

RAPPORTER

87/20

**STATISTISK BESKRIVELSE AV
ARBEIDSLEDIGHETENS LENGDE
1973-1985**

AV
ROLF AABERGE

STATISTISK SENTRALBYRÅ
CENTRAL BUREAU OF STATISTICS OF NORWAY

RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ 87/20

**STATISTISK BESKRIVELSE AV
ARBEIDSLEDIGHETENS LENGDE
1973 – 85**

AV
ROLF AABERGE

STATISTISK SENTRALBYRÅ
OSLO – KONGSVINGER 1987

ISBN 82-537-2547-7
ISSN 0332-8422

EMNEGRUPPE
32 Arbeidskraft

ANDRE EMNEORD
Arbeidsledighet
Metoder

FORORD

Et sentralt problem for beskrivelse og analyse av arbeidsledighetens varighet, er at de publiserte data for fordelinger av ledighetens varighet strengt tatt ikke sier noe om de arbeidslediges tilbøyelighet til å gå ut av arbeidsledighet. Til det trenger en fordelinger av fullførte varigheter, mens de publiserte data gir fordelinger av lengden av ledighetsopphold som fortsatt pågår.

I denne rapporten er det estimert fordelinger av fullførte varigheter på grunnlag av de publiserte aggregerte fordelingene av ufullførte ledighetsopphold (registrert arbeidsledighet) for perioden 1973-1985.

Prosjektet har vært finansiert av Nordisk Ministerråd.

Statistisk Sentralbyrå, Oslo, 1. oktober 1987

Gisle Skancke

INNHOLD

	Side
1. Innledning	7
2. Fullførte og ufullførte opphold som arbeidsledig	8
3. Dekomponering av arbeidsledighetsraten	8
4. Arbeidsledighetens varighet	10
5. Forventet gjenstående varighet som arbeidsledig	17
6. Diskusjon	21
Appendiks A. Sammenhengen mellom fordelingene av ufullførte og fullførte varigheter	22
Appendiks B. Valg av funksjonsformer for fordelingen av arbeidsledighetens varighet	25
Appendiks C. Formell beskrivelse av forventet gjenstående varighet som arbeidsledig	27
Appendiks D. Tabellgrunnlag for figurene 1-9	29
Appendiks E. Sannsynlighetsmaksimerings-estimat og asymptotiske standardavvik	31
Referanser	37
Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå etter 1. juli 1986 (RAPP)	38

1. INNLEDNING

I perioden fra 1979 til 1984 økte den registrerte arbeidsledigheten i Norge med 137 prosent. Denne dramatiske økningen kan enten skyldes at

(i) innstrømmingen til arbeidsledighet har økt
eller at

(ii) varigheten av ledighetsperioden for de som blir arbeidsledige har økt
eller at

(iii) både innstrømmingen og varigheten har økt.

For å finne ut hvilken av disse tre "forklaringene" som ligger til grunn for økningen i den registrerte arbeidsledigheten på 80-tallet, må vi ha tilgang på longitudinelle data. Bare en mindre del av den publiserte arbeidsmarkedstatistikken inneholder slik informasjon. For eksempel gir Norges offisielle statistikk om arbeidsmarkedet tabeller med informasjon om fordelinger av den registrerte arbeidsledighetens lengde for ulike grupper av arbeidsledige personer. Men det tilsynelatende enkle spørsmålet; "hvor lenge vil en arbeidsledig person forbli arbeidsledig?" er det likevel ikke enkelt å besvare på grunnlag av de tradisjonelle publiserte varighetsdata fra Arbeidsdirektoratet eller Statistisk Sentralbyrå. De publiserte data uttrykker lengden av ledighetsopphold som fortsatt pågår (ikke-avsluttede ledighetsopphold). Begrepsmessig skiller derfor de publiserte data seg klart fra data om lengden av fullførte ledighetsopphold.

Forskjellen mellom et pågående ledighetsopphold og et fullført ledighetsopphold er analogt til forskjellen mellom gjennomsnittsalderen i befolkningen og forventet levealder i befolkningen. For eksempel brukes forventet levealder som et mål på helsetilstanden i befolkningen, mens befolkningens gjennomsnittsalder derimot er lite informativ som mål for helsetilstanden. Gjennomsnittsalderen er jo bare et mål på om befolkningen er dominert av gamle eller unge. Tilsvarende egenskaper gjelder for de to nevnte målene for lengden av arbeidsledighet. Gjennomsnittslengden av (de ikke-fullførte) ledighetsoppholdene for populasjonen av arbeidsledige på et gitt tidspunkt, informerer om ledighetspopulasjonen tilfeldigvis er dominert av personer som har vært ledige lenge eller eventuelt personer som nettopp har startet på ledighetsoppholdet. En økning i dette gjennomsnittet kan synes ugunstig. Men hvis økningen skyldes avtakende innstrømning til arbeidsledighet, så har vi tvertimot en gunstig utvikling. Tilsvarende vil et fall i dette gjennomsnittet av mange betraktes som en bekreftelse på en gunstig utvikling. Et slikt fall kan imidlertid skyldes en økning i innstrømmingen til arbeidsledighet, som derimot blir sett på som lite ønskelig. Det andre målet for varighet, gjennomsnittet av fullførte ledighetsopphold for de som har vært rammet av arbeidsledighet i en bestemt periode, blir ikke berørt av de nevnte tolkningsmessige motsetningene i forhold til utviklingen i innstrømmingen til arbeidsledighet. Dette målet kan tolkes som den ledighetsperioden man må forvente å stå overfor hvis man blir rammet av arbeidsledighet.

I økonomiske teorier og tilhørende økonomiske analyser av varigheten av arbeidsledighet, er den betingede sannsynligheten for å forlate arbeidsledigheten, gitt den tid en allerede har tilbrakt i ledighet, en nøkkelstørrelse. Det kan vises at denne sannsynligheten og fordelingen av fullførte varigheter er ekvivalente størrelser. For å bringe statistikkproduksjonen i samsvar med økonomisk teori på dette punktet, bør en derfor ta sikte på å publisere fordelinger av fullførte varigheter og ikke som i dag fordelinger av ufullførte varigheter.

I dette arbeidet skal vi estimere fordelingen av varigheten som arbeidsledig(fullførte varigheter) på grunnlag av Arbeidsdirektoratets tall for registrert arbeidsledighet i perioden 1973-1985. Disse data er bare tilgjengelig i aggregert form. De publiserte tallene er dessuten som tidligere nevnt basert på ufullstendig informasjon om varigheten av ledighetsoppholdet (ufullførte forløp) for de enkelte personene. Under forutsetning av konstant ukentlig innstrømningsrate til arbeidsledighet innen ett og samme år for persongrupper bestemt av kjønn og alder, har vi estimert fordelinger av varigheten til fullførte ledighetsopphold på grunnlag av de publiserte aggregerte fordelingene av ufullførte ledighetsopphold. For hver av persongruppene har vi altså basert oss på en forutsetning om ingen sesongvariasjon i innstrømmingen til arbeidsledighet, men tillatt at innstrømningsraten varierer mellom gruppene (se for øvrig diskusjonen i kapittel 6).

Siden formålet med denne rapporten er å gi en statistisk beskrivelse av arbeidsledighetens varighet, vil vi bare unntaksvis drøfte mulige forklaringer av de funn vi har gjort.

2. FULLFØRTE OG UFULLFØRTE OPPHOLD SOM ARBEIDSLEDIG

I innledningen gav vi en begrunnelse for at fordelingen av fullførte varigheter må ligge til grunn for studier av arbeidsledighetens lengde. Men i de fleste land publiserer man bare fordelinger av ufullførte varigheter for en populasjon som er arbeidsledig på et bestemt tidspunkt. Som påpekt i innledningen kan de publiserte varighetsfordelingene gi opphav til alvorlige feiltolkninger av den faktiske utviklingen for de arbeidsledige. Vi skal drøfte dette problemet noe nærmere nedenfor og dessuten peke på framgangsmåter som gjør det mulig å utnytte de publiserte fordelingene av ufullførte varigheter.

De publiserte varighetsfordelingene med ufullførte forløp av registrert arbeidsledighet er en direkte følge av den observasjonsplanen som Arbeidsdirektoratet benytter. Data er basert på de personene som er meldt til arbeids- og sjømannskontorene som helt arbeidsløse på et bestemt tidspunkt (31. januar) og opplysninger om hvor lenge de har vært arbeidsledige (til og med registreringstidspunktet). Denne målemetoden fører til problemer med å estimere f.eks. forventet varighet som arbeidsledig (fullførte forløp) av to grunner:

- (a) For de arbeidsledige måler en ikke hele ledighetsperioden, men varigheten fram til registreringstidspunktet (observasjonsplan med høyresensurering). Hvis en bruker gjennomsnittet av de observerte ledighetslengdene som estimat for forventet varighet, så vil høyresensureringen føre til underestimering av forventet varighet som arbeidsledig.
- (b) Det andre problemet oppstår fordi langtidsledige har større sannsynlighet enn korttidsledige for å bli registrert som arbeidsledige på et bestemt tidspunkt. Dette fører til overestimering av forventet varighet.

I offisiell statistikk er det vanlig å bruke gjennomsnittet av de observerte avbrutte ledighetslengdene som estimat for forventet varighet som arbeidsledig. Problemet med å bruke denne estimatoren er at den inneholder to typer skjevhet (a) og (b) som virker i motsatt retning av hverandre. Bare i det spesielle tilfelle hvor sannsynligheten for å forlate arbeidsledigheten er uavhengig av hvor lenge man har vært arbeidsledig, vil gjennomsnittet av de observerte avbrutte ledighetslengdene være en forventningsrett estimator for forventet varighet som arbeidsledig. Hvis denne sannsynligheten derimot avtar med økende varighet (negativ varighetsavhengighet), da vil skjevhetene føre til at den benyttede estimatoren overestimerer forventet varighet.

En alternativ og bedre framgangsmåte vil være å uttrykke fordelingen av varigheten til fullførte ledighetsopphold ved fordelingen til de observerte ufullførte ledighetsoppholdene (se appendiks A). Under bestemte forutsetninger om tilbøyeligheten til å bli arbeidsledig, kan vi da estimere fordelingen av varigheten til fullførte ledighetsopphold på grunnlag av de observerte ufullførte ledighetsoppholdene. I økonometriske analyser av varigheten er dette en vanlig framgangsmåte når observasjonsplanen inneholder sensurering, se f.eks. Lancaster (1979). Ved å benytte denne framgangsmåten skal vi estimere forventet varighet som arbeidsledig og sannsynligheten for at arbeidsledighetsperioden skal overskride 6 måneder for persongrupper bestemt av kjønn og alder for årene 1975 til 1985. Modellene som ligger til grunn for estimatene er gitt i appendiks B.

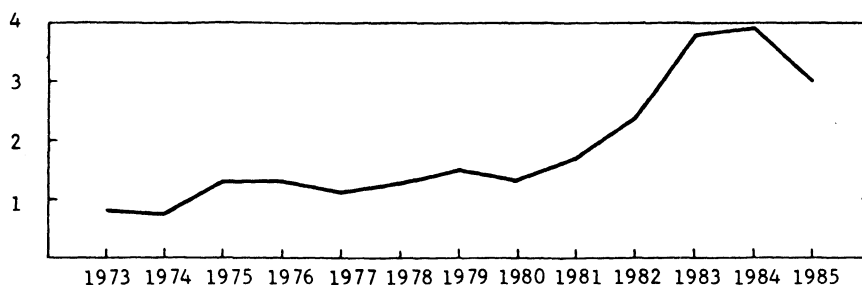
3. DEKOMPONERING AV ARBEIDSLEDIGHETS RATEN

Den publiserte arbeidsmarkedstatistikken inneholder hovedsakelig informasjon om situasjonen på ett tidspunkt; vi får et øyeblikksbilde av forekomsten av arbeidsledighet. I de fleste vesteuropeiske landene viser denne statistikken blant annet at det er større grad av arbeidsledighet blant kvinner enn blant menn og større grad av arbeidsledighet blant unge enn blant eldre personer. For å velge og vurdere effekten av arbeidsmarkedstiltak er det nødvendig at informasjonen om beholdningen av arbeidsledige blir supplert med informasjon om størrelsen på strømmene til og fra arbeidsledighet. Denne informasjonen setter oss i stand til å estimere de to komponentene som til enhver tid bestemmer beholdningen av arbeidsledige; innstrømningsraten til arbeidsledighet og varigheten av arbeidsledighetsoppholdene. Denne type informasjon er blant annet nødvendig for å avgjøre om beholdningen av arbeidsledige er dominert av langtidsledige eller korttidsledige.

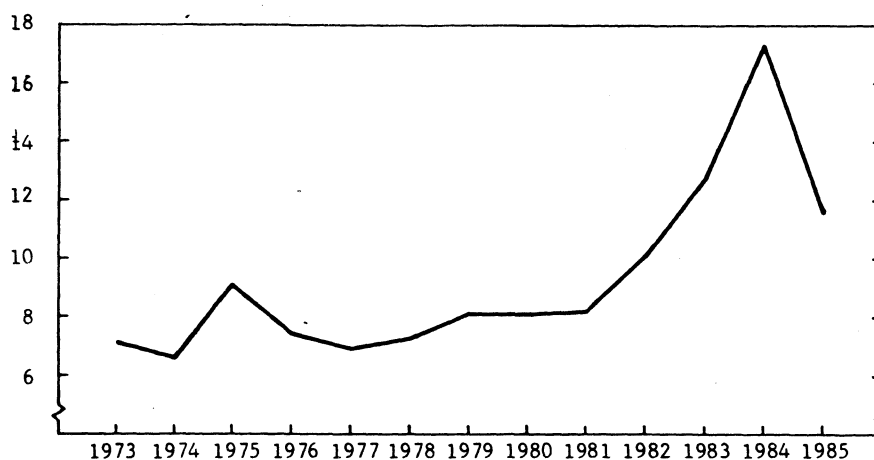
Under forutsetning av at den ukentlige innstrømningsraten er konstant over året, kan det vises at (se appendiks A) arbeidsledighetsraten = innstrømningsraten ganger gjennomsnittlig varighet.

For å tallfeste de to nevnte komponentene, har vi basert oss på forutsetningen om konstant innstrømningsrate. Vi har først estimert gjennomsnittlig varighet av fullførte ledighetsopphold på grunnlag av data med ufullførte varigheter, se figur 2. Ved å benytte relasjonen ovenfor, har vi så beregnet gjennomsnittlig ukentlig innstrømningsrate til arbeidsledighet for hvert enkelt år for perioden 1973 - 1985. Denne er gjengitt i figur 3. I figur 1 gir vi utviklingen i arbeidsledighetsraten for perioden 1973 - 1985. De årlige estimatene er gitt i tabellene 11-13, appendiks D. I beregningene av årlig gjennomsnittlig varighet, har vi forutsatt at de publiserte varighetsdata for beholdningen av arbeidsledige pr. 31. januar hvert enkelt år informerer om varighetsfordelingen året før. Det vil si at gjennomsnittlig varighet i 1985 (se figur 2 og tabell 12) er beregnet på grunnlag av publiserte data for beholdningen av arbeidsledige pr. 31. januar 1986.

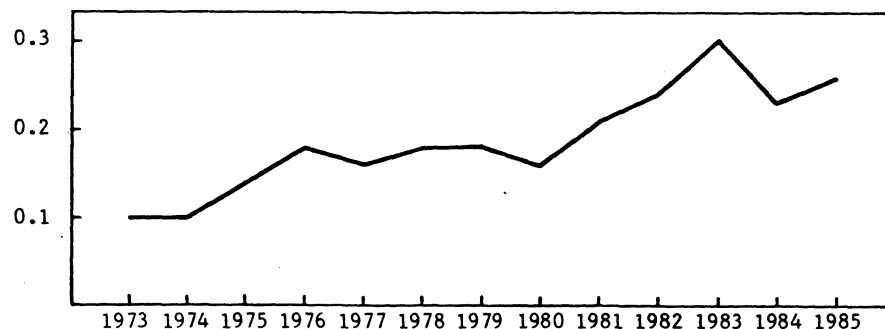
Figur 1. Arbeidsledighetsrate. Årsgjennomsnitt, 1973-85. Prosent



Figur 2. Gjennomsnittlig varighet som arbeidsledig, 1973-85. Uker



Figur 3. Ukentlig innstrømningsrate til arbeidsledighet, 1973-85. Prosent



Av figur 1 ser vi at årsgjennomsnittet av antall arbeidsløse i prosent av arbeidsstyrken har vært forholdsvis stabilt i perioden 1973 - 1981. Ved å sammenligne med figur 2 og figur 3, ser vi at de endringer som har forekommet i denne perioden skyldes endringer i innstrømningsraten, mens den gjennomsnittlige varigheten har vært forbausende stabil. Den sterke økningen i arbeidsledighet i perioden 1982 - 1984, skyldes for 1982 - 1983 en økning både i innstrømning til og varighet av arbeidsledighet. Men selv om innstrømningen til arbeidsledighet blir betydelig redusert i 1984, så ligger arbeidsledigheten på samme nivå (ca. 4 prosent av arbeidsstyrken) som i 1983. Dette kommer av at den gjennomsnittlige varigheten av ledighetsoppholdene har økt dramatisk. I 1985 har vi igjen en svak økning i innstrømningen til arbeidsledighet, men samtidig får vi en så sterk reduksjon i varigheten av ledighetsoppholdene at beholdningen av arbeidsledige blir redusert med ca. 25 prosent i forhold til årsgjennomsnittet for 1984.

For å gi en tilfredsstillende forklaring på endringer i arbeidsledigheten, vil det være nødvendig å foreta økonomiske analyser av utviklingen i hhv. innstrømningen til og varigheten av arbeidsledighet. Vi vil likevel trekke fram noen faktorer som kan ha vært medvirkende til de registrerte endringene i forekomsten av arbeidsledighet for perioden 1975 - 1986. Ved å sammenligne utviklingen i gjennomsnittlig ukentlig innstrømning til arbeidsledighet med sysselsettingsutviklingen i industri, bergverksdrift og oljeutvinning (tabell 1, NOS Industristatistikk 1984), finner vi for perioden 1975 - 1980 en stor grad av stabilitet både når det gjelder antall sysselsatte i disse næringene og innstrømningen til arbeidsledighet. I 1981 - 1982 sank imidlertid industrisysselsettingen merkbart. Samtidig fikk vi en betydelig økning i innstrømningen til arbeidsledighet. Denne utviklingen ble kraftig forsterket i 1983 med en nedgang på ca. 22 000 sysselsatte i industri, bergverksdrift og oljeutvinning og en økning på 25 prosent i innstrømningsraten til arbeidsledighet.

I perioden fram til og med 1981 har den gjennomsnittlige varigheten av ledighetsoppholdene ligget stabilt rundt 8 uker. Når varigheten så begynner å øke i 1982 - 1983 og videre gjør et dramatisk hopp i 1984 (35 prosent økning), kan dette være en virkning av den økte innstrømningen til arbeidsledighet som gjorde seg gjeldende fra 1981 til 1983. Fallet i industrisysselsettingen kan ha bidratt til den økte innstrømningen til arbeidsledighet både som følge av at etablerte arbeidstakere mistet jobben og som følge av at enkelte kategorier yngre arbeidssøkere fikk større vansker med å få jobb. For å gjøre seg kvalifiserte til jobber i andre deler av arbeidsmarkedet, måtte personer tilhørende disse gruppene derfor gjennomgå en opplærings- og omskoleringsperiode og ble følgelig registrert som langtidsledige. Som en påfølgende effekt av økt tilstrømning til arbeidsledighet ville vi dermed få økt gjennomsnittlig varighet av ledighetsperioden. Det er nettopp dette bildet som avtegner seg i figurene 2 og 3. Tilsvarende vil vi forvente et fall i gjennomsnittlig varighet som en påfølgende effekt av en nedgang i innstrømningsraten. Samtidig med at sysselsettingen i industri, bergverksdrift og oljeutvinning stabiliserte seg i 1984, minket innstrømningen til arbeidsledighet like mye som den hadde økt året før. I 1985 fikk vi så en reduksjon i gjennomsnittlig varighet tilsvarende økningen året før.

4. ARBEIDSLEDIGHETENS VARIGHET

I kapittel 3 drøftet vi utviklingen i gjennomsnittlig varighet av arbeidsledighet for personer som var arbeidsløse i perioden 1973 - 1985. I gjennomsnittene for de enkelte årene kan det imidlertid skjule seg betydelige individuelle variasjoner i varighet som arbeidsløse. Vi kan i prinsippet beskrive denne heterogeniteten ved økonomiske, sosioøkonomiske og demografiske variable, mens tilgjengelige data bare gjør det mulig å drøfte variasjonene i varighet etter kjønn og alder. Det vil derfor være viktig å kontrollere for gjenstående heterogenitet utover det som blir fanget opp av kjønn og alder. For å illustrere betydningen av å kontrollere for uobserverbar heterogenitet, skal vi benytte følgende eksempel:

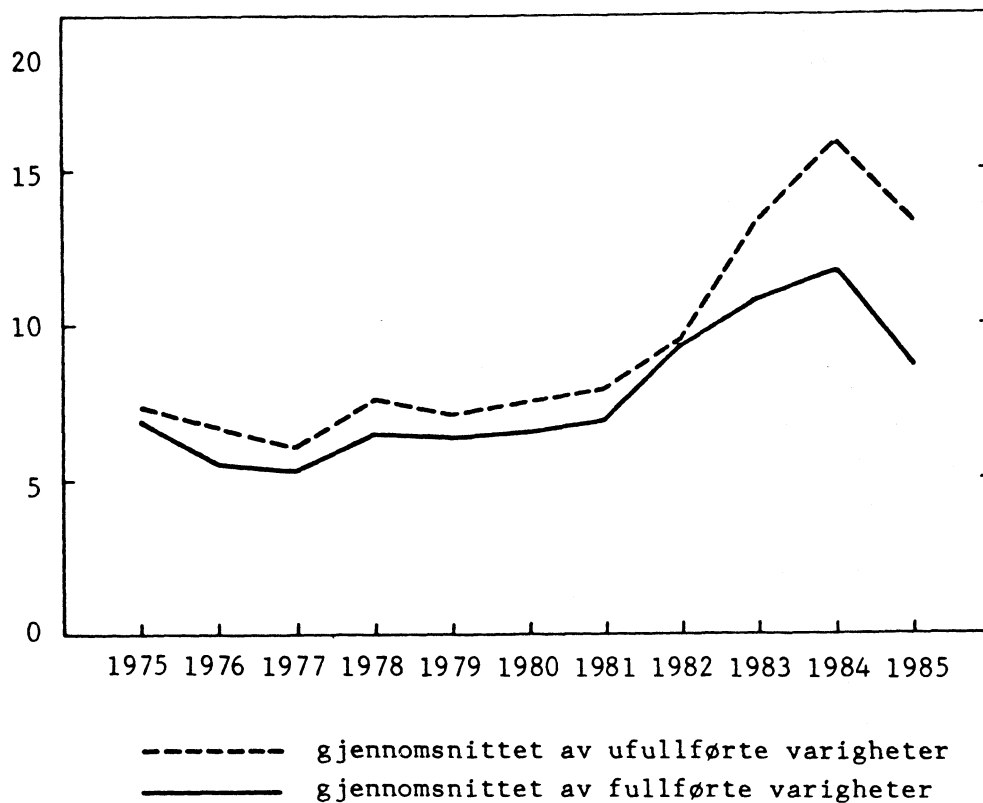
Som ovenfor vil vi anta at kjønn og alder er de eneste observerte bakgrunnsvariable. Etter å ha kontrollert for variasjonene i varighet etter disse variablene antar vi at det fortsatt gjenstår betydelige variasjoner i varighet. La oss tenke oss at kilden til den gjenstående variasjonen er for-

skjeller i utdanning (ikke observert) og at denne kan beskrives ved en ytterligere todeling av kjønns- og aldersgruppene. For hver kjønns- og aldersgruppe antar vi at arbeidsledige med høy utdanning (gruppe 1) har samme konstante tilbøyelighet til å gå ut av arbeidsledighet og at de resterende arbeidsledige med lav utdanning (gruppe 2) også har samme konstante men lavere tilbøyelighet enn i gruppe 1 til å gå ut av arbeidsledighet. Siden de med høy utdanning har størst tilbøyelighet til å forlate arbeidsledigheten, vil, etter som tiden går, de med lav utdanning utgjøre en voksende andel av bestanden av arbeidsledige. Men siden vi ikke observerer utdanning, kan vi bli forledet til å trekke den feilaktige konklusjonen at til lengre tid en person har vært arbeidsledig til mindre blir sannsynligheten for å forlate arbeidsledigheten. For å unngå denne typen feil, har vi i dette arbeidet benyttet metoder som gjør det mulig å kontrollere for uobserverbar heterogenitet (se appendiks B).

For å estimere fordelingene og dermed gjennomsnittene av fullførte varigheter, har vi for menn basert oss på en modell hvor vi kontrollerer for uobserverbar heterogenitet. For kvinnene har vi benyttet en modell med varighetsavhengighet, dvs. sannsynligheten for at en kvinne skal gå ut av arbeidsledighet avhenger av hvor lenge hun allerede har vært arbeidsledig. Valget av funksjonsformer er gjort på grunnlag av omfattende studier av registerdata fra 1984. Vi benyttet i alt fem funksjonsformer og fant at modellen med uobserverbar heterogenitet gjennomgående gav den beste beskrivelsen av varighetsdata for alle aldersgruppene for menn og at modellen med varighetsavhengighet gav den mest tilfredsstillende beskrivelsen av varighetsdata for alle aldersgruppene for kvinner. Estimaten for de enkelte årgangene er gjengitt i appendiks E.

Vi skal først belyse forskjellene mellom gjennomsnittene av hhv. ufullførte og fullførte varigheter målt i uker. Gjennomsnittene av ufullførte varigheter er publisert i NOS, Arbeidsmarkedsstatistikk for grupper etter kjønn og alder. Vi har valgt å bruke aldersgruppa 20-29 år for sammenligningen, men vil understreke at tilsvarende mønster som det vi finner for denne gruppa også gjør seg gjeldende for de andre gruppene. Vi har tidligere påpekt at gjennomsnittet av ufullførte varigheter er et forventningsrett estimat av forventet varighet som arbeidsledig hvis og bare hvis det ikke eksisterer varighetsavhengighet og uobserverbar heterogenitet. Hvis dette er tilfelle, så vil gjennomsnittene av ufullførte og fullførte varigheter bli like. De stiplede og heltrukne kurvene i hhv. figur 4 og figur 5 ville da ha vært sammenfallende.

Figur 4. Gjennomsnittlig varighet som arbeidsledig for menn i alderen 20-29 år, 1975-85



Figur 5. Gjennomsnittlig varighet som arbeidsledig for kvinner i alderen 20-29 år, 1975-85



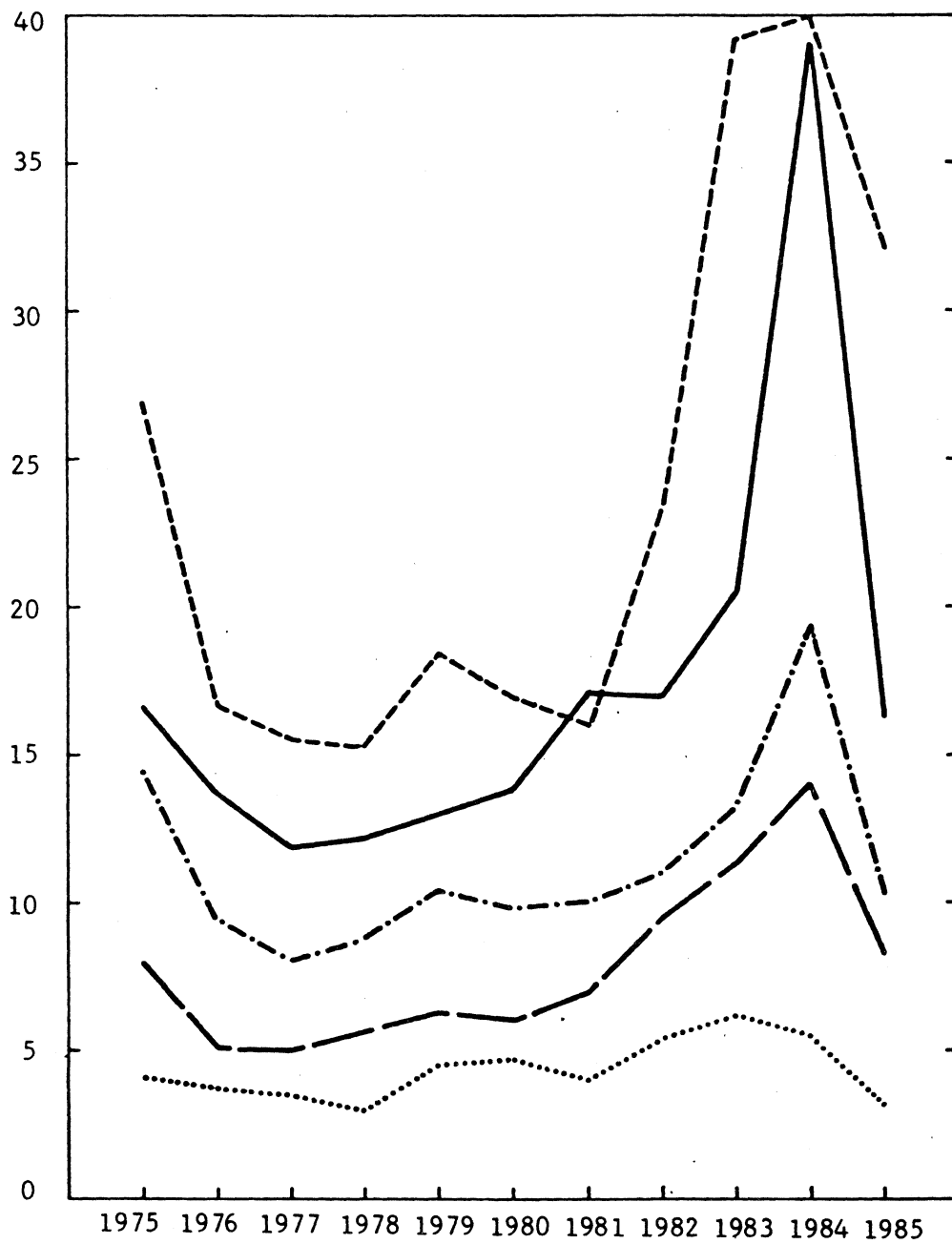
Vi ser at forskjellen mellom de to kurvene både for menn og kvinner i alderen 20-29 år er konstant for perioden 1976 - 1981. For menn er forskjellen lik 1 uke og kan tilskrives uobserverbar heterogenitet. Det kan vises at forskjellen mellom de to kurvene vil øke hvis gjennomsnittlig varighet øker (heltrukken kurve) og heterogeniteten er uendret eller økende. Det er nettopp dette som skjer i perioden 1982 - 1984 (se estimatene for 2σ i appendiks E). Men selv om gjennomsnittlig varighet av fullførte ledighetsopphold avtar fra 1984 til 1985, så øker forskjellen mellom gjennomsnittet av ufullførte varigheter og gjennomsnittet av fullførte varigheter. Forklaringen er at arbeidsledige menn i alderen 20-29 år er mer ulike med hensyn til egenskaper som har betydning for varigheten av arbeidsledighet i 1985 enn de var i 1984.

Figur 5 viser at forskjellen mellom gjennomsnittet av hhv. ufullførte og fullførte varigheter for kvinner i alderen 20-29 år er konstant lik 2,5 uker for perioden 1976 - 1981. Denne forskjellen kan tilskrives negativ varighetsavhengighet, dvs. for en arbeidsledig kvinne avtar sannsynligheten for å forlate arbeidsledigheten med økende varighet som arbeidsledig. Hvis gjennomsnittlig varighet av fullførte ledighetsopphold vokser og den negative varighetsavhengigheten er uendret eller sterkere, da vil forskjellen mellom de to gjennomsnittene øke. For kvinner i alderen 20-29 år er det i 1985 en sterkere negativ sammenheng mellom sannsynligheten for å gå ut av arbeidsledighet og varighet som arbeidsledig enn det var i 1984 (se estimatene for α i appendiks E; hvis $\alpha < 1$ har vi negativ varighetsavhengighet som blir sterkere til mindre α er). Dette er forklaringen på at forskjellen mellom de to gjennomsnittene øker fra 1984 til 1985 selv om de hver for seg avtar.

Vi skal nå gå over til å drøfte variasjonene i varighet av fullførte ledighetsperioder etter kjønn og alder. Som det går fram av figurene 6 og 7 er det til dels betydelige variasjoner. For alle aldersgrupper har det både for kvinner og menn vært stor stabilitet i gjennomsnittlig varighet i perioden 1976 - 1981, men med økende gjennomsnittlig varighet etter alder. Variasjonene etter alder er betydelig større for kvinner enn for menn. Vi ser imidlertid at for aldersgruppa under 20 år ligger den gjennomsnittlige varigheten både for menn og kvinner stabilt på ca. 5 uker for hele perioden 1975 - 1985. Den sterke økningen i lengden av ledighetsperioden som de andre aldersgruppene blir utsatt for i 1982 - 1984, gjør seg altså ikke gjeldende for aldersgruppa under 20 år. Men det er verdt å merke seg at eldre personer i gjennomsnitt er utsatt for betydelig lengre ledighetsperioder enn yngre personer og at kvinner i forskjellige aldre over 30 år i gjennomsnitt er utsatt for lengre ledighetsperioder enn menn i tilsvarende aldre. Dette mønsteret blir forsterket når ledighetsraten overstiger 1-1,5 prosent som var det nivået arbeidsledigheten stabiliserte seg på i 70-årene.

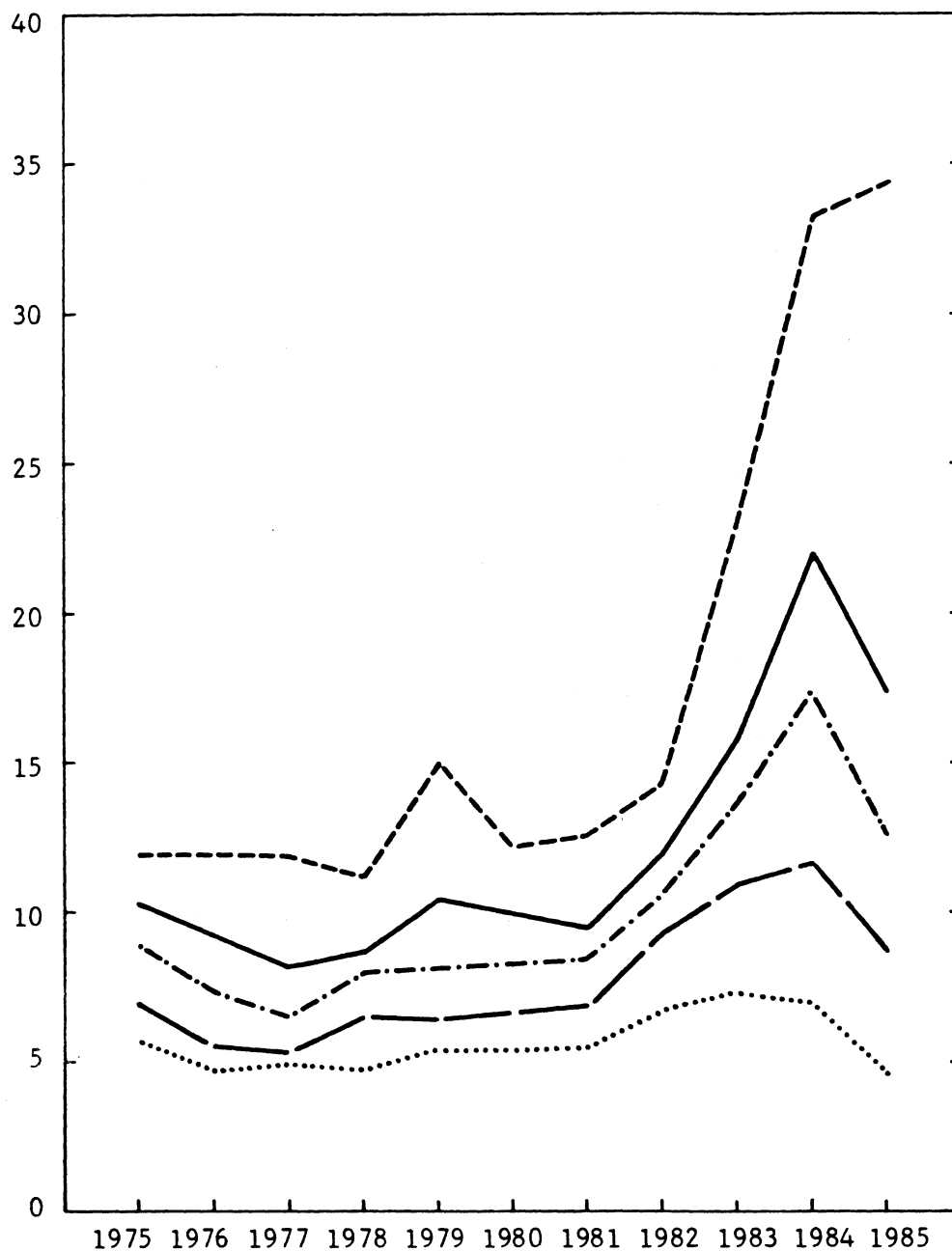
Det mønsteret som framkommer i utviklingen av gjennomsnittlig varighet av arbeidsledighet for perioden 1975 - 1985, går også igjen i utviklingen av langtidsledighet, se figurene 8 og 9. Som mål for langtidsledighet har vi benyttet sannsynligheten for at ledighetsperioden overstiger 6 måneder. Av figurene ser vi at sannsynligheten for at varigheten overstiger 6 måneder var liten, spesielt for menn, fram til og med 1982. Men i 1983-84 økte sannsynligheten for langtidsledighet for alle grupper; til dels svakt for både kvinner og menn under 50 år, mens økningen var dramatisk for kvinner over 50 år og menn over 60 år. Personer tilhørende disse gruppene hadde i 1983-84 i gjennomsnitt en sannsynlighet på 0,5 for å bli langtidsledige hvis de ble arbeidsledige.

Figur 6. Gjennomsnittlig varighet som arbeidsledig for kvinner etter alder, 1975-85. Uker



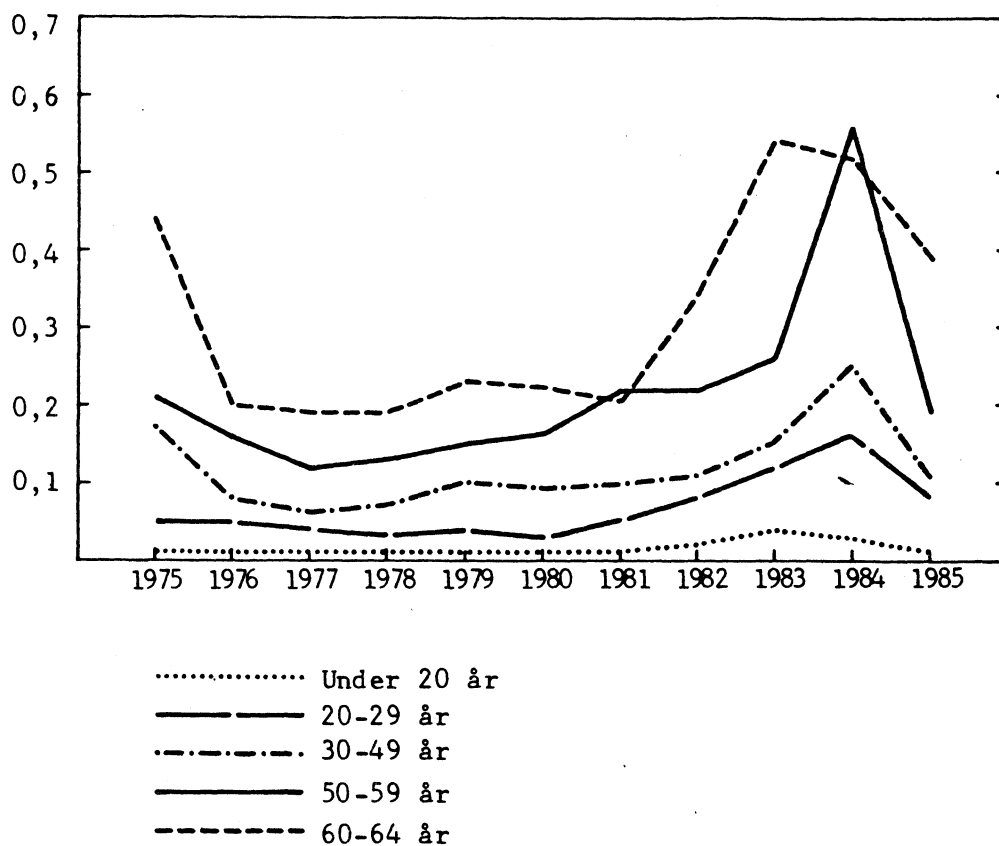
..... Under 20 år
 ——— 20-29 år
 -.-.-.- 30-49 år
 ——— 50-59 år
 - - - - - 60-64 år

Figur 7. Gjennomsnittlig varighet som arbeidsledig for menn etter alder, 1975-85. Uker

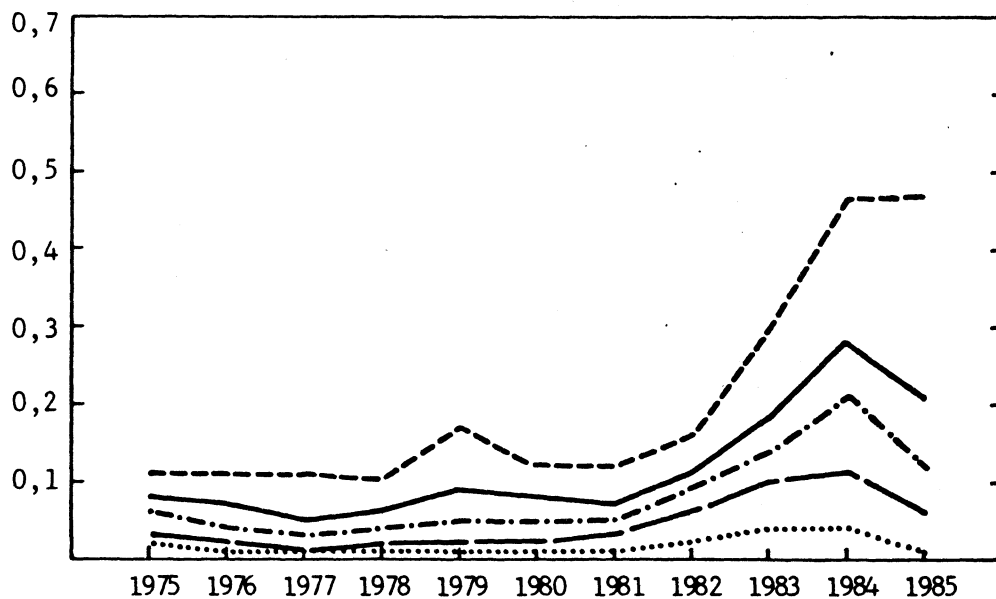


..... Under 20 år
 ——— 20-29 år
 -.-.-.- 30-49 år
 ——— 50-59 år
 - - - - - 60-64 år

Figur 8. Aldersspesifikke sannsynligheter for at ledighetsperioden for kvinner som blir arbeidsledige overstiger 6 måneder, 1975-85



Figur 9. Aldersspesifikke sannsynligheter for at ledighetsperioden for menn som blir arbeidsledige overstiger 6 måneder, 1975-85



5. FORVENTET GJENSTÅENDE VARIGHET SOM ARBEIDSLEDIG

I kapittel 4 drøftet vi utviklingen i nivået (gjennomsnittlig varighet) og i den høye halen (sannsynligheten for langtidsledighet) til fordelinger av arbeidsledighetens varighet. Siden disse størrelsene bare gir summarisk informasjon om varighetsfordelingene, skal vi i dette kapitlet supplere denne informasjonen med en mer detaljert beskrivelse av fordelingene. Til dette formålet vil vi benytte en funksjon som uttrykker forventet gjenstående varighet som arbeidsledig gitt den tid man allerede har tilbrakt som arbeidsledig (se appendiks C). Denne funksjonen er mye brukt i publikasjoner som omhandler befolkningens levetid.

Tabellene 1-5 viser at for menn øker gjenstående varighet i arbeidsledighet med den tiden man allerede har tilbrakt som arbeidsledig. For menn under 60 år var denne sammenhengen betydelig sterkere i årene 1983 - 1985 enn i årene 1975 - 1981, mens det motsatte var tilfelle for menn i alderen 60-64 år. Det samme mønsteret går stort sett igjen også for kvinnene, se tabellene 6-10, men modellene vi har brukt gir vidt forskjellig forklaring på den observerte sammenhengen mellom gjenstående og tilbakelagt tid i arbeidsledighet for hhv. menn og kvinner.

For mennene er den observerte sammenhengen et resultat av underliggende heterogenitet, dvs. mennene er forskjellige med hensyn til arbeidsmarkedserfaring, utdanning, motivasjon og andre variable som har betydning for deres egne preferanser eller deres attraktivitet i markedet. Dette kan f.eks. bety at arbeidsledige menn med høye kvalifikasjoner tilbringer forholdsvis kort tid i arbeidsledighet, mens menn med lave kvalifikasjoner tilbringer lange perioder i ledighet. Den observerte sammenhengen mellom gjenstående og tilbakelagt tid i arbeidsledighet, skyldes altså ikke varighetsavhengighet.

For kvinnene har vi benyttet en modell med varighetsavhengighet for å beskrive de publiserte varighetsdata. Den observerte sammenhengen mellom gjenstående og tilbakelagt tid i arbeidsledighet kan for kvinnenes vedkommende derfor betraktes som sann. En plausibel forklaring på sann varighetsavhengighet kan være at arbeidsgiverne oppfatter lange ledighetsperioder som uttrykk for manglende produktivitet, og derfor vil de vegre seg mot å tilsette personer med lange ledighetsopphold. En alternativ forklaring er at de som har vært lenge ledige har gitt opp aktiv søking etter arbeid.

De forskjellige forklaringene på den observerte sammenhengen mellom gjenstående og tilbakelagt tid i arbeidsledighet for hhv. menn og kvinner, er altså et direkte resultat av de modellene vi har benyttet. Men disse modellene er imidlertid valgt etter nøye utprøving av fem forskjellige modeller på de tilgjengelige registerdata for 1984. En av disse modellene inneholdt både varighetsavhengighet og uobserverbar heterogenitet, men estimatene for hver enkel av aldersgruppene resulterte i en modell med uobserverbar heterogenitet for menn og en modell med varighetsavhengighet for kvinner. Tilsvarende forskjell mellom menn og kvinner ble funnet av Kooreman and Ridder (1983) for nederlandske registerdata. Men som også disse forfatterne påpeker, kan denne forskjellen skyldes svakheter i spesifikasjonen av varighetsavhengigheten og heterogeniteten.

Tabell 1. Forventet gjenstående varighet som arbeidsledig for menn i alderen 16-19 år. 1975 - 1985

Ledighetens varighet (uker)	År							
	1975	1977	1979	1981	1983	1984	1985	
0	6	5	5	6	7	7	5	
4	6	5	5	6	8	8	6	
8	6	5	6	6	9	9	7	
13	7	5	6	6	10	10	8	
26	8	5	6	7	12	13	12	
40	9	5	7	8	14	16	16	
52	10	6	7	8	16	19	20	

Tabell 2. Forventet gjenstående varighet som arbeidsledig for menn i alderen 20-29 år. 1975 - 1985

Ledighetens varighet (uker)	År	1975	1977	1979	1981	1983	1984	1985
0		7	5	6	7	11	12	9
4		7	6	7	7	12	13	10
8		7	6	7	8	12	14	11
13		7	6	7	8	13	15	13
26		8	7	7	9	16	18	18
40		8	7	8	11	18	22	23
52		9	8	8	12	21	25	27

Tabell 3. Forventet gjenstående varighet som arbeidsledig for menn i alderen 30-49 år. 1975 - 1985

Ledighetens varighet (uker)	År	1975	1977	1979	1981	1983	1984	1985
0		9	7	8	8	13	17	13
4		9	7	9	9	14	18	14
8		9	8	9	10	15	19	16
13		9	9	10	11	17	20	18
26		10	11	11	13	20	22	23
40		10	13	13	15	23	24	28
52		10	15	15	17	26	26	33

Tabell 4. Forventet gjenstående varighet som arbeidsledig for menn i alderen 50-59 år. 1975 - 1985

Ledighetens varighet (uker)	År	1975	1977	1979	1981	1983	1984	1985
0		10	8	10	10	16	22	17
4		11	9	11	11	17	23	18
8		11	10	11	11	18	23	19
13		11	11	12	13	19	24	20
26		12	13	14	16	23	26	23
40		13	15	15	19	27	29	27
52		14	18	17	22	30	31	29

Tabell 5. Forventet gjenstående varighet som arbeidsledig for menn i alderen 60-64 år. 1975 - 1985

Ledighetens varighet (uker)	År 1975	1977	1979	1981	1983	1984	1985
0	12	12	15	13	23	33	34
4	13	13	16	14	24	33	34
8	14	14	16	16	24	33	34
13	14	15	17	18	25	33	34
26	17	19	20	23	27	33	34
40	19	22	22	29	30	33	34
52	22	26	24	33	31	33	34

Tabell 6. Forventet gjenstående varighet som arbeidsledig for kvinner i alderen 16-19 år. 1975 - 1985

Ledighetens varighet (uker)	År 1975	1977	1979	1981	1983	1984	1985
0	4	4	5	4	6	6	3
4	6	5	6	6	9	9	6
8	7	5	6	7	10	10	7
13	7	6	6	8	11	11	8
26	8	7	7	9	12	13	10
40	9	8	8	11	14	15	12
52	10	8	8	11	14	16	13

Tabell 7. Forventet gjenstående varighet som arbeidsledig for kvinner i alderen 20-29 år. 1975 - 1985

Ledighetens varighet (uker)	År 1975	1977	1979	1981	1983	1984	1985
0	8	5	6	7	11	14	8
4	9	7	8	10	14	17	13
8	9	8	9	11	15	18	15
13	9	9	10	12	16	19	17
26	9	10	11	14	18	21	21
40	10	11	12	15	20	22	24
52	10	12	13	16	21	24	26

Tabell 8. Forventet gjenstående varighet som arbeidsledig for kvinner i alderen 30-49 år. 1975 - 1985

Ledighetens varighet (uker)	År	1975	1977	1979	1981	1983	1984	1985
0		14	8	10	10	13	19	10
4		13	10	12	12	16	22	16
8		13	11	12	13	18	22	19
13		13	11	13	14	19	23	21
26		12	13	14	16	22	25	26
40		11	14	14	17	24	27	29
52		11	14	15	18	25	28	32

Tabell 9. Forventet gjenstående varighet som arbeidsledig for kvinner i alderen 50-59 år. 1975 - 1985

Ledighetens varighet (uker)	År	1975	1977	1979	1981	1983	1984	1985
0		17	12	13	17	21	39	16
4		16	13	14	17	24	39	22
8		16	13	15	18	25	38	24
13		16	13	15	18	26	37	26
26		15	14	16	18	29	35	30
40		15	14	17	18	31	33	34
52		15	15	17	18	32	32	36

Tabell 10. Forventet gjenstående varighet som arbeidsledig for kvinner i alderen 60-64 år.
1975 - 1985

Ledighetens varighet (uker)	År	1975	1977	1979	1981	1983	1984	1985
0		27	16	18	16	39		32
4		24	19	21	20	38		35
8		22	21	22	21	37		37
13		20	22	23	23	37		39
26		17	25	25	26	36		42
40		15	27	27	28	35		45
52		13	29	28	29	35		46

6. DISKUSJON

Vi har i dette arbeidet argumentert for at publiserte varighetsdata blant annet bør informere om hva slags ledighetsperiode personer tilhørende forskjellige persongrupper måtte forvente å stå ovenfor hvis de ble arbeidsledige. For dette formålet vil de mest relevante varighetsdata være data som gir lengden av fullførte arbeidsledighetsperioder. For å oppnå slike data må en foreta en kontinuerlig registrering av ledighet, tilsvarende den som foregår ved arbeidskontorene. Ved å basere statistikkproduksjonen bare på de personene som har fullførte ledighetsopphold i løpet av en tilstrekkelig lang registreringsperiode (f.eks. 2 år), vil en kunne anvende standard estimeringsmetoder for statistikkformål. En alternativ framgangsmåte vil være å ta utgangspunkt i alle personene som er blitt arbeidsledige i løpet av en bestemt tidsperiode (f.eks. en bestemt måned) og benytte de fullførte varighetene for disse personene som statistikkgrunnlag. Problemet her er at en kan risikere å måtte vente forholdsvis lenge inntil alle personene har avsluttet ledighetsperioden. Hvis en likevel velger å benytte data i statistikkproduksjonen før alle personene har avsluttet sine respektive ledighetsperioder, må også de avbrutte ledighetsperiodene inngå i datamaterialet. En blir i så fall tvunget til å anvende metoder som tar hensyn til at dataene er høyre-sensurerte; standardmetoder vil i dette tilfelle gi skjeve estimat.

Selv om det er mulig å benytte begge de to skisserte framgangsmåtene for produksjon av varighetsstatistikk, er ingen av dem foreløpig blitt anvendt i de nordiske landene. I stedet benytter en de ikke-avsluttede oppholdstidene for alle personer som er arbeidsledige på et bestemt tidspunkt. Som vi har vist i dette arbeidet, er det likevel mulig å estimere fordelingen av fullførte varigheter på grunnlag av den publiserte fordelingen av ufullførte varigheter. Men dette krever kunnskap om utviklingen i innstrømningsraten til arbeidsledighet. Uten slik kunnskap blir en tvunget til å innføre mer eller mindre vilkårlige forutsetninger om innstrømningsraten. I dette arbeidet har vi forutsatt at den ukentlige innstrømningsraten er konstant over året innen persongrupper bestemt av kjønn og alder. Vi vet at denne forutsetningen ikke er oppfylt. Spørsmålet er da hvilke konsekvenser de aktuelle feil i denne forutsetningen har hatt for estimatene av varighetsfordelingene. Siden vi i våre modeller har innført en komponent som vil fange opp variasjoner i varighetene som skyldes uobserverbar heterogenitet, vil dette skape økt fleksibilitet i forhold til det som går tapt ved antakelsen om konstant ukentlig innstrømningsrate. Faren for at denne antakelsen skaper skjeve parameterestimater blir dermed betydelig redusert. Kiefer et al. (1985) hevder at bare små avvik i forutsetningen om konstant innstrømningsrate, kan gi opphav til betydelige feil i estimatene for varighetsfordelingene, men de har ikke benyttet modeller med uobserverbar heterogenitet. De bygger dessuten sine konklusjoner på resultatet av et eksperiment basert på amerikanske data med fullførte varigheter. Men siden resultatene av dette eksperimentet opplagt vil avhenge av de aktuelle amerikanske data, kan en ikke automatisk overføre konklusjoner til norske eller nordiske forhold. Det vil derfor være nødvendig å utføre en tilsvarende studie basert på nordiske data.

(ebr)roa-appendiks

APPENDIKS A

SAMMENHENGEN MELLOM FORDELINGENE AV
UFULLFØRTE OG FULLFØRTE VARIGHETER

Anta at en bestemt dato, s_0 , er valgt for å studere populasjonen av arbeidsledige. På grunnlag av data med lengden av ufullførte ledighetsopphold for alle som er arbeidsledige på tidspunkt s_0 , ønsker vi å estimere varighetsfordelingen av fullførte ledighetsopphold for populasjonen i yrkesaktiv alder.

La s være kalendertiden og T_s varigheten av ledighetsoppholdet for en person gitt at han ble arbeidsledig på tidspunkt s . Vi antar at T_s har fordeling F_s . La videre

$k(s)ds$ = sannsynligheten (ubetinget) for overgang til arbeidsledighet i $[s, s+ds)$

Det empiriske motstykket til $k(s)ds$ er andelen av populasjonen i yrkesaktiv alder som går over i arbeidsledighet i løpet av $[s, s+ds)$.

Den simultane sannsynligheten for at ledighetsoppholdet starter på tidspunkt s og varer lengre enn $s_0 - s$ er da gitt ved

$$[1 - F_s(s_0 - s)]k(s)ds.$$

Sannsynligheten for å være arbeidsløs på tidspunkt s_0 er følgelig gitt ved

$$(1) \quad p = \int_{-\infty}^{s_0} [1 - F_s(s_0 - s)]k(s)ds.$$

Det empiriske motstykket til p er andelen av populasjonen som er arbeidsløs

på tidspunktet s_0 .

Ved å la $t = s_0 - s$ får vi nå følgende uttrykk for tettheten til de ufullførte varighetene (til de som er arbeidsledige på tidspunkt s_0),

$$(2) \quad g(t) = \Pr \{ \text{for at ufullførte ledighetsopphold har lengde } t \text{ på tidspunkt } s_0 \mid \text{er arbeidsløs på tidspunkt } s_0 \} =$$

$$\frac{[1-F_s(t)]k(s_0-t)}{\int_{-\infty}^{s_0} [1-F_s(s_0-s)]k(s)ds}$$

Av uttrykket for g følger det at fordelingen for ufullførte varigheter vil avhenge av hele forhistorien til prosessen.

I de fleste land er det vanlig å publisere estimater (grupperte versjoner) for tettheten g , mens man egentlig er interessert i fordelingene av fullførte forløp, $F_s(\cdot)$. Selv om vi kjente innstrømningsratene $k(\cdot)$, så ser vi av uttrykket (2) at dette ikke ville være tilstrekkelig for å estimere $F_s(\cdot)$. For å oppnå estimat for $F_s(\cdot)$, ville vi trenge data for alle kohorter av arbeidsledige. Men siden slike data ikke har vært tilgjengelig, har man vært nødt til å innføre restriksjoner for å kunne identifisere fordelingen av fullførte varigheter på grunnlag av kjennskap til tettheten av ufullførte varigheter og eventuelt innstrømningsraten. For det første må man anta at varighetsfordelingen (F_s) er konstant over tid ($F_s = F$). Men selv med en slik forutsetning vil man i de fleste land ikke være i stand til å estimere F fordi tilfredsstillende data for å estimere innstrømningsraten $k(s)$ ikke har vært tilgjengelig. En vanlig framgangsmåte har da vært å forutsette at $k(s) = \text{konstant}$, dvs. at strømmen inn i arbeidsledighet er konstant over tid. Til sammen leder disse to forutsetningene ($F_s = F$ og $k(s) = \text{konst.}$) fram til følgende enkle form for (2),

$$(3) \quad g(t) = \frac{1-F(t)}{\mu}$$

$$\text{der } \mu = ET = \int_0^{\infty} [1-F(s)]ds = \int_{-\infty}^{s_0} [1-F(s_0-s)]ds$$

er forventningen (gjennomsnittet) av fullførte forløp.

For å identifisere fordelingen av fullførte varigheter (F) på grunnlag av fordelingen av ufullførte varigheter (g), har Kooreman & Ridder (1983) benyttet sammenhengen (3). De har gjort dette ved i tillegg å anta at fordelingen F tilhører bestemte parametriske klasser av fordelinger. Denne framgangsmåten ligger også til grunn for de resultatene som blir presentert i denne artikkelen. Grunnen til at vi har benyttet (3) for å estimere F , er at tilfredsstillende informasjon om den ukentlige innstrømningsraten ikke har vært tilgjengelig.

I en rekke arbeider har man imidlertid bare vært opptatt av å estimere gjennomsnittet (μ) på grunnlag av uavhengige observasjoner fra g . Man har da benyttet de samme forutsetningene som ligger til grunn for (3) dvs. $F_s = F$ og $k(s) = k$. Ifølge (1) får vi da

$$(4) \quad p = \mu \cdot k.$$

Hvis et estimat for arbeidsledighetsraten (p) og den ukentlige innstrømningsraten (k) er tilgjengelig, så kan man altså estimere gjennomsnittlig varighet av fullførte ledighetsopphold ved (4). Denne framgangsmåten er blant annet benyttet av Kaitz (1970), Salant (1977), Akerlof & Main (1980), Bjørklund (1981) og Eriksson (1985). På den andre siden er denne framgangsmåten ikke å anbefale hvis man har tilgang på informasjon om de ukentlige innstrømningsratene over året. Denne informasjonen gjør at man kan frigjøre seg fra forutsetningen om konstant innstrømning som ligger til grunn for metodene basert på (3) og (4). I stedet kan vi anta at $F_s = F$ tilhører bestemte parametriske klasser av fordelinger og videre benytte (2) til å estimere F på grunnlag av observasjoner fra g og kjente k -er.

APPENDIKS B

VALG AV FUNKSJONSFORMER FOR FORDELINGEN

AV ARBEIDSLEDIGHETENS VARIGHET

For å analysere arbeidsledighetens varighet, har det vært vanlig å benytte modeller tilhørende følgende klasse,

$$(5) \quad F(t|\theta) = 1 - \exp[-t^\alpha \exp(\beta x + \log \theta)]$$

der θ er en heterogenitetskomponent med fordelingsfunksjon $H(\theta)$ og x er observert eksogene variable. Siden (5) uttrykker den betingede fordelingen for varigheten gitt den uobserverbare heterogeniteten θ , så får vi at den ubetingede fordeling for fullførte varigheter er gitt ved

$$(6) \quad F(t) = \int F(t|\theta) dH(\theta).$$

Siden vi i vår situasjon ikke har tilgang på data med informasjon om eksogene variable, kan vi la $x = 1$ og definere $\lambda = \exp(\beta)$. Resultatene i dette arbeidet er videre basert på (5) og (6) med

$\theta = 1$ i fordelingene for kvinner, dvs. uten uobserverbar heterogenitet men med varighetsavhengighet,

og med

$\alpha = 1$ og θ gammafordelt med forventning 1 og varians σ^2 i fordelingene for menn, dvs. uten varighetsavhengighet men med uobserverbar heterogenitet.

De estimerte fordelingene av fullførte varigheter for kvinner er derfor forutsatt å tilhøre følgende klasse fordelinger,

$$(7) \quad F(t) = 1 - \exp(-\lambda t^\alpha)$$

$$\text{der } \mu = ET = \frac{1}{\alpha} \Gamma\left(\frac{1}{\alpha}\right) \lambda^{-\frac{1}{\alpha}},$$

mens de estimerte fordelingene for menn er forutsatt å tilhøre

$$(8) \quad F(t) = 1 - \frac{(1 + \lambda \sigma^2 t)^\alpha}{\sigma^2}$$

$$\text{der } \mu = ET = \frac{1}{\lambda(1 - 2\sigma^2)}$$

Siden vi bare har tilgang på observasjoner med ufullførte varigheter, har vi som tidligere nevnt i tillegg benyttet relasjon (3) for å estimere parametrene i F. Parameterestimatene for de ulike årene (1975-85) er gitt i appendiks E.

APPENDIKS C

FORMELL BESKRIVELSE AV FORVENTET
GJENSTÅENDE VARIGHET SOM ARBEIDSLEDIG

Vi skal nedenfor vise hvordan forventet gjenstående tid i arbeidsledighet, gitt at individet har vært arbeidsledig i s perioder, kan uttrykkes ved fordelingen av fullførte forløp. Som tidligere lar vi varigheten (T) av et fullført ledighetsopphold ha fordeling F med forventning $\mu = ET$. Da er forventet gjenstående varighet for et individ som har vært arbeidsledig i s perioder gitt ved

$$(9) \quad m(s) = E[T|T \geq s] - s = \frac{1}{1-F(s)} \left[\int_s^{\infty} t dF(t) - s(1-F(s)) \right] = \frac{\int_s^{\infty} [1-F(t)] dt}{1-F(s)}$$

Legg merke til at det er en-entydig forbindelse mellom m og F ; kjenner vi F så er m gitt ved (9) og kjenner vi m , så er F gitt ved

$$(10) \quad F(s) = 1 - \frac{\mu}{m(s)} \exp\left(-\int_0^s \frac{1}{m(x)} dx\right).$$

Hvis vi forutsetter at innstrømningsraten $k(s)$ er konstant over tid ($k(s) = k$), så får vi ved å sette inn for (3) i (9) følgende enkle sammenheng mellom forventet gjenstående varighet som arbeidsledig og fordelingen av ufullførte varigheter,

$$(11) \quad m(s) = \frac{1-G(s)}{g(s)}, \text{ der } G(s) = \int_0^s g(t) dt.$$

Dette betyr at det er mulig å estimere $m(\cdot)$ på grunnlag av observasjoner av ufullførte varigheter uten å innføre forutsetninger om formen på fordelingen (F) av fullførte varigheter.

Vi skal nå gi uttrykkene for $m(s)$ for noen utvalgte fordelinger.

(i) F er eksponensiell med parameter λ , dvs. $\alpha = 1$ i (7), som gir

$$(12) \quad m(s) = \frac{1}{\lambda}.$$

Dette betyr at gjenstående varighet i arbeidsledighet er uavhengig av hvor lenge man har vært arbeidledig.

(ii) F er gitt ved (7) (Weibull-fordelingen), som leder til følgende uttrykk for $m(s)$,

$$(13) \quad m(s) = \frac{\int_0^{\infty} \exp(-\lambda t^{\alpha}) dt}{\exp(-\lambda s^{\alpha})} = \frac{\Gamma(\frac{1}{\alpha}, \lambda s^{\alpha})}{\alpha \lambda^{\frac{1}{\alpha}} \exp(-\lambda s^{\alpha})},$$

$$\text{der } \Gamma(a, x) = \int_x^{\infty} e^{-t} t^{a-1} dt$$

er den ufullstendige gammafunksjonen.

Hvis $\alpha < 1$, så vil $m(s)$ øke med økende s ; dvs. gjenstående varighet blir lengre jo lengre man allerede har vært arbeidsledig. Hvis $\alpha > 1$, så vil imidlertid $m(s)$ avta med økende s .

(iii) F er gitt ved (8). Vi får da følgende uttrykk for $m(s)$,

$$(14) \quad m(s) = \frac{1}{\lambda(1-\sigma^2)} (1+\sigma^2 \lambda s).$$

Siden $\lambda > 0$ og $\sigma^2 < 1$, vil vi når $\sigma^2 > 0$ alltid observere at gjenstående varighet blir lengre jo lengre man allerede har vært arbeidsledig. Det er imidlertid viktig å være oppmerksom på at denne sammenhengen skyldes uobservert (uobserverbar) heterogenitet i populasjonen av arbeidsledige, og ikke sann varighetsavhengighet på individnivå.

Tabellgrunnlag for figurene 1 - 9

Tabell 11. Registrerte arbeidsløse i prosent av arbeidsstyrken. Årsgjennomsnitt

73	74	75	76	77	78	79	80	81	82	83	84	85
0,8	0,7	1,3	1,3	1,1	1,3	1,5	1,3	1,7	2,4	3,8	3,9	3,0

Tabell 12. Gjennomsnittlig varighet som arbeidsledig. 1973 - 1985. Uker

73	74	75	76	77	78	79	80	81	82	83	84	85
7,1	6,6	9,0	7,4	6,9	7,3	8,1	8,1	8,2	10,1	12,8	17,3	11,6

Tabell 13. Gjennomsnittlig ukentlig innstrømning til arbeidsledighet i prosent av arbeidsstyrken

73	74	75	76	77	78	79	80	81	82	83	84	85
0,1	0,1	0,14	0,18	0,16	0,18	0,18	0,16	0,21	0,24	0,30	0,23	0,26

Tabell 14. Gjennomsnittlig varighet som arbeidsledig for kvinner, etter alder. 1975 - 1985. Uker

Alder	År											
	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	
Under 20	4,2	3,7	3,5	3,0	4,5	4,7	4,0	5,4	6,2	5,5	3,2	
20 - 29	8,1	5,2	5,0	5,7	6,4	6,0	7,1	9,5	11,4	14,0	8,3	
30 - 49	14,4	9,5	8,2	8,8	10,4	9,8	10,1	11,0	13,3	19,3	10,3	
50 - 59	16,7	13,8	12,1	12,3	13,1	13,8	17,2	17,0	20,5	39,0	16,4	
60 - 64	26,9	16,6	15,6	15,3	18,3	17,0	16,1	23,3	39,1	40,0	32,2	

Tabell 15. Gjennomsnittlig varighet som arbeidsledig for menn, etter alder. 1975 - 1985. Uker

Alder	År											
	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	
Under 20	5,8	4,7	5,0	4,8	5,4	5,4	5,5	6,8	7,3	3,2	4,7	
20 - 29	6,9	5,5	5,3	6,5	6,4	6,6	6,9	9,3	10,9	11,7	8,7	
30 - 49	8,9	7,4	6,5	8,0	8,2	8,3	8,4	10,6	13,7	17,4	12,7	
50 - 59	10,3	9,3	8,3	8,6	10,5	9,9	9,5	11,9	15,8	22,0	17,4	
60 - 64	11,9	11,8	11,8	11,2	15,0	12,2	12,5	14,3	23,1	33,3	34,4	

Tabell 16. Aldersspesifikke sannsynligheter for at ledighetsperioden for kvinner som blir arbeidsledige overstiger 6 måneder. 1975 - 1985

Alder	År										
	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985
Under 2001	.01	.01	.01	.01	.01	.01	.02	.04	.03	.01
20 - 2905	.05	.04	.03	.04	.03	.05	.08	.12	.16	.08
30 - 4917	.08	.06	.07	.10	.09	.10	.11	.15	.25	.11
50 - 5921	.16	.12	.13	.15	.16	.22	.22	.26	.56	.19
60 - 6444	.20	.19	.19	.23	.22	.20	.34	.54	.52	.39

Tabell 17. Aldersspesifikke sannsynligheter for at ledighetsperioden for menn som blir arbeidsledige overstiger 6 måneder. 1975 - 1985

Alder	År										
	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985
Under 2002	.01	.01	.01	.01	.01	.01	.02	.04	.04	.01
20 - 2903	.02	.01	.02	.02	.02	.03	.06	.10	.11	.06
30 - 4906	.04	.03	.04	.05	.05	.05	.09	.14	.21	.12
50 - 5908	.07	.05	.06	.09	.08	.07	.11	.18	.28	.21
60 - 6411	.11	.11	.10	.17	.12	.12	.16	.30	.46	.47

Sannsynlighetsmaksimerings-estimat og asymptotiske standardavvik

Nedenfor gjengir vi parameterestimatene med tilhørende standardavvik i parentes for hver av aldersgruppene for hhv. menn og kvinner for årene 1975 - 1985. De underliggende modellene hvor parametrene inngår er gitt i appendiks B. Estimatene for gjennomsnittlig varighet av fullførte og ufullførte varigheter er gitt i kolonnene for hhv. μ og ν . Forskjellen på estimatene for ν og de tilsvarende publiserte gjennomsnittende av ufullførte varigheter er at de er basert på ulike forutsetninger. De publiserte gjennomsnittene er basert på at varighetene innenfor hvert av varighetsintervallene i de publiserte fordelingene er uniformt fordelt, mens de tilsvarende gjennomsnittene i tabellene nedenfor forutsetter at de observerte ufullstendige varighetene er generert av gitte fordelingsklasser. Fordelingene av ufullførte varigheter er gitt ved (3), der F er gitt ved (7) for kvinner og ved (8) for menn. Det kan da vises at ν er gitt ved

$$(14) \quad \nu = \frac{\Gamma\left(\frac{2}{\alpha}\right)}{\Gamma\left(\frac{1}{\alpha}\right)} \lambda^{-\frac{1}{\alpha}} \quad \text{for kvinnene}$$

og ved

$$(15) \quad \nu = \frac{1}{\lambda (1-2\sigma^2)} \quad \text{for mennene}$$

Kvinner, 16 - 19 år

År	λ	α	$-2 \log L$	μ	ν
1975	0.389 (0.055)	0.746 (0.041)	4 380.6	4.2	6.1
1976	0.392 (0.049)	0.791 (0.039)	3 243.7	3.7	4.9
1977	0.444 (0.080)	0.756 (0.055)	3 466.1	3.5	4.8
1978	0.616 (0.083)	0.641 (0.038)	4 498.6	3.0	5.4
1979	0.315 (0.045)	0.824 (0.043)	4 399.4	4.5	5.6
1980	0.314 (0.039)	0.807 (0.037)	6 110.5	4.7	6.0
1981	0.458 (0.049)	0.689 (0.030)	7 100.8	4.0	6.4
1982	0.322 (0.030)	0.750 (0.026)	9 519.9	5.4	7.6
1983	0.316 (0.033)	0.716 (0.024)	10 804.4	6.2	9.4
1984	0.388 (0.029)	0.665 (0.019)	10 176.5	5.5	9.4
1985	0.617 (0.066)	0.617 (0.029)	5 698.7	3.2	6.2

Kvinner, 20 - 29 år

År	λ	α	- 2 log L	μ	ν
1975	0.152 (0.024)	0.919 (0.044)	7 018.6	8.1	8.8
1976	0.359 (0.048)	0.712 (0.036)	5 892.6	5.3	8.0
1977	0.364 (0.040)	0.719 (0.029)	6 379.8	5.0	7.6
1978	0.334 (0.035)	0.720 (0.028)	9 120.7	5.7	8.5
1979	0.272 (0.033)	0.765 (0.032)	8 674.1	6.4	8.9
1980	0.306 (0.027)	0.740 (0.024)	11 336.6	6.0	8.6
1981	0.289 (0.027)	0.712 (0.023)	16 071.3	7.1	10.9
1982	0.162 (0.014)	0.842 (0.023)	25 418.4	9.5	11.5
1983	0.183 (0.019)	0.752 (0.017)	34 223.1	11.4	16.1
1984	0.147 (0.011)	0.771 (0.016)	37 149.3	14.0	19.1
1985	0.352 (0.024)	0.605 (0.015)	26 167.0	8.3	16.8

Kvinner, 30 - 49 år

År	λ	α	- 2 log L	μ	ν
1975	0.048 (0.010)	1.123 (0.057)	8 867.9	14.4	12.9
1976	0.177 (0.028)	0.812 (0.041)	7 622.6	9.5	12.0
1977	0.209 (0.028)	0.794 (0.034)	7 686.9	8.2	10.7
1978	0.195 (0.026)	0.798 (0.034)	9 899.1	8.8	11.4
1979	0.147 (0.026)	0.850 (0.045)	9 093.7	10.4	12.4
1980	0.169 (0.023)	0.818 (0.035)	11 345.4	9.8	12.3
1981	0.190 (0.020)	0.771 (0.026)	14 656.7	10.1	13.7
1982	0.166 (0.016)	0.793 (0.024)	23 167.8	11.0	14.4
1983	0.177 (0.018)	0.727 (0.018)	32 007.4	13.3	19.7
1984	0.096 (0.009)	0.821 (0.019)	34 427.9	19.3	24.1
1985	0.329 (0.025)	0.587 (0.015)	24 486.6	10.3	21.9

Kvinner, 50 - 59 år

År	λ	α	- 2 log L	μ	ν
1975	0.051 (0.016)	1.056 (0.079)	5 002.3	16.7	15.8
1976	0.110 (0.030)	0.864 (0.067)	4 152.8	13.8	16.3
1977	0.106 (0.025)	0.915 (0.060)	3 969.4	12.1	13.3
1978	0.098 (0.025)	0.937 (0.064)	4 368.7	12.3	13.1
1979	0.110 (0.031)	0.880 (0.069)	3 867.8	13.1	15.1
1980	0.093 (0.021)	0.919 (0.058)	4 569.4	13.8	15.1
1981	0.066 (0.020)	0.963 (0.074)	5 127.8	17.2	17.9
1982	0.059 (0.015)	0.999 (0.062)	7 673.0	17.0	17.1
1983	0.110 (0.029)	0.770 (0.036)	11 598.4	20.5	28.0
1984	0.012 (0.004)	1.178 (0.073)	11 699.5	39.0	33.6
1985	0.194	0.656	7 962.2	16.4	28.6

Kvinner, 60 - 64 år

År	λ	α	- 2 log L	μ	ν
1975	0.006 (0.005)	1.515 (0.203)	1 511.0	26.9	19.5
1976	0.108 (0.058)	0.822 (0.126)	1 329.6	16.6	20.8
1977	0.156 (0.093)	0.730 (0.134)	1 289.2	15.6	23.0
1978	0.085 (0.042)	0.917 (0.120)	1 620.1	15.3	16.8
1979	0.110 (0.058)	0.795 (0.118)	1 414.8	18.3	23.9
1980	0.090 (0.044)	0.871 (0.114)	1 766.3	17.0	19.8
1981	0.151 (0.063)	0.731 (0.093)	1 996.1	16.1	23.7
1982	0.031 (0.017)	1.090 (0.129)	2 778.3	23.3	21.4
1983	0.018 (0.006)	1.088 (0.110)	4 528.3	39.1	36.1
1984					
1985	0.076 (0.027)	0.777 (0.069)	3 655.7	32.2	43.3

Menn, 16 - 19 år

År	λ	σ^2	$-2 \log L$	μ	ν
1975	0.187 (0.009)	0.077 (0.021)	7 823.7	5.8	6.3
1976	0.235 (0.011)	0.101 (0.021)	5 571.0	4.7	5.3
1977	0.202 (0.008)	0.010 (0.021)	5 434.9	5.0	5.1
1978	0.222 (0.009)	0.067 (0.019)	7 607.9	4.8	5.2
1979					
1980	0.191 (0.007)	0.031 (0.019)	8 723.4	5.4	5.6
1981	0.193 (0.007)	0.053 (0.018)	9 837.8	5.5	5.8
1982	0.155 (0.005)	0.047 (0.016)	16 115.2	6.8	7.1
1983	0.162 (-)	0.150 (-)	19 627.1	7.3	8.8
1984	0.175 (-)	0.187 (-)	16 145.4	7.0	9.1
1985	0.271 (-)	0.222 (-)	8 160.6	4.7	6.6

Menn, 20 - 29 år

År	λ	σ^2	$-2 \log L$	μ	ν
1975	0.148 (0.004)	0.029 (0.015)	18 076.6	6.9	7.1
1976	0.208 (0.007)	0.129 (0.014)	12 022.3	5.5	6.5
1977	0.196 (0.007)	0.046 (0.017)	10 321.3	5.3	5.6
1978	0.159 (0.004)	0.029 (0.013)	20 328.4	6.5	6.7
1979	0.163 (0.005)	0.036 (0.016)	15 340.3	6.4	6.6
1980	0.160 (0.004)	0.058 (0.013)	20 594.8	6.6	7.1
1981	0.159 (0.004)	0.089 (0.012)	27 677.3	6.9	7.6
1982	0.111 (0.002)	0.031 (0.011)	53 065.2	9.3	9.6
1983	0.109 (0.002)	0.157 (0.007)	67 419.5	10.9	13.4
1984	0.107 (0.002)	0.202 (0.008)	57 247.2	11.7	15.7
1985	0.157 (0.003)	0.264 (0.008)	32 054.3	8.7	13.5

Menn, 30 - 49 år

År	λ	σ^2	- 2 log L	μ	ν
1975	0.116 (0.005)	0.030 (0.021)	15 084.9	8.9	9.1
1976	0.153 (0.006)	0.117 (0.020)	10 872.0	7.4	8.5
1977	0.177 (0.008)	0.137 (0.019)	9 895.1	6.5	7.8
1978	0.130 (0.004)	0.031 (0.017)	18 743.2	8.0	8.2
1979	0.136 (0.005)	0.108 (0.019)	13 845.0	8.2	9.4
1980	0.133 (0.005)	0.087 (0.017)	17 596.3	8.3	9.1
1981	0.139 (0.004)	0.139 (0.014)	23 230.4	8.4	10.0
1982	0.101 (0.003)	0.071 (0.013)	42 613.5	10.6	11.5
1983	0.093 (0.003)	0.195 (0.009)	58 511.8	13.4	17.7
1984	0.067 (0.002)	0.145 (0.010)	51 976.6	17.4	21.0
1985	0.110 (0.003)	0.282 (0.010)	32 076.1	12.7	21.0

Menn, 50 - 59 år

År	λ	σ^2	- 2 log L	μ	ν
1975	0.104 (0.005)	0.071 (0.025)	9 961.7	10.3	11.2
1976	0.127 (0.007)	0.148 (0.027)	7 340.5	9.3	11.2
1977	0.144 (0.008)	0.152 (0.028)	5 934.8	8.3	10.2
1978	0.135 (0.007)	0.137 (0.023)	9 471.5	8.6	10.2
1979	0.107 (0.006)	0.106 (0.030)	7 043.2	10.5	11.9
1980	0.110 (0.006)	0.080 (0.028)	8 190.6	9.9	10.8
1981	0.129 (0.007)	0.189 (0.024)	8 933.8	9.5	12.4
1982	0.096 (0.005)	0.121 (0.025)	14 048.5	11.9	13.8
1983	0.081 (-)	0.217 (-)	21 493.6	15.8	21.9
1984	0.053 (-)	0.142 (-)	17 971.2	22.1	26.4
1985	0.071 (-)	0.188 (-)	11 292.8	17.4	22.6

Menn, 60 - 64 år

År	λ	σ^2	- 2 log L	μ	ν
1975	0.099 (0.008)	0.156 (0.041)	5 118.0	11.9	14.7
1976	0.114 (0.010)	0.257 (0.038)	4 264.1	11.8	18.0
1977	0.107 (0.010)	0.209 (0.044)	3 656.5	11.8	16.0
1978	0.110 (0.006)	0.194 (0.031)	5 179.5	11.2	14.8
1979	0.078 (0.008)	0.153 (0.054)	3 993.5	15.0	18.4
1980	0.114 (0.010)	0.280 (0.038)	4 415.9	12.2	20.0
1981	0.112 (0.010)	0.286 (0.036)	5 002.6	12.5	20.8
1982	0.077 (0.006)	0.095 (0.042)	7 242.6	14.3	16.0
1983	0.050 (-)	0.138 (-)	12 841.4	23.1	27.6
1984	0.030 (-)	0.000 (-)	11 562.1	33.3	33.3
1985	0.029 (-)	0.000 (-)	7 550.0	34.4	34.4

REFERANSER

- Akerlof, G.A. and B.G.M. Main (1980): Unemployment Spells and Unemployment Experience. American Economic Review, 70, 885-893.
- Björklund, A. (1981): On the Duration of Unemployment in Sweden, 1965-1976. Scandinavian Journal of Economics, 83, 167-183.
- Eriksson, T. (1985): Some Investigations into Finnish Unemployment Dynamics. Research Report, Åbo Akademi.
- Kaitz, H. (1970): Analyzing the Length of Spells of Unemployment. Monthly Labor Review, 93, 11-20.
- Kiefer, N.M., S.J. Lundberg and G.R. Neumann (1985): How Long Is a Spell of Unemployment? Illusions and Biases in the Use of CPS Data. Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 3, No. 2, 118-128.
- Kooreman, P. and G. Ridder (1983): The Effects of Age and Unemployment Percentage on the Duration of Unemployment. European Economic Review 20, 41-57.
- Lancaster, T. (1979): Econometric Methods for the Duration of Unemployment. Econometrica, Vol. 47, No. 4, 939-956.
- Nickell, S. (1979): Estimating the Probability of Leaving Unemployment. Econometrica, Vol. 47, No. 4, 1249-1264.
- Salant, S.W. (1977): Search Theory and Duration Data: A Theory of Sorts. Quarterly Journal of Economics, 91, 39-57.

UTKOMMET I SERIEN RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ ETTER 1. JULI 1986 (RAPP)
ISSN 0332-8422

Issued in the series Reports from the Central Bureau of Statistics since 1 July 1986 (REP)

- Nr. 86/4 Nordmenns ferievaner 1970-1982/Jon Teigland. 1986-114s. 30 kr
ISBN 82-537-2336-9
- 86/5 Reklame og informasjonssendinger i postkassen. 1986-54s. 25 kr ISBN 82-537-2310-5
- 86/6 Planregnskap for Aust-Agder 1986-1997. 1986-80s. 25 kr ISBN 82-537-2349-0
- 86/7 Yrkesaktivitet og familietilhørighet Geografiske variasjoner/Ole Ragnar Langen.
1987-56s. 25 kr ISBN 82-537-2324-5
- 86/8 Punktsamling som grunnlag for regional arealbudsjettering/Øystein Engebretsen.
1986-52s. 25 kr ISBN 82-537-2347-4
- 86/9 Kvalitetsklassifisering av jordbruksareal i arealregnskapet/Øystein Engebretsen.
1986-59s. 25 kr ISBN 82-537-2348-2
- 86/10 Varestrømmer mellom fylker/Frode Finsås og Tor Skoglund. 1986-72s. 25 kr
ISBN 82-537-2342-3
- 86/11 Statistikk for tettsteder. 1986-107s. 40 kr ISBN 82-537-2362-8
- 86/12 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Årene
1970-1986. 1986-81s. 25 kr ISBN 82-537-2356-3
- 86/13 VAR Statistikk for vannforsyning, avløp og renovasjon Analyse av VAR-data. Hefte
II Avløpsrensaneanlegg/Frode Brunvoll. 1986-92s. 25 kr ISBN 82-537-2360-1
- 86/14 Gifte kvinners arbeidstilbud, skatter og fordelingsvirkninger/John Dagsvik, Olav
Ljones, Steinar Strøm med flere. 1986-88s. 25 kr ISBN 82-537-2377-6
- 86/15 Enslige forsørgere Eksisterende offisiell statistikk Datagrunnlag for framtidig
trygdestatistikk/Grete Dahl og Ellen J. Amundsen. 1986-78s. 30 kr
ISBN 82-537-2369-5
- 86/16 Forbruk av fisk 1984. 1986-46s. 25 kr ISBN 82-537-2367-9
- 86/17 MODIS IV Detaljerte virkningstabeller for 1985. 1986-274s. 45 kr
ISBN 82-537-2371-7
- 86/18 Norden og strukturendringene på verdensmarkedet En analyse av de nordiske lands
handel med hverandre og med de øvrige OECD-landene 1961-1983/Jan Fagerberg.
1986-125s. 30 kr ISBN 82-537-2381-4
- 86/19 Flytting over fylkesgrenser 1967-79 Regresjonsberegninger av arbeidsmarkedets,
boligbyggingens og utdanningstilbudets virkning på flyttinger mellom fylkene/Jon Inge
Lian. 1986-66s. 25 kr ISBN 82-537-2382-2
- 86/20 Totalregnskap for fiske- og fangstnæringen 1981-1984. 1986-46s. 20 kr
ISBN 82-537-2384-9
- 86/21 Straffbares sosiale bakgrunn 1980-1981/Berit Otnes. 1986-52s. 25 kr
ISBN 82-537-2388-1
- 86/22 Framskriving av befolkningen etter kjønn, alder og ekteskapelig status
1985-2050/Øystein Kravdal. 1986-132s. 25 kr ISBN 82-537-2387-3
- 86/23 Evaluering av kvarts En makroøkonomisk modell/Morten Jensen og Vidar Knudsen.
1986-79s. 25 kr ISBN 82-537-2390-3
- 86/24 Produksjonstilpasning, kapitalavkastningsrater og kapitalslitstruktur/Erling Holmøy
og Øystein Olsen. 1987-56s. 25 kr ISBN 82-537-2391-1
- 86/25 Aktuelle skattetall 1986 Current Tax Data. 1986-52s. 20 kr ISBN 82-537-2397-0

- Nr. 86/26 Kapasitetsutnyttelse i norske næringer En KVARTS/MODAG-rapport/Ådne Cappelen og Nils-Henrik Mørk von der Fehr. 1986-124s. 30 kr ISBN 82-537-2400-4
- 86/27 Barnetall blant norske kvinner En paritetsanalyse på grunnlag av registerdata Fertility by Birth Order in Norway A Register Based Analysis/Helge Brunborg og Øystein Kravdal. 1986-120s. 30 kr ISBN 82-537-2405-5
 - 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 feriemønstre/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
 - 87/16 Kommunehelsetjenesten Årsstatistikk for 1986. 1987-61s. 40 kr ISBN 82-537-2531-0



Pris kr 30,00

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

ISBN 82-537-2547-7
ISSN 0332-8422