

RAPPORTER

88/5

**YRKEDELTAKEELSE FOR PERSONER
OVER ALDERSGRENSEN**

EN LOG-LINEÆR ANALYSE

AV
GRETE DAHL

STATISTISK SENTRALBYRÅ
CENTRAL BUREAU OF STATISTICS OF NORWAY

RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ 88/5

YRKEDELTADELSE FOR PERSONER OVER ALDERSGRENSEN

AV
GRETE DAHL

STATISTISK SENTRALBYRÅ
OSLO – KONGSVINGER 1988

ISBN 82-537-2593-0
ISSN 0332-8422

EMNEGRUPPE
25 Sosiale forhold og sosialvesen

ANDRE EMNEORD
Alderspensjonister
Arbeid
Yrkesaktivitet

FORORD

Rapporten gir opplysninger om yrkesdeltakelse for alle personer over aldersgrensen.

For de yngste alderspensjonistene er nyttet en log-lineær analyse for å strukturere sammenhengen mellom pensjonistenes yrkesdeltakelse og faktorer som antas å påvirke deres tilknytning til yrkeslivet.

Statistisk Sentralbyrå, Oslo, 29. januar 1988

Gisle Skancke

INNHOLD

	Side
1. Innledning	7
1.1. Formål med analysen	7
1.2. Leserveiledning	7
1.3. Sammendrag	7
2. Eldres situasjon på arbeidsmarkedet	8
2.1. Eldre i arbeidslivet. Målsetting og politikk	8
2.2. Eldres yrkesdeltakelse. En sammenlikning for personer over og under aldersgrensen	9
3. Pensjonsgivende inntekt som mål på yrkesdeltakelse	11
4. Data og definisjoner i den log-lineære analysen	14
4.1. Omfang	14
4.2. Modellbetraktninger	14
4.3. Definisjon av variable	14
5. Den log-lineære modellen	16
6. Yrkesdeltakelse for menn, 71-72 år	20
7. Yrkesdeltakelse for kvinner, 71-72 år	22
8. En sammenlikning av resultatene for menn og kvinner	24
Appendix	
1. Estimerte koeffisienter i den mettede log-lineære modellen. Menn, 71-72 år	29
2. Estimerte koeffisienter i den mettede log-lineære modellen. Kvinner, 71-72 år	31
3. Observerte celledatafrekvenser. Estimerte celledatafrekvenser fra modell [12][13][14][234].	
Menn, 71-72 år	33
4. Observerte celledatafrekvenser. Estimerte celledatafrekvenser fra modell [34][123][124].	
Kvinner, 71-72 år	35
Litteratur	36
Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå etter 1. januar 1987 (RAPP)	37

1. INNLEDNING

1.1. Formål med analysen

Formålet med analysen er å kartlegge yrkesaktiviteten for personer over aldersgrensen (70 år). Søkelyset er spesielt satt på yrkesdeltakelsen for de yngste pensjonistene. Ved hjelp av log-lineær analyse har vi strukturert sammenhengen mellom yrkesdeltakelse og kjennemerkene utdanning, ekteskapeleg status og økonomisk standard for personer i aldersgruppen 71-72 år. Analyseresultatene har også gitt underlag for å estimere andelen yrkesdeltakere i pensjonistgrupper med ulike økonomiske og sosiale kår.

For personer over 72 år er presentert bare hovedtall for andelen yrkesaktive i forskjellige aldersgrupper.

1.2. Leserveiledning

Den log-lineære analysen er omhandlet i avsnittene 5-8. Avsnitt 5 gir en kort, teoretisk orientering om den log-lineære modellen, og avsnittene 6-8 inneholder en presentasjon og tolkning av analyseresultatene. For lesere som bare er interessert i en enkel verbal framstilling av hovedpunktene i rapporten, viser vi til sammendraget i avsnitt 1.3, og avsnittene 2-4.

1.3. Sammendrag

En viktig politisk målsetting er å sikre eldre en aktiv alderdom. For eldre over aldersgrensen (70 år), blir det lagt størst vekt på å legge forholdene til rette for fritidsaktiviteter og deltakelse i frivillig virksomhet. Inntektsgivende arbeid er likevel nevnt som en aktivitetsform for denne eldregruppen, forutsatt at pensjonistene selv ønsker å delta yrkesaktivt, jf. Regjeringens langtidsprogram 1986 - 1989, (St.meld.nr. 83, 1984-85).

Analyseresultatene viser at 12 prosent av pensjonistene over aldersgrensen er yrkesaktive. Som yrkesaktiv/yrkesdeltaker er regnet pensjonist med pensjonsgivende inntekt.

Yrkesdeltakelsen avtar naturlig nok med pensjonistenes alder. Andelen yrkesaktive er 19 prosent for pensjonister på 70-74 år og 7 prosent for pensjonister på 75 år og over. Også tallet på utførte arbeidstimer i året er høyest for de yngste pensjonistene. Ca. 12 prosent av pensjonistene i alderen 70-74 år arbeider 100 timer eller mer i året. For pensjonister på 75 år og over er andelen 4 prosent. Resultatene er fra 1983 og bygger på opplysninger i Rikstrygdeverkets database og skattemetodens likningsregister. I 1980-årene har andelen sysselsatte eldre vært ganske stabil. Vi vil derfor tro at de estimerte andelen foran gir et godt bilde av de eldres yrkesaktivitet også i dag.

Offisiell statistikk fra 1970-årene påviste en undersysselsetting blant eldre. Også blant eldre over aldersgrensen var det flere som ønsket inntektsgivende arbeid enn de som var i slikt arbeid, jf. Levekårsundersøkelsen 1973, Statistisk Sentralbyrå (1975). Seinere års forskning har vært lite opptatt av denne problemstillingen, men flere forhold indikerer at de eldre også i dag har problemer med å oppnå yrkesaktivt arbeid. Dette har sammenheng med bl.a. samfunnets holdninger til pensjonisttilværelsen og et ufullstendig tilbud av arbeid, f.eks. typer deltidsarbeid som er passende å utføre for eldre. Arbeidsmiljølovens oppsigelsesvern gjelder bare fram til oppnådd aldersgrense ved fylte 70 år, og etterspørselen etter arbeidskraft er hovedsakelig rettet mot yngre aldersgrupper i befolkningen. På bakgrunn av disse forhold tror vi at pensjonistenes muligheter til å oppnå yrkesaktivt arbeid i stor grad vil avhenge av deres kvalifikasjoner og sosiale og økonomiske ressursituasjon. Pensjonistenes tilknytning til arbeidslivet før pensjonering kan også være av betydning for deres yrkesaktivitet som pensjonister. For pensjonister som er yrkesaktive fram til aldersgrensen kan det være lettere å beholde/oppnå videre arbeid enn for pensjonister som ikke er yrkesaktive før aldersgrensen. Den førstnevnte gruppen har også et tilvant aktivitetsmønster hvor yrkesaktivitet utgjør en stor, og kanskje for

mange, sentral del av tilværelsen. Dette kan bidra til at disse pensjonistene i sterkere grad ønsker å delta yrkesaktivt enn andre pensjonister. Med utgangspunkt i disse hypotesene har vi sett nærmere på yrkesdeltakelsen for pensjonister i aldersgruppen 71-72 år.

Resultatene bekrefter en sammenheng mellom pensjonistenes yrkesdeltakelse og deres sosiale og økonomiske ressursituasjon. Dette gjelder både for menn og kvinner. Pensjonister med høy utdanning er oftere yrkesdeltakere enn pensjonister med lav utdanning. Det samme gjelder for pensjonister med høy økonomisk standard sammenliknet med pensjonister med middels eller lav standard. En pensjonist har høy utdanning dersom utdanningens varighet er mer enn 10 år. Pensjonistenes økonomiske standard er et mål som tar hensyn til både inntekts- og formuesforholdene i den familien pensjonisten tilhører.

For menn er sammenhengen mellom yrkesdeltakelse og utdanning uavhengig av økonomisk standard og ekteskapeleg status. Sammenhengen mellom yrkesdeltakelse og økonomisk standard er imidlertid sterkere for ugifte eller før gifte menn enn for gifte. For kvinner er sammenhengen mellom yrkesdeltakelse og utdanning uavhengig av økonomisk standard, men sterkere for gifte enn for ugifte eller før gifte kvinner.

For alle kombinasjoner av utdanning og økonomisk standard er menn oftere yrkesaktive enn kvinner, gifte menn oftere enn ugifte eller før gifte menn og ugifte eller før gifte kvinner oftere enn gifte kvinner. Andelen yrkesaktive er høyest for gifte menn med høy utdanning og høy økonomisk standard, 49 prosent, og lavest for gifte kvinner med lav utdanning og lav økonomisk standard, 7 prosent. Til sammenlikning er 31 prosent av alle menn i aldersgruppen 71-72 år yrkesaktive og 11 prosent av kvinnene.

Et tilsvarende mønster for yrkesaktivitet for gifte og ugifte eller før gifte menn og kvinner finnes også i den yngre, yrkesaktive del av befolkningen. Resultater fra folke- og boligtellingsen 1980, Statistisk Sentralbyrå (1983), viser at ca. 90 prosent av alle menn i aldersgruppen 20-66 år er yrkesaktive. For kvinner er andelen lavere, 64 prosent. For gifte og for ugifte eller før gifte menn er andelen henholdsvis 93 og 83 prosent, og for kvinner 62 og 71 prosent. Selv om vi her ikke har kartlagt yrkesaktiviteten over tid for de samme personene, gir resultatene underlag for å tro på en sammenheng mellom pensjonistenes yrkesdeltakelse og deres yrkesaktivitet før pensjonering.

2. ELDRES SITUASJON PÅ ARBEIDSMARKEDET

2.1. Eldre i arbeidslivet. Målsetting og politikk

Pensjonsalder og aldersgrense er begreper som står sentralt i debatten om eldre i arbeidslivet. Ved pensjonsalder, 67 år, har den enkelte rett til å motta alderspensjon fra folketrygden. Arbeidsmiljølovens oppsigelsesvern gjelder imidlertid fram til oppnådd aldersgrense ved fylte 70 år. I tillegg til disse lovverk finnes en rekke særlover som regulerer pensjonsalderen og aldersgrensen for spesielle yrkesgrupper, (se f.eks. NOU 1978:43).

Politiske programerklæringer og offentlige utredninger om de eldres deltakelse i arbeidslivet er i hovedsak konsentrert om eldre som er under 70 år. I Regjeringens langtidsprogram 1986 - 1989, (St.mel.nr. 83, 1984-1985) er omtalt retten til arbeid i sammenheng med perspektivene for en videreutvikling av velferdssamfunnet, side 34: "Retten til arbeid er et viktig velferdsgode som bør gjelde så store grupper av befolkningen som mulig. Det blir derfor ikke aktuelt å senke den øvre aldersgrensen på 70 år. Regjeringen vil vurdere om det er nødvendig å gjennomføre tiltak som styrker eldre arbeidstakeres muligheter til å stå i arbeid fram til den øvre aldersgrensen". Samme dokument drøfter temaet arbeid og pensjonering, side 230: "Eldre som går ut av yrkeslivet før oppnådd pensjonsalder, er økonomisk sikret ved ulike trygdeordninger. Årlig brukes betydelige summer til dette formålet. Ordninger som i større grad gir mulighet til å kombinere arbeid og trygd, vil være gunstige, både samfunnsøkonomisk og for den enkelte".

Kombinasjonen arbeid/trygd for eldre under 70 år kan vise seg, i hvert fall på noe sikt, å bli en mer etterspurt ordning dersom pensjonsalderen settes ned. Framskrivninger av befolkningen etter

alder viser forholdsvis sterke svigninger i tallet på eldre mellom 60-69 år i de nærmeste ti-år, Statistisk Sentralbyrå (1986). Etter en nedgang i 1990-årene vil tallet på eldre i denne aldersgruppen være omtrent på dagens nivå i år 2000, for så å øke sterkt i de kommende ti-år. I en undersøkelse som er gjennomført av Statistisk Sentralbyrå i 1985 på oppdrag fra Arbeidstidsutvalget, finnes opplysninger om befolkningens prioriteringer av ulike typer arbeidstidsreformer. Resultatene viser at pensjonsalderreformen er den reformtypen som står sterkest i befolkningen som helhet. Halvparten av alle spurte mellom 18 og 73 år ønsker, som høyeste prioriterte reform, lavere pensjonsalder for alle eller for dem som selv ønsker det, (NOU 1987:9B, vedlegg 3). Nedsettelse av pensjonsalderen og deltakelse i arbeidslivet for eldre under 70 år, må derfor forventes å være tema som blir ytterligere fokusert og debattert i årene som kommer.

For eldre på 70 år og over er det en viktig politisk målsetting å legge forholdene bedre til rette for en aktiv alderdom. Det er et primært mål å gi de eldre økte muligheter til fritidsaktiviteter og til deltakelse i frivillig virksomhet, men også inntektsgivende arbeid er skissert som en mulig aktivitetsform for eldre som selv ønsker å delta yrkesaktivt.

I Regjeringens langtidsprogram 1986 - 1989, side 228, heter det: "Mange eldre har ubrukte ressurser. De må få anledning til å nytte evnene og erfaringene sine til beste for seg selv og for andre. Sosialdepartementet vil utarbeide idékataloger som omtaler tiltak, oppgaver og organisering av Eldres frivillige innsats innenfor skolen, barnehagene og andre områder av samfunnslivet". Og videre: "I mange lokalmiljøer kan det være vanskelig å få utført enkelte avgrensede tjenester. Dette kan omfatte håndverksmessig arbeid såvel som tjenester av sosial karakter. Samtidig er det mange eldre som både kan og vil påta seg slike oppgaver. Det er behov for tiltak som kan gjøre det lettere å utløse disse ressursene". På side 229 i programmet er konkret omtalt deltakelse i inntektsgivende arbeid, også for eldre over 69 år: "Eldres aktivitet og deltaking bør ikke være begrenset til fritidsaktiviteter og frivillig virksomhet. For mange er det ønskelig å kunne fortsette i inntektsgivende arbeid, ikke bare frem til fylte 70 år, men også ut over denne alderen".

Som tidligere nevnt, vil en eventuell nedsettelse av pensjonsalderen trolig på sikt bidra til en økning i antallet pensjonister som ønsker kombinasjonen arbeid/trygd. I så fall er det rimelig å anta at etterspørselen etter arbeid, sett samlet for hele pensjonistgruppen, vil øke. Tilbudet av arbeid og spesielt tilbudet av deltidsarbeid, vil således være avgjørende for om eldre som ønsker inntektsgivende arbeid faktisk oppnår dette. Politiske programerklæringer så langt, synes å erkjenne en ulikevekt i markedet mellom tilbudet av og etterspørselen etter arbeid for denne gruppen av arbeidstakere. Dersom ulikevekten fortsetter, vil trolig arbeid lettest kunne oppnås av eldre som er godt kvalifisert til å utføre arbeidsoppgaver. Med en antatt negativ sammenheng mellom kvalifikasjoner (evner/ferdigheter) og alder, kan derfor pensjonister over 69 år bli den eldregruppen som vanskeligst får oppfylt sine ønsker om inntektsgivende arbeid.

2.2. Eldres yrkesdeltakelse. En sammenlikning for personer over og under aldersgrensen

Av alle eldre, 60-74 år, er hver tredje person sysselsatt. Sysselsettingsfrekvensen avtar sterkt med alderen. I aldersgruppen 60-66 år er annen hver person sysselsatt, i gruppen 67-69 år hver femte person og i gruppen 70-74 år er ca. en av ti personer sysselsatt. I alle aldersgruppene er andelen sysselsatte vesentlig høyere for menn enn for kvinner. Disse resultatene refererer til 1985 og er fra Statistisk Sentralbyrås arbeidskraftundersøkelse. Resultatene fra arbeidskraftundersøkelsene tyder også på en svak nedgang i yrkesdeltakelsen i første halvdel av 1980-årene for personer i aldersgruppen 60-74 år. Nedgangen kan tilskrives redusert yrkesdeltakelse for menn og er mest markert i siste del av perioden.

Tabell 1. Sysselsatte eldre i grupper for kjønn og alder, i prosent av alle personer i hver gruppe.
Årsgjennomsnitt. 1980 - 1985

	1980	1981	1982	1983	1984	1985
Alle eldre						
60-74 år	37	38	36	35	35	32
60-66 år	56	57	55	54	54	50
67-69 "	23	24	23	23	21	19
70-74 "	11	12	10	10	11	9
Menn						
60-74 år	52	51	49	47	46	42
60-66 år	73	72	71	69	67	61
67-69 "	34	36	35	33	27	28
70-74 "	19	20	15	16	19	14
Kvinner						
60-74 år	25	26	26	25	26	25
60-66 år	39	41	42	41	42	40
67-69 "	14	14	14	14	15	14
70-74 "	6	6	5	4	6	5

K i l d e: Arbeidsmarkedstatistikk 1980, NOS B 210, Oslo 1981.
Arbeidsmarkedstatistikk 1982, NOS B 393, Oslo 1983.
Arbeidsmarkedstatistikk 1984, NOS B 545, Oslo 1985.
Arbeidsmarkedstatistikk 1985, NOS B 625, Oslo 1986.

Sysselsatte i arbeidskraftundersøkelsene omfatter to persongrupper. Disse gruppene er sysselsatte i inntektsgivende arbeid og sysselsatte som er midlertidig fraværende fra inntektsgivende arbeid. En person er regnet som sysselsatt i inntektsgivende arbeid dersom vedkommende utførte inntektsgivende arbeid av minst en times varighet i undersøkelsesuken. For familiearbeidere uten fast avtalt lønn er satt en minimumsgrense på 10 arbeidstimer i undersøkelsesuken. Sysselsatte som er midlertidig fraværende fra inntektsgivende arbeid, omfatter personer som vanligvis utfører inntektsgivende arbeid, men som på grunn av sykdom, ferie etc. ikke utførte slikt arbeid i undersøkelsesuken. Arbeidskraftundersøkelsene gjennomføres hvert kvartal og årsgjennomsnittet for sysselsatte er beregnet som et uveidgjennomsnitt av kvartalstallene.

Offisiell statistikk for seinere år gir få holdepunkter for å anslå forholdet mellom faktisk og ønsket yrkesdeltakelse for eldre. En undersøkelse som ble gjennomført av Norsk Gerontologisk Institutt (1977) viser at 46 prosent av 70-åringene som stod i arbeid fram til aldersgrensen, fortsatte i arbeid etter nådd aldersgrense. Ytterligere 3 prosent ønsket å fortsette i arbeid etter aldersgrensen. Undersøkelsen omfatter personer som ville nå aldersgrensen i 1967, og "fortsettelse i arbeid" er registrert for en periode inntil ett og et halv år etter nådd aldersgrense. De personene som deltok i undersøkelsen, var ansatte i større private, statlige og kommunale bedrifter og institusjoner innenfor industri og tjenesteyting i Oslo-området.

I Levekårsundersøkelsen 1973, Statistisk Sentralbyrå (1975), er det også påvist en viss under-sysselsetting blant eldre. Selv om resultatene kanskje ikke gir et fullgodt bilde av dagens situasjon, skal vi referere noen hovedtall.

I undersøkelsen er en person regnet som sysselsatt dersom vedkommende utførte inntektsgivende arbeid av minst en times varighet i uken før interjvutidspunktet. En person som er midlertidig fraværende fra inntektsgivende arbeid er også regnet som sysselsatt. Av menn i aldersgruppen 67-74 år er 30 prosent sysselsatt og 8 prosent ønsker inntektsgivende arbeid. Dersom antallet eldre som er aktuelle for arbeidslivet, (arbeidsstyrken), settes lik summen av antallet sysselsatte og antallet eldre som ønsker arbeid, gir dette en undersysselsetting på 21 prosent, $(100 \cdot 8/38)$. For menn i aldersgruppen 75 år og over kan vi på tilsvarende måte anslå undersysselsettingen til 18 prosent. I begge aldersgruppene er undersysselsettingen for kvinner vesentlig høyere enn for menn.

3. PENSJONGSIVENDE INNTEKT SOM MÅL PÅ YRKESDELTAELSE

Yrkesdeltakelse er et begrep som er benevnt og definert ulikt i forskjellig offisiell sysselsettingsstatistikk, f.eks. i arbeidskraftundersøkelsene og i folke- og bolig tellingen (Fob). I den log-lineære analysen i avsnittene 4-8, innføres ytterligere en ny definisjon. I analysen er en alderspensjonist regnet som yrkesaktiv i et bestemt år dersom vedkommende har pensjonsgivende inntekt i dette året. For å vurdere om pensjonsgivende inntekt er et brukbart mål på yrkesdeltakelse skal vi i dette avsnittet foreta sammenlikninger med opplysninger i sysselsettingsstatistikken fra Fob 1980. Sammenlikningen er avgrenset til å gjelde personer på 67 år og over.

Tabell 2 gir tall for sysselsettingsfrekvensene i Fob 1980 i aldersgruppene 67-69 år, 70-74 år og 75 år og over. Til sammenlikningen er presentert andelen av alderspensjonister med pensjonsgivende inntekt i 1983 i de respektive aldersgruppene.

Tabell 2. Yrkesaktive eldre og eldre med pensjonsgivende inntekt i grupper for alder, i prosent av alle personer i hver gruppe

	Alder		
	67-69 år	70-74 år	75 år og over
Yrkesaktive. Utførte yrkesaktivitet av minst 100 timers varighet i perioden 1.11.1979 - 31.10.1980.			
Folke- og bolig telling 1980	26	12	4
Alderspensjonister med pensjonsgivende inntekt > 0. 1983 .	33	19	7
Alderspensjonister med pensjonsgivende inntekt \geq 5 000 kr. ¹ 1983	24	12	4

¹ 100 timeverk eller mer à 50 kr.

K i l d e: Folke- og bolig telling 1980 Hefte II Sysselsettingsstatistikk, NOS B 299, Oslo 1983. Tryggestatistikk Alderspensjonister 1983 - 1985, NOS B 658, Oslo 1986.

Når vi skal sammenlikne og drøfte forskjellene i sysselsettingsfrekvensene ved de to ulike målingene er det av liten betydning at resultatene refererer til henholdsvis 1980 og 1983. Som vist i tabell 1, har det i denne perioden vært minimale endringer i sysselsettingsfrekvensene for personer på 67 år og over.

Yrkesaktiv er definert på to ulike måter i Fob 1980. I den definisjonen som anvendes her, er en person regnet som yrkesaktiv dersom vedkommende utførte yrkesaktivitet av minst 100 timers varighet i perioden 1.11.1979 - 31.10.1980. Som yrkesaktivitet er regnet alt arbeid som blir utført mot betaling i form av lønn, inntekt av egen bedrift, provisjon, honorarer o.l. Arbeid som familiemedlem uten fast avtalt lønn i familiebedrift (f.eks. gårdsbruk, butikk o.l.) er også regnet som yrkesaktivitet.

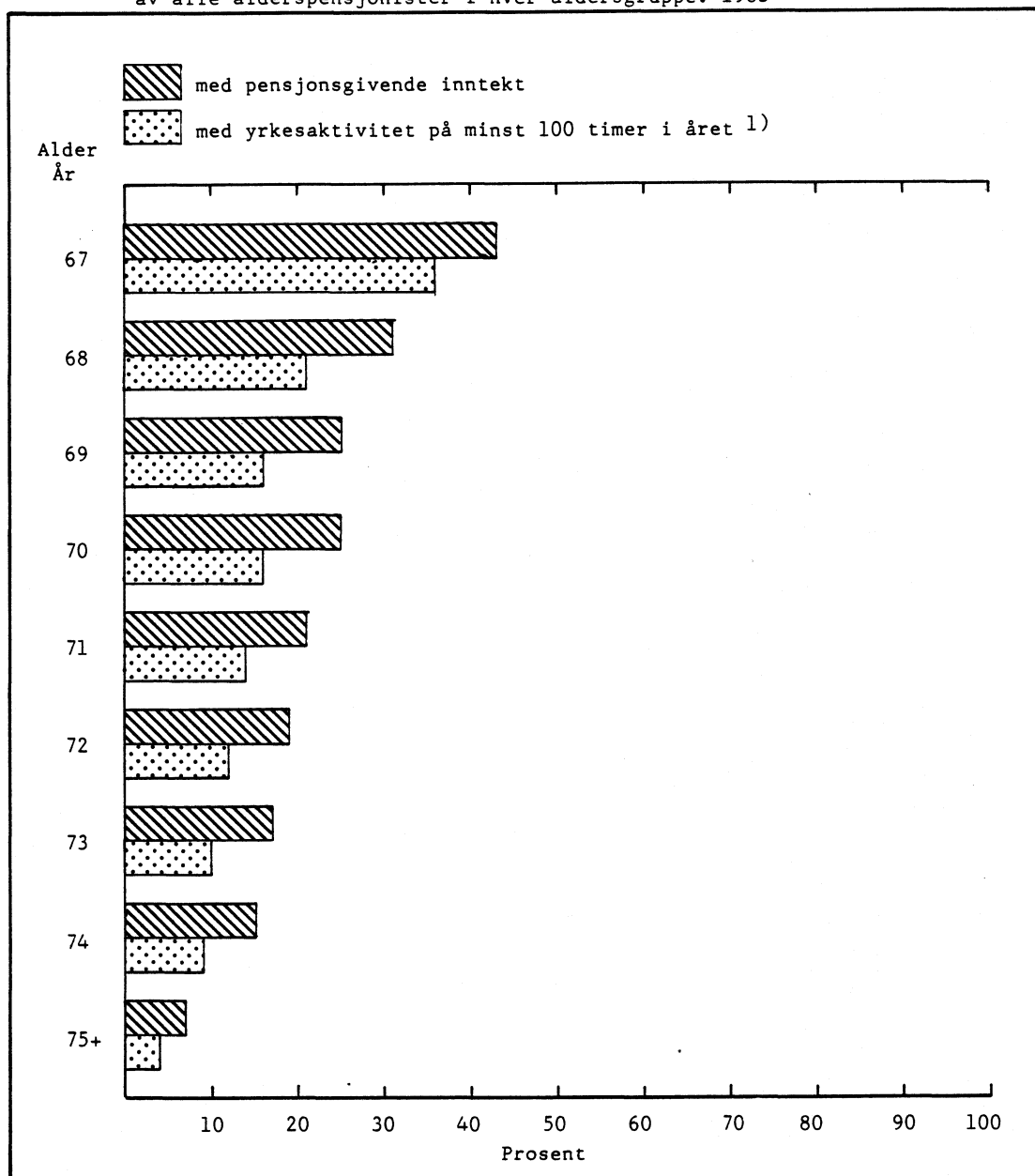
Opplysningene om pensjonsgivende inntekt for alderspensjonister er hentet fra skattedirektørens likningsregister for 1983. Pensjonsgivende inntekt omfatter lønn og annen godtgjørelse for arbeid i og utenfor tjenesteforhold, f.eks. honorarer, provisjon o.l. Videre er medregnet inntekt av selvstendig næringsvirksomhet, forutsatt at inntektstakeren deltar personlig i virksomheten. Sykepenger er også regnet som pensjonsgivende inntekt. Til alderspensjonist som mottok full alderspensjon ble det ytet sykepenger i inntil 15 uker i 1983.

Den inntektsdefinisjonen som implisitt følger av definisjonen av yrkesaktivitet i Fob 1980 er ganske lik definisjonen av pensjonsgivende inntekt. Definisjonsforskjellene består i at arbeid som familiemedlem uten fast avtalt lønn i familiebedrift er regnet som yrkesaktivitet i Fob 1980. Uten faktisk utbetalt lønn vil imidlertid denne personen ikke få registrert pensjonsgivende inntekt. På den annen side er sykepenger regnet som pensjonsgivende inntekt. Personer som ikke har utført yrkesaktivitet i følge definisjonen i Fob, kan således være registrert med pensjonsgivende inntekt. Vi ser at definisjonsforskjellene trekker i retning av å oppveie hverandre. De er også små og betyr lite for størrelsen på de estimerte sysselsettingsfrekvensene ved de to målingene.

Ved å nytte positiv pensjonsgivende inntekt som definisjon på yrkesdeltakelse vil en person bli registrert som yrkesaktiv selv om vedkommende bare har en kortvarig arbeidstilknytning i løpet av året. Justert for dette forhold, synes imidlertid andelen yrkesaktive målt på grunnlag av opplysninger om pensjonsgivende inntekt å stemme godt overens med andelen yrkesaktive definert og registrert som i Fob, tabell 2. Ved å nytte en timelønnsats på 50 kroner, og betrakte som ikke-yrkesaktive de alderspensjonister som ikke har pensjonsgivende inntekt eller som arbeider færre enn 100 timer i året (5 000 kroner i årlig pensjonsgivende inntekt/50 kroner i timelønn), får vi de samme sysselsettingsfrekvensene for alderspensjonister på 70 år og over som for personer 70 år og over i Fob 1980. Det kan selvfølgelig stilles spørsmål til om gjennomsnittlig timelønnsats på 50 kroner markerer et riktig nivå for alderspensjonistenes avlønning. Det finnes ikke offisiell statistikk som kan bekrefte dette. Den valgte timelønnsatsen synes på den annen side ikke urimelig når vi tar i betraktning registrert timelønn for andre yrkesaktive i 1983. For voksne menn i bergverksdrift og industri er gjennomsnittlig timelønn i 3. kvartal 1983 på 54 kroner, og for kvinner 45 kroner, Statistisk årbok 1984. En må anta at de fleste alderspensjonistene arbeider i andre næringer enn bergverksdrift og industri. Mangelen på offisiell statistikk over timefortjeneste i mer relevante næringer har imidlertid gjort det vanskelig å foreta andre sammenlikninger.

Med forbehold om den usikkerheten som er knyttet til størrelsen på den stipulerte timelønnsatsen, ser vi av tabell 2 at 24 prosent av alderspensjonistene i aldersgruppen 67-69 år har en pensjonsgivende inntekt som tilsier en yrkesaktivitet på minst 100 timer i året. Andelen yrkesaktive med minst 100 timers yrkesaktivitet i samme aldersgruppe i Fob 1980, er på 26 prosent. Ved sammenlikning av disse tallene må det opplyses at ikke alle personer i aldersgruppen 67-69 år mottar alderspensjon. I 1983 er andelen som ikke mottar alderspensjon i denne aldersgruppen ca. 6 prosent, Rikstrygdeverket (1984). Andelen av disse som har en pensjonsgivende inntekt er imidlertid vanskelig å anslå på grunnlag av opplysninger i offisiell statistikk. For hvert årskull av alderspensjonister i alderen 67-74 år og for gruppen 75 år og over viser figur 1 andelen av alderspensjonister i 1983 med henholdsvis pensjonsgivende inntekt og med pensjonsgivende inntekt på minst 5 500 kroner, dvs. yrkesaktivitet på minst 100 timer i året.

Figur 1. Andel av alderspensjonister med pensjonsgivende inntekt og andel av alderspensjonister med yrkesaktivitet på minst 100 timer i året. Prosent av alle alderspensjonister i hver aldersgruppe. 1983



1) Pensjonsgivende inntekt omregnet til timer på grunnlag av stipulert timelønssats.

4. DATA OG DEFINISJONER I DEN LOG-LINEÆRE ANALYSEN

4.1. Omfang

De alderspensjonistene som inngår i den log-lineære analysen, er pensjonister som var 71 eller 72 år ved utgangen av 1983. Analysepopulasjonen omfatter 72 054 pensjonister, og er fastlagt på grunnlag av registrering av pensjonister i denne aldersgruppen i Rikstrygdeverkets statistikkbase.

En nærmere studie av yrkesdeltakelsen for disse unge pensjonistene er interessant, selv om resultatene ikke kan generaliseres til å gjelde alle personer over aldersgrensen. Sammenliknet med eldre pensjonister har forholdsvis mange i aldersgruppen 71-72 år evne og kapasitet til å utføre yrkesaktivt arbeid, og ca. 20 prosent deltar yrkesaktivt. Av naturlige grunner avtar yrkesdeltakelsen med pensjonistenes alder, og det har ikke vært noe mål for den log-lineære analysen å påvise denne sammenhengen. En framstilling av sammenhengen mellom pensjonistenes yrkesdeltakelse og alder er tidligere vist i figur 1. For alderspensjonister på henholdsvis 71 og 72 år, er det bare små forskjeller i andelen som deltar i yrkesaktivt arbeid. Som det seinere vil framgå, har vi derfor ikke funnet det nødvendig å innføre alder som en variabel i analysen.

Den nedre aldersavgrensningen av analysepopulasjonen til 71 år, skyldes ønsket om å nytte en populasjon hvor folketrygdens regelverk ikke influerer på pensjonistenes yrkesdeltakelse. Folketrygdloven setter ingen grense for størrelsen på pensjonistens arbeidsinntekt etter at pensjonisten er fylt 70 år. I alle tilfelle ytes da hel alderspensjon. Dersom pensjonisten er yngre enn 70 år, må imidlertid sum av eventuell arbeidsinntekt og den del av pensjonen som pensjonisten ønsker å ta ut, ikke overstige 80 prosent av tidligere arbeidsinntekt. Det er vanskelig å vite hvordan dette regelverket, isolert sett, påvirker pensjonistenes yrkesdeltakelse. Lovbestemmelsen forhindrer at pensjonister under 70 år oppnår en like høy totalinntekt (arbeidsinntekt pluss pensjonsinntekt) som den arbeidsinntekt de hadde før pensjonsalder. Etter fylte 70 år er imidlertid dette mulig, gitt en ikke ubetydelig deltagelse i yrkesaktivt arbeid. I analysen er variablene yrkesdeltakelse og økonomisk standard knyttet til observasjoner som er registrert over hele året 1983. Ved å nytte en nedre aldersgrense på 71 år ved utgangen av året 1983, har vi ikke fått med opplysninger for pensjonister som er yngre enn 70 år i observasjonsperioden.

4.2. Modellbetraktninger

Selv for unge pensjonister (71-72 år) kan det være vanskelig å realisere et eventuelt ønske om yrkesdeltakelse. Som vist i avsnitt 2, ble det på 1970-tallet registrert en undersysselsetting for alderspensjonister. Dagens situasjon er kanskje ikke vesentlig forskjellig. Dette har sammenheng bl.a. med samfunnets holdninger til pensjonisttilværelsen og et ufullstendig tilbud av arbeid, f.eks. typer deltidsarbeid som er passende å utføre for alderspensjonister. Etterspørselen etter arbeidskraft er i første rekke rettet mot yngre aldersgrupper i befolkningen, og pensjonistenes muligheter til å oppnå yrkesaktivt arbeid er trolig sterkt avhengig av pensjonistenes kvalifikasjoner og deres sosiale og økonomiske ressursituasjon. Pensjonistenes tilknytning til arbeidslivet før pensjonering kan også være av betydning for deres yrkesaktivitet som pensjonist. Med utgangspunkt i dette resonnementet ser vi det som interessant å strukturere sammenhengen mellom pensjonistenes yrkesdeltakelse, utdanning, ekteskapelige status og økonomiske standard. Analysen er gjennomført adskilt for menn og kvinner.

4.3. Definisjon av variable

Opplysninger om ekteskapelig status er hentet fra Statistisk Sentralbyrås personregister. Pensjonistenes yrkesdeltakelse og økonomiske standard er basert på opplysninger i skattedirektørens likningsregister. Utdanningsopplysningene er fra Folke- og bolig telling 1980.

Ekteskapelig status er registrert ved utgangen av 1983. I analysen har vi valgt å nytte to kategorier for denne variabelen, henholdsvis gift og ugift/før gift.

En pensjonist er definert som yrkesdeltakere dersom vedkommende har pensjonsgivende inntekt i 1983, jf. avsnitt 3.

Økonomisk standard er en variabel som er konstruert på grunnlag av opplysninger om formue og gjennomsnittlig inntekt pr. forbruksenhet for den familie som alderspensjonisten tilhører. Variabelen er inndelt i tre kategorier. Lav økonomisk standard er kjennetegnet ved at både inntekt pr. forbruksenhet og formue er lik eller lavere enn populasjonsgjennomsnittet for de respektive variablene. En pensjonist har middels økonomisk standard dersom formuen er lik eller lavere enn gjennomsnittet og inntekt pr. forbruksenhet er høyere enn gjennomsnittet, eller omvendt. For pensjonister med høy økonomisk standard er både inntekt pr. forbruksenhet og formue høyere enn populasjonsgjennomsnittene.

Ved beregning av forbruksenheter i familien er nyttet opplysninger om familiestørrelsen ved utgangen av 1983. Antall forbruksenheter i familien er et mål på familiens forbruksbehov og er regnet ut ved å gi vekter til de enkelte personene i familien. Første person er gitt vekten 1.0 og hver av de øvrige personene vekten 0.7. For hver familie er summen av disse vektene lik antall forbruksenheter i familien.

Inntekts- og formuesoppgavene bygger på opplysninger ved skattelikningen for året 1983. Familiens inntekt er lik sum av nettoinntekt før særfradrag for alle familiemedlemmene, fratrukket eventuell pensjonsgivende inntekt for alderspensjonist(er) i familien. Den familieinntekten som er nyttet for å fastlegge pensjonistenes økonomiske standard er således ikke i noen grad bestemt av inntekten fra pensjonistenes yrkesaktivitet. Familiens formue er lik sum av nettoformue ved statsskattelikningen for alle personene i familien.

Pensjonistenes utdanning er angitt ved utdanningsnivået eller utdanningens varighet. Variabelen er dikotomisert, og det er skilt mellom utdanning på 10 år eller kortere og utdanning med varighet på mer enn 10 år.

En kort sammenfatning av inndelingen av variablene er gitt nedenfor. Tabellene 3 og 4 gir en oversikt over det materialet som skal analyseres.

Variable

Utdanning	1 = lav (varighet 10 år eller kortere) 2 = høy (varighet mer enn 10 år)
Ekteskapelig status	1 = ugift eller før gift 2 = gift
Økonomisk standard	1 = lav 2 = middels 3 = høy
Yrkesdeltakelse	1 = yrkesdeltaker 2 = ikke-yrkesdeltaker.

Tabell 3. Andel av alderspensjonister, menn 71-72 år, som er yrkesdeltakere i grupper for utdanning/ekteskapelig status/økonomisk standard. 1983

	Andel som er yrkesdeltakere. Prosent	Tallet på alderspensjonister, i alt
Alle	31	32 120
UTDANNING		
Lav	29	27 281
Høy	41	4 839
EKTESKAPELIG STATUS		
Ugift eller før gift	23	8 490
Gift	34	23 630
ØKONOMISK STANDARD		
Lav	22	14 859
Middels	34	9 761
Høy	44	7 500

Tabell 4. Andel av alderspensjonister, kvinner 71-72 år, som er yrkesdeltakere i grupper for utdanning/ekteskapeelig status/økonomisk standard. 1983

	Andel som er yrkesdeltakere, Prosent	Tallet på alderspensjonister, i alt
Alle	11	39 934
UTDANNING		
Lav	10	37 319
Høy	21	2 615
EKTESKAPELIG STATUS		
Ugift eller før gift	12	22 052
Gift	10	17 882
ØKONOMISK STANDARD		
Lav	9	23 498
Middels	14	9 487
Høy	17	6 949

Andelen yrkesdeltakere er nesten tre ganger så stor for menn som for kvinner, tabellene 3 og 4. For begge kjønn er det en positiv korrelasjon mellom yrkesdeltakelse og utdanning, og mellom yrkesdeltakelse og økonomisk standard. Bare sammenhengen mellom yrkesdeltakelse og ekteskapeelig status er vesentlig forskjellig for menn og kvinner. Gifte menn deltar oftere yrkesaktivt enn ugifte eller før gifte menn. For kvinner er forholdet omvendt.

Disse fordelingene viser trolig bare noen av de sammenhengene som faktisk eksisterer mellom yrkesdeltakelse og variablene utdanning, ekteskapeelig status og økonomisk standard. Fordelingene gir ikke grunnlag for å bekrefte eller avkrefte eventuelle signifikante samspill av høyere orden mellom variablene. Formålet med den log-lineære analysen som følger, er å teste hypoteser om slike samspill og foreta en strukturering av dataene. Ved valget mellom flere modeller er målet å finne den enklest mulige modell som gir en "brukbar" tilpasning til datamaterialet.

Avsnitt 5 gir en kort teoretisk gjennomgang av analysemetoden. Resultatene fra analysen er presentert i avsnittene 6-8.

5. DEN LOG-LINEÆRE MODELLEN

Den log-lineære analysen bygger på antakelser om den samplingfordelingen som har generert observasjonene. I tillegg spesifiseres en strukturell modell ved å legge restriksjoner på parametrene i samplingfordelingen.

Samplingfordeling

Vi antar at enhetene er uavhengige av hverandre, og betrakter den kombinasjonen av variabelkjennermerker som er knyttet til hver tabellcelle som en observasjonsverdi. Dersom sannsynligheten for hver enkelt observasjonsverdi er den samme for alle enheter, er enhetene multinomisk fordelt, Amundsen (1984).

$$(5.1) f(n_{1111}, n_{1112}, \dots, n_{IJK,L-1}) = \frac{n!}{n_{1111}! n_{1112}! \dots n_{IJKL}!} p_{1111}^{n_{1111}} \cdot p_{1112}^{n_{1112}} \dots p_{IJKL}^{n_{IJKL}}$$

der n_{ijkl} = observerte antall enheter i tabellcelle (ijkl).

$$n = \sum_i \sum_j \sum_k \sum_l n_{ijkl} = \text{antall enheter, totalt.}$$

p_{ijkl} = sannsynligheten for hver enkelt observasjon i tabellcelle (ijkl),
(alle $p_{ijkl} > 0$ og $\sum_i \sum_j \sum_k \sum_l p_{ijkl} = 1$).

- i = 1,2 (I) utdanning
- j = 1,2 (J) ekteskapelig status
- k = 1,2,3 (K) økonomisk standard
- l = 1,2 (L) yrkesdeltakelse

For to av variablene som inngår i analysen, vil det for enkelte enheter være avhengighet i observasjonene. Dette gjelder variablene ekteskapelig status og økonomisk standard for mann og kvinne som er gifte med hverandre. For å få oppfylt forutsetningen om uavhengige observasjoner, er derfor analysen delt i to adskilte deler; en log-lineær analyse for menn (avsnitt 6) og en for kvinner (avsnitt 7).

Strukturell modell

I analysen er det nyttig å bruke forskjellige log-lineære modellutforminger i forsøk på å finne den enkleste modellen som gir "brukbar" tilpasning til datamaterialet. Ulike modeller impliserer ulike restriksjoner på parametrene (p_{ijkl} -ene i samplingfordelingen). Ved å nytte samme notasjon som tidligere, kan f.eks. restriksjonene i en enkelt modell som forutsetter uavhengighet mellom alle variablene spesifiseres slik:

$$(5.2) p_{ijkl} = p_{i\dots} \cdot p_{.j\dots} \cdot p_{..k.} \cdot p_{...l}$$

der $p_{i\dots} = \sum_j \sum_k \sum_l p_{ijkl}$, (og tilsvarende for $p_{.j\dots}$, $p_{..k.}$ og $p_{...l}$).

Seinere vil vi også bruke uttrykket mettet modell. Dette er en modell uten restriksjoner på parametrene, dvs. en modell som ikke har som mål å finne fram til noen bestemt struktur i kontingens-tabellen.

Reparametrisering

Vi innfører betegnelsen

$$m_{ijkl} = p_{ijkl} \cdot n = \text{forventet antall enheter i tabellcelle } (ijkl).$$

Den naturlige logaritmen til m_{ijkl} kan da uttrykkes som en sum av parametre, Fienberg (1978):

$$(5.3) \quad \log m_{ijkl} = u + u_1(i) + u_2(j) + u_3(k) + u_4(l) + u_{12}(ij) + u_{13}(ik) + u_{14}(il) + u_{23}(jk) \\ + u_{24}(jl) + u_{34}(kl) + u_{123}(ijk) + u_{124}(ijl) + u_{134}(ikl) + u_{234}(jkl) + u_{1234}(ijkl),$$

med bibetingelser

$$(5.4) \quad \sum_i u_1(i) = \sum_j u_2(j) = \sum_k u_3(k) = \sum_l u_4(l) = 0, \quad \sum_i u_{12}(ij) = \sum_j u_{12}(ij) = \sum_i u_{13}(ik) = \sum_k u_{13}(ik) = \sum_i u_{14}(il) = \\ \sum_l u_{14}(il) = \sum_j u_{23}(jk) = \sum_k u_{23}(jk) = \sum_j u_{24}(jl) = \sum_l u_{24}(jl) = \sum_k u_{34}(kl) = \sum_l u_{34}(kl) = 0, \quad \sum_i u_{123}(ijk) = \\ \sum_j u_{123}(ijk) = \sum_k u_{123}(ijk) = \sum_i u_{124}(ijl) = \sum_j u_{124}(ijl) = \sum_l u_{124}(ijl) = \sum_i u_{134}(ikl) = \sum_k u_{134}(ikl) = \\ \sum_l u_{134}(ikl) = \sum_j u_{234}(jkl) = \sum_k u_{234}(jkl) = \sum_l u_{234}(jkl) = 0, \quad \sum_i u_{1234}(ijkl) = \sum_j u_{1234}(ijkl) = \\ \sum_k u_{1234}(ijkl) = \sum_l u_{1234}(ijkl) = 0.$$

Modell (5.3) er en mettet modell hvor u er en normeringskonstant som inngår i $\log m_{ijkl}$ for alle i, j, k og l . For de andre u -ene i (5.3) er nyttet fotindekser som refererer til variabelnummer og variabelverdi. Eksempelvis refererer parameteren $u_{1(i)}$ til i -te verdi av variable nr. 1, $u_{12}(ij)$ til kombinasjonen av i for variabel nr. 1 og j for variabel nr. 2 og $u_{1234}(ijkl)$ til kombinasjonen i for variabel nr. 1, j for variabel nr. 2, k for variabel nr. 3 og l for variabel nr. 4.

Bibetingelsene i (5.4) gir en en-entydig korrespondanse mellom u -ene i (5.3) og p_{ijkl} -ene i (5.1).

En kryssklassifisering av variablene gir $I \cdot J \cdot K \cdot L$ p_{ijkl} -verdier. Med innsatte verdier for I, J, K og L , jf. (5.1), er antall p_{ijkl} -verdier lik 24.

Antall u -er som ikke kan uttrykkes ved hjelp av andre u -er, jf. (5.4), er lik

$$1 + I - (I-1) + J - (J-1) + K - (K-1) + L - (L-1) \\ + (I-1)(J-1) + (I-1)(K-1) + (I-1)(L-1) \\ + (J-1)(K-1) + (J-1)(L-1) + (K-1)(L-1) \\ + (I-1)(J-1)(K-1) + (I-1)(J-1)(L-1) \\ + (I-1)(K-1)(L-1) + (J-1)(K-1)(L-1) \\ + (I-1)(J-1)(K-1)(L-1).$$

Ved innsetting av verdier for I, J, K og L gir dette 24 uavhengige¹ u-er. Restriksjonene på p-ene i forskjellige strukturelle modeller kan derfor oppfattes som restriksjoner på u-ene i tilsvarende log-lineære modellutforminger.

Vi skal gi en tolkning av u-ene i (5.3).

u: normeringskonstant. Konstanten uttrykker gjennomsnittsnivået av alle $\log n \cdot p_{ijkl}$ -ene, dvs.

størrelsen på u er også avhengig av antall observerte enheter (n).

$u_{1(i)}, u_{2(j)}, u_{3(k)}, u_{4(l)}$: uttrykker gjennomsnittlig hovedeffekt av at henholdsvis variabel nr. 1 har verdi i, variabel nr. 2 har verdi j, osv. F.eks. $u_{1(i)}$ uttrykker gjennomsnittlig hovedeffekt over alle j, k, l utover det som er med i gjennomsnittsnivået (u).

$u_{12(ij)}, u_{13(ik)}, u_{14(il)}$,

$u_{23(jk)}, u_{24(jl)}, u_{34(kl)}$: uttrykker 1. ordens samspill mellom de variable parvis.

$u_{123(ijk)}, u_{124(ijl)}$,

$u_{134(ikl)}, u_{234(jkl)}$: uttrykker 2. ordens samspill mellom de variable tre og tre.

$u_{1234(ijkl)}$: uttrykker samspill mellom alle variable (i,j,k,l) simultant.

Estimering av parametre. Testing av modell

Sannsynlighetsmaksimeringsmetoden er en metode for å estimere en populasjonsparameter ved den verdien som maksimerer sannsynlighetsfunksjonen når de observerte verdiene er satt inn, Scholz (1985). F. eks. hvis sannsynlighetsfunksjonen er $L(x_1, x_2, \dots, x_n, \theta)$ med x-ene som observerte verdier, estimeres

parameteren θ som en funksjon av x-ene, $(\hat{\theta})$, når

$$\frac{\partial L}{\partial \theta} \Big|_{\theta=\hat{\theta}} = 0, \quad \frac{\partial^2 L}{\partial \theta^2} \Big|_{\theta=\hat{\theta}} < 0.$$

I analysen er parametrene (u-ene) estimert ved å maksimere

$$\prod_{ijkl} m_{ijkl}^{n_{ijkl}} \text{ som funksjon av } u, u_{1(i)}, \dots, u_{1234(ijkl)}.$$

Estimatene for de forventede cellefrekvensene i kontingenstabellen, \hat{m}_{ijkl} -ene,

er da gitt ved $\hat{u}, \hat{u}_{1(i)}, \dots, \hat{u}_{1234(ijkl)}$.

Sannsynlighetskvotetesten (log likelihood ratio test) er nyttet som testobservator i de log-lineære modellene som er anvendt i analysen. Testobservatoren er definert som

$$G^2 = 2 \sum_{ijkl} n_{ijkl} \left(\log \frac{n_{ijkl}}{\hat{m}_{ijkl}} \right).$$

¹ I analysen har en valgt å telle antall uavhengige u-er og p-er som ovenfor. I denne modellen er det imidlertid bare 23 uavhengige u-er og p-er. Dette følger av forutsetningen om at

$$\sum_i \sum_j \sum_k \sum_l p_{ijkl} = 1.$$

Når modellen er riktig, er observatoren asymptotisk χ^2 -fordelt med antall frihetsgrader (df) lik antall celler i kontingenstabellen minus antall uavhengige u-er, Bishop et al (1975). G^2 måler avviket mellom observerte og forventede cellefrekvenser. Dersom dette avviket er større enn den fraktilen i χ^2 -fordelingen som er representert ved signifikansnivået på testen, forkastes modellen.

Valg av modell. Hierarkiske modeller. Betinget testobservator

For å finne den enkleste modellen som gir "rimelig god" tilpasning til datamaterialet har vi valgt å starte med komplekse modeller og gå over til enklere modeller ved gradvis å utelukke parametre som satt lik null gir minst reduksjon i tilpasningen. Denne metoden som i faglitteraturen er omtalt som "baklengsmetoden", Haldorsen (1977), innebærer en hypotesetesting av modellparametrene, av de enkelte modeller, og av forskjellen i tilpasning mellom ulike modeller.

Av tolkningsmessige grunner har vi i analysen begrenset oss til hierarkiske modeller. En hierarkisk modell er en modell hvor et høyere ordens samspillsledd kan tas med bare hvis alle relaterte lavere ordens samspillsledd er inkludert. F.eks. kan ikke leddet u_{123} være inkludert med mindre

leddene u_{12} , u_{13} og u_{23} også inngår.

For å referere til ulike modeller har vi valgt å innføre en modellbetegnelse som angir det (de) samspillsledd(ene) som har høyest orden i modellen. F.eks. betegnelsen for modell (5.3) lik [1234], siden u_{1234} er høyeste ordens samspillsledd i modellen. Betegnelsen [14][24][34][123] refererer på tilsvarende måte til en modell med følgende parametre: u , u_1 , u_2 , u_3 , u_4 , u_{12} , u_{13} , u_{14} , u_{23} , u_{24} ,

u_{34} og u_{123} .

For å sammenlikne forskjell i tilpasning mellom to modeller (modell 1 og modell 2, hvor modell 2 er et spesialtilfelle av modell 1), har vi nyttet en betinget testobservator. Den betingede testobservatoren er lik G^2 (modell 2) - G^2 (modell 1), og Fienberg (1978) og Rao (1973), har vist at differansen mellom testobservatoren for modell 2, (G^2 (modell 2)), og modell 1, (G^2 (modell 1)), er asymptotisk χ^2 -fordelt dersom modell 1 er den riktige modellen. Antall df i χ^2 -fordelingen for den betingede testobservatoren er lik differansen mellom df (modell 2) og df (modell 1). Dersom den betingede testobservatoren er "for stor" målt ved χ^2 -fordelingen og et bestemt signifikansnivå på testen, forkastes den enklere modell 2.

Ved testing av modellparametre og modelltilpasninger er det i analysen nyttet et signifikansnivå på 1 prosent ved hver enkelt test.

6. YRKEDELTAELSE FOR MENN, 71-72 ÅR

For menn, 71-72 år, er resultatene fra modelltilpasningene til datamaterialet i tabell 3 vist nedenfor, tabell 5.

Modell [12][13][14][234] er den enkleste log-lineære modellen som gir en "brukbar" tilpasning til dataene. Testobservatoren, G^2 , for denne modellen er 4.38 med df lik 7. La H være en hypotese om at modellen gjelder, dvs. at $G^2 < \chi_{\epsilon}^2$, hvor ϵ er lik $P(G^2 \geq \chi_{\epsilon}^2)$. Vi vil da forkaste H dersom $G^2 \geq \chi_{\epsilon}^2$. Med $\epsilon = 0.01$ og df lik 7, $\chi_{\epsilon}^2 = 18.48$, og H kan ikke forkastes.

Modell [12][13][14][234] er et spesialtilfelle av modell [14][123][234], og anvendelse av modell [12][13][14][234] framfor modell [14][123][234] gir ikke noen signifikant reduksjon i tilpasningen. Størrelsen på den betingede testobservatoren er lik 1.79 med df lik 2, mens $\chi_{0,01}^2$ -fraktilen med df lik 2 er på 9.21. Som det framgår av tabell 5 er imidlertid en ytterligere reduksjon av modell [12][13][14][234] ikke mulig. For df lik 9 er $\epsilon_{0,01}$ lik 21.67. Avviket mellom de observerte og forventede cellefrekvensene mål ved G^2 , (37.07), er således signifikant, og modell [12][13][14][23][24][34] forkastes. Størrelsen på den betingede testobservatoren viser også at modellen gir en signifikant reduksjon i tilpasningen sammenliknet med modell [12][13][14][234], jf. den teoretiske gjennomgangen i avsnitt 5. Med et signifikansnivå på 1 prosent er alle samspillsleddene i modell [12][13][14][234] signifikant forskjellig fra null.

Tabell 5. Log-lineær modelltilpasning til data i tabell 3. Testobservator og betinget testobservator for de enkelte modellene. Menn, 71-72 år

Modell	Angivelse av type parametre i modellen	df for		$G^2(i) - G^2(i-1)$ $i = 2,3,\dots$	df for $[G^2(i) - G^2(i-1)]$ $i = 2,3,\dots$
		G^2	G^2		
Nr. (i)					
i = 1	[1234]	0,00	0		
i = 2	[123][124][134][234]	1,69	2	1,69	2
i = 3	[123][124][234]	2,24	4	0,55	2
i = 4	[14][123][234]	2,59	5	0,35	1
i = 5	[12][13][14][234]	4,38	7	1,79	2
i = 6	[12][13][14][23][24][34]	37,07	9	32,69	2

Sammenliknet med den mettede modellen representerer modell [12][13][14][234] en substansiell reduksjon av kompleksiteten i datamaterialet. Modellstrukturen er forholdsvis enkel og bare ett 2. ordens samspillsledd, $\hat{u}_{234(jk1)}$, inngår i modellen. Vi skal gi en nærmere tolkning av de estimerte modellparametrene. Parametrene er presentert i tabell 6, nedenfor. Sammenhenger mellom variable hvor yrkesdeltakelse ikke er én av variablene, har vi ikke funnet interessant å kommentere. Appendix 1 gir en oversikt over de estimerte parametrene i den mettede modellen.

Tabell 6. Estimerte parametre i modell [12][13][14][234]. Menn, 71-72 år

i =	1	2	
j =	1	2	
k =	1	2	3
l =	1	2	
$\hat{u}_{1(i)}$:	0,900	-0,900	
$\hat{u}_{2(j)}$:	-0,675	0,675	
$\hat{u}_{3(k)}$:	-0,007	0,008	-0,001
$\hat{u}_{4(l)}$:	-0,369	0,369	
$\hat{u}_{12(1j)} = -\hat{u}_{12(2j)}$:	0,102	-0,102	
$\hat{u}_{13(1k)} = -\hat{u}_{13(2k)}$:	0,475	-0,015	-0,460
$\hat{u}_{14(1l)} = -\hat{u}_{14(2l)}$:	-0,058	0,058	
$\hat{u}_{23(1k)} = -\hat{u}_{23(2k)}$:	0,125	-0,036	-0,089
$\hat{u}_{24(1l)} = -\hat{u}_{24(2l)}$:	-0,098	0,098	
$\hat{u}_{34(k1)} = -\hat{u}_{34(k2)}$:	-0,264	0,012	0,252
$\hat{u}_{234(1k1)} = \hat{u}_{234(2k2)} =$ $-\hat{u}_{234(1k2)} = -\hat{u}_{234(2k1)}$:	-0,046	-0,015	0,061

Samspillsleddene av 1. orden uttrykker den parvise sammenhengen mellom yrkesdeltakelse og utdanning/ekteskapeelig status/økonomisk standard. Ved å se på fortegnet til parametrene $\hat{u}_{14(i)}$, $\hat{u}_{24(j)}$ og $u_{34(k)}$ finner vi "tilsvarende" resultater som i tabell 3, avsnitt 4. Menn med høy utdanning deltar oftere yrkesaktivt enn menn med lav utdanning, gifte menn oftere enn ugifte eller før gifte, og menn med høy økonomisk standard oftere enn de med middels eller lav standard. Den merinformasjon som modellen gir, sammenliknet med tabell 3, er følgende:

Modellen inneholder ingen 2. ordens eller høyere ordens samspillsledd hvor både variabel 4 (yrkesdeltakelse) og variabel 1 (utdanning) inngår. Det forhold at menn med høy utdanning oftere deltar yrkesaktivt enn menn med lav utdanning, gjelder derfor i samme grad for alle delgrupper med hensyn til ekteskapeelig status og økonomisk standard. "I samme grad" betyr at sammenhengen mellom yrkesdeltakelse og utdanning er like sterk for alle delgruppene, dvs. forholdet mellom andelen yrkesaktive menn med høy utdanning og andelen yrkesaktive menn med lav utdanning er det samme for alle kombinasjoner av ekteskapeelig status og økonomisk standard.

For både gifte og ugifte eller før gifte menn er det positiv sammenheng mellom yrkesdeltakelse og økonomisk standard. Denne sammenhengen er imidlertid sterkest for ugifte eller før gifte menn, jf. fortegnet til $\hat{u}_{234(jk)}$. Dette betyr at forholdet mellom andelen yrkesaktive ugifte eller før gifte menn med høy økonomisk standard og andelen med f.eks. lav økonomisk standard er større enn forholdet mellom tilsvarende andeler for gifte menn. Uten å gjennomføre resonnementet vil vi nevne at det er symmetri. I tolkningen av $\hat{u}_{234(jk)}$ kunne vi derfor like gjerne ha sett på sammenhengen mellom yrkesdeltakelse og ekteskapeelig status for ulike nivåer for økonomisk standard. De påviste sammenhengene mellom yrkesdeltakelse, ekteskapeelig status og økonomisk standard gjelder i samme grad for menn med lav og høy utdanning. I tabell 10 er presentert estimatene for andelen yrkesaktive menn i de ulike delgruppene.

7. YRKEDELTAELSE FOR KVINNER, 71-72 ÅR

For kvinner gir modell [34][123][124] best tilpasning til datamaterialet i tabell 4. Vi viser til tabell 7 uten nærmere gjennomgang av modelltestingen. Med et signifikansnivå på 1 prosent er alle leddene i modellen signifikant forskjellig fra null.

Tabell 7. Log-lineær modelltilpasning til data i tabell 4. Testobservator og betinget testobservator for de enkelte modellene. Kvinner, 71-72 år

Modell	Angivelse av type parametre i modellen	df for		df for	
		G^2	G^2	$G(i) - G(i-1)$ $i = 2, 3, \dots$	$[G(i) - G(i-1)]$ $i = 2, 3, \dots$
Nr. (i)					
i = 1	[1234]	0,00	0		
i = 2	[123][124][134][234]	4,02	2	4,02	2
i = 3	[123][124][234]	9,38	4	5,36	2
i = 4	[34][123][124]	16,07	6	6,69	2
i = 5	[14][24][34][123]	22,31	7	6,24	1

Tabell 8 viser de estimerte parametrene i modell [34][123][124], og appendix 2 de estimerte parametrene i den mettede modellen.

Modell [34][123][124] for kvinner er mer kompleks enn modell [12][13][14][234] for menn, avsnitt 6. Modellen gir heller ikke så god tilpasning til datamaterialet som modellen for menn, og resultatene kan tyde på at også andre faktorer enn de som er nyttet i analysen har betydning for kvinners yrkesdeltakelse. Modellen bidrar likevel til en strukturering av dataene og påviser signifikante sammenhenger i materialet. Vi skal gi en kort tolkning av modellparametrene.

Yrkesdeltakelse er mer vanlig for kvinner med høy økonomisk standard enn for kvinner med midt eller lav standard, jf. fortegnet til $\hat{u}_{34(k)}$. Sammenhengen mellom yrkesdeltakelse og økonomisk standard er uavhengig av utdanning og ekteskkelig status.

I gjennomsnitt for kvinner med høy og lav utdanning, er ugifte eller før gifte kvinner oftere yrkesaktive enn gifte, $\hat{u}_{24(j)}$. Både for gifte og ugifte eller før gifte kvinner er det også positiv korrelasjon mellom yrkesdeltakelse og utdanning. Denne sammenhengen er imidlertid ikke så sterk for ugifte eller før gifte kvinner som for gifte, jf. $\hat{u}_{124(ij)}$. Sammenhengen mellom yrkesdeltakelse, utdanning og ekteskkelig status gjelder i samme grad for alle nivåer for økonomisk standard. Tabell 11 gir estimatene for andelen yrkesaktive kvinner i de ulike delgruppene.

Tabell 8. Estimerte parametre i modell [34][123][124]. Kvinner, 71-72 år

i =	1	2	
j =	1	2	
k =	1	2	3
l =	1	2	
$\hat{u}_{1(i)}$:	1,204	-1,204	
$\hat{u}_{2(j)}$:	0,161	-0,161	
$\hat{u}_{3(k)}$:	-0,070	0,019	0,051
$\hat{u}_{4(l)}$:	-0,863	0,863	
$\hat{u}_{12(1j)} = -\hat{u}_{12(2j)}$:	-0,136	0,136	
$\hat{u}_{13(1k)} = -\hat{u}_{13(2k)}$:	0,689	-0,146	-0,543
$\hat{u}_{14(1l)} = -\hat{u}_{14(2l)}$:	-0,139	0,139	
$\hat{u}_{23(1k)} = -\hat{u}_{23(2k)}$:	0,276	0,063	-0,339
$\hat{u}_{24(1l)} = -\hat{u}_{24(2l)}$:	0,072	-0,072	
$\hat{u}_{34(k1)} = -\hat{u}_{34(k2)}$:	-0,217	0,048	0,169
$\hat{u}_{123(11k)} = \hat{u}_{123(22k)} =$ $-\hat{u}_{123(12k)} = \hat{u}_{123(21k)}$:	0,077	-0,123	0,046
$\hat{u}_{124(11l)} = \hat{u}_{124(22l)} =$ $-\hat{u}_{124(12l)} = -\hat{u}_{124(21l)}$:	0,033	-0,033	

8. EN SAMMENLIKNING AV RESULTATENE FOR MENN OG KVINNER

I avsnittene 6 og 7 brukte vi fortegnene til de estimerte modellparametrene (\hat{u} -ene) i tolknin-gen av resultatene. På dette grunnlag kunne vi også vise at sammenhengen mellom de enkelte variable var sterkere for noen pensjonistgrupper enn for andre. Vi skal nå innføre et mål som kvantifiserer graden av sammenheng mellom variablene.

For å måle sammenhengen mellom yrkesdeltakelse og de øvrige variablene, har vi estimert forholdet mellom odds ved å ta utgangspunkt i de estimerte cellefrekvensene, se tabellene 10 og 11. For menn med lav utdanning er oddsen for yrkesdeltakelse,

$$\text{odds } (1 | i=1, j=1, k=1) = \frac{\hat{m}_{1111}}{\hat{m}_{1112}} = \frac{721}{3\ 826} = 0.188, \text{ og for menn med høy utdanning,}$$

$$\text{odds } (1 | i=2, j=1, k=1) = \frac{\hat{m}_{2111}}{\hat{m}_{2112}} = \frac{42}{178} = 0.236.$$

(Sammenhengen mellom yrkesdeltakelse og utdanning er uavhengig av ekteskapelig status og økonomisk standard, og ved beregning av oddsene har vi tilfeldig valgt $j=1$ og $k=1$). Forholdet mellom oddsene for menn med henholdsvis høy og lav utdanning er lik $0.236/0.188 = 1.3$, jf. tabell 9 hvor vi også har beregnet relative odds for yrkesdeltakelse for flere delgrupper menn og kvinner.

Tabell 9. Estimater for forholdet mellom odds. Modell [12][13][14][234] for menn og modell [34][123][124] for kvinner

	Estimater for forholdet mellom odds
MENN	
<u>Yrkesdeltakelse og utdanning</u>	
Odds [1 i = 2, j, k]/Odds [1 i = 1, j, k]	1,3
<u>Yrkesdeltakelse og økonomiske standard. Ugifte eller før gifte</u>	
Odds [1 i, j = 1, k = 2]/Odds [1 i, j = 1, k = 1]	1,9
Odds [1 i, j = 1, k = 3]/Odds [1 i, j = 1, k = 2]	1,9
<u>Yrkesdeltakelse og økonomisk standard. Gifte</u>	
Odds [1 i, j = 2, k = 2]/Odds [1 i, j = 2, k = 1]	1,6
Odds [1 i, j = 2, k = 3]/Odds [1 i, j = 2, k = 2]	1,4
KVINNER	
<u>Yrkesdeltakelse og utdanning. Ugifte eller før gifte</u>	
Odds [1 i = 2, j = 1, k]/Odds [1 i = 1, j = 1, k]	1,5
<u>Yrkesdeltakelse og utdanning. Gifte</u>	
Odds [1 i = 2, j = 2, k]/Odds [1 i = 1, j = 2, k]	2,0
<u>Yrkesdeltakelse og økonomisk standard</u>	
Odds [1 i, j, k = 2]/Odds [1 i, j, k = 1]	1,7
Odds [1 i, j, k = 3]/Odds [1 i, j, k = 2]	1,3

Estimatene for forholdet mellom odds i tabell 9 bekrefter de konklusjonene vi kunne trekke i avsnittene 6 og 7 om sammenhengen mellom variablene ved å se på fortegnet til \hat{u} -ene. Vi ser videre at sammenhengen mellom yrkesdeltakelse og utdanning er sterkere både for gifte og for ugifte eller før gifte kvinner enn for menn, og at sammenhengen mellom yrkesdeltakelse og økonomisk standard er sterkere for ugifte eller før gifte menn enn for kvinner og gifte menn.

Resultatene i tabell 10 og 11 representerer en "glatting" av observasjonsmaterialet. De estimerte cellefrekvensene avviker imidlertid ikke mye fra de observerte cellefrekvensene, se appendix 3 og 4. Det kan derfor være grunnlag for å tro at de estimerte andelene for yrkesdeltakelse i tabellene 10 og 11 gir de beste anslag for de underliggende sannsynlighetene.

Tabell 10. Odds for yrkesdeltakelse og andel som er yrkesdeltakere. Estimater fra modell [12][13][14][234]. Menn, 71-72 år

Utdanning	Ekteskapelig status	Økonomisk standard	Yrkesdeltakelse.		Odds for yrkesdeltakelse	Yrkesdeltakelse. Prosent
			Estimerte cellefrekvenser			
			1	2		
i	j	k				
1	1	1	721	3 826	0,188	16
1	1	2	519	1 492	0,348	26
1	1	3	429	656	0,654	40
1	2	1	2 358	7 036	0,335	25
1	2	2	2 200	4 020	0,547	35
1	2	3	1 737	2 289	0,759	43
2	1	1	42	178	0,236	19
2	1	2	81	185	0,438	30
2	1	3	163	198	0,823	45
2	2	1	207	491	0,422	30
2	2	2	516	748	0,690	41
2	2	3	992	1 037	0,957	49

Tabell 11. Odds for yrkesdeltakelse og andel som er yrkesdeltakere. Estimater fra modell [34][123][124]. Kvinner, 71-72 år

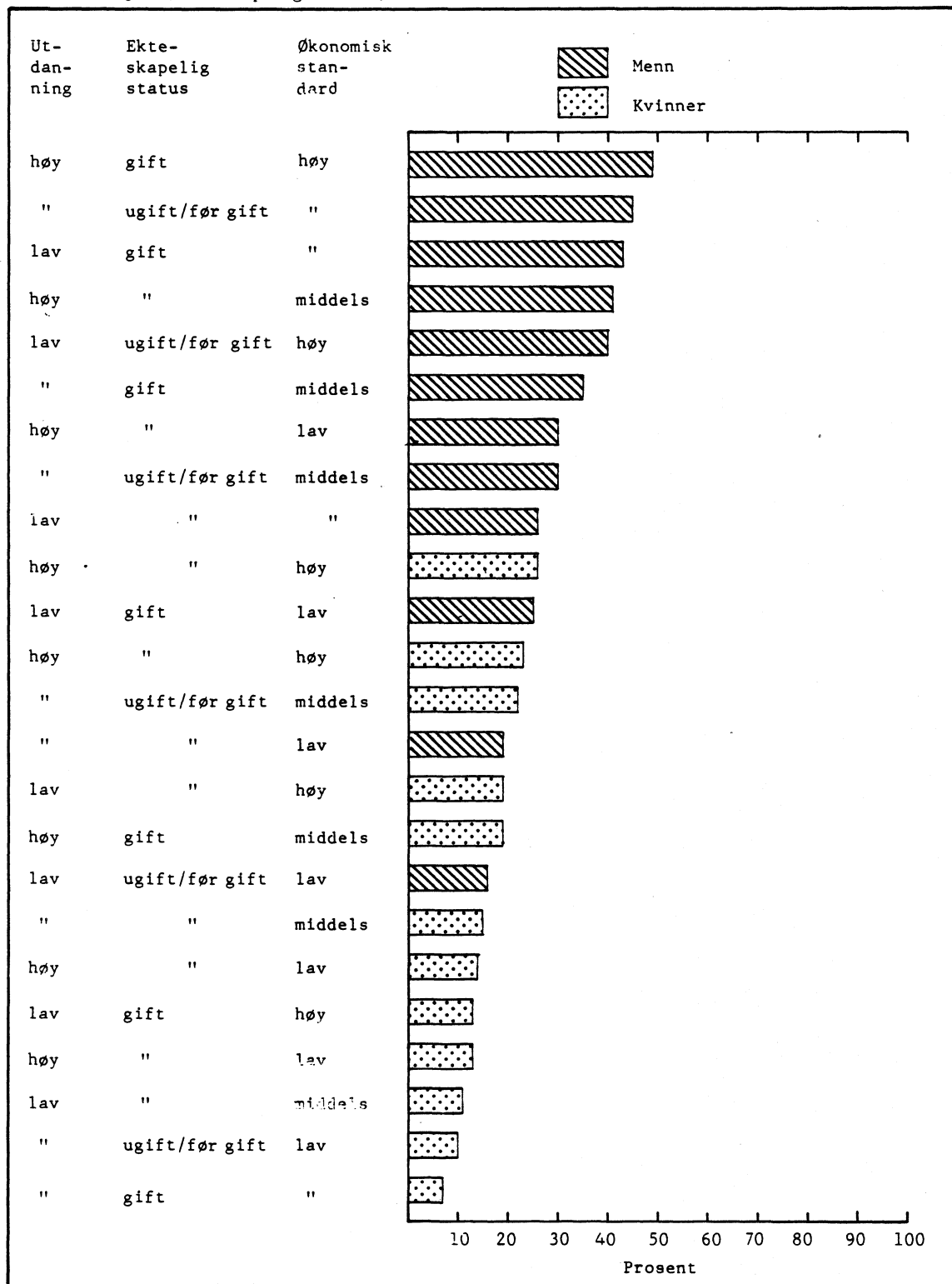
Utdanning	Ekteskape- lig status	Økonomisk standard	Yrkesdeltakelse.		Odds for yrkes- deltakelse	Yrkes- deltakelse. Prosent
			Estimerte cellefrekvenser			
			1	2		
i	j	k				
1	1	1	1 436	13 353	0,108	10
1	1	2	586	3 208	0,183	15
1	1	3	364	1 564	0,233	19
1	2	1	547	7 715	0,071	7
1	2	2	510	4 242	0,120	11
1	2	3	505	3 289	0,154	13
2	1	1	45	276	0,163	14
2	1	2	147	526	0,279	22
2	1	3	144	403	0,357	26
2	2	1	16	110	0,145	13
2	2	2	52	216	0,241	19
2	2	3	159	521	0,305	23

De estimerte andeler yrkesaktive alderspensjonister i grupper for kjønn, utdanning, ekteskape-
lig status og økonomisk standard er vist i figur 2. Gruppene er rangert etter størrelsen på den esti-
merte andel yrkesaktive i hver gruppe, og bygger på opplysninger fra modell [12][13][14][234] for menn
og modell [34][123][124] for kvinner.

For alle kombinasjoner av utdanning og økonomisk standard er menn oftere yrkesaktive enn
kvinner, gifte menn oftere enn ugifte eller før gifte menn og ugifte eller før gifte kvinner oftere enn
gifte kvinner. Andelen yrkesaktive er høyest for gifte menn med høy utdanning og høy økonomisk
standard, 49 prosent, og lavest for gifte kvinner med lav utdanning og lav økonomisk standard, 7
prosent.

Et tilsvarende mønster for yrkesaktivitet for gifte og for ugifte eller før gifte menn og
kvinner finnes også i den yngre, yrkesaktive del av befolkningen. Uten gruppeinndelingene etter
utdanning og økonomisk standard, viser folke- og bolig tellingen 1980, Statistisk Sentralbyrå (1983), at
ca. 90 prosent av alle menn i aldersgruppen 20-66 år er yrkesaktive. For kvinner er andelen lavere, 64
prosent. For gifte og for ugifte eller før gifte menn er andelen henholdsvis 93 og 83 prosent, og for
kvinner 62 og 71 prosent. Selv om vi her ikke har kartlagt yrkesaktiviteten over tid for de samme
personene, gir resultatene underlag for å tro på en sammenheng mellom pensjonisters yrkesdeltakelse og
deres yrkesaktivitet før pensjonering.

Figur 2. Yrkesaktive alderspensjonister, 71-72 år. Estimerte andeler i grupper for kjønn, ekteskapelig status, utdanning og økonomisk standard. 1983



Estimerte koeffisienter i den mettede log-lineære modellen (5.3). Menn, 71-72 år

i =	1	2	
j =	1	2	
k =	1	2	3
l =	1	2	
$\hat{u}_{1(i)}$:	0,906	-0,906	
$\hat{u}_{2(j)}$:	-0,681	0,681	
$\hat{u}_{3(k)}$:	-0,023	0,022	0,001
$\hat{u}_{4(l)}$:	-0,377	0,377	
$\hat{u}_{12(1j)} = -\hat{u}_{12(2j)}$:	0,109	-0,109	
$\hat{u}_{13(1k)} = -\hat{u}_{13(2k)}$:	0,492	-0,033	-0,459
$\hat{u}_{14(1l)} = -\hat{u}_{14(2l)}$:	-0,049	0,049	
$\hat{u}_{23(1k)} = -\hat{u}_{23(2k)}$:	0,103	-0,015	-0,088
$\hat{u}_{24(1l)} = -\hat{u}_{24(2l)}$:	-0,108	0,108	
$\hat{u}_{34(1k)} = -\hat{u}_{34(2k)}$:	-0,280	0,018	0,262
$\hat{u}_{123(11k)} = \hat{u}_{123(22k)}$ $-\hat{u}_{123(12k)} = -\hat{u}_{123(21k)}$:	0,023	-0,028	0,005
$\hat{u}_{124(11l)} = \hat{u}_{124(22l)}$ $-\hat{u}_{124(12l)} = -\hat{u}_{124(21l)}$:	0,011	-0,011	
$\hat{u}_{134(1k1)} = \hat{u}_{134(2k2)}$ $-\hat{u}_{134(1k2)} = -\hat{u}_{134(2k1)}$:	0,018	-0,005	-0,013
$\hat{u}_{234(1k1)} = \hat{u}_{234(2k2)}$ $-\hat{u}_{234(1k2)} = -\hat{u}_{234(2k1)}$:	-0,068	-0,002	0,070
$\hat{u}_{1234(11k1)} = \hat{u}_{1234(12k2)}$ $\hat{u}_{1234(21k2)} = \hat{u}_{1234(22k1)}$ $-\hat{u}_{1234(11k2)} = -\hat{u}_{1234(12k1)}$ $-\hat{u}_{1234(21k1)} = -\hat{u}_{1234(22k2)}$:	0,024	-0,017	-0,007

Estimerede koeffisienter i den mettede log-lineære modellen (5.3). Kvinner, 71-72 år

	i =	1	2	
	j =	1	2	
	k =	1	2	3
	l =	1	2	
$\hat{u}_{1(i)}$:		1,196	-1,196	
$\hat{u}_{2(j)}$:		0,150	-0,150	
$\hat{u}_{3(k)}$:		-0,063	0,029	0,034
$\hat{u}_{4(l)}$:		-0,846	0,846	
$\hat{u}_{12(1j)} = -\hat{u}_{12(2j)}$:		-0,121	0,121	
$\hat{u}_{13(1k)} = -\hat{u}_{13(2k)}$:		0,688	-0,168	-0,520
$\hat{u}_{14(1l)} = -\hat{u}_{14(2l)}$:		-0,151	0,151	
$\hat{u}_{23(1k)} = -\hat{u}_{23(2k)}$:		0,249	0,061	-0,310
$\hat{u}_{24(1l)} = -\hat{u}_{24(2l)}$:		0,056	-0,056	
$\hat{u}_{34(k1)} = -\hat{u}_{34(k2)}$:		-0,211	0,070	0,141
$\hat{u}_{123(11k)} = \hat{u}_{123(22k)}$ $-\hat{u}_{123(12k)} = -\hat{u}_{123(21k)}$:		0,082	-0,109	0,027
$\hat{u}_{124(11l)} = \hat{u}_{124(22l)}$ $-\hat{u}_{124(12l)} = -\hat{u}_{124(21l)}$:		0,055	-0,055	
$\hat{u}_{134(1k1)} = \hat{u}_{134(2k2)}$ $-\hat{u}_{134(1k2)} = -\hat{u}_{134(2k1)}$:		-0,002	-0,038	0,040
$\hat{u}_{234(1k1)} = \hat{u}_{234(2k2)}$ $-\hat{u}_{234(1k2)} = -\hat{u}_{234(2k1)}$:		-0,035	-0,012	0,047
$\hat{u}_{1234(11k1)} = \hat{u}_{1234(12k2)}$ $\hat{u}_{1234(21k2)} = \hat{u}_{1234(22k1)}$ $-\hat{u}_{1234(11k2)} = -\hat{u}_{1234(12k1)}$ $-\hat{u}_{1234(21k1)} = -\hat{u}_{1234(22k2)}$:		0,007	0,026	-0,033

Observerte cellefrekvenser. Estimerte cellefrekvenser fra modell [12][13][14][234]. Menn, 71-72 år

Utdanning i	Ekteskape- lig status j	Økonomisk standard k	Yrkes- deltakelse l	Antall alderspensjonister	
				Observert	Estimert
				n_{ijkl}	\hat{m}_{ijkl}
1	1	1	1	729	721
1	1	1	2	3 823	3 826
1	1	2	1	514	519
1	1	2	2	1 482	1 492
1	1	3	1	433	429
1	1	3	2	662	656
1	2	1	1	2 351	2 358
1	2	1	2	7 037	7 036
1	2	2	1	2 215	2 200
1	2	2	2	4 020	4 020
1	2	3	1	1 721	1 737
1	2	3	2	2 294	2 289
2	1	1	1	34	42
2	1	1	2	181	178
2	1	2	1	86	81
2	1	2	2	195	185
2	1	3	1	159	163
2	1	3	2	192	198
2	2	1	1	214	207
2	2	1	2	490	491
2	2	2	1	501	516
2	2	2	2	748	748
2	2	3	1	1 007	992
2	2	3	2	1 032	1 037

Observerte cellefrekvenser. Estimerte cellefrekvenser fra modell [34][123][124]. Kvinner, 71-72 år

Utdanning i	Ekteskapelig status j	Økonomisk standard k	Yrkes- deltakelse l	Antall alderspensjonister	
				Observert	Estimert
				n_{ijkl}	\hat{m}_{ijkl}
1	1	1	1	1 403	1 436
1	1	1	2	13 386	13 353
1	1	2	1	596	586
1	1	2	2	3 198	3 208
1	1	3	1	387	364
1	1	3	2	1 541	1 564
1	2	1	1	579	547
1	2	1	2	7 683	7 715
1	2	2	1	482	510
1	2	2	2	4 270	4 242
1	2	3	1	501	505
1	2	3	2	3 293	3 289
2	1	1	1	42	45
2	1	1	2	279	276
2	1	2	1	150	147
2	1	2	2	523	526
2	1	3	1	144	144
2	1	3	2	403	403
2	2	1	1	19	16
2	2	1	2	107	110
2	2	2	1	67	52
2	2	2	2	201	216
2	2	3	1	140	159
2	2	3	2	540	521

LITTERATUR

- Amundsen, Herdis Thoren (1984): Statistiske metoder for analyse av samvariasjon i kategoriske data, Rapport 84/9, Statistisk Sentralbyrå.
- Bishop, Y.M.M., Fienberg, S.E., Holland, P.W. (1975): Discrete Multivariate Analysis, Theory and Practice, MIT Press.
- Fienberg, Stephen E. (1978): The analysis of cross-classified categorical data, MIT Press. Ny utgave (1980).
- Haldorsen, Tor (1977): Om log-lineær analyse av flerveistabeller, Arbeidsnotater IO 77/46, Statistisk Sentralbyrå.
- Norges Offentlige Utredninger (1978:43): Aldersgrenser i staten.
- Norges Offentlige Utredninger (1987:9B, vedlegg 3): "Holdninger til arbeidstidsreformer".
- Norsk Gerontologisk Institutt (1977): Arbeid etter aldersgrensen, Rapport nr. 6 - 1977.
- Rao, C.R., (1973): Linear Statistical Inference and Its Applications (2 nd edition), John Wiley & Sons.
- Rikstrygdeverket (1984): Kvartalsoppgaver fra regnskap og statistikk for sosiale trygder administrert av Rikstrygdeverket.
- Scholz, F.W. (1985): "Maximum likelihood estimation", Encyclopedia of statistical sciences, Volume 5, John Wiley & Sons.
- Statistisk Sentralbyrå (1975): Levekår 1973, NOS A 720.
- Statistisk Sentralbyrå (1981): Arbeidsmarkedsstatistikk 1980, NOS B 210.
- Statistisk Sentralbyrå (1983): Arbeidsmarkedsstatistikk 1982, NOS B 393.
- Statistisk Sentralbyrå (1983): Folke- og bolig telling 1980 Hefte II Sysselsettingsstatistikk, NOB B 299.
- Statistisk Sentralbyrå (1984): Statistisk Årbok 1984, NOS B 458.
- Statistisk Sentralbyrå (1985): Arbeidsmarkedsstatistikk 1984, NOS B 545.
- Statistisk Sentralbyrå (1986): Trygdestatistikk Alderspensionister 1983-1985, NOS B 658.
- Statistisk Sentralbyrå (1986): Arbeidsmarkedsstatistikk 1985, NOS B 625.
- Statistisk Sentralbyrå (1986): Framskriving av befolkningen etter kjønn, alder og ekteskabelig status 1985-2050, Rapport 86/22.
- St. meld. nr. 83 (1984-85): Langtidsprogrammet 1986-1989.

UTKOMMET I SERIEN RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ ETTER 1. JANUAR 1987 (RAPP)
 Issued in the series Reports from the Central Bureau of Statistics since 1 January 1987 (REP)
 ISSN 0332-8422

- Nr. 87/1 Naturressurser og miljø 1986 Energi, mineraler, fisk, skog, areal, vann, luft, radioaktivitet, miljø og levekår Ressursregnskap og analyser. 1987-115s. 40 kr ISBN 82-537-2404-7
- 87/2 Folke- og boligtellingerne 1960, 1970 og 1980 Dokumentasjon av de sammenlignbare filene. 1987-266s. 55 kr ISBN 82-537-2416-0
- 87/3 KVARTS-84 Modellbeskrivelse og teknisk dokumentasjon av 1984-versjonen av KVARTS/Einar Bowitz, Morten Jensen og Vidar Knudsen. 1987-87s. 40 kr ISBN 82-537-2441-1
- 87/5 Grunnlag for ferieprognoser Analyse av ferieplaner og faktisk feriemønster/Hege Kitterød. 1987-55s. 40 kr ISBN 82-537-2444-6
- 87/6 Holdninger til norsk utviklingshjelp 1986. 1987-73s. 40 kr ISBN 82-537-2491-8
- 87/7 VAR Statistikk for vannforsyning, avløp og renovasjon Analyse av VAR-data Hefte III Avløpsledninger, Tilknytning til avløpsnett, Avløpsavgifter/Frode Brunvoll. 1987-67s. 40 kr ISBN 82-537-2485-3
- 87/8 Framskrivning av tilgang på arbeidskraft i fylkene 1983-2003/Knut Ø. Sørensen. 1987-78s. 40 kr ISBN 82-537-2497-7
- 87/9 Energisubstitusjon og virkningsgrader i MSG/Torstein Bye og Bente Vigerust. 1987-41s. 30 kr ISBN 82-537-2502-7
- 87/10 Et økonomisk-demografisk modellsystem for regional analyse/Tor Skoglund og Knut Ø. Sørensen. 1987-58s. 30 kr ISBN 82-537-2503-5
- 87/12 Virkninger på nordisk samhandel av en svensk devaluering/Sturla Henriksen. 1987-75s. 40 kr ISBN 82-537-2509-4
- 87/13 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Årene 1970-1987. 1987-69s. 40 kr ISBN 82-537-2517-5
- 87/14 MSG-4 A Complete Description of the System of Equations/Erik Offerdal, Knut Tonstad og Haakon Vennemo 1987-141s. (RAPP; 87/14) 45 kr ISBN 82-537-2524-2
- 87/15 Energiundersøkelsen 1985 Energibruk i privat og offentlig tjenesteyting/Jon Sagen. 1987-93s. 40 kr ISBN 82-537-2533-7
- 87/16 Kommunehelsetjenesten Årsstatistikk for 1986. 1987-61s. 40 kr ISBN 82-537-2531-0
- 87/17 Nordmenns ferievaner i regional perspektiv/Hege Kitterød. 1987-86s. 40 kr ISBN 82-537-2543-4
- 87/18 Totalregnskap for fiske- og fangstnæringen. 1987-39s. 30 kr ISBN 82-537-2549-3
- 87/19 En økonometrisk analyse av varigheten av arbeidsledighet/Rolf Aaberge. 1987-39s. 30 kr ISBN 82-537-2546-9
- 87/20 Statistisk beskrivelse av arbeidsledighetens lengde 1973-1985/Rolf Aaberge. 1987-39s. 30 kr ISBN 82-537-2547-7
- 87/21 Aktuelle skattetall 1987 Current Tax Data. 1987-45s. 40 kr ISBN 82-537-2552-3
- 87/22 Friluftsliv og helse/Tiril Vogt. 1987-76s. 40 kr ISBN 82-537-2562-0
- 87/23 Prisdannelse på importvarer En MODAG-rapport/Nils Henrik Mørk von der Fehr. 1988-67s. 40 kr ISBN 82-537-2569-8

- Nr. 88/2 Nordhand Et modellsystem for de nordiske land/Paal Sand og Gunnar Sollie. 1988-68s. 40 kr ISBN 82-537-2570-1
- 88/3 Hovedtrekk ved den økonomiske og demografiske utviklingen i fylkene etter 1960/Tor Skoglund, Erik Stordahl og Knut Ø. Sørensen. 1988-81s. 40 kr ISBN 82-537-2572-8
- 88/4 Kohort- og periodefruktbarhet i Norge 1845 - 1985 Cohort and Period Fertility for Norway/Helge Brunborg. 1988-135s. 45 kr ISBN 82-537-2573-6
- 88/6 Skilsmisser i Norge 1965-1985 En demografisk analyse/Øystein Kravdal og Turid Noack. 1988-147s. 45 kr ISBN 82-537-2587-6
- 88/7 Oljeinvesteringer og norsk økonomi i 1987/Ingvild Svendsen. 1988-88s. 40 kr ISBN 82-537-2596-5



Pris kr 30,00

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



ISBN 82-537-2593-0
ISSN 0332-8422