

Arbeidsnotater

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

IO 70/1

Oslo, 23. mars 1970

TILBUDET AV GIFT KVINNELIG ARBEIDSKRAFT

av

Andreas Disen

INNHOLD

	Side
Innledning	2
KAPITEL I: Tilbudet av gift kvinnelig arbeidskraft - En teoretisk drøfting av problemstillingen.	2
1. Familiens allokering av tiden	2
2. En teoretisk modell for tilbudet av gift kvinnelig arbeidskraft	4
KAPITEL II: Økonometriske problemer ved analysen	6
1. Datamaterialet	6
2. Modellen	7
3. Modellens variabelgrupperinger	9
4. Valg av funksjonsform og estimeringsmetoder	12
5. Det endelige utvalg	14
6. Variabeldefinisjoner - målefeil	15
7. Testing av normalitet i restleddene	16
KAPITEL III: Den empiriske analysen	18
1. Inntektsfordelingen i husholdningen	18
2. Regresjonsresultater	23
3. Oppsummering og konkluderende merknader	38

Dette arbeid er opprinnelig skrevet som spesialoppgave ved det sosialøkonomiske studium. Forfatteren har stått fritt i valg av opplegg og undersøkelsesmetoder. Arbeidet gjengis her en del forkortet og med mindre endringer som forfatteren har ønsket å foreta. Synspunkter og konklusjoner står for forfatterens regning.

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

INNLEDNING

Kvinnenes stilling i arbeidslivet har vært mye fremme i debatten om arbeidsmarkedspolitikken i de senere år. Spesielt har problemene ved sysselsettingen av gifte kvinner stått sentralt i denne debatten.

Dette har sin bakgrunn i flere forhold. Yrkesfrekvensen for gifte kvinner er lavere i Norge enn i de andre nordiske land. Samtidig har det vært et relativt stramt arbeidsmarked en rekke steder i landet. Dette har henledet oppmerksomheten mot den arbeidskraftreserven som de hjemmeværende gifte kvinner utgjør, og mot mulighetene for å bringe dem ut i arbeidslivet.

Problemstillingen har både her i Norge og i utlandet blitt godt belyst ut fra en sosiologisk synsvinkel. Dette er naturlig siden det er en del av hele problemkomplekset omkring kvinnenes stilling i samfunnet generelt. Dette er ikke primært et økonomisk spørsmål, men det innebærer imidlertid ikke at problemet ikke også har en økonomisk side som det kan være av interesse å belyse nærmere. Her vil jeg prøve å belyse det ut fra økonomisk teori og ved hjelp av en økonometrisk analyse se hva eksisterende data kan fortelle oss.

I kapitel I vil tilbudet av gift kvinnelig arbeidskraft bli drøftet ut fra en arbeidstilbudsteori som bygger på et vanlig nyttemaksimeringsopplegg.

I kapitel II drøftes så noen av de økonometriske problemer som melder seg når en på grunnlag av den økonomisk-teoretiske modell skal forsøke å estimere en arbeidstilbudsfunksjon for gifte kvinner.

Resultatene av denne analysen følger i kapitel III.

KAPITEL I: Tilbudet av gift kvinnelig arbeidskraft - en teoretisk drøfting av problemstillingen

1. Familiens allokering av tiden

Dette avsnitt og den teoretisk-økonomiske modellen jeg deretter vil presentere og drøfte bygger delvis på arbeidet av Becker, Mincer og Cain.¹⁾

Når familien er desisjonsenheten, vil dens konsum være avhengig av familieinntekten. Konsumets sammensetning vil avhenge av de enkelte familie-medlemmers etterspørsel etter de forskjellige goder.

1) Se (6), (11) og (12).

Familiemedlemmenes allokering av tiden til yrkesaktivitet, hjemmearbeid, fritid og annet konsum vil avhenge av alternativkostnadene ved den enkeltes disponering av tiden til de forskjellige formål. For en ektemann med noe utdannelse vil det beste alternativ være å gå ut i yrkeslivet idet hans alternativkostnader ved å gå hjemme vil være høyere enn for hustruen som stort sett ikke har de samme muligheter for godt betalt arbeid. Likeledes kan man si at hennes "alternativkostnader" ved å gå ut i yrkeslivet vil være større enn for ektemannen idet hun gjerne er dyktigere i husarbeid, og småbarn har et spesielt behov for å ha nær kontakt med moren.

Dersom det også skulle være en eldre person i husholdningen, f.eks. en bestemor, som kan gjøre husarbeid, er det større muligheter for at den yngre kvinnen vil gå ut i yrkeslivet. Hennes alternativkostnader ved å gå hjemme er større enn for den gamle, og behovet for hennes arbeidskraft i hjemmet vil nå være mindre.

Den relativt sett større yrkesaktiviteten blant gifte kvinner med høyere utdannelse kan tolkes dithen at alternativkostnadene ved å gå hjemme er større for disse kvinner enn for andre. Med høyere utdannelse har de større muligheter for godt betalt arbeid i yrkeslivet. Prisen på hjemmegoder blir således høyere for familien.

Dersom det skjer en utbygging av lettere industri eller tjenesteytende næringer, som etterspør mye kvinnelig arbeidskraft, på et sted, vil alternativkostnadene ved å gå hjemme øke. I hvilken utstrekning den gifte kvinnen vil foreta en omfordeling av sin tid ved en slik endring i de relative priser avhenger av hennes muligheter for å substituere innsats i produksjonen av hjemmegoder ved å kjøpe varer og tjenester, og av mulighetene for å substituere markedsgoder med hjemmegoder i familiens konsum. Det vil skje en omfordeling både av fritid og tid som benyttes til hjemnearbeid blant familiemedlemmene.

Dersom det er små barn i familien, er det vanskelig å erstatte moren i hjemmet. Tilgangen på daghjemplasser og andre former for barneparkering vil da bety meget for om hun kan omfordele sin tid. I matlaging og annet husstell kan tidsinnsatsen lettere substitueres med vareinnsats ved å benytte mer ferdigbearbeidde matvarer, husholdningsmaskiner o.l.

Det har skjedd en økning i sysselsettingen blant gifte kvinner etter den 2. verdenskrig.¹⁾ Dette har foregått samtidig med en bedring i boligstandard, innføringen av arbeidsbesparende hjelpemidler i huset, f.eks. kjøleskap, vaskemaskin o.l., og bruk av mer industrielt bearbeidede varer i

1) Se (10).

matlagingen, f.els. pulversupper og dypfrossen fisk. Sysselsettingsøkningen kan således delvis forklares ut fra de økte substitusjonsmuligheter i produksjonen av hjemmegoder.

Det ville være en interessant oppgave å studere nærmere forskjellen i konsummønsteret hos familier hvor hustruen er yrkesaktiv og familier hvor hun er hjemmeværende. En slik oppgave ligger imidlertid noe utenom rammen av dette arbeidet.

På bakgrunn av den teorien jeg her har skissert opp vil jeg nå drøfte nærmere en analytisk modell for tilbudet av gift kvinnelig arbeidskraft.

2. En teoretisk modell for tilbudet av gift kvinnelig arbeidskraft

I denne modellen forutsetter jeg at husholdningen bare består av et ektepar med barn. Det er ingen andre voksne hjemmeværende som kan influere på hvordan familiemedlemmene vil allokere sin tid på arbeid og andre aktiviteter. Videre forutsetter jeg at det bare er ektemannens og hustruens inntekt som det er aktuelt å regne med som en del av familieinntekten. Dersom f.eks. voksne barn som har inntekt bor hjemme, er det ikke grunn til å regne med deres inntekt som del av familieinntekten. Deres nærvær i hjemmet vil være av betydning for hvordan husmoren skal fordele sin tid på forskjellige aktiviteter. En kan imidlertid regne med at de voksne barna vil betale et fast beløp for seg hjemme. Deres inntekt vil således ikke bety noe for avgjørelsen om hustruens eventuelle yrkesaktivitet. Omvendt, så vil ikke familieinntekten bety noe for hvordan de voksne barna skal disponere sin tid. Det skulle således være en rimelig forutsetning som forenkler analysen meget. Det blir da nødvendig å ta hensyn til inntekts- og substitusjonseffekten bare for ektemann og hustru i analysen.

Følgende variabelsymboler og definisjoner vil bli benyttet:

X_1 = markedsgoder

X_2 = hjemmegoder

V = markedsgoder som brukes i produksjonen av hjemmegoder. Det kan virke noe kunstig å skille mellom X_1 og V . Alle markedsgodene er mer eller mindre innsatsfaktorer i produksjonen av hjemmegoder. Når jeg innfører et skille her, så er det for å få uttrykt i analysen at en del av den tid som familien bruker til produksjonen lett kan substitueres med andre innsatsfaktorer, f.eks. mer ferdigbearbeidede matvarer, dypfrysere o.l.

P = prisen på X_1

Q = " " v

W = hustruens lønn i yrkeslivet

L = ektemannens lønn i yrkeslivet
 T_1 = tid som hustruen er i yrkeslivet
 S_1 = tid som ektemannen er i yrkeslivet
 T_2 = fritid for hustruen
 S_2 = fritid for ektemannen
 T_3 = tid som hustruen bruker til hjemmearbeid
 S_3 = tid som ektemannen bruket til hjemmearbeid
 $T = S$ = allokeringsperiodens lengde

Nå er:

$$T = T_1 + T_2 + T_3$$

$$S = S_1 + S_2 + S_3$$

$$R_1 = WT = \text{hustruens hypotetiske arbeidsinntekt}$$

$$R_2 = LS = \text{ektemannens hypotetiske arbeidsinntekt}$$

$$R = R_1 + R_2 = \text{familiens hypotetiske arbeidsinntekt}$$

Familiens budsjettbetingelse blir:

$$(1) \quad R = PX_1 + QV + W(T_2 + T_3) + L(S_2 + S_3)$$

Idet vi etter forutsetningene foran bare tar hensyn til hvordan ektemannen og hustruen benytter sin tid, har vi familiens nyttefunksjon:

$$(2) \quad U = U(X_1, X_2, T_2, S_2)$$

Produktfunksjonen for hjemmegoder er:

$$(3) \quad X_2 = F(V, T_3, S_3)$$

Idet vi setter inn fra (3) kan nyttefunksjonen skrives:

$$(4) \quad U = U(X_1, F(V, T_3, S_3), T_2, S_2), \text{ eventuelt som}$$

$$(5) \quad U = U^*(X_1, V, T_2, S_2, T_3, S_3)$$

Hvordan hjemmegoder produseres, her uttrykt ved produktfunksjonen (3), er av betydning for familiens nytte. Produktfunksjonen avgjør hvor stor arbeidsinnsatsen, T_3 og S_3 skal være ved et gitt nivå av produksjonen av hjemmegoder.

Ved å anvende formen (4) av nyttefunksjonen, blir dette eksplisitt uttrykt i analysen. Jeg vil derfor i det videre arbeid med den teoretiske analysen benytte denne formen av nyttefunksjonen.

1. ordensbetingelsene for maksimum av nyttefunksjonen når en har budsjettet som bibetingelse får en ved å sette lik null de partielle deriverte m.h.p. X_1, V, \dots, S_3 av lagrangefunksjonen:

$$(6) \quad H(X_1, V, T_2, S_2, T_3, S_3) = U(X_1, F(V, T_3, S_3), T_2, S_2) \\ - \lambda(PX_1 + QV + W(T_2 + T_3) + L(S_2 + S_3) - R)$$

1. ordensbetingelsene for maksimum av (6) gir sammen med budsjettbetingelsen (1) 6 likninger til å bestemme de 6 variable X_1, V, T_2, T_3, S_2 og S_3 som funksjoner av P, Q, W og L .

Siden $T_1 = T - T_2 - T_3$, blir følgelig også tilbudsfunksjonen for gift kvinnelig arbeidskraft bestemt som:

$$T_1 = g(P, Q, W, L)$$

I motsetning til opplegget i den vanlige konsumentteorien vil substitusjons- og inntektseffekten her trekke i hver sin retning. Dette kommer av at i konsumentteorien endrer prisen på et gode seg uavhengig av inntekten, mens i arbeidstilbudsteorien forbedrer individets inntektsposisjon seg parallelt med prisstigningen på godet.¹⁾

KAPITEL II: Økonometriske problemer ved analysen

Vi skal nå drøfte noen økonometriske problemer som oppstår når en skal gjennomføre en empirisk undersøkelse av tilbudet av gift kvinnelig arbeidskraft.

1. Datamaterialet

Datamaterialet til analysen er hentet fra innledningsintervjuet ved Forbruksundersøkelsen 1967. Fra dette intervjuet er oppgavene over sammensetningen av husholdningen benyttet. Disse oppgavene inneholder en rekke persondata.

1) Se (4) for en nærmere drøfting av dette.

Inntektsdata er hentet fra skattelikningen 1966. Materialet er derfor tilrettelagt slik at analysen er utført for arbeidstilbudet i 1966. Inntektsopplysningene er fra likningsprotokoller i Statistisk Sentralbyrå og er supplert med opplysninger fra likningskontorene og Sentraltrekkkontoret for sjømenn.

Antall husholdninger som ble trukket ut til å være med i Forbruksundersøkelsen var 5 008. Ved innledningsintervjuet var det et frafall på 458 og 15 ble ikke intervjuet av andre årsaker slik at antall husholdninger som ble intervjuet var 4 535. Frafallet skulle ikke skape noen andre vanskeligheter for denne analysen enn at samplingfeilen blir større ved estimering av koeffisientene. Det gir seg utslag i at variansen på estimatene blir større når antall observasjonssett reduseres.¹⁾

En svakhet ved husholdningsbegrepet i Forbruksundersøkelsen fra vårt synspunkt er at den omfatter personer som er tilstede bare en del av året, f.eks. sjømenn og anleggsarbeidere. Likeså regnes elever som bor og går på skole i andre kommuner med i husholdningen så sant de forsørges hjemmefra. Det er vanskelig å ha noen klare formeninger om hvordan dette vil virke inn på gifte kvinnere yrkesaktivitet. På den ene side vil arbeidspresset i hjemmet bli mindre fordi det er færre personer til stede. Hvis det dessuten dreier seg om skoleelever som må bo et annet sted, kan det være at moren vil arbeide for å dekke de økende utgifter dette medfører. På den annen side blir ansvaret for familien og arbeidsbyrden i hjemmet større for husmoren dersom det er ektemannen som er bortreist en større del av året. Vi har ingen muligheter for å kontrollere disse svakheter ved utvalget. Men det skulle være rimelig å anta at det ikke dreier seg om så mange husholdninger at det gir seg utslag i forventningsskjevne estimater i regresjonslikningen.

2. Modellen

Observasjonsmaterialet gir ingen opplysninger om hvor mange timer eller dager den enkelte person har vært i yrkesaktivitet i løpet av året. Den eneste variable jeg har funnet å kunne bruke som mål på den gifte kvinnes yrkesaktivitet er hennes årsinntekt, R_1 . Den er derfor benyttet som avhengig

1) Se (16) kap. 9.

variabel i relasjonen:

$$(1) \quad R_1 = g(R_2, C, Z_1, \dots, Z_k)$$

der R_2 er ektemannens årsinntekt, C er antall barn i familien og Z_1, \dots, Z_k er andre variable som vi skal komme tilbake til senere.

Den modellen vi har muligheter for å estimere, avviker således sterkt fra den økonomisk-teoretiske modellen vi tok som utgangspunkt i avsnitt I.2. Den generelle modellen som det er av interesse å estimere ut fra denne teoretiske modellen er:

$$(2) \quad T_1 = a_0 + a_1(TW + SL) + a_2W + a_3L + b_1X_1 + \dots + b_kX_k =$$

$$a_0 + d_1W + d_2L + b_1X_1 + \dots + b_kX_k$$

$$\text{der } d_1 = a_1T + a_2 \quad \text{og} \quad d_2 = a_1S + a_3$$

Vi går her ut fra at:

$$a_1 = \text{inntektseffekten av endringer i familieinntekten, dvs. } a_1 < 0$$

$$a_2 = \text{substitusjonseffekten av endringer i hustruens lønn, dvs.} \\ a_2 > 0$$

$$a_3 = \text{krysssubstitusjonseffekten av endringer i ektemannens lønn,} \\ \text{dvs. } a_3 < 0$$

Dette betyr at: $d_1 \geq 0$ og $d_2 < 0$

T_1 , W og L er som definert i kapittel I.2 og X_1, \dots, X_k er de "ikke-økonomiske" forklaringsvariable som trekkes inn i analysen.

Istedenfor T_1 bruker vi i analysen $R_1 = mW$ der m = antall timer hustruen arbeider i løpet av året som mål for hennes arbeidstilbud. Jeg tror dette kan være et godt mål. Dersom man ved en intersjuundersøkelse spør om hvor mange timer eller dager en person har arbeidet i løpet av en periode, må en regne med å få temmelig løse anslag som svar. Folk flest holder ikke nøye rede på slikt, og de setter seg ikke ned for å regne det ut nøyaktig for intervjueren.

Begrepet "mengde arbeid" har flere dimensjoner enn bare tiden.¹⁾

I denne analysen hvor det blir benyttet persondata og lønssatsene betraktes som eksogene variable, kan disse delvis tas som er mål for de andre dimensjoner ved begrepet. Hvis det er et akkordlønnssystem, vil de observerte individuelle lønssatsene uttrykke arbeidsintensiteten. Videre

1) Se (2).

kan lønnen betraktes som et mål for kvaliteten av arbeidskraften og arbeidet. Inntekten, R_1 , skulle således være brukbar som mål på arbeidsmengden. En av ulempene ved dette målet er at det kan være en viss positiv korrelasjon mellom ektefellenes inntekter idet de fleste gifter seg innen sin egen sosiale gruppe. Dette vil redusere den antatte negative sammenhengen mellom ektemannens inntekt og hustruens inntekt.

Ektemannens årsinntekt, R_2 , vil jeg bruke som et tilnærmet mål for inntektseffekten og krysssubstitusjonseffekten av hans lønn, L . I hvilken grad noen av de andre variable kan brukes som mål for virkningen av hustruens lønn vil bli diskutert senere.

3. Modellens variabelgrupperinger

Antall barn i familien, C , er en "miljøvariabel" som må tillegges stor vekt i en analyse av gifte kvinners yrkesaktivitet. Problemet med å ha med denne variable er at den "blander sammen" en rekke faktorer som det kunne være interessant å studere betydningen av separat, dersom det hadde vært mulig. Primært sier antall barn i familien noe om hvor stor arbeidsbyrden i hjemmet er. Men konsumets sammensetning og mulighetene for å substituere hjemmegoder med markedsgoder avhenger av antall barn og deres alder slik at C samler opp disse tre faktorer. Noe alvorlig problem kan denne sammenblandingen imidlertid ikke sies å være her.

I avsnitt I.1 ble det antydnet at det kunne vært interessant å studere forskjellen i konsummønsteret hos familier hvor hustruen er yrkesaktiv og hvor hun er hjemmeværende. For å føre denne idéen videre, vil jeg antyde at en kunne analysere nærmere sammenhengen mellom hustruens yrkesaktivitet, antall barn og deres alder og sammensetningen av familiens konsum.

I den økonometriske analysen vil det være med en rekke faktorer i form av grupperinger med dummy-variable. Det kan være vanskelig å gi én gruppering med dummy-variable som man mener er den rimeligste måten å trekke en faktor inn i analysen på. Jeg vil derfor gjennomføre 3 kjøringer på EDB der grupperingene blir forandret noe hver gang. Vi skal se nærmere på de faktorer som er aktuelle å ta med.

a) Aldersgruppering for barna

Som tidligere nevnt, er det rimelig å tro at barnas alder influerer på morens muligheter til å gå ut i yrkeslivet. Småbarn trenger mer stell og pass enn større barn. Det kan her synes rimelig å skille mellom barn som

er over og under 7 år, dvs. skolepliktig alder. Morens muligheter til å komme fra hjemmet skulle være større når barna er på skolen noen timer om dagen. Dersom det er mulig å få plassert barna i en daginstitusjon, kan hun imidlertid gå ut i yrkeslivet når barna er enda mindre. Vi vil derfor forsøke oss fram med andre aldersgrupperinger også.

b) Utdanningsgruppering for hustruen

I Forbruksundersøkelsen er det lite opplysninger om husholdningsmedlemmenes skolegang og utdanning. Det er bare angitt om mannen og hustruen har universitets- eller høyskoleutdanning. Jeg har her bare trukket inn hustruens utdanning i analysen. Det ektemannens utdanning kan bety er trolig bedre dekket ved hans inntekt, R_2 .

Det skulle ikke bety noe stort tap av informasjon at det ikke er mer detaljerte utdanningsopplysninger for hustruen. Dersom vi betrakter utdanning som en tilnærming for et lønnsbegrep, vil denne tilnærmelsen i alle tilfeller bli svært grov. Det er svært lite man kan si om en kvinnes lønnsmuligheter om hun f.eks. har 1 års framhaldsskole eller 3 års realskole. Et markert skille i inntektsmulighetene kan en her vente bare mellom høyere utdanning og annen utdanning.

Høyere utdanning sier imidlertid minst like mye om hennes egen innstilling til at kvinner skal være i yrkeslivet. Har hun først gjennomført en fler-årig høyere utdanning, må man gå ut fra at hun er innstilt på å gå ut i yrkeslivet og benytte utdanningen etterpå.

c) Aldersgruppering for hustruen

De gifte kvinners yrkesaktivitet avtar med alderen iflg. andre undersøkelser som er foretatt.¹⁾ En av årsakene som det kan være verdt å peke på er at den yngre familie er i en periode da den ennå holder på å etablere et hjem, og hustruen må arbeide for å bedre familiens økonomi.

Forøvrig avtar yrkesaktivitet av naturlige årsaker etter hvert som man blir eldre.

Alderen virker nok inn på arbeidstilbudet bare innen bredere aldersgrupper. Her trekker vi den derfor inn i form av dummy-variable for to aldersgrupper.

1) Se (9).

d) Husholdningstypegruppering

A priori er det vanskelig å si om tilstedeværelsen av andre personer enn ektefeller med barn i husholdningen vil ha en positiv eller negativ virkning på hustruens arbeidstilbud. Dersom det er en yrkesaktiv leieboer som har full kost, ville det øke arbeidsbyrden i huset slik at det blir vanskeligere for hustruen å gå ut i yrkeslivet. Er det f.eks. en eldre person, f.eks. en av ektefellenes mor, som kan stelle huset og passe barn, vil det bli lettere for hustruen å være yrkesaktiv.

Det er fare for at disse forskjellige positive og negative virkninger vil skape så store varianser på et estimat at det ikke blir utsagnskraftig. En kan prøve med en finere oppsplitting i husholdningsgrupper for å redusere variansen. Vi skal komme nærmere tilbake til dette i forbindelse med beregningsresultatene.

e) Bostedsgruppering

Lettere industri og tjenesteyting er de næringer som gir størst muligheter for sysselsetting av kvinner. Disse næringene er stort sett lokalisert på tettsteder og i byer. En bostedsgruppering i analysen kan derfor gi et mål på sysselsettings- og inntektsmulighetene for kvinner. Den kan således ses som en tilnærming for lønnen, W .

Her får en imidlertid igjen en sammenblanding av flere faktorer. Bostedsgrupperingen gir også et uttrykk for miljøet man lever i. Grupperingen vil derfor også si noe om miljøets betydning for tilbudet av gift kvinnelig arbeidskraft.

f) Samspillvariable

Høyere utdanning vil trolig ha så stor innflytelse på den gifte kvinnes preferansestruktur at det vil være galt bare å la det virke inn på arbeidstilbudet som et konstant skift i regresjonslikningens konstantledd, α_0 , ved en dummy-variabel. Det vil også forandre de andre koeffisientene i tilbudsfunksjonen.

Her får vi det fram med de to samspillvariable:

$$Z_m = Z_i R_2 = \begin{cases} R_2 & \text{hvis } Z_i = 1 \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

$$Z_1 = Z_i C = \begin{cases} C & \text{hvis } Z_i = 1 \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Her er:

$$Z_i = \begin{cases} 1 & \text{hvis hustruen har høyere utdanning} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

A priori antas at inntektskoeffisienten for R_2 , $\alpha_1 < 0$. Når den gifte kvinnen har høyere utdanning, vil hun være så innstilt på å være ute i yrkeslivet at en økning i R_2 vil redusere hennes arbeidstilbud mindre enn for en kvinne uten høyere utdanning. Derfor antas det at $\beta_m > 0$ slik at når $Z_i = 1$ så er

$$\mu_1 = (\alpha_1 + \beta_m) > \alpha_1$$

Likeledes vil hun la seg hindre mindre av barn i sin yrkesaktivitet enn gifte kvinner uten høyere utdanning slik at a priori antas at $\beta_1 > 0$. Videre antas a priori at koeffisienten for antall barn, $\alpha_2 < 0$. Når $Z_i = 1$, er da

$$\mu_2 = (\alpha_2 + \beta_1) > \alpha_2$$

4. Valg av funksjonsform og estimeringsmetoden

Vi kan vanskelig si noe bestemt om funksjonsformen på et teoretisk grunnlag. Det enkleste vil være bare å bruke en lineær funksjon. Innen et kortere intervall vil dette kunne gi god føyning til data. Vi må imidlertid vente at inntektene R_1 og R_2 varierer ganske mye slik at det ikke vil være noen god approksimasjon å forutsette at det er en lineær sammenheng mellom dem innen hele variasjonsområdet.

En funksjonsform som er enkel å estimere koeffisientene i er en logaritmisk-lineær funksjon, f.eks.:

$$(3) \quad R_1 = AR_2^{a_1} e^{a_2 C + \sum_{j=1}^k b_j Z_j}$$

Ved valg av funksjonsform vil vi også ta hensyn til den avhengige variables fordelingssegenskaper. Vanligvis går man ut fra at inntektsfordelingen er skjev, og i økonometrien approksimerer en gjerne inntektens sannsynlighetsfordeling med den logaritmisk-normale fordeling eller Paretofordelingen.¹⁾ Dersom vi forutsetter at inntekten er log-normalt fordelt, vil det være enkelt å teste signifikans og fordelingssegenskapene til estimatorene i en log-lineær relasjon.

1) Se (17) kap. 4.

Jeg vil ikke ta noe definitivt standpunkt for eller imot de forskjellige funksjonsformer, men heller eksperimentere litt og estimere både lineære og log-lineære funksjoner. De lineære funksjoner er av følgende type:

$$(4) \quad R_{1i} = \alpha_0 + \alpha_1 R_{2i} + \alpha_2 C_i + \beta_1 Z_{1i} + \dots + \beta_k Z_{ki} + U_i$$

der U_i er et ikke-observerbart stokastisk restledd. Restleddet inkluderer virkningen av en rekke faktorer som det ikke er mulig eller av særlig interesse å spesifisere i relasjonen fordi deres antatte virkning er ubetydelig. En vesentlig del av smaks- og holdningsfaktorene vil være inkludert i restleddet.

Vi har n observasjonssett av $R_1, R_2, C, Z_1, \dots, Z_k$ og forutsetter at U_1, U_2, \dots, U_n er uavhengige og normalt fordelte med forventning:

$$(5) \quad E(U_i) = 0 \quad (i = 1, 2, \dots, n) \text{ og konstant varians:}$$

$$(6) \quad E(U_i)^2 = \sigma^2$$

For gitte verdier av R_2, C, Z_1, \dots, Z_k er nå også R_1 normalt fordelt. Relasjonen (4) kan da skrives som summen av den betingede forventning og restleddet:

$$(7) \quad R_{1i} = E(R_{1i}/R_{2i}, C_i, Z_{1i}, \dots, Z_{ki}) + U_i$$

For å estimere parametrene i tilbudsfunksjonen kan vi nå bruke minste kvadratets metode. Metoden går ut på å finne de parameterestimaterne, $\hat{\alpha}_0, \hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_k$ som minimaliserer kvadratsummen:

$$(8) \quad D = \sum_{i=1}^n (R_{1i} - \hat{E}(R_{1i}/R_{2i}, C_i, Z_{1i}, \dots, Z_{ki}))^2$$

Det skulle ikke være nødvendig å komme inn på framgangsmåten som finnes i vanlige lærebøker i økonometri.

Den log-lineære funksjonen som skal estimeres - og som er et alternativ til (8) - er av følgende type:

$$(9) \quad \ln R_{1i} = a_0 + a_1 \ln R_{2i} + a_2 C_i + b_1 Z_{1i} + \dots + b_k Z_{ki} + U_i$$

Her er $U_i = \ln V_i$ og U_i er normalt fordelt slik at det stokastiske restleddet, $V_i = e^{\ln V_i} = e^{U_i}$, er log-normalt fordelt. Som foran så forutsettes det at U_i har forventning:

(10) $E(U_i) = 0$ ($i = 1, 2, \dots, n$) og konstant varians:

(11) $E(U_i)^2 = \sigma^2$

Betingelsene for å estimere regresjonslikningen ved hjelp av minste kvadraters metode er da oppfylt også her.

5. Det endelige utvalg

Før observasjonsmaterialet fra Forbruksundersøkelsen 1967 kan brukes til regresjonsberegningene, må endel husholdningsenheter utelukkes.

Siden hustruens inntekt benyttes som den avhengige variable, må utvalget til de husholdninger hvor både ektemann og hustru er yrkesaktive og har separat likning. Dersom de har felles likning, vil det være svært vanskelig å skille ut hustruens andel av fellesinntekten.

Hovedregelen i det norske skattesystem er at hvis noen av de forsørgede har formue eller inntekt, skal de liknes sammen med forsørgeren. Det er imidlertid innført særregler for ektefeller som begge har inntekt. De kan velge enten å bli liknet hver for seg eller å bli liknet felles. Det er ingen bestemt minsteinntekt hustruen må ha for at det skal lønne seg å ha separat likning. Minsteinntekten vil være avhengig av mannens inntekt, forsørgelsesbyrde og skatteøre i kommunen. ved å se nærmere på skatte-reglene kan det imidlertid generelt sies at dersom hustruen har noen inntekt av betydning vil det lønne seg for ektefellene å ha separat likning. Vi kan illustrere det med et eksempel som er hentet fra Arbeiderbladets skattebilag 1968:

Beregningen er foretatt for skatteøre 18. Et ektepar med to barn liknes i skatteklasser 4. Hustruens årsinntekt er kr. 4 000. Mannens inntekt må da være minst kr. 24 000 for at det skal lønne seg med separat likning. Beregningen er foretatt under forutsetning av at antatt inntekt er den samme ved stats- og kommuneskattelikningen.

Ved å foreta denne avgrensingen av samplet mister vi en del informasjon om arbeidstilbudsstrukturen blant gifte kvinner. Vi får ingen informasjon om hvilke forklaringsvariable som spesielt er av betydning for atferden til dem som viser liten eller ingen yrkesaktivitet. På den annen side får vi en mer homogen gruppe å arbeide med.

Ordningen med separat likning for ektefeller gjelder også for dem som har alders- eller uførepensjon. De husholdninger hvor dette var tilfelle for hustruen er derfor ikke med i utvalget.

I Forbruksundersøkelsen 1967 var det med både enslige og familier. Husholdningsenhetene er av den grunn delt opp i 4 typer. De husholdninger som er med i dette utvalget er type 2 og 3: Ektefeller med eller uten barn, og ektefeller med eller uten barn + en eller flere personer i tillegg. Utvalget ville svare mer til den teoretiske modellen som var utgangspunktet i kapital I dersom bare husholdningstype 2, ektefeller med eller uten barn, var med. For at utvalget ikke skulle bli altfor lite etter de andre avgrensninger som måtte foretas, fant jeg imidlertid å måtte ta med også husholdningstype 3.

Etter disse avgrensninger består det utvalget som skal brukes ved estimeringen, av 621 observasjonssett. En så betydelig reduksjon av antall observasjonssett var noe man måtte vente når en studerer data over yrkesaktiviteten blant gifte kvinner fra Folketellingen 1960.¹⁾

3. Variabeldefinisjoner - målefeil

Vi har i modellene foran ikke tatt hensyn til inntekt utenom arbeidsinntekt, f.eks. renter, dividende og livsforsikringsutbetalinger. For de fleste familiers vedkommende vil nok slik inntekt være av mindre betydning. Vi skulle derfor ikke gjøre noen stor feil når vi neglisjerer slik inntekt som forklaringsvariabel i en arbeidstilbudsfunksjon. Det kan vises i en teoretisk arbeidstilbudsmodell at ikke-arbeidsinntekt bare har en negativ inntektseffekt og ingen substitusjonseffekt.

Utgangspunktet for beregning av den skattepliktige inntekten er antatt inntekt. Til antatt inntekt regnes inntekt av arbeid, kapital, eiendom, renter av formue og annen inntekt utenom den rene erhvervsinntekt som det ikke er fastsatt unntagelser for.²⁾ I særreglene for beskatning av ektefeller som begge har inntekt er bestemmelsen den at erhvervsinntekten til den av ektefellene som har tjent minst blir skilt ut og liknet særskilt. Inntekt utenom erhvervsinntekt blir så lagt til den andre inntekten og liknet sammen med denne.

Årsinntekten for kvinner er gjennomgående lavere enn for menn. Det kan en lett finne ut ved å se på lønnsstatistikken for de forskjellige

1) Se (22). 2) En oversikt over skattesystemet finnes i (19).

næringer. Dette medfører at det stort sett er hustruens erhvervsinntekt som er skilt ut og liknet særskilt.

Den inntekt som er oppgitt i likningsprotokollene er antatt inntekt for fradrag av skatt. Siden hustruens inntekt her tjener som et mål for mengden av arbeid, er dette en stor fordel. Dersom det hadde vært nettoinntekten som var oppgitt, ville det vært en systematisk målefeil for arbeidsmengden.

I den utstrekning det er hustruens erhvervsinntekt som er skilt ut av den samlede antatte inntekten, skulle hennes inntekt ikke være beheftet med vesentlige målefeil. Mannens antatte inntekt som tilnærming for hans lønn vil da være beheftet med målefeil.

Det kan nå vises at målefeil i de eksogene variable vil gjøre estimatene vi får ved vanlig minste kvadraters metode inkonsistente.¹⁾ Sammenliknet med den systematiske målefeilen vi må gjøre fordi ektemannens årsinntekt brukes som tilnærming for hans lønn, vil målefeilen som følger med inntekt utenom erhvervsinntekt trolig være ubetydelig og neglisjérbar. Vi skal derfor holde fast ved bruken av minste kvadraters metode ved estimeringen av regresjonslikningen.

7. Testing av normalitet i restleddene.*)

I både den lineære og den log-lineære modellen skal vi teste om restleddene er normalt fordelte.

Testen som benyttes er en kji-kvadrat føyningstest som man får utført i EDB-programmet uten noe ekstra programmeringsarbeid. Det første som gjøres ved testen er å standardisere de estimerte restleddene, \hat{U}_i :

$$(12) \quad X_i = \frac{\hat{U}_i - \bar{\hat{U}}}{S}$$

$$\text{Her er } \bar{\hat{U}} = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \hat{U}_i \quad \text{og} \quad S = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{U}_i - \bar{\hat{U}})^2}$$

1) Se (18) Ch. 10, § 3.

*) Siden denne testen er spesiell for det regneprogram som benyttes i SSB vil jeg se nærmere på den her. T.-testen som benyttes til testing av regresjonskoeffisientene finner en i de fleste lærebøker om regresjonsanalyse slik at den ikke skulle trenge noen nærmere forklaring.

X -ene er gruppert etter størrelsen i 14 klasser - 7 klasser symmetrisk om 0: $(0 - 0,5)$, $(0,5 - 1,0)$, ..., $(3,0 \rightarrow)$ og symmetrisk for de negative verdier. Sannsynligheten for at en observasjon av X skal falle i klasse nr. j er p_j slik at hypotesen kan formuleres:

$$(13) \quad H_0: p_j = p_j^0 \quad (j = 1, 2, \dots, 14)$$

der p_j^0 er sannsynligheten når X_i er normalt fordelt $(0, 1)$. Antall observasjoner som faller i en klasse er n_j , som er en observasjon av den stokastiske variable N_j . N_j kan anta verdiene $0, 1, \dots, n$ og er multinomisk fordelt med forventning $EN_j = np_j$.

Dersom X_i ikke er normalt fordelt $(0, 1)$, vil differansen $n_j - np_j$ gjennomgående anta større verdier enn når H_0 gjelder. Som testobservator skal vi derfor bruke:

$$(14) \quad Z = \sum_{j=1}^{14} \frac{(N_j - np_j)^2}{np_j}$$

Det kan vises at Z er tilnærmet χ^2 -kvadratfordelt med 13 frihetsgrader. Dersom H_0 ikke gjelder, vil Z^0 gjennomgående anta større verdier enn når den gjelder. Vi vil derfor få en test med sannsynlighetsnivå ϵ dersom vi forkaster H_0 når:

$$(15) \quad z^0 = \sum_{j=1}^{14} \frac{(n_j - np_j^0)^2}{np_j^0} > z_{1-\frac{\epsilon}{2}}, 13$$

der $z_{1-\frac{\epsilon}{2}}$ er $1 - \frac{\epsilon}{2}$ -fraktilen i χ^2 -kvadratfordelingen med 13 frihetsgrader.

For at approksimasjonen til χ^2 -kvadratfordelingen skal være god, må antall observasjoner, n , være ganske stort. Ifølge (21) kap. 6.2.h. bør en ha $np_j > 10$, men det kan tolereres at dette ikke holder for enkelte klasser.

Når $n = 621$, er kravet ikke oppfylt for alle klasser. Testen vi får her blir derfor ikke særlig god, men den kan gi en viss indikasjon på hvor rimelig normalitetsforutsetningen er.

KAPITEL III: Den empiriske analysen

De beregninger som er foretatt er utført på Statistisk Sentralbyrås EDB-anlegg IBM 360 med Byråets program for regresjonsberegning.

1. Inntektsfordelingen i husholdningene

Før vi analyserer nærmere resultatene av regresjonsberegningene skal vi se på inntektsfordelingene for ektemann og hustru i utvalget.

På de to diagrammene er det benyttet inntektsintervall på 5 000 kroner. På diagrammet er inntekten angitt i 100 kroner. Den høyeste inntektsgruppen - over 50 000 kroner i årlig bruttoinntekt - blir på figurene ikke helt riktig i forhold til de andre gruppene siden den dekker et bredere inntektsintervall.

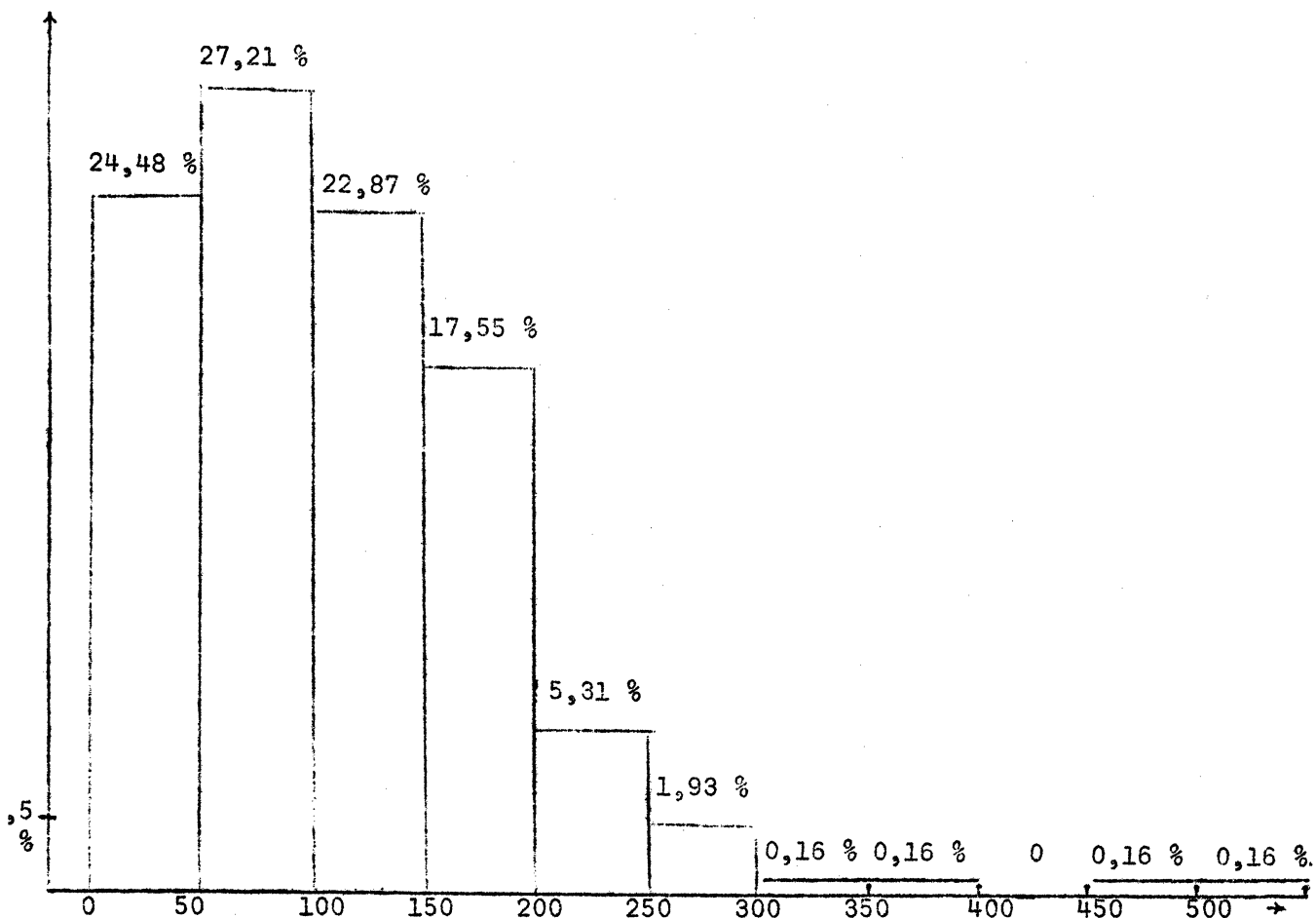


Fig. 1. Histogram over inntektsfordelingen for yrkesaktive gifte kvinner 1966. Inntekt målt i 100 kroner

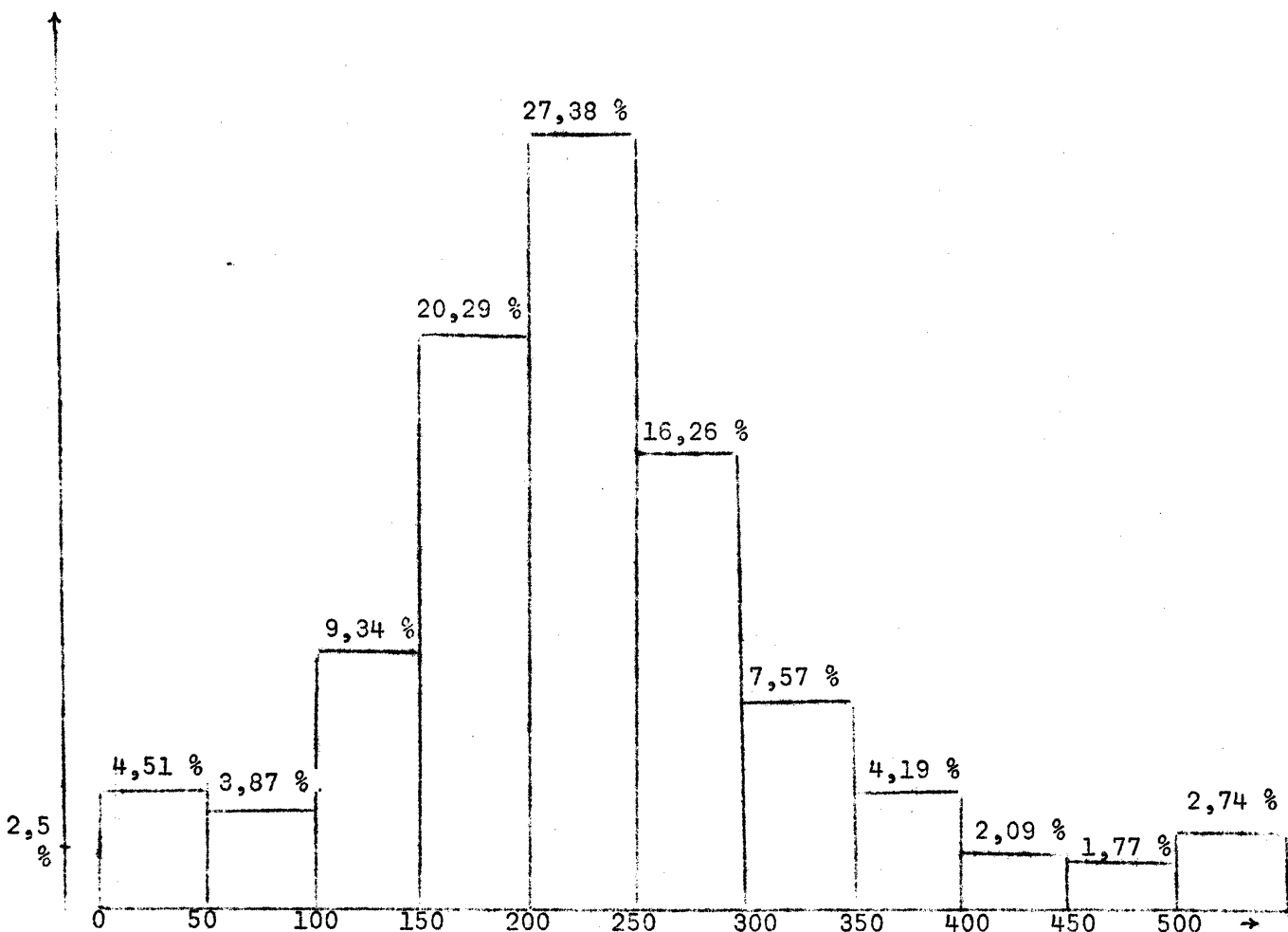


Fig. 2. Histogram over inntektsfordelingen for menn med yrkesaktive hustruer 1966. Inntekt målt i 100 kroner

Av figur 1 og 2 framgår det tydelig at inntektsnivået for gifte kvinner er vesentlig lavere enn for ektemennene. Dette viser seg videre ved at gjennomsnittlig årsinntekt for gifte menn var 23 536 kroner og for gifte kvinner 10 625 kroner i 1966. Dette illustrerer klarere enn noe annet de forholdene omkring gifte kvinners yrkesaktivitet som vi har vært inne på tidligere.

De gifte kvinner besetter underordnede og dårlig betalte stillinger. En av grunnene til dette er kvinnenenes lavere nivå av utdanning. Av denne undersøkelsen framgår det at bare 5 stykker - dvs. 0,81 % av de yrkesaktive gifte kvinner - har universitets- eller høyskoleutdanning. Dette forholdet

kan illustreres ytterligere med tall fra Folketellingen 1960.¹⁾ Den viser at av personer 15 år og over er det blant menn 2,79 % som har universitets- eller høyskoleutdannelse mens det blant kvinner er 0,33 %. Fravær fra arbeidslivet i kortere eller lengre perioder som følge av fødsler medfører at gifte kvinner ikke har de samme avansementsmuligheter som menn. En kan heller ikke se bort fra at likelønnsprinsippet ikke er gjennomført overalt. LO og NAF inngikk i 1961 en likelønnsavtale, men i praksis er prinsippet ikke blitt gjennomført ennå.

Den store inntektsforskjellen mellom menn og kvinner tyder videre på at en betydelig del av de yrkesaktive gifte kvinner bare har deltids- eller sesongarbeid. Lønnsforholdene for kvinner er ikke så dårlig at det skulle tilsi en så lav gjennomsnittsinntekt som i denne undersøkelsen dersom de fleste var i heldagsstilling året rundt.

Det første skritt i arbeidet for å finne en sammenheng mellom ektemannens og hustruens inntekter er å se på den simultante inntektsfordelingen. Bare ut fra tabell III.1.1 er det ikke lett å si noe, men den danner grunnlaget for utregningen av de betingede relative hyppighetene av hustruens inntekt når ektemannens inntekt er gitt.

Rent intuitivt synes det å være rimelig at den betingede relative hyppighetsfordeling av hustruens inntekt gitt at ektemannen er i én bestemt inntektsklasse er markert forskjellig fra den marginale, ubetingede, relative hyppighetsfordeling av hustruens inntekt. Slik vil det være, dersom det er noen avhengighet mellom ektefellenes inntekter. Samtidig burde de betingede relative hyppighetene av hustruens inntekt i en klasse variere systematisk med ektemannens inntektsklasse.

I tabell III.1.2 brukes følgende symboler:

$h_{i/j}$ = den betingede relative hyppighet av hustruens inntekt i klasse nr. i gitt at ektemannens inntekt er i klasse nr. j .
($i, j = 1, 2, \dots, 11$)

h_i = den marginale, ubetingede hyppighet av hustruens inntekt i klasse nr. i

1) Se (22) Tabell IX som denne prosentsetning er beregnet ut fra.

Tabell III.1.1. Husholdninger hvor både ektemann og hustru var yrkesaktive ved Forbruksundersøkelsen 1967. Simultan fordeling av ektemannens og hustruens inntekt i 1966. Absolutte hyppigheter.

Hustruens inntekt	Ektemannens inntekt											Marg. ford.
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	
	innt. 50	51- 100	101- 150	151- 200	201- 250	251- 300	301- 350	351- 400	401- 450	451- 500	over 500	
11 over 500				1								1
10 500- 451	1											1
9 401- 450												-
8 351- 400										1		1
7 301- 350						1						1
6 251- 300				4	3	2	2				1	12
5 201- 250	1		1	5	7	10	3	2	2	2		33
4 151- 200	5	2	10	21	28	21	7	7	3	2	3	109
3 101- 150	10	6	13	26	43	23	8	5	1	3	4	142,
2 51- 100	3	8	19	41	46	26	12	4	5	1	4	169
1 innt. 50	8	8	15	28	43	18	15	8	2	2	5	152
Marg. ford.	28	24	58	126	170	101	47	26	13	11	17	621

Tabell III.1.1.2. Den betingede fordeling av hustruens inntekt når ektemannens inntekt er gitt, og den marginale fordeling av hustruens inntekt. Relative hyppigheter

Hustruens inntekt	Ektemannens inntekt											h_i
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	
	$h_{i/1}$	$h_{i/2}$	$h_{i/3}$	$h_{i/4}$	$h_{i/5}$	$h_{i/6}$	$h_{i/7}$	$h_{i/8}$	$h_{i/9}$	$h_{i/10}$	$h_{i/11}$	
11 over 500				0,0079								0,0016
10 451-500	0,0357											0,0016
9 401-450												-
8 351-400									0,0909			0,0016
7 301-350					0,0099							0,0016
6 251-300				0,0317	0,0176	0,0198	0,0426				0,0588	0,0193
5 201-250	0,0357		0,0172	0,0397	0,0412	0,0990	0,0638	0,0769	0,1538	0,1818		0,0531
4 151-200	0,1786	0,0833	0,1724	0,1667	0,1647	0,2079	0,1489	0,2692	0,2302	0,1818	0,1765	0,1755
3 101-150	0,3571	0,2500	0,2241	0,2063	0,2530	0,2277	0,1702	0,1923	0,0769	0,2727	0,2353	0,2287
2 51-100	0,1071	0,3333	0,3276	0,3254	0,2706	0,2574	0,2553	0,1539	0,3846	0,0909	0,2353	0,2721
1 innt. 50	0,2857	0,3333	0,2586	0,2222	0,2530	0,1782	0,3191	0,3077	0,1538	0,1818	0,2941	0,2448
sum kolonne	0,9999	0,9999	0,9999	0,9999	1,0001	0,9999	0,9999	1,0000	0,9999	0,9999	1,0000	0,9999

Tallene i tabell III.1.2 synes ikke å vise noen systematiske variasjoner. Tallene på én bestemt linje kan variere noe innbyrdes, men de viser ingen bestemt tendens. De er stort sett ikke særlig forskjellig fra den marginale hyppigheten på samme linje heller.

Tallene i tabellen synes altså ikke å indikere noen sammenheng mellom ektefellenes inntekter. Regresjonsberegningene i neste avsnitt vil gi en mer presis analyse av dette problemet.

2. Regresjonsresultater

Det er foretatt 3 kjøring på EDB. Ved hver kjøring ble to regresjonslikninger estimert - en lineær og en log-lineær. Ved 1. kjøring ble følgende variable benyttet:

Avhengig variabel:

Lineær relasjon:

R_1 = hustruens inntekt i 1966 målt i 100 kroner

Log-lineær relasjon:

$\ln R_1$ = naturlig logaritme hustruens inntekt i 1966

Uavhengige variable:

R_2 = ektemannens inntekt i 1966 målt i 100 kroner

$\ln R_2$ = naturlig logaritme ektemannens inntekt i 1966

C = antall barn i husholdningen

Aldersgruppering barn:

Referansegruppe: Barn som er 7 år eller mer

$Z_1 = \begin{cases} 1 & \text{hvis noe barn er 7 år eller mer} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$

Utdanningsgruppering hustruen:

Referansegruppe: Kvinner uten høyere utdanning

$Z_2 = \begin{cases} 1 & \text{hvis hustruen har høyere utdanning} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$

Aldersgruppering hustruen:

Referansegruppe: Kvinner som er 35 år eller yngre

$$Z_3 = \begin{cases} 1 & \text{hvis hustruen er 36 - 50 år} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

$$Z_4 = \begin{cases} 1 & \text{hvis hustruen er 51 år eller mer} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Husholdningsgruppering:

Referansegruppe: Husholdningstypen ektefeller med eller uten barn

$$Z_5 = \begin{cases} 1 & \text{hvis hush.typen ektef. med eller uten barn + en eller flere} \\ & \text{personer i tillegg} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Bostedsgruppering:

Referansegruppe: Spredtbygde steder

$$Z_6 = \begin{cases} 1 & \text{hvis større byer (Oslo, Bergen, Trondheim)} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

$$Z_7 = \begin{cases} 1 & \text{hvis andre byer eller tettsteder} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Samspillvariable:

$$Z_8 = Z_2 R_2 = \begin{cases} R_2 & \text{hvis } Z_2 = 1 \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

$$Z_9 = Z_2 C = \begin{cases} C & \text{hvis } Z_2 = 1 \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

$$\ln Z_8 = \begin{cases} \ln R_2 & \text{hvis } Z_2 = 1 \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

I husholdningsgrupperingen er det benyttet et meget unyansert mål her. A priori er det vanskelig å si noe om Z_5 vil ha en positiv eller negativ virkning på arbeidstilbudet.

I bostedsgrupperingen er de tre største byene, Oslo, Bergen, Trondheim, skilt ut som egen gruppe. Disse byene har et variert næringsliv med mye lettere industri og tjenesteytende virksomhet som skulle gi gode sysselsettings- og lønnsmuligheter for kvinner.

Tabell III.2.1. Regresjonsresultater 1. kjøring. Lineær modell

Uavh. var.	Regr. koeff.	Est. regr. koeff.	Standardavvik	T-verdi ¹⁾
R_2	$\alpha 1$	- 0,01006	0,02284	- 0,44056*
C	$\alpha 2$	- 12,66631	2,96924	- 4,26584
Z_1	$\beta 1$	2,62838	8,89562	0,29547*
Z_2	$\beta 2$	159,89456	73,99917	2,16076
Z_3	$\beta 3$	9,16060	7,39614	1,23856*
Z_4	$\beta 4$	- 17,50423	7,76461	- 2,25436
Z_5	$\beta 5$	- 3,14570	12,37776	- 0,25414*
Z_6	$\beta 6$	11,77083	7,93532	1,48335*
Z_7	$\beta 7$	7,96625	7,42974	1,07221*
Z_8	$\beta 8$	- 0,17485	0,21764	- 0,80338*
Z_9	$\beta 9$	50,83607	41,14004	1,23568*
Konstantledd: $\alpha 0$			112,84163	
Multipel korrelasjon:			0,30186	
Standardavvik på regresjonsestimatet $\hat{\sigma}_{R_1}$			66,61351	
Kji-kvadrat-observator z^0 :			54,82192993	

1) Antall frihetsgrader = $n - s - 1 = 621 - 11 - 1 = 609$.

* Regresjonskoeffisienten er ikke signifikant forskjellig fra 0 ved et sannsynlighetsnivå på 0,05.

Tabell III.2.2. Regresjonsresultater 2. kjøring. Log-lineær mod.

Uavh. var.	Regr. koeff.	Est. regr. koeff.	Standard-avvik	T-verdi
$\ln R_2$	a_1	- 0,03300	0,03770	- 0,87542*
C	a_2	- 0,16757	0,03848	- 4,35466
Z_1	b_1	- 0,09281	0,11543	- 0,80406*
Z_2	b_2	1,51657	6,48770	0,23376*
Z_3	b_3	0,01607	0,09555	0,16819*
Z_4	b_4	- 0,28017	0,10076	- 2,78072
Z_5	b_5	- 0,08017	0,16089	- 0,49829*
Z_6	b_6	0,07372	0,10197	0,72296*
Z_7	b_7	0,08647	0,09614	0,89940*
Z_8	b_8	- 0,11641	1,19574	- 0,09735*
Z_9	b_9	0,29514	0,57366	0,51430*
Konstantledd: a_0			4,73189	
Multipl korrelasjon:			0,26449	
Standardavvik på regresjonsestimatet $\hat{\sigma}_{\ln R_1}$			0,86574	
Kji-kvadrat-observator z^0 :			183,35232544	

*) Regresjonskoeffisienten er ikke signifikant forskjellig fra 0 ved et sannsynlighetsnivå på 0,05.

Av tabellene framgår det at sosialgrupperingene (dummy-variablene) hadde liten forklaringskraft i regresjonslikningene. Et nærmere studium viser imidlertid at standardavviket på flere av de estimerte koeffisientene er mye større enn estimatet. Dette skulle kanskje tyde på at en annen gruppering hvor det er kortere grupperingsintervaller for hustruens inntekt kan gi estimater med bedre forklaringskraft.

I aldersgrupperingen for barn er det ikke noen signifikant forskjell i inntekten mellom kvinner som har barn over eller under 7 år. Det skulle imidlertid være rimelig å tro at morens yrkesaktivitet øker med barnas alder. For om mulig å få en inndeling i grupper hvor inntektsnivået varierer mer mellom gruppene deles barna nå i 3 grupper: under 4 år, 4-14 år og 15 år eller mer.

I aldersgrupperingen for hustruen er ikke standardavvikene så store, men også her foretas en omgruppering for om mulig å redusere standardavvikene.

Vi var i avsnitt II.5 inne på vanskelighetene med husholdningsgrupperingen. Disse problemene har kommet klart fram ved 1. kjøring. Husholdningsgrupperingen gjøres nå mer nyansert. Den splittes opp i to forskjellige grupperinger. I den ene skilles husholdninger hvor det er andre personer i tillegg til familien og eventuelt også foreldre eller svigerforeldre ut. I den andre grupperingen skiller vi ut husholdninger hvor det er foreldre eller svigerforeldre 72 år eller yngre tilstede. En stor del av foreldrene og svigerforeldrene er trolig hjemmeværende pensjonister. Denne spesielle grupperingen foretas her i et forsøk på å skille ut dem som er ved så god helbred at de kan hjelpe til med husarbeid og barnepass slik at hustruen kan gå ut i yrkeslivet.

Det er noe overraskende at bostedsgrupperingen ikke ga signifikante koeffisienter. De har også her store standardavvik.

Ifølge Arbeidsdirektoratet¹⁾ var i 1966 etterspørselen etter arbeidskraft over hele året størst i Oslofjordområdet og de andre store byområdene. Oslofjordområdet er videre den del av landet hvor industrien har sin største andel av sysselsettingen. Inntektsmulighetene skulle da være spesielt gode for kvinner i dette området. I den nye bostedsgrupperingen skilles nå byer og tettsteder i Oslofjordområdet ut som egen gruppe. Ved 2. kjøring benyttes følgende variabelsymboler og grupperinger:

Avhengig variabel:

R_1

$\ln R_1$

1) Se (9).

Uavhengige variable: R_2 $\ln R_2$

C

Aldersgruppering barn:

Referansegruppe: Barn som er 15 år eller mer.

$$Y_1 = \begin{cases} 1 & \text{hvis noe barn er under 4 år} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

$$Y_2 = \begin{cases} 1 & \text{hvis noe barn er 4-14 år} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Utdanningsgruppering hustruen:

$$Y_3 = Z_2$$

Aldersgruppering hustruen:

Referansegruppe: Kvinner som er 30 år eller yngre

$$Y_4 = \begin{cases} 1 & \text{hvis hustruen er 31-55 år} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

$$Y_5 = \begin{cases} 1 & \text{hvis hustruen er 56 år eller mer} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Husholdningsgruppering I:

Referansegruppe: Husholdningstypen ektefeller med eller uten barn og med eller uten foreldre/svigerforeldre

$$Y_6 = \begin{cases} 1 & \text{hvis det er andre personer i husholdningen} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Husholdningsgruppering II:

Referansegruppe: Husholdningstypen ektefeller med eller uten barn, med eller uten foreldre/svigerforeldre som er mer enn 72 år og med eller uten andre pers.

$$Y_7 = \begin{cases} 1 & \text{hvis det er foreldre/svigerforeldre 72 år eller yngre} \\ & \text{til stede} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Bostedsgruppering:

Referansegruppe: Spredtbygde steder og tettbygde steder som ikke ligger i nærheten av et byområde

$$Y_8 = \begin{cases} 1 & \text{hvis by eller tettsted i nærheten av by i Cslofjordområdet} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

$$Y_9 = \begin{cases} 1 & \text{hvis andre byer eller tettsteder i nærheten av disse} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Samspillvariable:

$$Y_{10} = Z_8$$

$$Y_{11} = Z_9$$

$$\ln Y_{10}$$

Tabell III.2.3. Regresjonsresultater 2. kjøring. Lineær modell

Uavh. var.	Regr. koeff.	Est. regr. koeff.	Standardavvik	T-verdi ¹⁾
R_2	α_1	- 0,00471	0,02339	- 0,20144*
C	α_2	- 12,37458	3,81569	- 3,24308
Y_1	β_1	- 5,75238	10,47075	- 0,54938*
Y_2	β_2	7,01628	8,24225	0,85126*
Y_3	β_3	173,87912	74,36001	2,33834
Y_4	β_4	- 1,21431	8,00825	- 0,15163*
Y_5	β_5	- 15,73061	9,82520	- 1,60105*
Y_6	β_6	- 6,00914	15,85730	- 0,37895*
Y_7	β_7	16,97099	34,03224	0,49867*
Y_8	β_8	8,16750	6,74922	1,21014*
Y_9	β_9	20,34629	7,38570	2,75482
Y_{10}	β_{10}	- 0,19667	0,21979	- 0,89480*
Y_{11}	β_{11}	50,39058	41,42152	1,21653*
Konstantledd: α_0			110,74183	
Multipel korrelasjon:			0,29364	
Standardavvik på regresjonsestimatet $\hat{\sigma}_{R_1}$			66,90774	
Kji-kvadratobservator z^0 :			55,24838257	

1) Antall frihetsgrader = $n - s - 1 = 621 - 13 - 1 = 607$.

*) Regresjonskoeffisienten er ikke signifikant forskjellig fra 0 ved et sannsynlighetsnivå på 0,05.

Tabell III.2.4. Regresjonsresultater 2. kjøring. Log-lineær mod.

Uavh. var.	Regr. koeff.	Est. regr. koeff.	Standard-avvik	T-verdi
$\ln R_2$	a_1	- 0,03233	0,03849	- 0,84013*
C	a_2	- 0,14966	0,04951	- 3,02264
Y_1	b_1	- 0,15416	0,13529	- 1,13945*
Y_2	b_2	- 0,01491	0,10691	- 0,13943*
Y_3	b_3	1,78688	6,54667	0,27295*
Y_4	b_4	- 0,06551	0,10314	- 0,63515*
Y_5	b_5	- 0,33686	0,12751	- 2,64177
Y_6	b_6	- 0,09957	0,20565	- 0,48418*
Y_7	b_7	0,19183	0,44201	0,43398*
Y_8	b_8	0,02968	0,08676	0,34204*
Y_9	b_9	0,12785	0,09570	1,33588*
$\ln Y_{10}$	b_{10}	- 0,15293	1,20723	- 0,12668*
Y_{11}	b_{11}	0,27841	0,57777	0,48187*
Konstantledd:	a_0		4,75257	
Multipel korrelasjon:			0,25809	
Standardavvik på regresjonsestimatet $\hat{\sigma}_{\ln R_1}$:			0,86873	
Kji-kvadratobservator z^0 :			197,88706970	

*) Regresjonskoeffisienten er ikke signifikant forskjellig fra 0 ved et sannsynlighetsnivå på 0,05.

Resultatene av 2. kjøring av den lineære modellen viser at husholdningsgrupperingen, bostedsgrupperingen og aldersgrupperingen for barn er bedre enn ved 1. kjøring i den forstand at regresjonskoeffisientens standardavvik gjennomgående er noe mindre. Likeledes er aldersgrupperingen

for hustruen etter dette kriterium dåligere ved 2. kjøring.

Siden den lineære relasjonen har størst multipel korrelasjonskoeffisient både ved 1. og 2. kjøring, konsentrerer interessen ved ordningen av grupperingene seg om denne.

Ved 3. kjøring går vi tilbake til den samme aldersgruppering for hustruen som ved 1. kjøring. Bostedsgrupperingen er den samme som ved 2. kjøring. I aldersgrupperingen for barn og i husholdningsgruppering II endres aldersklassene noe i et forsøk på å redusere standardavvikene på regresjonskoeffisientene.

Vi har hittil antatt at det er en lineær, h.h.vis log-lineær, relasjon mellom ektefellenes inntekter. Vi skal nå approksimere en ikke-lineær relasjon ved å innføre dummy-variable på koeffisientene for mannens inntekt når den er meget stor eller meget liten:

$$\delta = \begin{cases} 1 & \text{hvis } R_2 \text{ er mindre enn 7 500 kroner} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

$$p = \begin{cases} 1 & \text{hvis } R_2 \text{ er større enn 45 000 kroner} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Ved 3. kjøring benyttes følgende variabelsymboler og grupperinger:

Avhengig variabel:

R_1

$\ln R_1$

Uavhengige variable:

R_2

$\ln R_2$

C

Aldersgruppering barn:

Referansegruppe: Barn som er 5 år eller mer.

$$X_1 = \begin{cases} 1 & \text{hvis noe barn er under 5 år} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Utdanningsgruppering hustruen:

$$X_2 = Z_2$$

Aldersgruppering hustruen:

$$X_3 = Z_3$$

$$X_4 = Z_4$$

Husholdningdgruppering I:

$$X_5 = Y_6$$

Husholdningsgruppering II:

Referansegruppe: Husholdningstypen ektefeller med eller uten barn, med eller uten foreldre/svigerforeldre som er mer enn 73 år og med eller uten andre personer

$$X_6 = \begin{cases} 1 & \text{hvis det er foreldre/svigerforeldre 73 år eller yngre til} \\ & \text{stede} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Bostedsgruppering:

$$X_7 = Y_8$$

$$X_8 = Y_9$$

Samspillvariable:

$$X_9 = Z_8$$

$$X_{10} = Z_9$$

$$\ln X_9$$

Inntektsgruppering:

$$X_{11} = \delta R_2 = \begin{cases} R_2 & \text{hvis } \delta = 1 \\ 0 & \text{" } \delta = 0 \end{cases}$$

$$X_{12} = \rho R_2 = \begin{cases} R_2 & \text{hvis } \rho = 1 \\ 0 & \text{" } \rho = 0 \end{cases}$$

$$\ln X_{11} = \begin{cases} \ln R_2 & \text{hvis } \delta = 1 \\ 0 & \text{" } \delta = 0 \end{cases}$$

$$\ln X_{12} = \begin{cases} \ln R_2 & \text{hvis } \rho = 1 \\ 0 & \text{" } \rho = 0 \end{cases}$$

Tabell III.2.5. Regresjonsresultater 3. kjøring. Lineær modell

Uavh. var.	Regr. koeff.	Est. regr. koeff.	Standard-avvik	T-verdi ¹⁾
R_2	α_1	0,00098	0,03490	0,02811*
C	α_2	- 12,35693	2,85413	- 4,32949
Y_1	β_1	- 5,00888	10,34648	- 0,48411*
X_2	β_2	168,98550	73,99535	2,28373
X_3	β_3	6,40739	7,46389	0,85845*
X_4	β_4	- 18,29345	7,70378	- 2,37461
X_5	β_5	- 7,35172	15,66631	- 0,46927*
X_6	β_6	10,72086	33,75168	0,31764*
X_7	β_7	7,13014	6,75189	1,05602*
X_8	β_8	18,66920	7,34608	2,54138
X_9	β_9	- 0,18355	0,21833	- 0,84071*
X_{10}	β_{10}	49,96945	41,17663	1,21354*
X_{11}	β_{11}	- 0,00358	0,38594	- 0,00929*
X_{12}	β_{12}	- 0,00750	0,03086	- 0,24292*
Konstantledd: α_0			111,77427	
Multipel korrelasjon:			0,31361	
Standardavvik på regresjonsestimatet $\hat{\sigma}_{R_1}$:			66,51710	
Kji-kvadratobservator z^0 :			50,51995850	

1) Antall frihetsgrader = $n - s - 1 = 621 - 14 - 1 = 606$.

*) Koeffisienten er ikke signifikant forskjellig fra 0 ved et sannsynlighetsnivå på 0,05.

Tabell III.2.6. Regresjonsresultater 3. kjøring. Log-lineær mod.

Uavh. var.	Regr. koeff.	Est. regr. koeff.	Standard-avvik	T-verdi
$\ln R_2$	a_1	- 0,03453	0,04136	- 0,83495*
C	a_2	- 0,17167	0,03713	- 4,62361
X_1	b_1	- 0,14153	0,13491	- 1,04909*
X_2	b_2	1,94051	6,55558	0,29601*
X_3	b_3	0,00031	0,09662	0,00323*
X_4	b_4	- 0,28066	0,10020	- 2,80113
X_5	b_5	- 0,11015	0,20404	- 0,53984*
X_6	b_6	0,17056	0,44000	0,38764*
X_7	b_7	0,01788	0,08675	0,20614*
X_8	b_8	0,11438	0,09556	1,19686*
$\ln X_9$	b_9	- 0,18149	1,20841	- 0,15019*
X_{10}	b_{10}	0,26975	0,57678	0,46768*
$\ln X_{11}$	b_{11}	- 0,01887	0,05739	- 0,32883*
$\ln X_{12}$	b_{12}	0,00478	0,02842	0,16823*
Konstantledd: a_0			4,77696	
Multipel korrelasjon:			0,26868	
Standardavvik på regresjonsestimatet $\hat{\sigma}_{\ln R_1}$			0,86684	
Kji-kvadratobservator z^0 :			189,30224609	

*) Regresjonskoeffisienten er ikke signifikant forskjellig fra 0 ved et sannsynlighetsnivå på 0,05.

Merk at ved beregningen av regresjonskoeffisientene er alle inntektsdata oppgitt i 100 kroner.

Ifølge kji-kvadratobservatorene må hypotesen om normalt fordelte restledd forkastes ved et sannsynlighetsnivå på 0,05 både i den lineære og den log-lineære modellen. Dette har ingen betydning for estimeringsmetoden som er brukt i analysen. Hovedsaken er bare at koeffisientene som skal estimeres inngår lineært i relasjonen.

T-observatorene som benyttes til å teste regresjonskoeffisientene er imidlertid basert på forutsetningen om at restleddene er normalt fordelte. Hvis denne forutsetningen ikke holder, er det usikkert hva testens sannsynlighetsnivå og teststyrken overfor alternative hypoteser er. Når T-testen allikevel benyttes, er det fordi det er vanskelig å finne noen annen test som en vet er bedre når det er uklart hvilken sannsynlighetsfordeling som har generert observasjonene. Ifølge Malinvaud¹⁾ er T-testen "robust" med hensyn til normalitetsforutsetningen - spesielt når det er mange observasjoner. Det skulle således ikke være noe særlig fare for at den leder til gale konklusjoner.

Ved alle 3 kjøringar gir den lineære relasjonen bedre føyning til data enn den log-lineære idet den multiple korrelasjonskoeffisienten er størst i den førstnevnte relasjon. En skal være forsiktig med å påstå at en modell er bedre enn en annen ut fra størrelsen på den multiple korrelasjonskoeffisienten. Det kan være egenskaper ved de data og de forutsetninger en spesifiserer i den økonometriske analysen og ikke den bakenforliggende økonomiske teori som gir forskjellen. Spesielt må en være forsiktig når den relative grad av føyning i et av tilfellene refererer seg til den logaritmiske transformasjon av den avhengige variable i det annet tilfelle.

Når en skal tolke resultatene her tror jeg imidlertid at man finner en del av forskjellen i det at en her har en analyse med mikrodata, og på et disaggregert nivå vil en ikke finne at elastisitetene av de variable er konstante slik som de blir ved den log-lineære modellen som her er benyttet.

Det mest interessante og overraskende resultat av undersøkelsen er at koeffisienten for mannens inntekt ikke er signifikant forskjellig fra 0. Dersom denne hypotesen er riktig, betyr det at det ikke er noen sammenheng mellom ektefelleens inntekter slik den er utledet og drøftet i teorien i kapitel I. Det er primært andre forhold enn familiens økonomi som er

1) Se (18) Ch.3.7 side 93.

motiverende når hustruen går ut i arbeidslivet. Behovet for sosial kontakt er trolig et forhold som ofte er motiverende i vårt samfunn. Mindre familier, arbeidsbesparende hjelpemidler i hjemmet og boligforhold som ikke er kontaktskapende overfor omverden skaper et større behov for å være ute i arbeidslivet enn tidligere.

Dette betyr ikke nødvendigvis at penger ikke er motiverende for den gifte kvinnens arbeidstilbud. Den lønn kvinner kan oppnå i yrkeslivet er sikkert av vesentlig betydning for hennes yrkesaktivitet. Det tilgjengelige observasjonsmaterialet har bare ikke vært av en slik art at denne variables betydning har latt seg estimere og teste.

På den annen side skal en ikke se bort fra at de økonometriske problemer som ble drøftet i kapittel II, spesielt heteroscedestisitet og målefeil i de variable, kan ha bidratt vesentlig til at regresjonskoeffisienten α_1 , h.h.vis a_1 , ikke er signifikant forskjellig fra 0. En skal heller ikke se bort fra at en negativ korrelasjon mellom ektefellenes inntekter, som vi skulle ha etter arbeidstilbudsteorien i kapittel I, i observasjonsmaterialet motvirkes av at folk gifter seg innen sin egen sosialgruppe. Det er mulig at en finere stratifisering av observasjonsmaterialet etter kjennetegn ved ektemannen, f.eks. alder og utdanning, slik som Mincer gjorde i sitt arbeid¹⁾ vil gi bedre resultater. Etter en slik stratifisering estimerte han en arbeidstilbudsfunksjon for hustruen innen hvert stratum.

Antall barn i familien, C , er som antatt av vesentlig betydning for arbeidstilbudet. Av tabell III.2.5 finner en at et barn gjennomsnittlig reduserer morens inntekt med ca. 1 235 kroner. Derimot er ikke i noen av beregningene regresjonskoeffisientene for barnas alder signifikant forskjellig fra 0. Studerer en imidlertid koeffisientenes standardavvik, ser en at dette er meget stort i forhold til koeffisienten. Barnas alder bidrar trolig til bestemmelsen av den gifte kvinnens arbeidstilbud. Når man, som her, analyserer gifte kvinners arbeidstilbud g i t t at de er yrkesaktive, får en med en rekke familier hvor barnas alder ikke spiller så stor rolle nettopp fordi man har visse muligheter til barneparkering. Dette har medført at forsøkene på å lage grupperinger etter barnas alder hvor variasjonen i morens inntekt mellom gruppene var større, ikke har ført fram. Regresjonskoeffisientens standardavvik er således ikke redusert

1) Se (11).

nok til å gi signifikante koeffisienter. Mer detaljerte opplysninger om mulighetene for barnepass o.l. er nødvendig for å få mer homogene grupperinger.

Høyere utdanning øker inntekten med gjennomsnittlig ca. 16 900 kroner ser vi av tabell III.2.5. Siden det bare er 5 av 621 gifte kvinner som har høyere utdanning, kunne det være et spørsmål om ikke deres inntekt var så ekstremt høy i forhold til de andres at det bare vil skape forstyrrelser ved estimeringen av de andre regresjonskoeffisientene å ta dem med. Etter å ha studert inntektsfordelingen for gifte kvinner i tabell III.1.1, er jeg kommet til at deres inntekter ikke kan være så ekstremt høye at det skulle være noen grunn til å utelukke faktoren "høyere utdanning" fra analysen. Den høyeste inntekt noen av de gifte kvinner hadde var 54 600 kroner.

Aldersgrupperingen for hustruen ga ingen overraskende resultater. Yrkesaktiviteten til kvinner over 50 år er som a priori antatt mindre enn de yngres. Forøvrig er det verdt å merke seg at det ikke er noen signifikant forskjell i yrkesaktiviteten hos kvinner som er 35 år eller yngre og dem som er 36-50 år.

I husholdningsgrupperingene har R_1 variert for mye til at koeffisientene kunne bli signifikante. Selv ikke den mer nyanserte gruppeinndelingen som ble benyttet ved 2. og 3. kjøring ga grupper som var homogene nok til å gi signifikante koeffisienter.

Det er et noe overraskende resultat at β_8 er signifikant forskjellig fra 0 mens β_7 ikke er det. A priori hadde jeg ventet at det skulle være en signifikant inntektsforskjell mellom dem som bodde i byer og tettsteder og dem som bodde i spredtbygde områder. Videre hadde jeg ventet at inntektsnivået skulle være større i byene og tettstedene i Oslofjordområdet enn andre steder, dvs. at $\beta_7 > \beta_8 > 0$ (idet symbolene fra den lineære modellen i 3. kjøring benyttes.)

Forklaringen tror jeg må være at etterspørselen etter arbeidskraft i Oslofjordområdet er større enn i andre deler av landet. Det er derfor lettere å få deltidsarbeid her enn andre steder. Arbeidsgiverne må legge forholdene bedre til rette for deltidsarbeidende kvinner for å få den arbeidskraften de trenger. I dette området finner en dessuten mye tjenesteytende virksomhet som forretnings- og kontorarbeid hvor det er gode muligheter for deltidsarbeid. I de andre byområdene er ikke mulighetene for deltidsarbeid så gode. Når en gift kvinne først ønsker å gå

ut i yrkeslivet, må hun her i langt større utstrekning ta seg heldagsjobb. Resultatet er at inntektsnivået blir høyere i disse områdene.

Samspillkoeffisientene er ikke signifikant forskjellig fra 0. Noe av forklaringen på dette må søkes i at siden så få av de yrkesaktive gifte kvinner har høyere utdanning, fremtrer det ikke noe klart mønster i datamaterialet. Dette gjør at koeffisientenes standardavvik blir relativt stort.

3. Oppsummering og konkluderende merknader

På grunnlag av en nyttemaksimeringsmodell for familien er det utledet en teoretisk arbeidstilbudsfunksjon for gifte kvinner.

For å belyse problemstillingen ved hjelp av et empirisk materiale er det estimert en tilbudsfunksjon for gift kvinnelig arbeidskraft. Observasjonsmaterialet til denne økonometriske analysen besto av tverrsnittsdata fra Forbruksundersøkelsen 1967. Dette observasjonsmaterialet var svært mangelfullt slik at estimeringen av tilbudsfunksjonen er beheftet med flere usikkerheter, og den estimerte tilbudsfunksjonen avviker svært fra den teoretiske funksjonen som ble utledet.

Det mest interessante og overraskende resultat av denne undersøkelsen var at den ikke viste noen utsagnskraftig sammenheng mellom ekte-mannens og hustruens inntekt.

Resultatene av undersøkelsen gir grunnlag for å konkludere at den gifte kvinnens alder, utdanning, antall barn og bosted er av vesentlig betydning for arbeidstilbudet.

En må være forsiktig med å trekke konklusjoner om tilbudet av gift kvinnelig arbeidskraft generelt ut fra resultatene her. Det er bl.a. grunn til å merke seg at standardavviket på regresjonslikningen, $\hat{\sigma}_{R_1}$, ved de 3 lineære funksjonene lå mellom 6 650 og 6 700 kroner. Usikkerheten m.h.t. den gifte kvinnes arbeidstilbud vil således være betydelig.

De erfaringer som er trukket av dette forsøket på å analysere arbeidstilbudet kan imidlertid være av nytte ved senere undersøkelser ut fra et forhåpentligvis bedre egnet tallmateriale.

Det burde spesielt være av interesse å undersøke nærmere om det er noen sammenheng mellom ektefellenes inntekter og følgelig også deres arbeidstilbud.

Senere undersøkelser bør basere seg på et materiale som gir flere og mer detaljerte opplysninger om familien, inntekten, hvor lenge det er arbeidet, utdanning, sosiale forhold m.v. Da får en flere variable og muligheter for å foreta klarere avgrensinger og grupperinger.

LITTERATUR*)

- (1) Jan Serck-Hansen: Teorier for konsumentenes atferd. Universitetsforlaget 1964.
- (2) Gerhard Stoltz: Arbeidstidsproblemer. Universitetsforlaget 1958
- (3) Leif Johansen: Et forenklet bevis for Slutskylikningen. Memorandum fra Sosialøkonomisk Institutt 5. oktober 1956.
- (4) Per Meinich: Sammenhengen mellom stigende etterspørselskurver og fallende tilbudskurver. Memorandum fra Sosialøkonomisk Institutt 4. oktober 1961.
- (5) Håvard Alstadheim: En oversikt over betingelsene på etterspørselselastitetene i teorien for konsumentenes tilpasning. Memorandum fra Sosialøkonomisk Institutt 6. februar 1967.
- (6) G.S. Becker: A Theory of the Allocation of Time. Ec. Jour. Vol. 75, 1965, eller i Penguin: Modern Ec.: The Labour Market.
- (7) Kvinnors liv och arbete. Studieförbundet Näringsliv och Samhälle, 2. omarb. utg. Stockholm 1968.
- (8) Alva Myrdal & Viola Klein: Women's two Roles - Home and Work. Routledge & Kegan Paul Ltd. 1956.
- (9) Kvinner i Arbeidslivet. Arbeidsdirektoratet 1967
- (10) De yrkesaktive i Norge 1875-1960 og prognoser for utviklingen fram til 1970. Artikler nr. 10 fra SSB.
- (11) Jacob Mincer: Labour Force Participation of Married Women: A Study of Labour Supply. Artikel i Aspects of Labour Economics. Princeton University Press 1962.
- (12) Glen G. Cain: Married Women in the Labour Force. The University of Chicago Press 1966.
- (13) Trygve Haavelmo: Innledning til høyere kurs i økonomisk teori. Memorandum fra Sosialøkonomisk Institutt 1. juli 1962.
- (14) Kåre Edvardsen: Sysselsettingsteori. Memorandum fra Sosialøkonomisk Institutt 2. juni 1962.
- (15) Viola Klein: Britain's married Women Workers. The International Library of Sociology and Social Reconstr. 1965.
- (16) Herdis Thorén-Amundsen: Innføring i Teoretisk Statistikk. Hefte III. Universitetsforlaget.

*) Her er tatt med litteratur som det ikke er henvist til i dette arbeidsnotatet, men som var meg til stor hjelp under arbeidet med den opprinnelige spesialoppgaven ved det sosialøkonomiske studium.

- (17) L.R. Klein: An Introduction to Econometrics. Prentice-Hall Inc.
- (18) E. Malinvaud: Statistical Methods of Econometrics. North Holland Publishing Company. Amsterdam 1968.
- (19) SØS nr. 20: Det norske skattesystemet 1967. SSB 1968.
- (20) J. Johnston: Econometric Methods. McGraw-Hill Book Co Inc. 1963.
- (21) Herdis Thorén-Amundsen: Innføring i teoretisk Statistikk. Hefte II. Universitetsforlaget.
- (22) NOS XII 151 Folketelling 1960. Hefte IV.