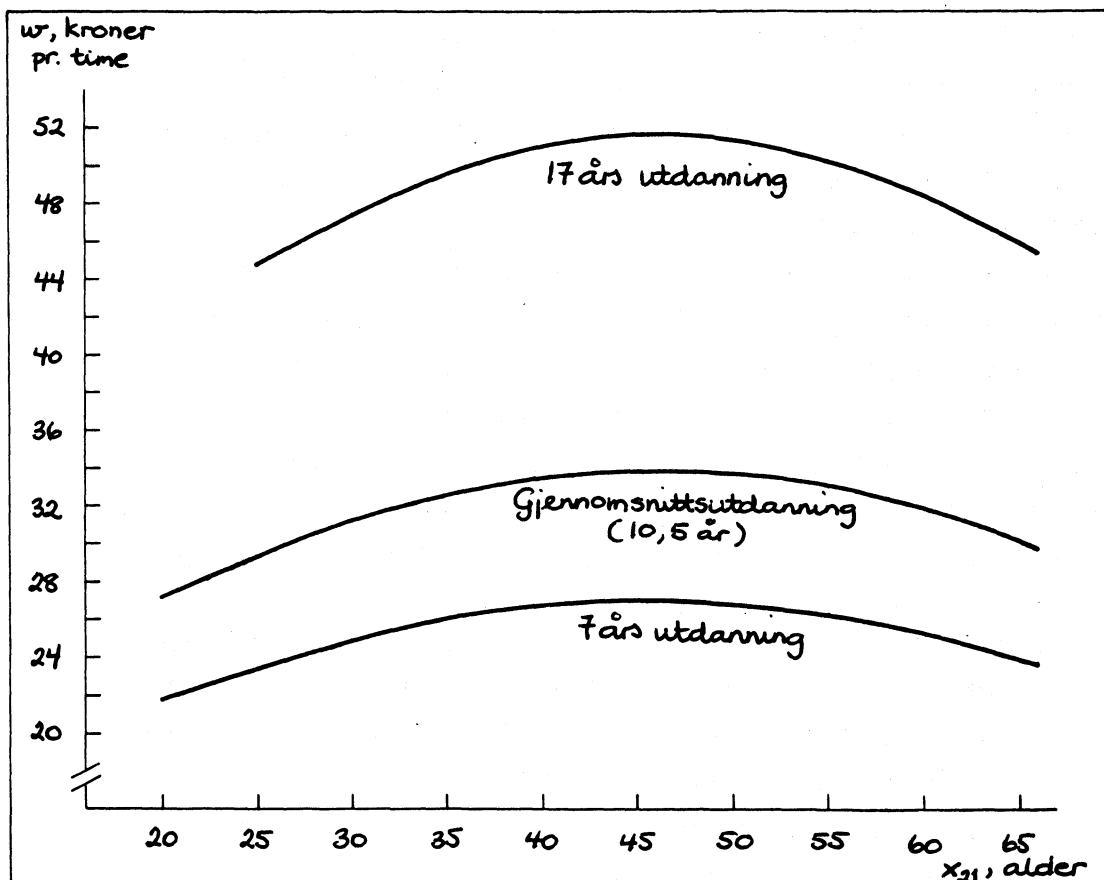
åring.

En kvinne med lavere utdanning, f.eks. bare 7 års skolegang er anslått til å ha en lønn som er ca. 80 prosent av den lønna en kvinne med 10,5 års utdanning (gjennomsnittsutdanningen) har. Den nederste kurven i figur 1 viser hvordan lønna for en kvinne med 7 års skolegang varierer med alderen.

Øker utdanningen til 17 års skolegang (høyskole/universitetsnivå) er lønna 50 prosent større enn lønna til en kvinne med gjennomsnittsutdanning. Den øverste kurven viser hvordan lønna for en kvinne med slik høyere utdanning varierer med alderen.

Vi merker oss at det er stor forskjell i anslåtte lønnsatser for kvinner med ulik utdanning. Dersom 7 og 17 års skolegang representerer ytterpunkter i en utdanningsskala, ser vi at lønna pr. time til en kvinne med topp utdanning er nesten det dobbelte av hva en kvinne med den laveste utdanningen oppnår. Variasjonen i lønna med alder er ikke utslagsgivende i samme grad. Topplønn som 46 åring er anslått til "bare" å utgjøre vel 24 prosent over lønna til en 20 åring. Ser vi på lønnsforskjellen når både

Figur 5.1. Lønn som funksjon av alder for kvinner med ulikt utdanningsnivå.



alder og utdanning varierer, blir selvfølgelig forskjellene større. Figur 5.1 indikerer f.eks. at toplønna pr. time til en kvinne med høyest utdanning (en 46 års kvinne med 17 års utdanning) er godt over 2 ganger lønna pr. time til en 20 års kvinne med laveste utdanning (7 års skolegang).

5.2.3. Reestimering uten inntektsledd

I vår teoretiske modell har vi forutsatt at $\beta < 1$ noe det imidlertid ikke er tatt hensyn til ved estimeringen. Resultatene viste at β ikke er signifikant forskjellig fra 1, men det er verdt å merke seg at estimatet er større enn 1. For den videre empiriske analyse har vi derfor valgt å reestimere modellen under den antagelse at $\beta = 1$ (dvs. $b_2 = 0$).

Det betyr jf. (17) at vi antar at nytten er voksende funksjon i fritid og konsum, strengt konkav i fritid og lineær i konsum. Resultatene er gjengitt i tabell 5.3.

Tabell 5.3. Reestimerte parametre når $\beta = 1$.

Koeffisient	Tilknyttet variabel	Estimert	Standard avvik
b_1	Marginallønn	0.9646	0.1306
δ_0	Konstantledd	-5.349	0.8047
δ_1	Alder	0.1584	0.0271
δ_2	Alder kvadrert/100	-0.2052	0.0318
δ_3	Antall barn 6 år og under	-0.2886	0.0657
δ_4	Antall barn over 6 år	-0.0788	0.0421
δ_5	Begrensning i arbeidsevne	-0.3979	0.0881
δ_6	Jobbmulighetsindeks	0.7270	0.5852
α	Fritid	-4.279	0.111

Vi ser at konstantleddet blir noe høyere etter reestimeringen men at koeffisientene ellers ikke forandres i vesentlig grad. I det følgende skal vi benytte disse resultatene. (I en tidligere artikkel med resultater, Ljones og Strøm (1985) ble det ikke brukt reestimerte parametre.)

5.2.4. Nyttefunksjonen og den marginale reservasjonslønn

Koeffisientene α og β når vi ser bort fra skatt

Tolkningen av anslagene på α og β kan lettest forklares ved å se på en forenklet modell av individets tilpasning. Forenklingen består i at det

sees bort fra skatteforhold.

I tolkningen som følger antar vi at alle sosioøkonomiske variable inkludert i $a = A/B$ er konstanter og at mannens bruttoinntekt er konstant.

I en slik forenklet verden kan et individs arbeidstilbud simuleres ved følgende modell

$$\max_{L,C} U(L,C)$$

L, C

$$\text{gitt } wL + C = w + k^*$$

$$0 < L < 1$$

$$0 < C$$

hvor L er fritid (uttryket som andel av maksimalt antall timer pr. år, 8760), C er konsum, w er lønnsatts og k^* er disponibel kapitalinntekt, inklusive mannens inntekt etter skatt.

Gitt at $L > 0$, gir modellen følgende relasjoner til bestemmelse av de optimale verdiene for L og C .

$$(i) \quad \frac{U'_L(L,C)}{U'_C(L,C)} = w \quad (ii) \quad wL + C = w + k^*$$

Av denne modellen kan vi nå finne virkningen på L av endringer i w og k^* . Lar vi

- i) $\frac{\partial L}{\partial w} = \text{El } L:w | u \text{ konstant (direkte Slutskyelastisitet)}$
- ii) $\frac{\partial L}{\partial w} = \text{El } L:w$ (direkte priselastisitet)
- iii) $\frac{\partial L}{\partial k^*} = \text{El } L:k$ (inntektselastisitet)

så følger det av (i) og (ii) og den spesifiserte nyttefunksjonen at

$$i) \quad \frac{\partial L}{\partial w} = \frac{1}{(\alpha-1) + (\beta-1) \frac{wL}{C}}$$

$$\text{ii) } Y_{L_{k^*}} = \frac{(\beta-1) \cdot \frac{wL+C}{C}}{(\alpha-1)+(\beta-1) \frac{wL}{C}}$$

$$\text{iii) } Y_{L_w} = Y_{S_w} + \frac{wh}{C-wh} Y_{L_{k^*}}$$

β er estimert til å være nær 1, dvs. ikke signifikant forskjellig fra 1. Setter vi $\beta = 1$, ser vi at

$$Y_{L_{k^*}} \approx 0$$

$$Y_{L_w} \approx Y_{S_w} \approx \frac{1}{\alpha-1} = -0,19$$

$\beta \approx 1$ innebærer dermed at inntektselastisiteten er tilnærmet lik null, dvs. at inntektseffekten i fritidsetterspørselen er tilnærmet lik null. Den direkte priselastisiteten er dermed tilnærmet lik Slutskyelastisiteten eller substitusjonseffekten som her er estimert til $-0,19$. En lønnsøkning på 1 prosent fører dermed til en reduksjon i fritidsetterspørselen på $0,19$ prosent for en som er i arbeid.

Lar vi Y_{h_w} stå for elastisiteten av arbeidstilbudet m.h.p. lønnsatsen w får vi

$$Y_{h_w} = -\frac{1-h}{h} Y_{L_w} \approx \frac{1-h}{h} \cdot \frac{1}{1-\alpha}$$

Et individ som arbeider 1 600 timer pr. år vil ha

$$Y_{h_w} \approx 0,93$$

En økning i lønnsatsen på 1 prosent gir dermed tilnærmet en økning i ønsket arbeidstid på $0,93$ prosent dvs. en ønsket økning fra 1 600 til ca. 1 615 timer pr. år.

Substitusjons- og inntektseffektene blir noe anderledes når vi opphever forenklingene gjort her, dvs. når vi bringer inn skatteforhold og den mulighet at mannens bruttoinntekt endrer seg når lønnsatser endrer seg. Dette skal vi komme tilbake til, men først skal vi drøfte nærmere anslagene på de øvrige parametrene som påvirker preferansene.

Reservasjonslønna

Reservasjonslønna er lik det marginale lønnsønsket når $h = 0$, dvs. ifølge (27)

$$\log r_0 = \log a(Z) - (\beta-1) \log f(k)$$

Reservasjonslønna kan en si gir uttrykk for hvor sterkt individets ønske om fritid veid mot forbruk er. Vi fant som tidligere nevnt at estimatet på β er tilnærmet lik 1 hvilket betyr at vi ikke kan påvise noen inntektseffekt. Det er derfor ikke grunn til å studere hvilke virkninger endret ektefelleinntekt har på reservasjonslønna. Vi setter $\beta = 1$.

Beslutningsregelen som er benyttet foran, se f.eks. (25) sa at individet ønsker å arbeide hvis den marginale reservasjonslønn er større enn reservasjonslønna. Vi skal i dette avsnittet se nærmere på reservasjonslønna.

Estimatet på forventet reservasjonslønn er gitt ved

$$\text{est } E \log r_0 = Z^* \gamma$$

Når $\beta = 1$ vil $\gamma = -\delta$ slik at vi kan bruke resultatene fra tabell 5.3 og skifte fortegn når vi skal beregne $E \log r_0$.

Vi ser at forventet reservasjonslønn vil være høyere

- i) jo flere barn kvinnen har under 6 år
- ii) hvis arbeidsevnen er begrenset.

Når det gjelder virkningene på reservasjonslønna av endret antall store barn (over 6 år) er virkningen ikke signifikant. Estimatet har positivt fortegn og kan indikere at også store barn virker til å øke reservasjonslønna. Resultatene viser heller ikke at variabelen som skal beskrive den subjektive sannsynligheten for å få jobb har signifikant virkning på reservasjonslønna. Fortegnet på den estimerte koeffisienten er imidlertid negativt og kan indikere at sannsynligheten for å få jobb (gitt at en søker) virker negativt inn på reservasjonslønna.

I det følgende skal vi begrense oss til å beregne virkningen på reservasjonslønn for de variable hvor γ er signifikant forskjellig fra null.

Vi har valgt å definere en basisreservasjonslønn som reservasjonslønna for en kvinne med følgende kjennetegn; alder 30 år, null barn 6 år og under og ikke begrenset arbeidsevne. For de andre variablene setter vi inn populasjonsgjennomsnittsverdiene.

Reservasjonslønna for en kvinne med slike kjennetegn (basiskvinnen) vil være kr. 7,04 pr. time.

Tabell 5.4. Reservasjonslønn og antall barn 0 til 6 år. (Beregnet for basiskvinne med endring i barnetall.)

Antall barn	Reservasjonslønn, kr. pr. time
0	7,04
1	9,39
2	12,53
3	16,72

Slik vår modell er bygd opp vil når andre kjennetegn holdes konstant, en økning i antall barn under 6 år med ett øke reservasjonslønna med en konstant prosent, her estimert til ca. 33 prosent. Vi skal i neste avsnitt se hvordan dette vil forventes å slå ut i yrkesdeltaking for familier med ulikt barnetall.

Når det gjelder begrensninger i arbeidsevnen virker det også til å øke reservasjonslønna, for basiskvinner fra 7,76 kr pr. time til 10,47 kr pr. time.

Reservasjonslønna uttrykker målt i kroner pr. time hvordan individet verdsetter fritid i forhold til forbruk. Jo høyere reservasjonslønn jo mer må individet ha i marginallønn for å begynne å arbeide (dvs. avgi fritid). Individet vil søke arbeid hvis marginallønna er større enn reservasjonslønna.

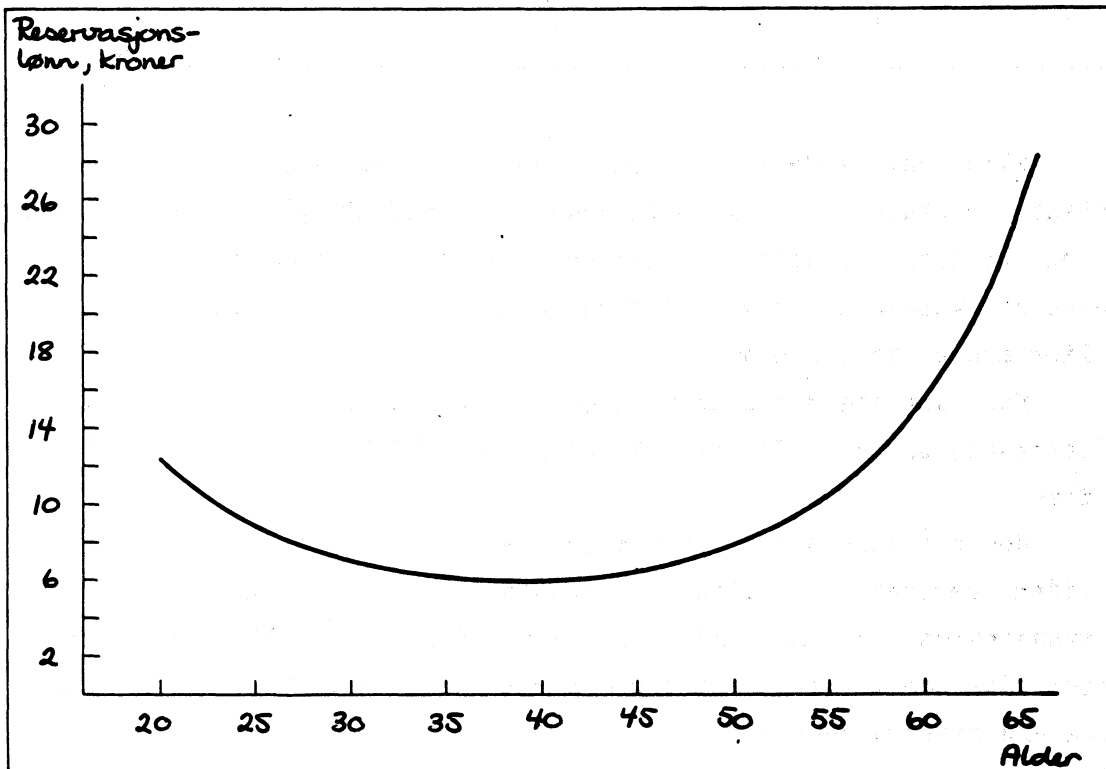
Vi ser at barn i husholdningen virker til å øke reservasjonslønna. Sammenligner vi en kvinne uten barn med en kvinne med ett barn under 6 år ser vi at reservasjonslønna øker med ca. 33 prosent (fra 7,04 til kr 9,39 pr. time). Mens en kvinne uten barn er villig til å ta arbeid for en timelønn etter marginalsatt over 7,04 kr må en kvinne med ett barn under 6 år ha en marginal timelønn på 9,39 kr for i det hele tatt å ønske arbeid. For at kvinner uten og med barn (men i samme alder og med lik utdanning) skal bli stilt likt i forhold til det å søke arbeid vil de med barn måtte ha et tillegg i marginallønna på ca. 33 prosent. Dette kan enten skje ved en økning i timelønna med ca. 33 prosent eller en reduksjon i marginalsatten f.eks. fra ca. 50 prosent til ca. 34 prosent.

Forskjellene i reservasjonslønn mellom persongrupper gir uttrykk for forskjeller mellom gruppene i hvordan tiden verdsettes (skyggepris på

fritid). Kvinner med barn verdsetter fritid høyere enn andre.

Virkningen av alder på reservasjonslønnen er framstilt i figur 5.2. Vi ser at vi har en markert U-formet sammenheng for reservasjonslønn mens lønnsfunksjonen hadde en puklet utvikling. Bunnpunktet for reservasjonslønnen er for noe lavere alder enn topp-punktet for lønnsfunksjonen.

Figur 5.2. Estimert forventet marginal reservasjonslønn for en basiskvinne etter alder.



Den marginale reservasjonslønnen varierer ganske sterkt med alderen. Anslagene på γ_1 (-0,1447) og på γ_2 (0,1884) innebærer at den marginale reservasjonslønnen først synker med alder (og når et minimum for en kvinne på 39 år) for deretter å stige. For en ellers "gjennomsnittskvinne" er den marginale reservasjonslønn anslått til kr. 42,86 pr. time for en 20-åring, til kr 22,65 pr. time for en 39-åring og til 54,53 pr. time for en 60-åring. Forskjellene er til dels store og figur 5.2 viser hvordan den marginale reservasjonslønnen varierer med alder.

5.2.5. Jobbsannsynligheten

Som vist foran er sannsynligheten for at et individ ønsker å arbeide lik sannsynligheten for at den marginale markedslønna overstiger den marginale reservaslønna. Jo høyere den marginale markedslønna er (timelønn etter marginalslett for den første time arbeidet) desto høyere venter vi at sannsynligheten for jobb skal være. Jo høyere reservaslønna er, desto lavere venter vi at jobbsannsynligheten skal være. I avsnitt 5.2.3 har vi gitt resultater som viser hvordan reservaslønna varierer med sosioøkonomiske kjennetegn og i avsnitt 5.2.2 hvordan kvinnens lønnsnivå varierer med sosioøkonomiske kjennetegn. Kombinerer vi dette vil vi da kunne finne hvordan jobbsannsynligheten varierer med sosioøkonomiske kjennetegn. Dette skal vi gjøre, men vi skal først vise hvordan jobbsannsynligheten varierer med marginallønn og ektefelleinntekt.

Av resultatene ser vi at en økt marginallønn som ventet har en positiv virkning på jobbsannsynligheten, mens ektefellens disponible inntekt ikke har signifikant virkning på jobbsannsynligheten. Dette er en konsekvens av at β er estimert til å være tilnærmet lik 1. Når β lik 1, vil jobbsannsynligheten være uavhengig av ektefellens disponible inntekt. Når β er lik 1, vil også inntektseffekten i individets arbeidstilbud, gitt at det arbeider, falle bort. Mannens inntekt vil imidlertid likevel virke inn på kvinnens tilpasning siden hennes marginalslett vil avhenge av mannens inntekt når de skattes sammen.

Tolkningen av estimeringsresultatene kan lettest skje ved at vi numerisk viser hvordan jobbsannsynligheten varierer med marginallønn og inntekt.

Setter vi inn de estimerte koeffisientene i (47) får vi følgende estimerte jobbsannsynlighet .

$$(56) \hat{p} = \Phi(\hat{t}) \text{ hvor}$$

$$(57) \hat{t} = \hat{b}_1 \log \hat{m} + \hat{b}_2 \log f(k) + z^* \hat{\delta}.$$

Φ = den kumulative standardiserte normalfordelingsfunksjonen.

Av (56) får vi generelt

$$(58) \text{ El } \hat{p} : \hat{m} | f(k) \text{ er konstant} = \hat{b}_1 \wedge(\hat{t}); \text{ hvor } \hat{m} = \hat{\omega} f'(k)$$

$$(59) \text{ El } \hat{p} : f(k) | \hat{m} \text{ er konstant} = \hat{b}_2 \wedge(\hat{t}) = 0 \text{ når } b_2 = 0$$

$$(60) \quad \text{El } \hat{p} : k = \hat{b}_1 \wedge(\hat{t}) kH(k)$$

hvor

$$(61) \quad H(k) = \frac{f''(k)}{f'(k)} + \frac{\hat{b}_2}{\hat{b}_1} \frac{f'(k)}{f(k)} = \frac{f''(k)}{f'(k)} \quad \text{når } b_2 = 0$$

$$(62) \quad \wedge(\hat{t}) = \frac{\phi'(\hat{t})}{\phi(\hat{t})}$$

Av definisjonen av f følger at $f' = (1-T'_k) > 0$ og $f'' = -T''_k < 0$.

(58) viser hvordan en gift kvinnes jobbsannsynlighet varierer med hennes netto marginallønn; merk at hennes marginalsatt i et skattesystem med felles beskatning som det norske er lik mannens marginalsatt. Siden $\wedge(\hat{t}) > 0$ fører den apriori forutsetningen om at $b_1 > 0$ til at vi forventer at jobbsannsynligheten varierer partielt positivt med nettomarginallønn, med partielt menes at inntekten er holdt konstant.

(59) gir den partielle virkningen på jobbsannsynligheten ved variasjon i disponibel inntekt som er null har $b_2 = 0$. Vi venter apriori en negativ samvariasjon.

(60) gir virkninger på jobbsannsynligheten av en endring i ektefellens inntekt og hvor vi tar hensyn til at kvinnens marginalsatt øker. Vi venter apriori at samvariasjonen er negativ siden $b_1 > 0$, $H(k) < 0$.

Hvis vi velger å se hvordan ektefelleinntekt virker på yrkesdeltaking hvis vi ser bort fra adgangen til felleslikning, vil vi måtte omskrive (60). Vi skal kalle dette for særbeskatning og det er altså beregninger av arbeidstilbud under et hypotetisk skattesystem. En overgang til et system uten felleslikning av den typen vi har nå i Norge er imidlertid ikke helt urealistisk. Det kan vises til skattereglene i Sverige og diskusjonen i Skattekommisjonen (NOU 1984:22). Det er imidlertid grunn til å understreke at det såkalte særbeskatningssystem som vi beregner virkningen av er et høyst tenkt system.

I en situasjon med særskilt likning blir

$$H(wh, k) = \frac{f''(wh)}{f'(wh)} + \frac{b_2}{b_1} \frac{f'(wh)}{f(k)+f(wh)}$$

Vi setter $wh = 0$ og $b_2 = 0$

$$(63). \quad \text{El } \hat{p} : k|_{\text{særbeskatning}} = 0$$

For gjennomsnittsverdier på de økonomiske og sosioøkonomiske variable som inngår får vi da følgende resultater

$$\hat{t} = 0,25$$

$$\hat{p} = 0,60 \text{ (som er i samsvar med den faktiske andelen som var yrkesaktive, jfr. kap. 4)}$$

$$\hat{\lambda} = 0,64$$

$$\bar{k} = 100\ 000$$

$$H(\bar{k}) \approx -0,525 \cdot 10^{-5}$$

i. $EL \hat{p} : \hat{m} | f(k) \text{ er konstant} = 0,62$

Jobbsannsynligheten for et "gjennomsnittsindivid" øker altså med 0,6 prosent, når marginallønna øker med 1 prosent, gitt at ektefellens disponible inntekt er konstant.

ii. $EL \hat{p} : f(k) | \hat{m} \text{ er konstant} \approx 0.$

Jobbsannsynligheten er uavhengig av ektefellens disponible inntekt, gitt at marginallønna er konstant. Dette gjelder for alle verdier på de sosioøkonomiske variable; ikke bare for "gjennomsnittsindividet".

iii. $EL \hat{p} : k | \text{Fellesbeskatning} = -0,32$

iv. $EL \hat{p} : k | \text{Særbeskatning} \approx 0.$

Vi ser at ektemannens inntekt vil virke negativt inn på gifte kvinners yrkesdeltaking. Dette skyldes virkningen som oppstår fordi skattesystemet i Norge er slik at konas marginalsatt (og dermed marginallønn) vil avhenge av mannens inntekt. Hvis vi tenker oss at vi ser bort fra denne virkning - noe som vil skje ved overgang til et rent system med særbeskatning, får vi at jobbsannsynligheten ikke påvirkes av ektemannens inntekt.

I tabellen nedenfor viser vi hvordan jobbsannsynlighetene varierer med de forklaringsvariable som inngår. Resultatene viste at marginallønna har betydelig innvirkning på yrkesdeltakingen. Marginallønna er definert som timelønn etter skatt ved å øke arbeidstiden med 1 time. Det kan ha interesse å se hvordan yrkesdeltaking for kvinner vil avhenge av konas bruttotimelønn når vi holder ektemannens inntekt konstant. I tabell 5.5

har vi regnet ut jobbsannsynligheten for ulike verdier av bruttotimelønn når ektemannens inntekt er 100 000 kr.

Tabell 5.5. Jobbsannsynlighetens (\hat{p}) variasjon med kvinnens bruttotimelønn, mannens inntekt holdt konstant lik 100 000 kr. Reestimert $b_2=0$

w , kr/time	\hat{p}
15	0.32
20	0.43
25	0.50
30	0.57
35	0.63
40	0.68
45	0.72
50	0.75

En økning i kvinnens timelønn fra gjennomsnittsnivået i 1979 på ca. kr. 32 pr. time til f.eks. kr. 40 pr. time vil øke jobbsannsynligheten eller ønsket yrkesfrekvens fra 60 prosent til 69 prosent, dvs. med hele 9 prosentpoeng.

Vi har tidligere vist at den direkte virkningen av ektemannens inntekt på yrkesdeltaking ikke er signifikant. Det stemmer imidlertid dårlig med de teoretiske forutsetninger at tallverdien på den estimerte koeffisient er positiv. På grunn av at konas marginallønn ved beslutning om yrkesdeltaking eller ikke avhenger av ektemannens inntekt vil imidlertid ektemannens inntekt ha indirekte betydning for yrkesdeltakingen. Denne virkningen er beskrevet i tabell 5.6. Vi ser for det første hvordan ektefelleinntekten påvirker marginallønna når bruttotimelønna holdes konstant. I den neste kolonnen er det så beregnet hva denne variasjonen i marginallønn betyr for jobbsannsynligheten. Vi ser at virkningen er betydelig og at jo høyere inntekt jo lavere yrkesdeltaking. En slik empirisk sammenheng er godt i samsvar med hva en vil vente.

Det som imidlertid er verdt å merke seg er at denne beregnede effekt skyldes skattereglene og den estimerte substitusjonseffekt. Inntektseffekten er som tidligere ikke signifikant og vi har sett bort fra den i tabell 5.6.

Vi kan bruke disse resultatene til å belyse hvor stor virkning det

norske systemet med felleslikning kan ha for yrkesdeltakingen. Dette illustreres ved å se hvor stor yrkesdeltakingen vil bli for "gjennomsnittskvinnen" med en timelønn på 31,5 kr hvis hun kan få beholde hele sin bruttotimelønn ved den første arbeidstimen. Dette forutsetter fjerning av felleslikning og ingen skatt på første krone tjent. Vi ser at ved dette tenkte skattesystem vil yrkessannsynligheten øke fra 0,60 til hele 0,83. Dette er en betydelig økning.

Tabell 5.6. Jobsannsynlighetens variasjon med mannens inntekt. Alle andre variable lik sampelgjennomsnitt. Reestimert $b_2 = 0$

Mannens inntekt i kr/år	Jobsannsynligheten
0	0.81
50 000	0.69
100 000	0.60
150 000	0.49
200 000	0.37

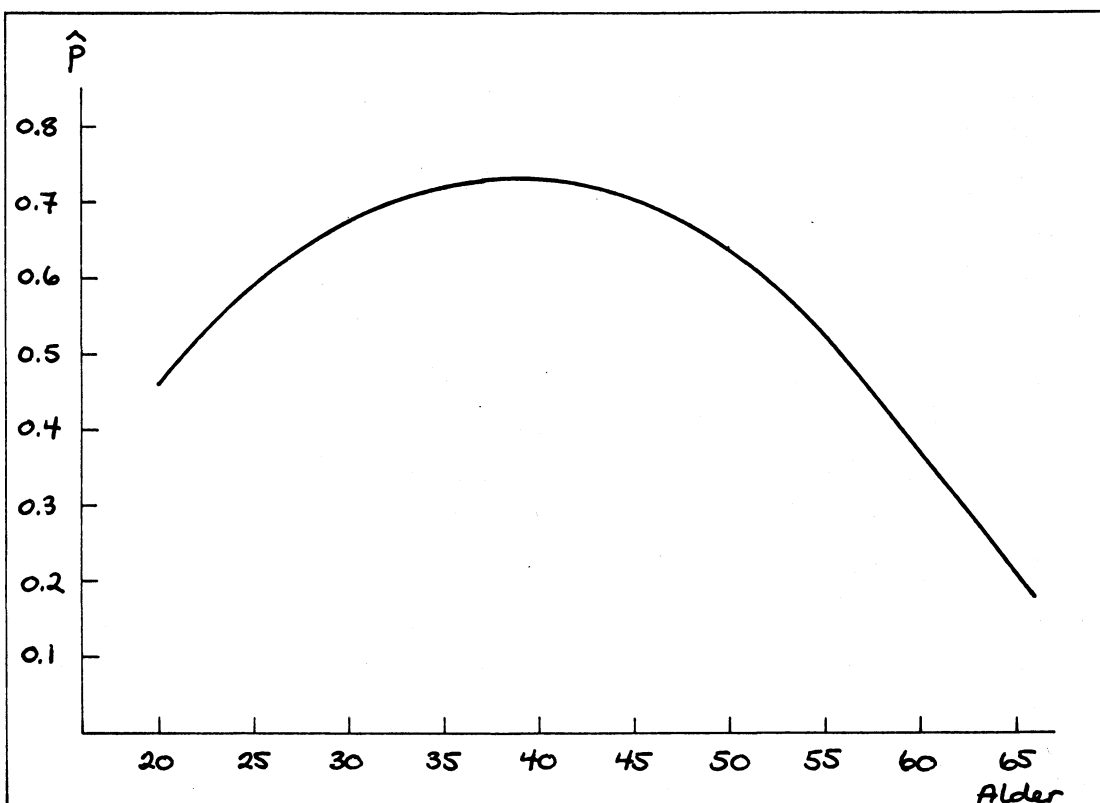
Det er velkjent at barn i husholdningen vil virke negativt inn på kvinners yrkesdeltaking. Resultatene foran viste at antall barn 6 år og under har signifikant negativ innvirkning på yrkesdeltakingen mens virkningen på yrkesdeltakingen av antall barn over 7 år ikke er signifikant. Vi skal derfor begrense oss til å se på hvordan jobsannsynligheten varierer med antall barn som er 6 år eller yngre (tabell 5.7). Vi har tidligere sett hvordan reservasjonslønna varierer med barnetall og tabell 5.7 viser hvordan denne forskjell i reservasjonslønn virker på jobsannsynligheten.

Vi viste tidligere at alt annet likt så vil reservasjonslønna til kvinner med 1 barn være 33 prosent høyere enn for kvinner uten barn. En økning i marginallønna for de med ett barn med 33 prosent vil gi lik jobsannsynlighet for de med 0 barn og de med ett barn.

Vi har tidligere vist hvordan kvinners bruttotimelønn varierer med alder. Mens timelønna varierer "enpunklet" med alder, følger reservasjonslønna en U-formet variasjon etter alder. I figur 5.3 har vi vist hvordan jobsannsynligheten varierer med alder. Vi ser at også denne kurven er enpunklet, noe som stemmer godt overens med våre forventninger.

Når det gjelder virkningen av begrenset arbeidsevne på jobbsannsynligheten får vi som ventet at dette vil virke til redusert yrkesdeltaking. For "gjennomsnittskvinnen" vil jobbsannsynligheten være 0,64 uten begrenset arbeidsevne mens den vil synke til 0,48 med begrenset arbeidsevne. Tross alt er dette siste et relativt høyt tall og sier oss vel at spørsmålet i LU-80 må være relativt liberalt med hensyn til styrken i begrensningen. Vi har tidligere vist at timelønna først forventes å øke med alder for så å avta (enpuklet, jfr. figur 5.1). For reservasjonslønna så vi at den først sank med alder for så å øke med alder (U-formet forløp jfr. figur 5.2). Når det gjelder jobbsannsynligheten får vi at den viser først markert stigning med alder for så å avta med stigende alder (jfr. figur 5.3).

Figur 5.3. Jobbsannsynlighet etter alder for en gjennomsnittskvinne.



Tabell 5.7. Jobsansynlighetens variasjon med antall barn under 6 år. Alle andre variable er lik sampelgjennomsnittet.

Antall barn 6 år og under	Jobsansynligheten
0	0.65
1	0.53
2	0.42
3	0.31

5.2.6. Arbeidstid

Vi skal i dette avsnittet se på forventet arbeidstid, gitt at individet arbeider. Det som vi i første rekke skal se på er hvordan kvinnens timelønn og ektefellens inntekt virker inn på den forventede arbeidstid. For å beskrive dette skal vi se på henholdsvis

- η_w^y , som er elastisiteten av arbeidstida h med hensyn på timelønna w , og
- η_k^y , som er elastisiteten av arbeidstida med hensyn på ekte-mannens inntekt k .

Elastisiteten η_w^y kan dekomponeres i en substitusjons- og inntektskomponent. Substitusjonselastisiteten kaller vi ξ_w^y . Den er definert som elastisiteten av h med hensyn på w når nyttenivået holdes konstant.

Vi tar utgangspunkt i tilpasningsbetingelsen for arbeidstid gitt at en arbeider (64) for felleslikning og (65) for særskilt likning.

$$(64) \quad (\beta-1)\log f(I) + \log wf'(I) - (\alpha-1)\log(1-h/\bar{h}) - Z^*\gamma = \epsilon_2$$

$$(65) \quad (\beta-1)\log[f(k) + f(wh)] + \log wf'(wh) - (\alpha-1)\log(1-h/\bar{h}) - Z^*\gamma = \epsilon_2$$

Disse tilpasningslikningene differensieres. Vi får følgende uttrykk

$$\frac{v}{h_k} = \frac{-H(wh, k)k}{\frac{\alpha-1}{\bar{h}-h} h + whH(wh, k)}$$

$$\frac{v}{h_w} = \frac{-(1+wh \cdot H(wh, k))}{\frac{\alpha-1}{\bar{h}-h} h + whH(wh, k)}$$

$$\frac{v}{s_w} = - \frac{1}{\frac{(\alpha-1)h}{\bar{h}-h} + whH(w, h, k)}$$

og

$$\frac{v}{h_w} = \frac{v}{s_w} + \frac{wh}{k} \frac{v}{h_k}$$

hvor

$$\left[\begin{array}{ll} m = wf(wh+k) & \text{for felles liknede ektepar} \\ m = wf'(wh) & \text{for særskilt liknede ektepar} \end{array} \right.$$

og

$$H(wh, k) = \frac{f''(wh+k)}{f'(wh+k)} \quad \text{for felles liknede ektepar}$$

$$H(wh, k) = \frac{f''(wh)}{f'(wh)} \quad \text{for særskilt liknede ektepar}$$

Ved å regne ut verdiene på $\frac{v}{h_k}$ får vi at disse verdiene tilnærmet blir lik null. Dette gjelder også for fellesliknede ektepar. Det betyr at vi ikke kan påvise noen sammenheng mellom arbeidstid gitt at en arbeider og ektefellens inntekt. Det betyr videre at vi når vi setter $\frac{v}{h_k} = 0$ får vi at

$$\frac{v}{h_w} = \frac{v}{s_w}.$$

Det betyr at elastisiteten av arbeidstid m.h.p. lønn er lik den indifferenskonstante substitusjonselastisitet. I det følgende skal vi tallfeste $\frac{v}{h_w}$ for kvinner i ulike situasjoner.

Vi ser av disse resultatene at for en kvinne hvor mannen har en inntekt på 100 000 kr og hun har gjennomsnittlig timelønn og arbeidsinntekt (dvs. 31,5 kr pr. time og ca. 40 000 i inntekt) så vil en prosents økning i bruttotimelønn slå ut med 0,67 prosents økning i arbeidstid (dvs. en økning på 1 270 timer $\cdot 0,0067 = 8,5$ timer).

Resultatene viser også at arbeidstidselastisiteten synker med stigende arbeidstid. Videre ser vi at for kvinner med høy timelønn vil virkningen av lønnsøkning være større enn for kvinner med lavere timelønn. Vi ser også at for kvinner som er fellesliknet vil en lønnsøkning gi størst effekt på arbeidstilbudet når mannen har lav inntekt.

Tabell 5.8. Prosentvis endring i arbeidstid for en kvinne, gitt at hun arbeider ved 1 prosentvis økning i bruttolønn pr. time. $\frac{\Delta h}{h_w}$

Konas inntekt w_h	Mannens inntekt	Timelønn w		
		$w = 20$ kr	$w = 31,5$ kr	$w = 40$ kr
10 000] 50 000	2,56	3,81	4,61
40 000		0,40	0,64	0,78
100 000		0,06	0,14	0,18
10 000] 100 000	2,54	3,76	4,55
40 000		0,40	0,64	0,78
100 000		0,06	0,14	0,18
10 000] 200 000	2,31	3,32	3,93
40 000		0,40	0,64	0,78
100 000		0,06	0,14	0,18

For de som er særskilt liknet er virkningen av en lønnsøkning uavhengig av mannens inntekt. (Dette skyldes at $b_2 = 0$).

Resultatene så langt kan også brukes til en beregning av hvordan en lønnsøkning vil slå ut på samlet antall arbeidstimer. Vi viste tidligere at jobbsannsynligheten for et gjennomsnittsindivid øker med 0,62 prosent når marginallønna øker med 1 prosent. Vi kan dermed tilnærmet si at den samlede virkning på arbeidstilbudet av en lønnsøkning på 1 prosent vil være $(0,6 + 0,6) = 1,2$ prosent. Den samlede virkning kan derfor fordeles jevnt mellom økt yrkesdeltaking og endret arbeidstid.

6. FORDELINGSVIRKNINGER AV ENDRET ARBEIDSTILBUD.

6.1 Innledning

Formålet med dette kapitlet er å studere de fordelingsvirkninger som vil oppstå ved forandringer i arbeidstilbudet. Vi skal begrense oss til å studere virkninger på arbeidstilbudet av endringer i skattesystemet. Når vi har valgt dette skyldes det at:

- marginallønn og dermed skatteregler har mye å si for arbeidstilbudet
- tradisjonell fordelingsanalyse av endringer i skattereglene forutsetter konstant atferd. Vi skal utvide fordelingsanalysen til å omfatte endringer i arbeidstilbudet. Til dette skal vi bruke modellen og resultatene fra avsnittene foran.

Som tidligere, antar vi at ektemannens arbeidstilbud er eksogent gitt.

Vi har valgt å utføre tre typer av fordelingsberegninger:

- (a) Simulering I. Med skattefunksjon som ved estimeringen (den faktiske situasjon).
- (b) Simulering II. Endring av skattefunksjonen for lave inntekter, tilsvarende overgang til særskilt likning.
- (c) Simulering III. Som (b) men kombinert med en øvre grense på marginalskatten på 50 prosent, dvs. simuleringen blir utført med skattefunksjonen g_1 og marginalskattefunksjonen g'_1 gitt ved h.h.v.

$$(66) \quad g_1(x) = \begin{cases} 0,053x & , & x \leq 3000 \\ 3,38 \cdot 10^{-4} (x - 3000)^{1,61} + 0,053x & , & 3000 < x \leq 49826 \\ 3,38 \cdot 10^{-4} (0,81x + 6467)^{1,61} + 0,053x & , & 49826 < x \leq 96612 \\ 34160 + 0,50 (x - 96612) & , & x > 96612 \end{cases}$$

og

$$(67) \quad g'_1(x) = \begin{cases} 0,053 & , & x \leq 3000 \\ 4,408 \cdot 10^{-4} (x - 3000)^{0,61} + 0,053 & , & 3000 < x \leq 49826 \\ 4,408 \cdot 10^{-4} (0,81x + 6467)^{0,61} + 0,053 & , & 49826 < x \leq 96612 \\ 0,50 & , & x > 96612 \end{cases}$$

Framgangsmåten ved simuleringen består i at vi for alle individene i ut-

valget beregner hvordan deres forventede atferd vil bli i de tre situasjonene (a) (b) og (c), ut fra modellens resultater. Hvert enkelt individs atferd lar seg ikke eksakt bestemme, men vil inneholde et element av usikkerhet. I modellen er dette tatt vare på ved de stokastiske restledd.

Vi må derfor anslå for hvert enkelt individ om de vil endre status (yrkesaktiv eller ikke) og forventet arbeidstid for de som vi vil anta blir sysselsatte. Slik sett avviker framgangsmåten fra resultatene i kap. 5.

Det kan også være grunn til å understreke at vi i modellen predikerer den arbeidsmarkedstilknytning som individet ønsker (yrkesdeltaking og arbeidstid). Vi har valgt å se bort fra muligheten av at individet kan bli arbeidsløs og dermed få en annen inntekt enn det individet ville hatt om det hadde kommet i arbeid. Vi kan si at modellen gir ønsket arbeidstidsfordeling i befolkningen og den tilhørende inntektsfordeling.

6.2 Beskrivelse av simuleringsrutinen

Vi skal benytte den modell som er omtalt i kap. 2 og 3. Vi bruker de resultatene som framkommer når vi setter $\beta=1$.

Simuleringsrutinen består av to trinn. I trinn 1 simulerer vi beslutningen jobb/ikke jobb og i trinn 2 simulerer vi arbeidstid og inntekt for de som besluttet å arbeide under trinn 1.

Trinn 1: Simulering av beslutningen om yrkesdeltaking eller ikke

I vår modell er beslutningskriteriet for yrkesdeltaking beskrevet ved en sammenlikning av marginallønn og reservasjonslønn, jf. (34). Vi setter inn $b_2=0$ ($\beta=1$) og får at kvinnen vil beslutte å arbeide hvis

$$(68) \quad \log f'(k) + Q\eta - Z^* \gamma - (\varepsilon_2 - \varepsilon_1) > 0$$

Ved å sette inn for

$$U_1 = (\varepsilon_2 - \varepsilon_1) / \sigma \sim N(0, 1)$$

og

$$E \log m = \log f'(k) + Q\eta$$

i (68) og erstatte parametrene med de aktuelle estimatene, får vi at betingelsen for at kvinnen skal være yrkesaktiv er at

$$(69) \quad \frac{(E \log m)}{\hat{\sigma}} + Z^* \hat{\sigma}_1 - U_1 > 0$$

Her er m marginallønn og Z^* er vektorer som inneholder modellens sosioøkonomiske forklaringsvariable (jf. tabell 5.3).

Marginallønna er predikert ved hjelp av den estimerte lønnsrelasjon.

Trinn 2. Simulering av arbeidstid og inntekt

Når vi skal simulere ekteparets inntekt $I = wh+k$, tar vi utgangspunkt i de relasjoner (31) og (32), som implisitt bestemmer arbeidstiden h , for kvinner. Ved å sette inn for $b_2=0$, får vi

$$(70) \quad h = \bar{h} - \bar{h}[G(I)]^{\frac{1}{\alpha-1}} \exp\left(\frac{x\xi\sigma - \sigma U_1}{\alpha-1}\right)$$

$$\text{der } G = \begin{cases} 1-g'(I) & \text{hvis felles likning} \\ 1-g'(I-k) & \text{hvis særskilt likning} \end{cases}$$

Simulering av ekteparets inntekt vil da bestå i å fastsette en verdi for kvinnens timelønn og for restleddet U_1 , og deretter løse den ikke-lineære ligningen

$$(71) \quad I = k + w[1-G(I)]^{\frac{1}{\alpha-1}} \exp\left(\frac{x\xi\sigma - \sigma U_1}{\alpha-1}\right) \bar{h}$$

der

$$x\xi\sigma = \hat{\sigma}(E \log m / \hat{\sigma}) + Z^* \hat{\sigma}_1 - E \log m + Q\hat{\eta}$$

Relasjonen for timelønn er gitt ved

$$(72) \quad w = \exp(Q\hat{\eta} + \epsilon_1)$$

hvor ϵ_1 er gitt ved

$$(73) \quad \epsilon_1 = \hat{\sigma} U_1 + (\hat{\sigma}_1^2 - \hat{\sigma}^2)^{\frac{1}{2}} U_2$$

der $\hat{\sigma} = 0,3622$, $\hat{\sigma}_1 = -0,1046$ og $U_2 \sim N(0,1)$ og uavhengig av U_1 .

Denne dekomponeringen av ε_1 kan trenge en begrunnelse:

La U_2 være en stokastisk variabel definert ved

$$(74) \quad U_2 = \frac{1}{b} (\varepsilon_1 - \rho U_1)$$

$$\text{der} \quad b^2 = \sigma_1^2 - \rho^2$$

Fra (29) og (33) følger det at $\text{cov}(U_1, \varepsilon_1) = \frac{1}{\sigma} (\sigma_1^2 - \sigma_{12}) = \rho$

Herav får vi at

$$\text{var } U_2 = 1 \text{ og } \text{cov}(U_1, U_2) = 0$$

Dermed har vi vist at $U_2 \sim N(0,1)$ og uavhengig av U_1 .

Følgelig kan ε_1 skrives på formen (73), og det oppstår ikke problemer med simulering av korrelerte restledd.

Vi skal nå kort beskrive hvordan vi i praksis gjennomfører trinn 1 og trinn 2 i simuleringene.

For hvert av individene i utvalget, trekker vi to uavhengige og standard normalfordelte tall (u_1 og u_2). På grunnlag av de predikerte verdier på kvinnens marginallønn (\hat{m}) og verdier på demografiske variable (Z^*), kan vi undersøke om ulikheten (69) er oppfylt. Hvis (69) er oppfylt, vil kvinnen være yrkesaktiv og vi går videre til trinn 2 for å bestemme kvinnens arbeidstid og inntekt og dermed husholdets inntekt.

- (a) Simulering I. Skattefunksjonen er identisk med den som ble brukt under estimeringen av modellen; marginallønnen \hat{m} blir bestemt ved (46) og er derfor påvirket av ektemannens inntekt.
- (b) Simulering II. Endring av skattefunksjonen ved at felles likning tas bort. Marginallønnen bestemmes da ved

$$(E \log \hat{m}) = Q \hat{h} + \log(1 - g'(0)) = \\ Q \hat{h} + \log(1 - 0,053)$$

og blir derfor uavhengig av ektemannens inntekt.

Fellesbeskatningen i uttrykket for $G(I)$ går bort,

dvs. $G(I) = 1 - g'(I-k)$.

- (c) Simulering III. Som (b), men med skattefunksjonen $g_1(\cdot)$ (gitt ved (66)) og marginalskattefunksjonen $g'_1(\cdot)$ (gitt ved (67))

6.3 Effekten av skattesatsendringer på fordelinger av arbeidstid og inntekt

6.3.1 Innledning

De tre simuleringene adskiller seg fra hverandre ved at kvinnene tilpasser seg arbeidsmarkedet under forskjellige skattesystem.

Vi ønsker å studere hva slags effekt bestemte skatteendringer har på ulikheten i fordelinger av arbeidstid og inntekt. For å analysere ulikheten i de aktuelle fordelingene skal vi anvende Lorenz-kurven og mål for ulikhet som blir avledet fra Lorenz-kurven. For å estimere Lorenz-kurven og de aktuelle målene for ulikhet for en bestemt fordeling, må vi generere uavhengige observasjoner fra denne fordelingen. Det er nettopp dette som er formålet med de enkelte simuleringene. Ved hver av simuleringene for utvalget (a), (b) og (c) får vi generert et sett med arbeidstidsobservasjoner og et sett med inntektsobservasjoner. For hver simulering får alle kvinnene i utvalget tilordnet en arbeidstid og en arbeidsinntekt. Siden ektemannens inntekt som betraktes som gitt lik den observerte, bestemmer simulering utfallet for kvinnen ekteparets inntekt.

Vi trekker bare ett sett med restledd (u_1 og u_2) og anvender disse ved alle simuleringene. På den måten holder vi effekten av uobserverbare variable konstant og får rendyrket effekten av skatteendringene.

Vi skal først studere effekten av skattesatsendringene på

- yrkesaktiviteten for gifte kvinner
- gjennomsnittlig arbeidstid for gifte kvinner
- gjennomsnittlig arbeidsinntekt for gifte kvinner
- gjennomsnittlig bruttoinntekt og disponibel inntekt for alle ektepar
- gjennomsnittlig bruttoinntekt og disponibel inntekt for grupper av ektepar inndelt etter antall barn under 6 år (0, 1, 2 el.fl.) og kvinnens forhold til arbeidsmarkedet.

Med bruttoinntekt menes summen av arbeidsinntekt for kvinnen og samlet inntekt for mannen. Disponibel inntekt er definert som bruttoinntekt fratrukket skatt.

Tabell 6.1. Yrkesaktivitet, gjennomsnittlig arbeidstid og bruttoinntekt for gifte kvinner.

	Yrkes- aktive	Arbeidstid (alle) t. pr. år	Arbeidstid (for de som arbeider t. pr. år	Bruttoinn- tekt (alle) kr pr. år	Bruttoinn- tekt (for de som ar- beider) kr pr. år
Observert	0,60	685	1158	24200	40900
Simulering I	0,59	806	1379	29800	51000
Simulering II	0,77	1012	1313	36300	47100
Simulering III	0,77	1025	1330	37000	48000

I tabell 6.1 har vi i tillegg til simuleringresultatene tatt med en linje som viser de observerte resultatene. Ved å sammenlikne det observerte med Simulering I, får vi en grov antydning av modellens prediksjonsevne. Et tilfredsstillende mål på modellens prediksjonsevne kan imidlertid oppnås ved å gjennomføre et større antall simuleringer. For hver simulering må vi da trekke standard normalfordelte restledd og videre foreta beregningene beskrevet i trinn 1 og trinn 2 ovenfor. Av praktiske grunner har vi foretatt bare én simulering.

Ved å gå over fra dagens skattesystem (Sim. I) til et system med bare særskilt beskatning (Sim. II), ser vi at yrkesprosenten går opp fra 59 til 77. I kap. 5 beregnet vi virkningene av en slik skatteendring for en "gjennomsnittskvinne". Fjerning av adgang til felleslikning ville øke yrkessannsynligheten fra 0,60 til 0,81, dvs. en noe større økning enn det vi her har tallfestet.

Forklaringen på den økte yrkesdeltaking ved overgang til særbeskatning er at en rekke kvinner velger å gå ut i arbeid fordi arbeid utenfor hjemmet (egt. den første time arbeidet) kaster mer av seg etter denne skatteendringen. Vi ser videre at gjennomsnittlig arbeidstid og gjennomsnittlig arbeidsinntekt for alle endrer seg på grunn av at flere vil arbeide under et system uten felles beskatning, mens gjennomsnittlig arbeidstid og inntekt for de som arbeider endrer seg lite. Det samme forholdet gjør seg gjeldende når vi i tillegg til et system med bare særskilt beskatning også innfører 50 prosent som tak på marginals-katten (Sim. III).

Arsaken til at yrkesfrekvensen ikke endrer seg fra Simulering II til III er at et tak på marginals-katten ikke berører kvinnens beslutning om jobb/ikke jobb slik denne beslutningen er modellert.

Arsakene til at arbeidstiden, gitt at kvinnen arbeider, endres lite fra Simulering II til III, er at relativt få kvinner når opp i en slik inntekt at de rammes av taket på 50 prosent marginals-katt.

Tabell 6.2. Gjennomsnittlig bruttoinntekt og disponibel inntekt for ektepar og fordelingen av ektepar etter barnetall og kvinnens forhold til arbeidsmarkedet.

Kvinnens forhold til arbeidsmarkedet	Antall barn	Bruttoinntekt (kr)			Disponibel inntekt (kr)			Ektepar fordeling		
		SimI	SimII	SimIII	SimI	SimII	SimIII	SimI	SimII	SimIII
Ikke sysselsatt	0	102400	86500	86500	68700	53500	55200	17,4	10,1	10,1
	1	105200	90900	90800	71000	56800	58300	9,2	5,7	5,7
	>2	121400	114100	114100	79400	67700	70600	14,4	7,2	7,2
Sysselsatt	0	132900	138100	139100	87300	87500	90500	18,4	25,7	25,7
	1	138400	144400	145500	91200	92300	95100	12,6	16,1	16,1
	>2	150200	154800	155800	97300	97900	101000	28,0	35,2	35,2
Alle ektepar		128800	135400	136200	84700	85500	88100	100	100	100

Av tabell 6.2 ser vi at fjerning av fellesbeskatningen fører til økning i yrkesaktiviteten både blant kvinner med og uten barn. Den relative økningen vil være størst for de grupper som har lavest yrkesdeltaking i utgangspunktet. Vi ser at yrkesdeltakingen for de med null barn er lavere enn for de med ett eller flere barn. Denne forskjellen er en gjennomsnittsberegning for hele populasjonen og uttrykker ikke partielleffekten av barnetall på yrkesdeltaking. Det er først og fremst kvinner i familier med høye ektefelleinntekter som går ut i arbeid. Dette fører til fall i gjennomsnittsinntektene for ektepar hvor kvinnen ikke er yrkesaktiv; størst for ektepar uten barn og for ektepar med 1 barn (ca. kr 15000).

6.3.2 Endringer i ulikhet i fordelinger av gifte kvinners arbeidstid og arbeidsinntekt som følge av endringer i beskatningen

Resultatene foran har vist at fjerning av adgangen til felleslikning vil ha betydelige effekter på gifte kvinners arbeidstilbud og arbeidsinntekt. I dette avsnittet vil vi se nærmere på de inntektsfordelinger som vil bli generert av skatteendringene. Ved mange fordelingsanalyser av skatteendringer er man nødt til å begrense seg til å belyse endringene i inntektsfordeling under forutsetning av uendret atferd hos individene. I vår analyse er poenget at vi er i stand til å foreta en fordelingsanalyse av de samlede virkninger dvs. når vi også tar hensyn til de antatte atferdsendringer. Med fordelingsanalyse mener vi analyse av ulikhet i fordelinger av arbeidstid og inntekt. Til dette formålet vil vi anvende to mål for ulikhet; Gini-koeffisienten (G) og A-koeffisienten (A).

A-koeffisienten som er foreslått av Aaberge (1982), har en analog oppbygging til Gini-koeffisienten, men skiller seg fra Gini-koeffisienten ved å legge størst vekt på endringer i den nedre delen av fordelingen. Som kjent legger Gini-koeffisienten størst vekt på endringer i den sentrale delen av fordelingen. Hvis vi endrer inntektsfordelingen slik at endringen først og fremst innebærer en forbedring (eller eventuelt en forverring) for de dårligst stilte (f.eks. den nederste 10 prosenten i fordelingen), så vil A-koeffisienten ha en bedre evne enn Gini-koeffisienten til å registrere en slik endring som utjevne (ulikhetsskapende).

Begge målene har variasjonsområde $[0,1]$ og høy verdi svarer til stor ulikhet i den underliggende fordelingen.

Tabell 6.3. Ulikhet i fordelinger av arbeidstid for gifte kvinner.

Simulering	Ulikhetsmål	
	A	G
I	0,778	0,627
II	0,668	0,491
III	0,671	0,496

Tabell 6.4. Ulikhet i fordelinger av arbeidsinntekt for gifte kvinner

Simulering	Ulikhetsmål	
	A	G
I	0,802	0,665
II	0,707	0,546
III	0,713	0,554

Under det eksisterende skattesystemet vil ulikhetene i fordelingene av arbeidstid og arbeidsinntekt bli betydelig større enn det vi ville ha fått om disse godene hadde blitt fordelt uniformt, dvs. alle aktuelle arbeidstider og arbeidsinntekter hadde forekommet like hyppig i populasjonen av gifte kvinner. I et slikt uniformt tilfelle ville $A = 0,50$ og $G = 0,33$.

Som ventet viser tabell 6.3 at fjerning av ordningen med felles likning har en utjevneende effekt på fordelingen av arbeidstid for gifte kvinner. Målt ved A er reduksjonen på 14 prosent, mens målt ved G får vi en reduksjon på 22 prosent. Dette betyr at utjevningen er størst i den sentrale delen av fordelingen. Av tabell 6.4 ser vi at de samme effekter gjør seg gjeldende når vi går over til å studere ulikhet i fordelingen av arbeidsinntekt for gifte kvinner. Ved å sammenholde resultatene fra tabell 6.3 og tabell 6.4, finner vi at ulikheten i fordelingen av arbeidsinntekt for gifte kvinner hovedsakelig skyldes ulikhet i fordelingen av arbeidstid, mens den resterende delen er forårsaket av at den gjennomsnittlige arbeidstid blant høytlønte er noe større enn blant lavtlønte. Denne sammenhengen er likevel svakere enn ventet. Når det gjelder analyse av ulikhet i fordelinger av lønn, viser vi til Andersen og Aaberge (1983).

Ved innføring av 50 prosent som tak på marginals-katten (Sim. III), så viser tabellene at effekten på ulikheten i fordelingene av h.h.v. arbeidstid og arbeidsinntekt er ubetydelig. Grunnen til dette er at det er forholdsvis få kvinner som når opp i en slik inntekt at de rammes av taket på 50 prosent marginals-katt.

6.3.3 Endringer i ulikhet i fordelingen av ekteparinntekt som følge av endringer i beskatningen. Dekomponering av ulikhet etter kjønn.

Vi skal først gi en beskrivelse av de ulikhetene som framkommer i fordelingene av bruttoinntekt for h.h.v. ektepar, gifte kvinner og gifte menn når det nåværende beskatningssystemet (Sim. I) blir lagt til grunn for tilpasningen på arbeidsmarkedet. For dette formålet skal vi bruke en ulikhetskurve (M-kurve) som framkommer som en entydig transformasjon av Lorenz-kurven. M-kurven er foreslått av Aaberge (1982) og er definert ved

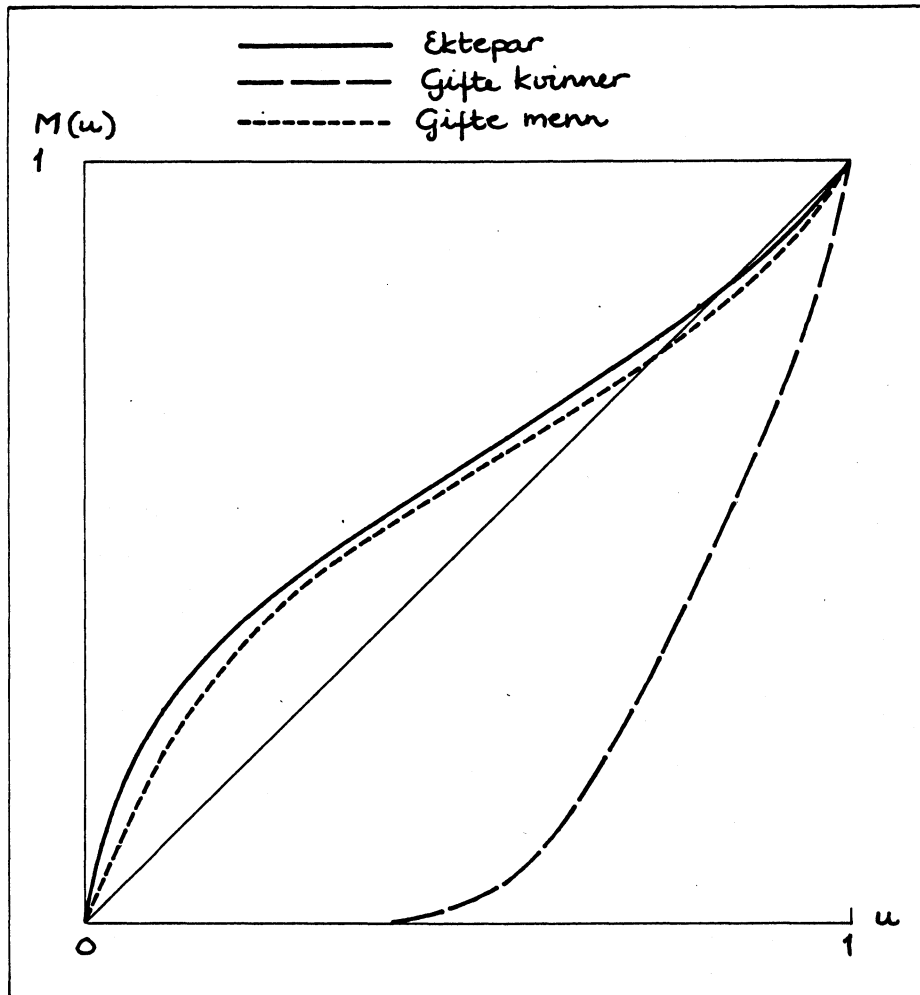
$$(75) \quad M(u) = \frac{E [X \mid X < F^{-1}(u)]}{EX}, \quad 0 < u < 1$$

der $X \sim F$

$M(u)$ informerer om forholdet mellom gjennomsnittsinntekten til den nedre $100u$ -prosenten og gjennomsnittsinntekten for alle. Hvis alle ektepar har lik inntekt, så vil $M(u)=1$, $u > 0$ ($M(0)=0$). Den andre ekstremfordelingen (alle bortsett fra ett ektepar har 0 i inntekt) gir $M(u)=0$, $u < 1$ ($M(1)=1$). For andre fordelinger tar M-kurven forskjellige funksjonsformer, men alltid slik at $0 < M(u) < 1$ ($M(0)=0$, $M(1)=1$), dvs. universet av M-kurver er avgrenset av et kvadrat med sider lik 1. Jo nærmere M-kurven ligger den øvre horisontale linjen i kvadratet, jo mindre grad av ulikhet har vi i den underliggende fordelingen F .

I tillegg til at M-kurven gir et skarpere visuelt skille mellom ulikheten i to (eller flere) vilkårlige fordelinger enn det Lorenz-kurven gjør, representerer diagonalen i kvadratet den uniforme fordelingen. Den uniforme fordelingen utgjør derfor en informativ ekstra referanse som deler universet av M-kurver i to deler som er symmetriske om u -linja.

Figur 6.1. M-kurver for ektepar, gifte kvinner og gifte menn. Bruttoinntekt fra Sim. I



Figur 6.1 viser at ulikheten i bruttoinntektsfordelingen til gifte kvinner er betydelig større enn ulikheten i bruttoinntektsfordelingen til h.h.v. gifte menn og ektepar. Figuren gir dessuten en indikasjon på at det er større likhet i den nedre delen av fordelingen for ektepar enn i den nedre delen av fordelingen for gifte menn, mens denne tendensen er mindre tydelig mellom de øvrige delene av disse to fordelingene.

M-kurven for ektepar viser at den nederste 10 prosenten av ekteparene har en gjennomsnittlig bruttoinntekt som er 27 prosent av ekteparenes gjennomsnittlige bruttoinntekt, mens den nederste halvparten har en gjennomsnittlig bruttoinntekt som er 59 prosent av totalgjennomsnittet. De tilsvarende tallene for gifte menn er h.h.v. 21 og 58 prosent og for gifte

kvinner 0 og 3 prosent. På grunnlag av informasjonen i M-kurvene (figur 6.1) finner vi dessuten at de øverste 10 prosentene i fordelingene av brutto-inntekt for ektepar, gifte menn og gifte kvinner har en gjennomsnittlig bruttoinntekt som er h.h.v. 2.1, 2.2 og 3 ganger de respektive gruppens gjennomsnittlige bruttoinntekt.

Vi skal nå gi en summarisk framstilling av ulikhetene i fordelingene av bruttoinntekt (Sim. I, Sim. II og Sim. III) for h.h.v. gifte menn, gifte kvinner og ektepar. (Vær oppmerksom på at A er definert som 1 minus arealet under M-kurven, mens G (Gini-koeffisienten) er definert som 1 minus 2 ganger arealet under Lorenz-kurven.

Tabell 6.5. A-ulikhet i fordelinger av bruttoinntekt for gifte kvinner, gifte menn og ektepar.

Populasjon	Sim. I	Sim. II	Sim. III
Ektepar	0,417	0,413	0,415
Gifte kvinner	0,802	0,707	0,713
Gifte menn	0,440	0,440	0,440

Tabell 6.6. G-ulikhet i fordelinger av bruttoinntekt for gifte kvinner, gifte menn og ektepar.

Populasjon	Sim. I	Sim. II	Sim. III
Ektepar	0,287	0,283	0,286
Gifte kvinner	0,665	0,546	0,546
Gifte menn	0,304	0,304	0,304

Siden vi har forutsatt at gifte menn ikke forandrer arbeidsmarkeds-tilpasning som følge av endringer i beskatningen, vil ulikheten i fordelingen av bruttoinntekt for gifte menn heller ikke forandre seg. Selv om fjerning av ordningen med felles beskatning fører til en betydelig reduksjon i ulikheten i fordelingen av bruttoinntekt for gifte kvinner, så blir

ulikheten i fordelingen av bruttoinntekt for ektepar uendret. Vi skal drøfte dette resultatet nærmere nedenfor. Ved å anvende en dekomponeringsmetode vil vi nemlig kunne identifisere bidragene fra h.h.v. gifte menn og gifte kvinner til den registrerte ulikheten i fordelingen av bruttoinntekt for ektepar.

Fra Andersen og Aaberge (1983) følger det at A og G kan uttrykkes ved h.h.v.

$$(76) \quad A = \sum_{k=1}^2 u_k \quad (A) = \sum_{k=1}^2 \frac{\mu_k}{\mu} \alpha_k$$

$$(77) \quad G = \sum_{k=1}^2 u_k \quad (G) = \sum_{k=1}^2 \frac{\mu_k}{\mu} \gamma_k$$

dvs. u_1 og u_2 representerer ulikhetsbidragene fra h.h.v. gifte kvinner og menn, mens μ_1 , μ_2 og μ uttrykker forventet inntekt (gjennomsnittsinntekt) for h.h.v. gifte kvinner, gifte menn og ektepar. Følgelig representerer μ_1/μ og μ_2/μ andelen av ekteparinntektene fra h.h.v. kvinner og menn. Interaksjonsfaktorene α_1 og α_2 informerer om h.h.v. kvinneinntektene og mannsinntektene bidrar til utjevning eller til ulikhet (målt ved A) på inntektsfordelingen til ektepar. Interaksjonsfaktorene γ_1 og γ_2 har tilsvarende betydning når ulikheten blir målt ved G. Positive interaksjonsfaktorer informerer om ulikhetsskapende effekt, mens negative interaksjonsfaktorer informerer om utjevneende effekt.

Vi kan se på α_1 og γ_1 som spesielle måter å uttrykke sammenhengen mellom kvinneinntekten og ekteparinntekten på. Populært kan vi si at det er plasseringen av kvinneinntektene i ordningen av ekteparinntektene som er bestemmende for om α_1 og γ_1 tar negative eller positive verdier, dvs. om kvinnene har en utjevneende eller ulikhetsskapende effekt på fordelingen av ekteparinntektene. Men denne effekten, heretter kalt plasseringskomponenten vil vi måle i forhold til konsentrasjonen (den interne ulikhet) av kvinneinntektene, dvs. ved h.h.v. (α_1/A_1) og (γ_1/G_1) der A_1 og G_1 er ulikheten (målt ved h.h.v. A-målet og Gini-koeffisienten) i fordelingen av bruttoinntekt for gifte kvinner. Vi kan derfor skrive A og G på følgende form:

$$(78) \quad A = \sum_{i=1}^2 \frac{\mu_k}{\mu} \frac{\alpha_k}{A_k} A_k$$

og

$$(79) \quad G = \sum_{k=1}^2 \frac{\mu_k}{\mu} \frac{\gamma_k}{G_k} G_k$$

Jo mindre verdier plasseringskomponentene (α_1/A_1) og (γ_1/G_1) har, jo gunstigere er effekten av plasseringen til kvinneinntektene i ordningen av ekteparinntektene. Den største verdien plasseringskomponentene kan ta er 1. I så fall har de gifte kvinnene samme plassering i ordningen av ekteparinntektene som i ordningen av gifte kvinners inntekter. Hvis derimot kvinnene har en omsnudd plassering i ordningen av ekteparinntektene i forhold til deres plassering i ordningen av kvinneinntektene (den høyeste kvinneinntekten hører til den laveste ekteparinntekten, den nest høyeste kvinneinntekten hører til den nest laveste ekteparinntekten, osv.), så vil plasseringskomponentene for gifte kvinner ta lavest mulig verdi mens plasseringskomponentene for menn vil ta størst mulig verdi.

Estimatene for komponentene i dekomponeringene for A og G er gitt i h.h.v. tabell 6.7 og tabell 6.8.

Tabell 6.7. Dekomponering av A-ulikhet for ektepar etter kjønn.
Bruttoinntekt.

Simulering	Kjønn (k)	Ulikhetsandel $u_k(A)/A$	Inntektsandel μ_k/μ	Plasseringskomponent α_k/A_k	Intern ulikhet A_k	Interaksjonsfaktoren α_k
I	g.kvinner(1)	0,30	0,23	0,676	0,802	0,542
	g.menn (2)	0,70	0,77	0,861	0,440	0,379
II	g.kvinner(1)	0,32	0,27	0,693	0,707	0,490
	g.menn (2)	0,68	0,73	0,873	0,440	0,384
III	g.kvinner(1)	0,33	0,27	0,704	0,713	0,502
	g.menn (2)	0,67	0,73	0,871	0,440	0,383

Tabell 6.8. Dekomponering av G-ulikhet for ektepar etter kjønn.
Bruttoinntekt.

Simulering	Kjønn (k)	Ulikhetsandel $u_k(G)/G$	Inntektsandel μ_k/μ	Plasseringskomponent γ_k/G_k	Internulikhet G_k	Interaksjonsfaktoren γ_k
I	g.kvinner(1)	0,33	0,23	0,609	0,665	0,405
	g.menn (2)	0,67	0,77	0,829	0,304	0,252
II	g.kvinner(1)	0,33	0,27	0,641	0,546	0,350
	g.menn (2)	0,67	0,73	0,852	0,304	0,259
III	g.kvinner(1)	0,35	0,27	0,667	0,546	0,364
	g.menn (2)	0,65	0,73	0,845	0,304	0,257

Av tabellen ser vi at kvinnene er representert med 23 prosent av ekteparinntektene, mens de bidrar med 30 prosent av A-ulikheten og 33 prosent av G-ulikheten i fordelingen av bruttoinntekt for ektepar, gitt det eksisterende skattesystem. Dette betyr at ulikhetsbidraget (målt ved både A og G) er relativt større for kvinner enn for menn. Vi ser videre at plasseringskomponenten er mindre for kvinner enn for menn. For gifte menn er disse komponentene så høye at vi grovt sagt kan si at menn har samme plassering i ordningen av gifte menns inntekter som i ordningen av ekteparinntektene. Kvinnene har altså en gunstigere plasseringseffekt på ulikheten i ekteparfordelingen enn mennene. Denne effekten er imidlertid ikke stor nok til å veie opp for den sterke ulikhetsskapende effekten på ekteparfordelingen som den interne ulikheten i fordelingen av kvinnenes inntekter skaper. Den samlede effekten av disse to komponentene kommer som tidligere nevnt til uttrykk i interaksjonskomponenten.

Vi ser at $\alpha_1 > \alpha_2$ og $\gamma_1 > \gamma_2$

Ved å fjerne ordningen med fellesbeskatning (Sim. II) og innføre 50 prosent som tak på marginalsakten (Sim. III), øker kvinnene sin andel av ekteparinntektene fra 23 prosent til 27 prosent. Men dette skjer på en slik måte at de samtidig øker sitt bidrag til ulikheten i ekteparfordelingen.

Tabell 6.9. A-ulikhet i fordelinger av bruttoinntekt og disponibel inntekt for ektepar.

	Sim. I	Sim. II	Sim. III
Bruttoinntekt	0,417	0,413	0,415
Disponibel inntekt	0,345	0,359	0,375

Tabell 6.10. G-ulikhet i fordelinger av bruttoinntekt og disponibel inntekt for ektepar

	Sim. I	Sim. II	Sim. III
Bruttoinntekt	0,287	0,283	0,286
Disponibel inntekt	0,225	0,235	0,251

Tabell 6.9 og tabell 6.10 viser at ulikheten i fordelingen av disponibel inntekt er 10 - 15 prosent mindre enn ulikheten i fordelingen av bruttoinntekt for ektepar. Det kan se ut som det blir noe større ulikhet i disponibel inntekt når vi fjerner felleslikningen, mens ulikheten i bruttoinntekt synes lite påvirket av skatteendringene.

Vi har tidligere påpekt at fjerning av ordningen med felles beskatning førte til et fall i gjennomsnittsinntekten for ektepar hvor kvinnen ikke er yrkesaktiv. I motsetning til hva man kunne forvente, har derimot skatteendringene bare liten effekt på ulikheten i de forskjellige ekteparfordelingene (tabell 6.11). Tabellen viser dessuten at ulikheten er størst i ekteparfordelinger uten barn og minst i ekteparfordelinger med 2 eller flere barn uavhengig om kvinnen er yrkesaktiv eller ikke.

Tabell 6.11. A-ulikhet i fordelinger av bruttoinntekt og disponibel inntekt for grupper av ektepar.

Kvinnens forhold til arbeidsmarkedet	Antall barn	Bruttoinntekt			Disponibel inntekt		
		Sim. I	Sim. II	Sim. III	Sim. I	Sim. II	Sim. III
Ikke sysselsatt	0	0,47	0,50	0,50	0,39	0,43	0,44
	1	0,40	0,38	0,38	0,31	0,31	0,32
	>2	0,36	0,35	0,35	0,27	0,27	0,29
Sysselsatt	0	0,44	0,42	0,43	0,38	0,36	0,38
	1	0,38	0,37	0,37	0,32	0,31	0,33
	>2	0,34	0,34	0,35	0,28	0,28	0,30

REFERANSER

- Andersen, A. og Aaberge, R. (1983): Analyse av ulikhet i fordelinger av levekår. RAPPORTER 83/21. Statistisk Sentralbyrå.
- Ashenfelter, O. og Heckman, J.J. (1974): The estimation of income and substitution effects in a model of family labor supply. Econometrica, 42, 73-86.
- Blomquist, S. (1983): The effect of income taxation on male labor supply in Sweden. J. Public Economics, 24, 169-197.
- Burtless, G. og Hausman, J.A. (1978): The effect of taxation on labor supply. J. Political Economy, 86, 1103-1130.
- Fridstrøm, L. (1984): Individual labour supply. SØS 58. Statistisk Sentralbyrå
- Gustafsson, S. og Jacobsson, R. (1983): Trends in female labor force participation in Sweden. Paper framlagt på Hankømtet 1983.
- Hausman, J.A. (1980): The effects of wages, taxes and fixed costs on women's labor force participation. J. Public Economics, 14, 161-192.
- Hausman, J.A. (1981): Labor supply, in H. Aaron og J. Pechman (Eds.); How taxes affect economic behavior, Washington D.C., Brookings Institution.
- Heckman, J.J. (1979): Sample selection bias as a specification error. Econometrica, 47, 153-162.
- Killingsworth, M. (1983): Labor supply, Cambridge University Press.
- Ljones, O. (1979): Kvinners yrkesdeltaking i Norge. SØS 39. Statistisk Sentralbyrå

- Ljones, O. (1985): Utviklingen av arbeidsmarkedsmodeller i Statistisk Sentralbyrå. RAPPORTER 85/16. Statistisk Sentralbyrå.
- Offerdal, E. og Strøm S. (1983): Arbeidsløshet, inflasjon og betalingsbalanse. Memorandum Sosialøkonomisk institutt, Oslo, nr. 4, 1983.
- Rosen, H.S. (1976): Taxes in a labor supply model with joint wage-hours determination. Econometrica, 44, 485-508.
- Wales, T.J. og Woodland, A.D. (1979): Labor supply and progressive taxes. Rev. Economic Studies, 46, 83-95.
- Aaberge, R. (1982): Om måling av ulikskap. RAPPORTER 82/9. Statistisk Sentralbyrå.

PUBLIKASJONER SENDT UT FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ ETTER 1. JULI 1985. EMNEINDELTE OVERSIKT
 PUBLICATIONS ISSUED BY THE CENTRAL BUREAU OF STATISTICS SINCE 1 JULY 1985.
 SUBJECT-MATTER ARRANGED SURVEY

0. GENERELLE EMNER GENERAL SUBJECT MATTERS

Statistiske egenskaper ved Byråets standard utvalgsplan/Tor Haldorsen. 1985-46s.
 (RAPP; 85/34) 25 kr ISBN 82-537-2271-0

Statistisk årbok 1985 Statistical Yearbook of Norway. 1985-528s. (NOS B; 530)
 40 kr ISBN 82-537-2189-7

Statistisk årbok 1986 Statistical Yearbook of Norway. 1986-528s. (NOS B; 612) 50 kr
 ISBN 82-537-2323-7

Økonomi, befolknings spørsmål og statistikk Utvalgte arbeider av Petter Jakob Bjerve
 Economy, Population Issues and Statistics Selected works by Petter Jakob Bjerve.
 1985-431s. (SØS; 59) 50 kr ISBN 82-537-2236-2

1. NATURRESSURSER OG NATURMILJØ NATURAL RESOURCES AND ENVIRONMENT

Energistatistikk 1985 Energy Statistics. 1986-90s. (NOS B; 635) 25 kr
 ISBN 82-537-2368-7

Kommunale utbyggingsplaner til industriformål/Arild Angelsen. 1985-80s. (RAPP; 85/23)
 25 kr ISBN 82-537-3448-2

Kvalitetsklassifisering av jordbruksareal i arealregnskapet/Øystein Engebretsen. 1986-59s.
 (RAPP; 86/9) 25 kr ISBN 82-537-2348-2

Naturressurser og miljø 1985 Energi, mineraler, fisk, skog, areal, vann, luft, miljø og
 levekår Ressursregnskap og analyser. 1986-94s. (RAPP; 86/1) 25 kr ISBN 82-537-2278-8

Planregnskap for Aust-Agder 1986-1997 Hovedresultater/Geir Skjæveland, Hogne Steinbakk,
 Johan Fredrik Stranger-Johannessen med flere. 1986-80s. (RAPP; 86/6) 25 kr
 ISBN 82-537-2349-0

Planrekneskap for Møre og Romsdal 1984-1995 Hovedresultat/Hogne Steinbakk og Terje Wessel.
 1985-56s. (RAPP; 85/14) 20 kr ISBN 82-537-2209-5

Planrekneskap for Sogn og Fjordane 1984-1995 Hovedresultat/Tore Høy, Terje Wessel og
 Hogne Steinbakk. 1985-49s. (RAPP; 85/15) 20 kr ISBN 82-537-2210-9

Punktsamling som grunnlag for regional arealbudsjettering/Øystein Engebretsen. 1986-52s.
 (RAPP; 86/8) 25 kr ISBN 82-537-2347-4

Referansearkiv for naturressurs- og forurensningsdata Hefte I Arkivdel/Elisabeth Fadum og
 Tiril Vogt. 1985-272s. (RAPP; 85/18) 45 kr ISBN 82-537-2227-3

Referansearkiv for naturressurs- og forurensningsdata Hefte II Registerdel/Elisabeth
 Fadum og Tiril Vogt. 1985-224s. (RAPP; 85/18) 45 kr ISBN 82-537-2227-3

Ressursregnskap for skog 1970-1981/Ingar Kristoffersen og Erik Næsset. 1985-72s.
 (RAPP; 85/30) 25 kr ISBN 82-537-2256-7

Vannkvalitet og helse Analyse av en mulig sammenheng mellom aluminium i drikkevann og
 aldersdemens Water Quality and Health Study of a Possible Relation between Aluminium
 in Drinking Water and Dementia/Tiril Vogt. 1986-77s. (SØS;61) 30 kr ISBN 82-537-2370-9

VAR Hefte I Statistikk for vannforsyning, avløp og renovasjon Analyse av VAR-data/Frode
 Brunvoll. 1985-77s. (RAPP; 85/31) 25 kr ISBN 82-537-2258-3

VAR Statistikk for vannforsyning, avløp og renovasjon Analyse av VAR-data. Hefte II
 Avløpsrensplanlegg/Frode Brunvoll. 1986-92s. (RAPP; 86/13) 25 kr ISBN 82-537-2360-1

2. SOSIODEMOGRAFISKE EMNER SOCIODEMOGRAPHIC SUBJECT MATTERS

20. Generelle sosiodemografiske emner General
 sociodemographic subject matters

Arbeidsmarkedstilpasninger blant ektepar En oversiktsrapport/Gunvor Iversen. 1986-150s.
 (RAPP; 86/3) 30 kr ISBN 82-537-2305-9

Inntekt og offentlige ytingar/Helge Herigstad. 1986-104s. (RAPP; 86/2) 30 kr
 ISBN 82-537-2297-4

21. **B e f o l k n i n g** Population
- Flyttestatistikk 1984 Migration Statistics. 1985-86s. (NOS B; 566) 25 kr
ISBN 82-537-2259-1
- Folkemengden etter alder og ekteskapelig status 31. desember 1984 Population by Age and Marital Status. 1985-141s. (NOS B; 547) 30 kr ISBN 82-537-2217-6
- Folkemengdens bevegelse 1984 Vital Statistics and Migration Statistics. 1985-102s. (NOS B; 573) 30 kr ISBN 82-537-2269-9
- Folketalet i kommunane 1984 - 1986 Population in Municipalities. 1986-55s. (NOS B;622) 25 kr ISBN 82-537-2345-8
22. **H e l s e f o r h o l d o g h e l s e t j e n e s t e** Health conditions and health services
- Dødelighet i yrker og sosioøkonomiske grupper 1970 - 1980 Mortality by Occupation and Socio-Economic Group in Norway/Jens-Kristian Borgan og Lars B. Kristofersen. 1986-217s. (SA;56) 35 kr ISBN 82-537-2339-3
- Helseinstitusjoner 1984 Health Institutions. 1985-119s. (NOS B; 580) 30 kr
ISBN 82-537-2281-8
- Helsepersonellstatistikk 1985 Statistics on Health Personnel. 1986-148s. (NOS B; 621) 30 kr ISBN 82-537-2343-1
- Helsestatistikk 1984 Health Statistics. 1986-133s. (NOS B; 608) 30 kr
ISBN 82-537-2319-9
- Hvem går til lege? En modell for legetjenester utenfor institusjon Who Visits the Physician? A Model for Utilization of Physician Services outside Institution/ Arne S. Andersen og Petter Laake. 1985-91s. (ART; 150) 25 kr ISBN 82-537-2199-4
- Klassifikasjon av sykdommer, skader og dødsårsaker. Norsk utgave av ICD-9, Systematisk del. 1986-310s. (SNS;6) ISBN 82-537-2290-7
23. **U t d a n n i n g o g s k o l e v e s e n** Education and educational institutions
- Standard for utdanningsgruppering Norwegian Standard Classification of Education. 1973-96s. Opptrykk Reprint (SNS; 7) 25 kr ISBN 82-537-2340-7
- Utdanningsstatistikk Grunnskolar 1. oktober 1984 Educational Statistics Basic Schools. 1985-88s. (NOS B; 543) 25 kr ISBN 82-537-2208-7
- Utdanningsstatistikk Vaksenopplæring 1983/84 Educational Statistics Adult Education. 1985-87s. (NOS B; 560) 25 kr ISBN 82-537-2241-9
- Utdanningsstatistikk Universiteter og høyskoler 1. oktober 1983 Educational Statistics Universities and Colleges. 1986-138s. (NOS B; 604) 30 kr ISBN 82-537-2314-8
- Utdanningsstatistikk Videregående skoler 1. oktober 1983 Educational Statistics Upper Secondary Schools. 1986-147s. (NOS B; 598) 30 kr ISBN 82-537-2306-7
24. **K u l t u r e l l e f o r h o l d , g e n e r e l l t i d s b r u k , f e r i e o g f r i t i d** Culture, time use, holidays and leisure
- Feriereiser og ferieplaner Undersøkelse i januar-februar 1985/Børre Nordby. 1985-60s. (RAPP; 85/10) 25 kr ISBN 82-537-2170-6
- Feriereiser og ferieplaner Undersøkelse i mai-juni 1985. 1985-49s. (RAPP; 85/32) 25 kr ISBN 82-537-2262-1
- Kulturstatistikk 1985 Cultural Statistics. 1986-193s. (NOS B; 589) 35 kr
ISBN 82-537-2293-1
- Valg av ferietype/Børre Nordby. 1985-53s. (RAPP; 84/19) 18 kr ISBN 82-537-2197-8
25. **S o s i a l e f o r h o l d o g s o s i a l v e s e n** Social conditions and social services
- Sosialstatistikk 1984 Social Statistics. 1986-101s. (NOS B; 615) 30 kr
ISBN 82-537-2328-8
- Uformell omsorg for syke og eldre Informal Care of Sick and Elderly/Susan Lingsom. 1985-265s. (SØS; 57) 24 kr ISBN 82-537-2101-3
26. **R e t t s f o r h o l d o g r e t t s v e s e n** The law and legal institutions
- Sivilrettsstatistikk 1984 Civil Judicial Statistics. 1985-42s. (NOS B; 565) 20 kr ISBN 82-537-2257-5

3. SOSIOØKONOMISKE EMNER SOCIO-ECONOMIC SUBJECT MATTERS

31. F o l k e t e l l i n g e r Population censuses

Folke- og boligteiling 1980 Hefte III Familier og husholdninger Population and Housing Census 1980 Volume III Families and Households. 1985-157s. (NOS B; 546) 30 kr ISBN 82-537-2214-1

Folke- og bustadteiling 1980 Hefte IV Hovudtal frå teilingane i 1960, 1970 og 1980 Population and Housing Census 1980 Volume IV Main Results of the Censuses 1960, 1970 and 1980. 1986-123s. (NOS B; 588) 30 kr ISBN 82-537-2292-3

Statistikk for tettsteder. 1986-107s. (RAPP; 86/11) 40 kr ISBN 82-537-2362-8

32. A r b e i d s k r a f t Labour

Arbeidsmarkedstatistikk 1984 Labour Market Statistics. 1985-178s. (NOS B; 545) 35 kr ISBN 82-537-2213-3

MATAUK En modell for tilgang på arbeidskraft, revidert modell og framskriving av arbeidsstyrken 1983-2000/Kjetil Sørli. 1985-81s. (RAPP; 85/8) 25 kr ISBN 82-537-2163-3

Utviklingen av arbeidsmarkedsmoeller i Statistisk Sentralbyrå/Olav Ljones. 1965-65s. (RAPP; 85/16) 25 kr ISBN 82-537-2216-8

33. L ø n n Wages and salaries

Lønninger og inntekter 1982 Wages, Salaries and Income. 1985-101s. (NOS B; 536) 25 kr ISBN 82-537-2195-1

Lønnsstatistikk 1984 Wage Statistics. 1985-112s. (NOS B; 555) 30 kr ISBN 82-537-2230-3

Lønnsstatistikk 1985 Wage Statistics. 1986-116s. (NOS B; 627) 30 kr ISBN 82-537-2363-6

Lønnsstatistikk for ansatte i forretningsmessig tjenesteyting og i interesseorganisasjoner 1. september 1985 Wage Statistics for Employees in Business Services and in Business, Professional and Labour Associations. 1986-57s. (NOS B; 590) 25 kr ISBN 82-537-2295-8

Lønnsstatistikk for ansatte i forsikringsvirksomhet 1. september 1985 Wage Statistics for Employees in Insurance Activity. 1985-41s. (NOS B; 585) 20 kr ISBN 82-537-2287-7

Lønnsstatistikk for ansatte i helsevesen og sosial omsorg 1. oktober 1984 Wage Statistics of Employees in Health Services and Social Welfare. 1985-137s. (NOS B; 544) 30 kr ISBN 82-537-2211-7

Lønnsstatistikk for ansatte i helsevesen og sosial omsorg 1. oktober 1985 Wage Statistics of Employees in Health Services and Social Welfare. 1986-106s. (NOS B; 631) 30 kr ISBN 82-537-2364-4

Lønnsstatistikk for ansatte i hotell- og restaurantdrift April og oktober 1984 Wage Statistics for Employees in Hotels and Restaurants. 1985-45s. (NOS B; 541) 20 kr ISBN 82-537-2204-4

Lønnsstatistikk for ansatte i hotell- og restaurantdrift April og oktober 1985 Wage Statistics for Employees in Hotels and Restaurants. 1986-48s. (NOS B; 623) 20 kr ISBN 82-537-2346-6

Lønnsstatistikk for ansatte i skoleverket 1. oktober 1984 Wage Statistics for Employees in Publicly Maintained Schools. 1985-45s. (NOS B; 539) 20 kr ISBN 82-537-2202-8

Lønnsstatistikk for ansatte i skoleverket 1. oktober 1985 Wage Statistics for Employees in Publicly Maintained Schools. 1986-42s. (NOS B; 613) 20 kr ISBN 82-537-2325-3

Lønnsstatistikk for ansatte i varehandel 1. september 1985 Wage Statistics for Employees in Wholesale and Retail Trade. 1986-133s. (NOS B; 596) 30 kr ISBN 82-537-2303-2

Lønnsstatistikk for arbeidere i bergverksdrift og industri 3. kvartal 1985 Wage Statistics for Workers in Mining and Manufacturing. 1986-41s. (NOS B; 602) 20 kr ISBN 82-537-2311-3

Lønnsstatistikk for kommunale arbeidstakere pr. 1. oktober 1985 Wage Statistics for Local Government Employees. 1986-81s. (NOS B; 632) 25 kr ISBN 82-537-2365-2

Lønnsstatistikk for sjøfolk på skip i innenriks rutefart November 1985 Wage Statistics for Seamen on Ships in Scheduled Coasting Trade. 1986-29s. (NOS B; 603) 20 kr ISBN 82-537-2312-1

33. L ø n n (forts.) Wages and salaries (cont.)

Lønnsstatistikk for statens embets- og tjenestemenn 1. oktober 1984 Wage Statistics for Central Government Employees. 1985-87s. (NOS B; 542) 25 kr ISBN 82-537-2205-2

Lønnsstatistikk for statens embets- og tjenestemenn 1. oktober 1985 Wage Statistics for Central Government Employees. 1986-87s. (NOS B; 616) 25 kr ISBN 82-537-2334-2

Lønnstelling for arbeidere i bergverksdrift og industri 3. kvartal 1984 Wage Census for Workers in Mining and Manufacturing. 1985-172s. (NOS B; 557) 40 kr ISBN 82-537-2233-8

Lønnsstatistikk for sjøfolk på skip i utenriksfart Mars 1985 Wage Statistics for Seamen on Ships in Ocean Transport. 1985-28s. (NOS B; 570) 20 kr ISBN 82-537-2266-4

Lønnsstatistikk for kommunale arbeidstakere pr. 1. oktober 1984 Wage Statistics for Local Government Employees. 1985-96s. (NOS B; 540) 25 kr ISBN 82-537-2203-6

Lønnsstatistikk for kommunale arbeidstakere pr. 1. oktober 1985 Wage Statistics for Local Government Employees. 1986-81s. (NOS B; 632) 25 kr ISBN 82-537-2365-2

34. P e r s o n l i g i n n t e k t o g f o r m u e Personal income and property

Inntektsstatistikk 1982 Income Statistics. 1985-148s. (NOS B; 569) 30 kr ISBN 82-537-2264-8

Skattestatistikk 1983 Oversikt over skattelikningen Tax Statistics Survey of Tax Assessment. 1985-137s. (NOS B; 578) 30 kr ISBN 82-537-2275-3

35. P e r s o n l i g f o r b r u k

Forbruk av fisk 1984. 1986-46s. (RAPP; 86/16) 25 kr ISBN 82-537-2367-9

39. A n d r e s o s i o ø k o n o m i s k e e m n e r

Other socio-economic subject matters

Framskrivning av befolkningens utdanning Revidert modell Projections of the Educational Characteristics of the Population A Revised Model. 1986-95s. (SØS; 60) 25 kr ISBN 82-537-2296-6

4. NÆRINGSØKONOMISKE EMNER INDUSTRIAL SUBJECT MATTERS

41. J o r d b r u k , s k o g b r u k , j a k t , f i s k e o g f a n g s t Agriculture, forestry, hunting, fishing, sealing and whaling

Jaktstatistikk 1984 Hunting Statistics. 1985-57s. (NOS B; 567) 25 kr ISBN 82-537-2260-5

Jordbruksstatistikk 1984 Agricultural Statistics. 1986-126s. (NOS B; 609) 30 kr ISBN 82-537-2320-2

Lakse- og sjøaurefiske 1984 Salmon and Sea Trout Fisheries. 1985-96s. (NOS B; 568) 25 kr ISBN 82-537-2261-3

Skogavvirkning til salg og industriell produksjon 1983-84 Roundwood Cut for Sale and Industrial Production. 1985-52s. (NOS B; 562) 25 kr ISBN 82-537-2244-3

Skogavvirkning til salg og industriell produksjon 1984-85 Roundwood Cut for Sale and Industrial Production. 1986-54s. (NOS B; 634) 25 kr ISBN 82-537-2366-0

Skogstatistikk 1984 Forestry Statistics. 1986-103s. (NOS B; 591) 30 kr ISBN 82-537-2298-2

Totalregnskap for fiske- og fangstnæringen 1980-1983. 1985-41s. (RAPP; 85/22) 20 kr ISBN 82-537-2242-7

Veterinærstatistikk 1984 Veterinary Statistics. 1986-95s. (NOS B; 605) 25 kr ISBN 82-537-2316-4

42. O l j e u t v i n n i n g , b e r g v e r k , i n d u s t r i o g k r a f t f o r s y n i n g Oil extraction, mining and quarrying, manufacturing, electricity and gas supply

Elektrisitetsstatistikk 1983 Electricity Statistics. 1985-87s. (NOS B; 559) 30 kr ISBN 82-537-2238-9

42. **Oljeutvinning, bergverk, industri og kraftforsyning (forts.)** Oil extraction, mining and quarrying, manufacturing, electricity and gas supply (cont.)
- Elektrisitetsstatistikk 1984 Electricity Statistics. 1986-94s. (NOS B; 619) 30 kr
ISBN 82-537-2338-5
- En kvartalsmodell for industrisektorens investeringer og produksjonskapasitet/Erik Biørn. 1985-54s. (RAPP; 85/24) 20 kr ISBN 82-537-2250-8
- Energistatistikk 1984 Energy Statistics. 1985-87s. (NOS B; 572) 25 kr ISBN-82-537-2268-0
- Industristatistikk 1983 Hefte I Næringstall Manufacturing Statistics Vol. I
Industrial Figures. 1985-161s. (NOS B; 538) 35 kr ISBN 82-537-2200-1
- Industristatistikk 1984 Hefte I Næringstall Manufacturing Statistics Vol. I
Industrial Figures. 1986-173s. (NOS B; 597) 35 kr ISBN 82-537-2304-0
- Industristatistikk 1983 Hefte II Varettall Manufacturing Statistics Volume II
Commodity Figures. 1985-166s. (NOS B; 548) 35 kr ISBN 82-537-2219-2
- Industristatistikk 1984 Hefte II Varettall Manufacturing Statistics Volume II
Commodity Figures. 1986-166s. (NOS B; 617) 35 kr ISBN 82-537-2335-0
- Oljevirksohmeten 1984 Oil Activity. 1985-87s. (NOS B; 558) 25 kr ISBN 82-537-2234-6
- Produksjonstilpasning og lageradferd i industri - En analyse av kvartalsdata/Erik Biørn. 1985-56s. (RAPP; 85/25) 25 kr ISBN 82-537-2251-6
- Regnskapsstatistikk 1984 Oljeutvinning, bergverksdrift og industri Statistics of
Accounts Oil Extraction, Mining and Manufacturing. 1986-168s. (NOS B; 600) 35 kr
ISBN 82-537-2308-3
43. **Bygge- og anleggsvirksomhet** Building and construction
- Byggearealstatistikk 1983 og 1984 Building Statistics. 1985-105s. (NOS B; 574) 25 kr
ISBN 82-537-2270-2
- Byggearealstatistikk 1985 Building Statistics. 1986-68s. (NOS B; 607) 30 kr
ISBN 82-537-2318-0
- Byggearealstatistikk 1. kvartal 1986. 1986-35s. (NOS B; 633) 40 kr ISBN 82-537-2357-1
- Bygge- og anleggsstatistikk 1983 Construction Statistics. 1985-76s. (NOS B; 551)
25 kr ISBN 82-537-2223-0
- Bygge- og anleggsstatistikk 1984 Construction Statistics. 1986-77s. (NOS B; 595)
25 kr ISBN 82-537-2302-4
- En kvartalsmodell for boliginvesteringer estimert på norske data for perioden 1966-1978/
Vidar Knudsen. 1985-46s. (RAPP; 85/13) 20 kr ISBN 82-537-2206-0
44. **Utenrikshandel** External trade
- Eksporttilpasning i MODAG A En MODAG-rapport/Roar Bergan og Øystein Olsen. 1985-99s.
(RAPP; 85/29) 25 kr ISBN 82-537-2255-9
- Statistisk varefortegnelse for utenrikshandelen 1985 Tillegg til Månedstatistikk over
utenrikshandelen 1985 og Utenrikshandel 1985 Hefte I 1985-147s. (NOS B; 512) 0 kr
ISBN 82-537-2146-3
- Commodity List Edition in English of Statistisk varefortegnelse for Utenrikshandelen 1985
Supplement to Monthly Bulletin of External Trade 1985 and External Trade 1985 Volume I
1985-141s. (NOS B; 519) 0 kr ISBN 82-537-2161-7
- Commodity List Edition in English of Statistisk varefortegnelse for Utenrikshandelen 1986
Supplement to Monthly Bulletin of External Trade 1986 and External Trade 1986 Volume I
1986-124s. (NOS B; 587) 0 kr ISBN 82-537-2289-3
- Statistisk varefortegnelse for utenrikshandelen 1986 Tillegg til Månedstatistikk over
utenrikshandelen 1986 og Utenrikshandel 1986 Hefte I 1986-137s. (NOS B; 582) 0 kr
ISBN 82-537-2284-2
- Utenrikshandel 1984 Hefte I External Trade Volume I 1985-383s. (NOS B; 553) 50 kr
ISBN 82-537-2226-5
- Utenrikshandel 1984 Hefte II External Trade Volume II 1985-358s. (NOS B; 564) 50 kr
ISBN 82-537-2254-0
- Utenrikshandel 1985 Hefte I External Trade Volume I 1986-388s. (NOS B; 628) 50 kr
ISBN 82-537-2354-7

45. V a r e h a n d e l External trade

Regnskapsstatistikk 1982-1983 Detaljhandel Statistics of Accounts Retail Trade. 1985-97s. (NOS B; 554) 25 kr ISBN 82-537-2228-1

Regnskapsstatistikk 1984 Engroshandel Statistics of Accounts Wholesale Trade. 1986-108s. (NOS B; 601) 30 kr ISBN 82-537-2309-1

Regnskapsstatistikk 1984 Detaljhandel Statistics of Accounts Retail Trade. 1986-82s. (NOS B; 606) 25 kr ISBN 82-537-2317-2

Varehandelsstatistikk 1983 Wholesale and Retail Trade Statistics. 1986-79s. (NOS B; 584) 30 kr ISBN 82-537-2286-9

Varehandelsstatistikk 1984 Wholesale and Retail Trade Statistics. 1986-78s. (NOS B; 618) 30 kr ISBN 82-537-2337-7

46. S a m f e r d s e l o g r e i s e l i v Transport, communication and tourism

Rutebilstatistikk 1983 Scheduled Road Transport. 1985-93s. (NOS B; 549) 25 kr ISBN 82-537-2220-6

Rutebilstatistikk 1984 Scheduled Road Transport. 1986-96s. (NOS B; 626) 25 kr ISBN 82-537-2353-9

Sjøfart 1984 Maritime Statistics. 1985-133s. (NOS B; 556) 30 kr ISBN 82-537-2231-1

Sjøulykkesstatistikk 1985 Marine Casualties. 1986-51s. (NOS B; 614) 25 kr ISBN 82-537-2326-1

Veitrafikkulykker 1984 Road Traffic Accidents. 1985-125s. (NOS B; 561) 30 kr ISBN 82-537-2243-5

47. T j e n e s t e y t i n g Services

Arkitektvirksomhet og byggeteknisk konsulentvirksomhet 1984 Architectural and other Technical Services connected with Construction. 1985-42s. (NOS B; 576) 20 kr ISBN 82-537-2273-7

Bilverksteder mv. 1983 Reparasjon av kjøretøy, husholdningsapparat og varer for personleg bruk Car Repair Shops etc. Repair of Vehicles, Household Apparatus and Commodities for Personal Use. 1985-44s. (NOS B; 575) 20 kr ISBN 82-537-2272-9

Bilverksteder mv. 1984 Reparasjon av kjøretøy, husholdningsapparat og varer for personleg bruk Car Repair Shops etc. Repair of Vehicles, Household Apparatus and Commodities for Personal Use. 1986-43s. (NOS B; 610) 20 kr ISBN 82-537-2321-0

Tjenesteyting 1983 Forretningsmessig tjenesteyting, utleie av maskiner og utstyr, renovasjon og reingjøring, vaskeri- og renserivirksomhet Services Business Services, Machinery and Equipment Rental and Leasing, Sanitary and Similar Services, Laundries, Laundry Services and Cleaning and Dyeing Plants. 1985-64s. (NOS B; 577) 25 kr ISBN 82-537-2274-5

Tjenesteyting 1984 Forretningsmessig tjenesteyting, utleie av maskiner og utstyr, renovasjon og reingjøring, vaskeri- og renserivirksomhet Services Business Services, Machinery and Equipment Rental and Leasing, Sanitary and Similar Services, Laundries, Laundry Services and Cleaning and Dyeing Plants. 1986-68s. (NOS B; 620) 25 kr ISBN 82-537-2341-5

49. A n d r e n æ r i n g s ø k o n o m i s k e e m n e r

Varestrømmer mellom fylker/Frode Finsås og Tor Skoglund. 1986-72s. (RAPP; 86/10) 25 kr ISBN 82-537-2342-3

5. SAMFUNNSØKONOMISKE EMNER GENERAL ECONOMIC SUBJECT MATTERS

50. N a s j o n a l r e g n s k a p o g a n d r e g e n e r e l l e s a m f u n n s ø k o n o m i s k e e m n e r National accounts and other general economic subject matters

MODIS IV Detaljerte virkningstabeller for 1983/Eva Ivås og Gunnar Sollie. 1985-268s. (RAPP; 85/3) 45 kr ISBN 82-537-2153-6

MODIS IV Dokumentasjonsnotat nr. 23 Endringer i utgave 83-1/Paal Sand og Gunnar Sollie. 1985-79s. (RAPP; 85/28) 25 kr ISBN 82-537-2253-2

Kvartalsvis nasjonalregnskap 1979-1984 Quarterly National Accounts. 1985-113s. (NOS B; 563) 30 kr ISBN 82-537-2248-6

Nasjonalregnskap 1975-1984 National Accounts. 1985-233s. (NOS B; 552) 40 kr ISBN 82-537-2225-7

50. **N a s j o n a l r e g n s k a p o g a n d r e g e n e r e l l e s a m f u n n s -
ø k o n o m i s k e e m n e r (f o r t s .)** National accounts and other general economic
subject matters (cont.)
Nasjonalregnskap 1975-1985 National Accounts. 1986-235s. (NOS B; 629) 40 kr
ISBN 82-537-2355-5
51. **O f f e n t l i g f o r v a l t n i n g** Public administration
Aktuelle skattetall 1985 Current Tax Data. 1985-46s. (RAPP; 85/33) 20 kr
ISBN 82-537-2265-6
Database for kommunal økonomi/Bjørn Bleskestad og Håkon Mundal. 1985-77s.
(RAPP; 85/26) 25 kr ISBN 82-537-2276-1
INSIDENS - En modell for analyse av fordelingsvirkninger av endringer i avgifter og
subsidiar/Vidar Knudsen. 1985-43s. (RAPP; 85/20) 25 kr ISBN 82-537-2239-7
Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Årene 1970-1985.
1985-75s. (RAPP; 85/17) 25 kr ISBN 82-537-2218-4
Strukturertall for kommunenes økonomi 1984 Structural Data from the Municipal Accounts.
1986-161s. (NOS B; 592) 35 kr ISBN 82-537-2299-0
52. **F i n a n s i n s t i t u s j o n e r , p e n g e r o g k r e d i t t** Financial
institutions, money and credit
Kredittmarkedstatistikk Lån, obligasjoner, aksjer mv. 1984-1985 Credit Market
Statistics Loans, Bonds, Shares etc. 1986-89s. (NOS B; 611) 25 kr ISBN 82-537-2322-9
Kredittmarkedstatistikk Private og offentlige banker 1983 Credit Market Statistics
Private and Public Banks. 1985-309s. (NOS B; 535) 50 kr ISBN 82-537-2194-3
Kredittmarkedstatistikk Private og offentlige banker 1984 Credit Market Statistics
Private and Public Banks. 1986-306s. (NOS B; 593) 50 kr ISBN 82-537-2300-8
Kredittmarkedstatistikk Fordringer og gjeld overfor utlandet 1983 og 1984 Credit Market
Statistics Foreign Assets and Liabilities. 1985-92s. (NOS B; 581) 25 kr
ISBN 82-537-2282-6
53. **K o n j u n k t u r e r** Business cycles
Kvartalsvise investeringsrelasjoner basert på en utvidet akseleratormodell/Morten Jensen.
1985-55s. (RAPP; 85/21) 25 kr ISBN 82-537-2237-0
59. **A n d r e s a m f u n n s ø k o n o m i s k e e m n e r** Other general economic
subject matters
MODIS IV Detaljerte virkningstabeller for 1984/Eva Ivås og Torunn Bragstad 1986-268s.
(RAPP; 85/27) 45 kr ISBN 82-537-2252-4
6. **SAMFUNNSORGANISATORISKE EMNER SUBJECT MATTERS RELATED TO SOCIAL ORGANISATION**
Kommunale og fylkeskommunale utvalg oppnevnt i 1984 for perioden 1984-1987/
Svein H. Trosdahl. 1985-107s. (RAPP; 85/19) 25 kr ISBN 82-537-2235-4
Stortingsvalget 1985 Hefte I Storting Elections Volume I 1986-151s. (NOS B; 594)
30 kr ISBN 82-537-2301-6
62. **Politiske emner Stortingsvalget 1985 Hefte II Storting Elections Volume II 1986-128s.**
(NOS B; 630)

Standarder for norsk statistikk (SNS)
Standards for Norwegian Statistics (SNS)

I denne serien vil Byrået samle alle statistiske standarder etter hvert som de blir revidert. Til nå foreligger:

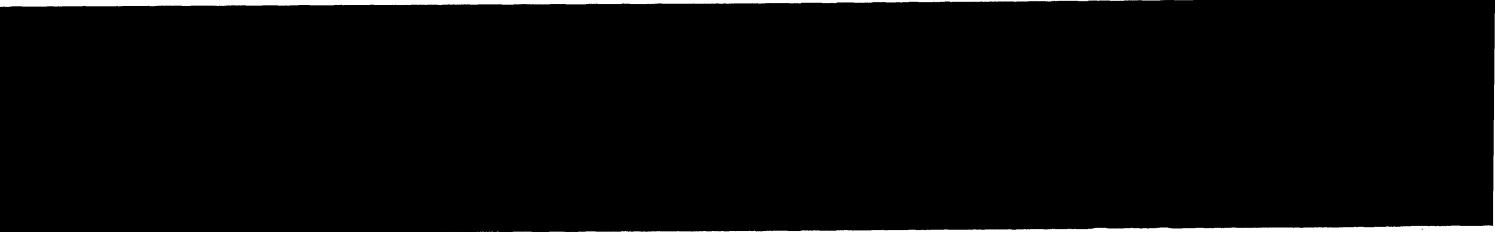
- Nr. 1 Kontoplanen i nasjonalregnskapet
- " 2 Standard for næringsgruppering
- " 3 Standard for handelsområder
- " 4 Standard for kommuneklassifisering
- " 5 Standard for inndeling etter sosioøkonomisk status
- " 6 Klassifikasjon av sykdommer, skader og dødsårsaker
- " 7 Standard for utdanningsgruppering

Andre standarder som gjelder, er trykt i serien Statistisk Sentralbyrås Håndbøker (SSH):

Nr. 38 Internasjonal standard for varegruppering i statistikken over utenrikshandelen (SITC-Rev. 2)


Andre publikasjoner i serien SSH:

Nr. 30 Lov, forskrifter og overenskomst om folkeregistrering



Pris kr 25,00

Publikasjonen utgis i kommisjon hos H. Aschehoug & Co. og
Universitetsforlaget, Oslo, og er til salgs hos alle bokhandlere.



ISBN 82-537-2377-6
ISSN 0332-8422