

**SNF-RAPPORT NR. 38/03**

# **Gjengangere på sykepenger**

**av**

**Svenn-Åge Dahl  
Hans-Tore Hansen  
Olav Andreas Kvitastein**

SNF- prosjekt nr. 6716 "Gjengangere i trygdesystemet"  
Prosjektet er finansiert av Sosialdepartementet

**SAMFUNNS- OG NÆRINGS- OG NÆRINGS- OG NÆRINGS- OG NÆRINGS-  
BERGEN, OKTOBER 2003**

© Dette eksemplar er fremstilt etter avtale med KOPINOR, Stenergate 1, 0050 Oslo. Ytterligere eksemplarfremstilling uten avtale og i strid med åndsverkloven er straffbart og kan medføre erstatningsansvar.

ISBN 82-491-0296-7  
ISSN 0803-4036

## **FORORD**

Formålet med denne rapporten er å gjennom empiriske analyser å gi en bedre innsikt i gjentatt bruk av sykepenges. Det overordnede spørsmålet vi søker å gi svar på er hvorfor personer som er friskmeldt blir sykmeldt på nytt igjen. Rapporten er skrevet på oppdrag av Sosialdepartementet.

Data i anonymisert form er stilt til disposisjon av Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste (NSD). Innsamling og tilrettelegging av data ble opprinnelig utført av Statistisk sentralbyrå (SSB). Ingen av de nevnte instanser er ansvarlig for analysen av data, eller de tolkninger som er gjort.

Bergen, oktober 2003

Svenn-Åge Dahl

Hans-Tore Hansen

Olav Andreas Kvitastein



# INNHold

<b><u>1</u></b>	<b><u>INNLEDNING</u></b>	<b><u>1</u></b>
1.1	INNLEDNING	1
1.2	TILSTANDSAVHENGIGHET ELLER HETEROGENITET?	2
1.3	ANALYSEMODELL	4
1.4	GENERELT OM KIRUT-DATABASEN	6
1.5	GANGEN I RAPPORTEN	7
<b><u>2</u></b>	<b><u>TIDLIGERE FORSKNING</u></b>	<b><u>9</u></b>
2.1	INNLEDNING	9
2.2	SYKEFRAVÆR	10
2.3	FORSKNINGEN OM AFDC	12
2.4	ARBEIDSLØSHET	16
2.5	OPPSUMMERING	22
<b><u>3</u></b>	<b><u>DESKRIPTIVE ANALYSER</u></b>	<b><u>25</u></b>
3.1	INNLEDNING	25
3.2	ANTALL SYKMELDINGER ETTER BAKGRUNNSKJENNETEGN	25
3.3	NY SYKMELDING ETTER BAKGRUNNSKJENNETEGN	29
3.4	OPPSUMMERING	30
<b><u>4</u></b>	<b><u>RISIKO FOR, OG VARIGHET AV SYKEFRAVÆR</u></b>	<b><u>31</u></b>
4.1	INNLEDNING	31
4.2	DATA, UTVALG OG METODISK TILNÆRMING	31
4.3	EMPIRISKE ANALYSER	34
4.3.1	RISIKOEN FOR SYKMELDING I 1994	34
	HISTORIEAVHENGIGHET?	34
	BAKGRUNNSKJENNETEGN	34
	ØKONOMI OG YRKESHISTORIE	35
	VIRKER VARIABLENE ULIKT FOR KVINNER OG MENN?	36
4.3.2	ANTALL SYKEFRAVÆRS-DAGER I 1994	41
	HISTORIEAVHENGIGHET	41
	BAKGRUNNSKJENNETEGN	41
	ØKONOMI OG YRKESHISTORIE	42
	VIRKER VARIABLENE ULIKT FOR KVINNER OG MENN?	42
4.4	OPPSUMMERING	46

<b>5</b>	<b><u>VARIGHET I ARBEID ETTER FRISKMELDING</u></b>	<b>47</b>
5.1	INNLEDNING	47
5.2	METODE - FORLØPSANALYSE	48
5.3	ENKLE FORLØPSANALYSER	50
	HVA SKJER MED DE SYKMELDTE SOM BLIR FRISKMELDT?	50
	VARIGHET FØR OVERGANG, OG OVERGANGSINTENSITET	51
5.4	MULTIVARIATE FORLØPSANALYSER	61
	VARIGHETSAVHENGIGHET?	61
	HISTORIEAVHENGIGHET?	63
	PROGNOSE	65
	BAKGRUNNSKJENNETEGN	65
	ØKONOMI OG YRKESHISTORIE	67
	VIRKER VARIABLENE ULIKT FOR KVINNER OG MENN?	69
5.5	OPPSUMMERING	73
<b>6</b>	<b><u>ANTALL SYKEPENGETILFELLER</u></b>	<b>77</b>
6.1	INNLEDNING	77
6.2	TELLEMODELLER	78
6.3	BIVARIAT PROBIT-MODELL	79
6.4	RESULTATER FRA DE EMPIRISKE ANALYSENE	80
6.5	OPPSUMMERING	83
<b>7</b>	<b><u>OPPSUMMERING OG KONKLUSJON</u></b>	<b>84</b>
	<b><u>LITTERATUR</u></b>	<b>88</b>

## SAMMENDRAG

Sykefraværet i Norge har i mange år vist en foruroligende utvikling. I denne rapporten retter vi søkelyset mot grunnen til at mange personer som blir friskmeldt ofte blir sykmeldt på nytt igjen. I litteraturen blir slike personer ofte omtalt som gjengangere.

Spørsmålene blir tatt opp i rapporten er:

- 1) Hvor vanlig er det at personer blir gjengangere på sykepengeordningen?
- 2) Hvor lenge er personer i arbeid før de eventuelt blir sykmeldt igjen?
- 3) Dreier det seg om et fenomen som primært omfatter overganger mellom arbeid og sykepenger, eller inngår også andre "tilstander" slik som arbeidsledighet, atfering og uførepensjon?
- 4) Hvilke overganger er mest vanlige?

Resultatene av analysene understreker gjengangerfenomenets betydning. Ikke bare er det slik at det er mange sykmeldte som blir sykmeldt på nytt, og at tidligere sykmelding øker overgangsraten til ny sykmelding; det viser seg også at mottak av andre trygdeytelser er vanlig og utbredt. Det er mange av de som er blitt friskmeldt etter å ha vært sykmeldt som tidligere har mottatt andre trygdeytelser, og det er mange som etter å ha blitt friskmeldt og kommet i arbeid senere blir mottakere av andre trygdeytelser. Særlig ser arbeidsledighet ut til å være en viktig tilstand i tillegg til arbeid og sykepenger. Hele 18 % av de sykmeldte som blir friskmeldt og kommer i arbeid blir senere arbeidsledige. Analysene våre viser, foruten at det dreier seg om personer som tidligere har vært arbeidsledige, at det er yngre personer, og at menn blir i større grad enn kvinner arbeidsledige. Sosioøkonomiske ressurser er også av betydning. Kort sagt, svakstilte personer ser ut til å falle ut av arbeidsmarkedet, dette til tross for at de i utgangspunktet har en fot innenfor arbeidslivet når de blir friskmeldt.





# 1 INNLEDNING

## 1.1 Innledning

Hovedformålet med denne rapporten er å analysere årsakene til at personer som blir friskmeldt etter å ha vært sykmeldt, ofte blir sykmeldt på nytt igjen. I den norske faglitteraturen blir dette omtalt som gjengangerfenomenet. I den engelskspråklige litteraturen blir begrepet ”recidivism” brukt. Selv om kunnskapen er sparsommelig, er det likevel klart at gjengangerfenomenet er omfattende og av stor betydning.<sup>1</sup> En undersøkelse av Kolstø et al. (1997) viser at det i perioden 1993-96 var en sterk vekst i alle aldersgrupper i antall sykepengemottakere som ble gjengangere. Hele 43% av økningen i sykefraværet fra 1995 til 1996 kan forklares med at gjengangerfenomenet er blitt mer utbredt. Undersøkelsen viser også at for perioden 1993 til 1995 stod gjengangerne for en stadig økende andel av overgangene fra sykepenge til uførepensjon. Det er ellers gjort beregninger som viser at i 1998 utgjorde gjengangernes forbruk av sykepengedager 34% av det totale antall sykepengedager fra folketrygden (NOU 2000: 27). Vi vil ikke på dette tidspunkt foregripe resultatene fra våre egne analyser, men vi vil likevel nevne at våre analyser heller forsterker enn svekker inntrykket av gjengangernes betydning. Det er ikke bare snakk om overganger mellom arbeid og sykepenge; gjengangerne på sykepenge er ofte også innom andre trygdeytelser.

---

<sup>1</sup> For å illustrere betydningen av fenomenet kan det være tilstrekkelig å nevne at folketrygdens utgifter på 191 milliarder kroner i 2002 utgjorde utgiftene til sykepenge 25.9 mrd. kroner mens utgiftene til uførepensjon utgjorde 35.8 mrd. kroner (Rikstrygdeverket, 2003). Folketrygdens utgifter, særlig til sykepenge og uførepensjon har økt vesentlig over tid. Antall personer i yrkesaktiv alder med offentlig inntektssikring tilsvarer nå omlag en fjerdedel av den yrkesaktive befolkningen. Ved utgangen av 2003 omfattet stønadslisten blant annet 128.000 løpende sykepengetilfeller og 292.000 uførepensjonister.

Gjengangerfenomenet reiser en rekke spørsmål som vi skal ta opp i denne rapporten:

- 5) Hvor vanlig er det at personer blir gjengangere på sykepengeordningen?
- 6) Hvor lenge er personer i arbeid før de eventuelt blir sykmeldt igjen?
- 7) Dreier det seg om et fenomen som primært omfatter overganger mellom arbeid og sykepenger, eller inngår også andre "tilstander" slik som arbeidsledighet, attføring og uførepensjon?
- 8) Hvilke overganger er mest vanlige?

I analysene retter vi oppmerksomheten mot det som vi omtaler som tilstandsavhengighet og heterogenitet. Tilstandsavhengighet omfatter tidligere sykefravær, og heterogenitet omfatter prognose, alder, utdanning, kjønn, familiesituasjon, økonomi og individenes øvrige trygdehistorie utenom sykefravær. Vår tese er at vi står ovenfor et betydningsfullt og sammensatt fenomen som er av både sosial og helsemessig art.

## **1.2 Tilstandsavhengighet eller heterogenitet?**

Generelt kan det skilles mellom to hovedtyper av forklaringer på prosesser hvor individer over tid gjentatte ganger kommer tilbake til samme tilstand. Den første forklaringen er at det dreier seg om tilstandsavhengighet. I forhold til sykefraværet er den mest åpenbare forklaringen på gjengangerfenomenet at det dreier seg om personer som har bestemte helseproblemer, for eksempel kroniske lidelser slik som leddgikt, som gjør at de vil bli sykmeldt gjentatte ganger. I slike tilfeller fungerer sykelønnsordningen slik som tiltenkt. Ikke minst med tanke på at uførepensjon vil være et nærliggende alternativ, illustrerer dette eksemplet også at gjengangerfenomenet ikke nødvendigvis trenger å vekke bekymring. Tilstandsavhengighet kan imidlertid også oppstå av andre grunner. Sosiologisk rolleteori (jf. f.eks. Wadel, 1978) tilsier at syke- eller trygderollen vil medføre svekkede forventninger om yrkesaktivitet. Det å motta trygd ofte og i lange perioder, antas med andre ord å forsterke tendensen til at en fortsetter en trygdekarriere. I den grad slike prosesser gjør seg gjeldende, er dette opplagt mer bekymringsverdig enn at personer periodevis mottar stønader i tråd med regelverket. Det er også flere økonomer som har hevdet at det å motta trygd i seg selv vil øke sannsynligheten for fortsatt trygdemottak. Moffitt (1983, jf. også Lindbeck, 1995a, 1995b; Lindbeck et al., 1999; Bertrand et al., 2000) hevder at stigmaet som knytter seg til mottak av

trygd vil bli mindre påtrengende jo oftere en mottar trygd, og desto flere i ens omgivelser som mottar trygd. Blanchard (1990) på sin side hevder at erfaring med trygdeprogrammer vil føre til økt trygdebruk fordi arbeidstakerne blir mer informert om programparametrene og om hvordan de kan få tildelt trygdeytelser. Til grunn for disse oppfatningene ligger det mange og strenge antagelser, som det opplagt kan stilles spørsmål ved.

Det kan for øvrig skilles mellom tre typer tilstandsavhengighet. For det første "*occurrence dependence*" som viser til om antall ganger i en gitt tilstand påvirker sannsynligheten for å komme tilbake til tilstanden, og lengden på de nye periodene. Hypotesen er her at jo flere ganger en tidligere har vært sykmeldt, desto større vil sannsynligheten for å bli sykmeldt på nytt være. Den andre typen tilstandsavhengighet er "*lagged duration dependence*", som dreier seg om hvorvidt lengden på oppholdet i en tidligere tilstand vil øke sannsynligheten for å komme tilbake til tilstanden, og lengden på de nye periodene.<sup>2</sup> Hypotesen er her at jo lengre en har vært sykmeldt tidligere, desto større vil sannsynligheten for å bli (langvarig) sykmeldt være. Den tredje typen tilstandsavhengighet er varighetsavhengigheten ("*duration dependence*") som handler om i hvilken grad tid i nåværende tilstand påvirker sannsynligheten for å forlate denne tilstanden. Det sentrale spørsmålet er i denne sammenheng om sannsynligheten øker (positiv varighetsavhengighet), minker (negativ varighetsavhengighet) eller er konstant over tid. I forhold til gjengangerfenomenet vil hypotesen være at jo lengre tid en er i jobb etter å ha blitt friskmeldt, desto lavere vil sannsynligheten være for å bli sykmeldt på nytt igjen.

Hovedalternativet til hypotesen om tilstandsavhengighet er den såkalte heterogenitets-hypotesen. Dette er en forklaring som baserer seg på statistiske hensyn (Heckman og Borjas, 1980; Duncan og Hoffman, 1988; Gottschalk og Moffitt, 1994). Dersom en følger personer som kommer i arbeid etter å ha vært sykmeldt over tid, vil de som en gruppe etter hvert være mer og mer dominert av personer som på grunn av bestemte egenskaper (for eksempel god helse) har liten sannsynlighet for å bli sykmeldt på nytt igjen. Dersom sannsynligheten for en ny sykmelding avtar over tid, skyldes dette i følge heterogenitetsforklaringen således ikke at

---

<sup>2</sup> Pedersen og Westergård-Nilsen (1984, 1987) bruker begrepet historieavhengighet ("*history dependence*") som en samlebetegnelse for "*lagged duration dependence*" og "*occurrence dependence*".

individene setter seg mer og mer fast i tilstanden, forklaringen ligger i at gruppen endrer sammensetning over tid. Tilstandsavhengigheten vil være spuriøs og tilsynelatende, og skyldes at en ikke har klart å identifisere hvem som har god og dårlig helse.

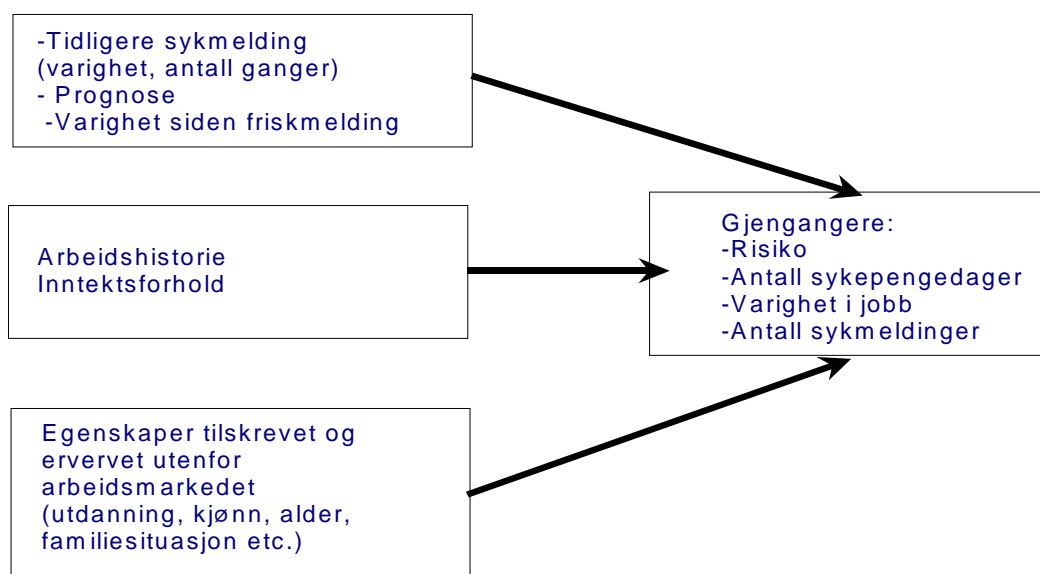
Et viktig metodisk poeng er således at dersom en ikke kontrollerer for heterogenitet, vil tilstandsavhengighetshypotesen lett få støtte. I praksis er utfordringene store siden det i empiriske analyser ikke finnes noen garanti for at en har kontrollert for alle forhold som kan være av betydning. En vil som regel stå overfor problemet med såkalt uobservert heterogenitet. Et annet viktig metodisk poeng, som har vært sentralt i den nyere dynamiske forskningen, er at det kan være ulike typer prosesser som ligger bak ulike overganger. Det er ikke gitt at årsakene til at enkelte blir sykemeldt på nytt vil være de samme som at andre blir arbeidsledige eller langvarig arbeidsuføre. Dersom en ikke spesifiserer modellene slik at en tar hensyn til dette, vil en kunne risikere å maskere at det kan være ulike prosessene som er virksomme. I litteraturen kalles modeller hvor det tas hensyn til slike muligheter for modeller for konkurrerende risiko. Denne type modeller vil stå sentralt i denne rapporten.

Slik som sykepengeordningen er utformet er det åpenbart at helse vil spille en viktig rolle for gjengangerfenomenet. Men det er samtidig klart at også sosiale forhold kan være av betydning. Sykmeldinger dreier seg ikke utelukkende om fastsetting av kjente medisinske diagnoser. Det dreier seg om vurderinger som leger foretar av individers arbeidsevne, noe som ofte kan være vanskelig fordi sosiale og medisinske forhold gjerne er innvevd i hverandre på kompliserte måter. Forskning viser ellers også at sosiale forhold som individenes økonomiske og sosiale ressurser, familieforhold, jobbsituasjon, forholdene på arbeidsmarkedet etc. har stor betydning for sykefraværet (jf. Hansen 1999; Olsen og Mastekaasa, 1997).

### **1.3 Analysemodell**

Nedenfor har vi formulert en modell (figur 1.1) som grunnlag for våre empiriske analyser. Modellen inneholder tre sett med forklaringsfaktorer. For det første et sett med faktorer som går

på "helse" (tidligere sykmeldinger, prognose, varighet i jobb siden sykmelding).<sup>3</sup> For det andre arbeidshistorie og inntekt, og for det tredje ulike faktorer som er tilskrevet og ervervet utenfor arbeidsmarkedet. Vi gjennomfører fire forskjellige analyser av gjengangerfenomenet: Risiko for at en skal bli sykmeldt, antall dager en er sykmeldt, varighet i jobb etter en er blitt friskmeldt, og antall ganger en er sykmeldt over en gitt periode. Siden forskningen og teori om gjengangerfenomenet er begrenset, vil analysene våre være av en mer induktiv karakter. Det er ikke en bestemt teori eller hypotese som skal testes. Videre vil det også være slik at når det gjelder hvilke overganger som blir studert når det gjelder varighet i jobb etter friskmelding, vil dette være bestemt av hvilken overganger vi finner som er mest vanlig i vårt datamateriale. Modellen er ellers formulert ut fra de muligheter våre data gir. Som vi skal komme nærmere inn på i neste avsnitt, gir datamaterialet begrensede muligheter til å undersøke betydningen av helse, psykologiske og kulturelle forhold.



Figur 1.1 Analysemodell

---

<sup>3</sup> Opplysninger om sykefravær og uførepensjon er blitt brukt som helseindikatorer i andre analyser (Westin, 1990). Fordelen med et slikt mål i forhold til individenes "objektive" helse er at sykdomsbetingede trygdeytelser er fenomener som krever et relasjonelt sykdomsbegrep.

## 1.4 Generelt om KIRUT-databasen

Tilfredsstillende analyser av gjengangerfenomenet krever dynamiske data og metoder, hvor en må ha muligheter til å følge personer etter at de har forlatt en gitt trygdeytelse. Selv om det krever betydelig omlegging og tilretteleggelse av datamaterialet, gir KIRUT-databasen slike muligheter. For analysene i denne rapporten er det gjort to utvalg av data fra KIRUT-databasen: Ett som dekker et representativt utvalg av befolkningen, og et uttak av personer som er blitt friskmeldt etter å ha vært sykmeldt. Vi vil komme nærmere tilbake til hvordan vi har organisert og håndtert databasen i sammenheng med de ulike empiriske analysene. Metodene vi tar i bruk vil variere alt avhengig av hvilke problemstillinger vi reiser, og av måten vi håndterer dataene på. Her vil vi peke på en del mer generelle kjennetegn ved KIRUT-databasen.

Formålet med KIRUT-databasen er at den skal gi et dynamisk og helhetlig bilde av stønadssystemet for personer mellom 16 og 67 år (Hvinden, 1994; Skilbrei, 1994). Databasen er konstruert på den måten at det ble trukket et 10 % tilfeldig utvalg fra Statistisk sentralbyrås (SSB) personregister av befolkningen mellom 16 og 67 år med starttidspunkt 01.01.1989. Dette utvalget suppleres årlig med 10 % av de nye 16 åringene og innvandrere. Databasen dekker perioden fra 1989 til 1996. Alle opplysningene i databasen er hentet fra offentlige etaters forvaltnings- eller statistikkregistre. Databasen er laget som et forløpsdatasett som skal gi grunnlag for analyser av klientkarrierer i trygdesystemet. Selv om databasen er konstruert med tanke på forløpsanalyser, er det også mulig å reprodusere andre datatyper og å ta i bruk andre analysemetoder slik tilfellet er i denne rapporten. Databasen gir muligheter til å studere hvordan enkeltindivider beveger seg mellom arbeid, sykepengar, attføring, uførepensjon, etterlattepensjon, overgangsstønad og sosialhjelp, og det blant annet opplysninger om kjønn, alder, utdanning, ekteskapelig status, inntekt, familie, bosted, barn og arbeidsforhold.

KIRUT-materialet har flere sterke sider sammenlignet med tverrsnittsdata og retrospektive data som ofte blir brukt. For det første, siden det er longitudinelle data på individnivå, er det mulig å observere endringer over tid. Det har lenge blitt pekt på betydningen av slike data i litteraturen (se f.eks. Harrison and Hulin, 1989). For det andre, siden det er registerdata, blir problemet med "sample attrition" unngått, det vil si at en unngår systematisk frafall. For det tredje er utvalgsstørrelsen stor, og det finnes et bredt sett av variabler.

En stor svakhet ved databasen for vårt formål er at det kun er opplysninger om sykmeldinger som varer mer enn 14 dager. Det at det mangler opplysninger om sykmeldinger som avsluttes i arbeidsgiverperioden innebærer at gjengangerproblemets omfang vil være undervurdert, og det kan også medføre at modellene blir feilestimerte. En svakhet ved KIRUT-materialet er at det mangler atferds- og holdningsvariabler. Dette gjør at det vil være lite relevant å ta opp psykologiske og kulturelle forklaringer som har vært sentrale når det gjelder å forklare gjengangerfenomenet i forhold til korttidsfravær og overgangsstønad. For vårt formål er likevel mer problematisk at det mangler gode helsemål. Mange vil kanskje savne diagnosevariablene som finnes i KIRUT materialet i våre analyser. Imidlertid er det store problemer forbundet med bruken av diagnosevariabelen i KIRUT. For mange personer er det ikke registrert noen diagnose ("missing"), og det er dessuten kjent at det er mange feilregistreringer av diagnose. På NSDs internettsider om KIRUT skrives det om sykmelding:

"I praksis viser det seg at en del har fått påført diagnose allerede før vedkommende har gått over på sykemelding 2, samt at en del som har fått sykemelding 2 ikke har fått påført diagnose. Legen koder ikke diagnose dersom det ut fra klinisk vurdering ikke er mulig å stille sykdomsdiagnosen. RTV anslår at frafallet av diagnoser kan være 30 % i 1989. Fra høsten 1992 gikk en over til et nytt diagnosesystem, ICPC-Kortversjon (International Classification of Primary Care). I praksis har kodingen vist så dårlig datakvalitet at den diagnosekoden ikke er benyttet til statistikk i Rikstrygdeverket. Verdiene er ikke riktige for 1992 og 1993."

## 1.5 Gangen i rapporten

I kapittel 2 skal vi gå gjennom nasjonal og internasjonal forskning om gjengangere i trygdesystemet. Resultater fra forskning både på arbeidsløshet, sosialhjelp/overgangsstønad og sykepenges vil bli drøftet.

Siden kunnskapen om gjengangere er mangelfull og deskriptiv informasjon lett går tapt i mer avanserte statistiske analyser vil vi i kapittel 3 presentere deskriptiv statistikk og krysstabeller.

Tema for kapittel 4 er analyser (logistisk regresjon) av risikoen for å bli sykmeldt med fokus på tidligere sykdomshistorie, og analyser av varigheten av sykefraværet i 1994 ved hjelp av "ordinary least square" regresjon. Før resultatet av analysene presenteres gjør vi rede for

metode, utvalg av data og operasjonalisering av variablene.

Kapittel 5 inneholder forløpsanalyser hvor vi studerer varigheten i jobb etter friskmelding. Først gjør vi rede for hva forløpsanalyser er, og sentrale begrepet i metoden. Deretter gjengir vi resultatene fra enkle forløpsanalyser uten kovariater, og til slutt forløpsanalyser med multivariate kovariater.

I kapittel 6 skal vi ved hjelp av såkalte tellemodeller analysere hvilke forhold og faktorer som virker inn på hvor mange ganger en person blir sykmeldt. Antall ganger sykmeldt er med andre ord den avhengige variabelen.

I kapittel 7 følger oppsummering og konklusjon, der vi søker å trekke linjer gjennom rapporten og å komme med anbefalinger i forhold til oppfølgingen av gjengangerne på sykepengene.



## 2 TIDLIGERE FORSKNING

### 2.1 Innledning

Både nasjonalt og internasjonalt har gjengangerfenomenet vært lite studert, dette til tross for at det er mye som tyder på at fenomenet er svært utbredt og av stor betydning. Den viktigste forklaringen på dette er nok de store datamessige og metodiske utfordringer en står overfor. Gjengangerfenomenet har som mange andre aktuelle trygde- og velferdsspørsmål en dynamisk karakter. Dette innebærer at en må følge personer over tid, noe som krever andre typer data og statistiske analysemetoder enn de som en vanligvis har hatt til rådighet. Forløpsdata og metodene for å analysere disse, har først de siste ti årene blitt utbredt i samfunnsforskningen. Innenfor trygdeforskningen har fokus i den dynamiske forskningen fram til nå rettet seg mot undersøkelser av varighet og utfall ved mottak av bestemte trygdeytelser. Hva som skjer med personer etter at stønadsperioder er avsluttet, har vært lite undersøkt. Som vi etter hvert skal se, ønsker en å følge personer etter at de har forlatt en gitt ytelse kreves det omfattende tilretteleggelse og bearbeiding av tilgjengelige data. Problemstillingene og metodene er imidlertid i stor grad de samme enten en studerer forløp blant trygdemottakere eller gjengangere.

Interessen for gjengangerfenomenet økte på 1990-tallet, og det har også blitt publisert noen studier, og da først og fremst i USA og Canada. I dette kapitlet skal vi ta for oss disse og andre relevante studier.<sup>4</sup> Vi starter med den norske forskningen som går på sykefravær. Som vi skal se har denne forskningen sine klare begrensninger både når det gjelder antall studier og selve måten studiene er gjennomført på. Siden lite av forskningen ellers går på sykefravær,

---

<sup>4</sup> Det skal her legges til at gjengangerfenomenet lenge har vært et sentralt tema innenfor kriminologien, en forskning det ikke er mulig å gi en oversikt over her.

har vi valgt å også å ta opp forskning om arbeidsløshet og den såkalte AFDC ("Aid to Families with Dependent Children") en amerikansk ordning som lå i grenselandet mellom sosialhjelp og overgangsstønad.<sup>5</sup> Hovedvekten i gjennomgangen av disse studiene vil ligge på teoretiske og metodiske spørsmål som er relevante for våre analyser, men vi vil også referere til en del empiriske funn. Sentralt i vår diskusjon står begrepene om tilstandsavhengighet og heterogenitet som vi drøftet i foregående kapittel. Som vi skal se, foruten at gjengangerforskningen er av begrenset omfang, har spørsmålet om tilstandsavhengighet og heterogenitet heller ikke blitt tilfredsstillende håndtert i den aktuelle forskningen.

## 2.2 Sykefravær

Gjengangere har vært viet liten oppmerksomhet i norsk og internasjonal fraværskforskning. Her til lands har det vært langtidsfraværet som har vært viet oppmerksomhet. Den internasjonale litteraturen på området synes å være dominert av psykologer som har vært opptatt av kortidsfraværet (jf. f.eks. Frogatt, 1970; Breugh, 1981; Keller, 1983; Ivancevich, 1985; Mathieu og Kohler, 1990). Det er flere grunner til at det er lite relevant å gå nærmere inn på disse studiene: Studiene omfatter korttidsfraværet, og de er primært opptatt av betydningen av psykologiske faktorer (holdninger, motivasjon, jobbtilfredshet). Av datamessige grunner er vi opptatt av det mer langvarige sykefraværet, og vi mangler psykologiske variabler. Et annet forhold som begrenser verdien av disse studiene er at de har små og spesielle utvalg. Alle de nevnte studiene har mindre enn 200 cases, og data er samlet inn i amerikanske bedrifter/grupper av ansatte innenfor spesielle sektorer. Mathieu og Kohlers data består for eksempel av 192 sjåførere i et stort offentlig transportselskap i et byområde i midtvesten. Det er mange problemer med å generalisere fra disse studiene. Utvalgene er ikke representative - de har få cases, data er fra en bedrift, ett enkelt yrke innen bedriften og dekker et kort tidsrom. Betydningen av tilstandsavhengighet versus heterogenitet, som vi er spesielt opptatt av, er ikke berørt i noen av disse studiene. Fokus i studiene er på psykologiske, og dels også organisatoriske og demografiske faktorer.

---

<sup>5</sup> Når det i den amerikanske forskningen og samfunnsdebatten snakkes om trygd og velferd er det ofte AFDC det dreier seg om. Denne ordningen ble lagt om i 1996, og går nå under betegnelsen "Temporary Assistance for Needy Families" (TANF). For evaluering av effekter av denne ordningen se for eksempel Economic Policy Review, Vol. 7, No. 2 som er et spesialnummer som inneholder en rekke artikler.

Arbeidsmarkedsforhold, økonomiske incentiver, medisinske faktorer, familiesituasjon og trygdehistorie er ikke undersøkt. Resultater fra andre deler av sykefraværersforskningen viser at slike faktorene er viktige (se Olsen og Mastekaasa, 1997 og Hansen, 1999 for litteraturoversikt).

I norsk sammenheng er det undersøkelsen til Victor Lindén (1970) som er den klassiske studien av gjengangerfenomenet.<sup>6</sup> Lindén påviste at sykmeldte som ble friskmeldt ofte ble sykmeldte på nytt. Lindén fant at jo flere fravær en har hatt, desto flere vil en få, med andre ord – en klar indikasjon på ”occurrence dependence”. Han skriver (Lindén, 1970: 310):

”Repeaters, dvs. mennesker som har mange fravær fra arbeide for tilsynelatende bagatellmessige plager, er i stor utstrekning shifters, dvs. mennesker som er ustabile i arbeide og går fra den ene jobb til den annen etter kort tid. Det er flere repeaters blant ulærte enn blant faglærte arbeidere, og fler blant faglærte enn blant kontorfolk og overordnet personale. Prognosen med hensyn på arbeidslivets lengde er dårligere for repeaters enn ikke-repeaters. Flere av de første vil søke uføretrygd, og de har lavere levealder enn andre. Skoft alkoholisme og lovovertrедelser er hyppigere hos repeaters, de hever oftere arbeidsløysetrygd og kommer oftere i økonomisk nød som tvinger dem til å søke sosialhjelp.”

Tallene for de 14.136 personene som inngår i Lindén sin undersøkelse gjelder for perioden 1958-1964. Det norske samfunn har endret seg så mye i de siste 40 årene at funnene til Lindén neppe er relevante lenger.

I regi av RTV er det publisert to rapporter som belyser gjengangerfenomenet. Den første rapporten er undersøkelsen til Kolstø et al. (1997) hvor det blir gjennomført enkle analyser av aggregerte tall. Gjengangere blir i denne studien definert som personer som er sykmeldt i flere perioder med mindre enn seks måneders mellomrom. Analysen viser at det er et økende antall sykepengemottakere som blir gjengangere, og det er en økende andel av de som har vært gjengangere som fortsetter å være det. I perioden 1993-1996 finner de en vekst i antall gjengangere fra ca. 50.000 til ca. 70.000. Tendensen er lik for alle aldersgrupper, og for begge

---

<sup>6</sup> Hvis vi ser bort fra Ibsen, stammer så vidt vi kan se gjengangerbegrepet fra denne studien. Riktig nok snakker han om repeaters og ikke gjengangere.

kjønn. Blant gjengangerne er det en redusert overgang fra sykepengen til yrkesrettet attføring, og økning i overgang fra sykepenge til uførepensjon.

Den andre rapporten i regi av RTV er undersøkelsen til Brage et al. (1998) hvor diagnoseendring blant gjengangere blir studert. Gjengangere er definert på tilsvarende vis som i undersøkelsen til Kolstø et al. (1997). Undersøkelsen viser at det er en høy grad av diagnosestabilitet blant gjengangene. Diagnoseendring er lavere blant gjengangere enn blant langtidssykmeldte generelt. Gjengangere med muskel- og skjelettsykdommer, svangerskapsrelaterte sykdommer og psykiske sykdommer har størst stabilitet. Stabiliteten øker ved flere sykepengetilfeller, noe som ifølge forfatterne taler for at gruppen domineres av personer med kroniske sykdommer.

### **2.3 Forskningen om AFDC**

Spørsmålet om gjengangere eller recidivisme innen trygde- og velferdsforskningen fikk økt oppmerksomhet etter Bane og Ellwoods (1983) arbeid som viste at fra 34 til over 40 % av mottakerne av AFDC hadde flere perioder med stønadsmottak. AFDC er den ordningen hvor gjengangerfenomenet har vært gjenstand for mest oppmerksomhet. Dette hindrer likevel ikke at Blank og Ruggles (1994: 49) skriver at: "The literature on recidivism is surprisingly scarce." Den samme konklusjonen kom også Duncan og Hoffman (1988) fram til i en artikkel om bruken og effekten av velferdsytelser. De fleste analyser går på tilgangs- og avgangsrater fra AFDC (se f.eks. Bane og Ellwood, 1983; Plotnick, 1983; Ellwood, 1986; O'Neill et al., 1987; Blank, 1989; Fitzgerald, 1991; Hoynes, 1996).

Det spørsmål som har vært mest sentralt i AFDC forskningen er om trygdemottak fører "velferdsavhengighet".<sup>7</sup> Bane og Ellwood (1994: 68) skriver om avhengighetsbegrepet:

---

<sup>7</sup> Bane og Ellwood (1994) skiller mellom tre modeller som gir innsikt i dette problemet: 1) "Rational choice" modellen som postulerer at generøse stønader gjør det irrasjonelt å forlate trygdeordningene; 2) den psykososiale ("expectancy") modellen som sier at personer ønsker å forlate ordningene, men at de ikke klarer dette på grunn av de har gitt opp troen på egne evner; og 3) den kulturelle modellen som sier at stønadsmottakere utvikler bestemte verdier som gjør det akseptabelt for dem å leve på trygd.

“ . . . dependency is commonly applied to situations in which people who could conceivably provide for themselves fail to do so, and as a result it often has a pejorative connotation. Those who are dependent are inactive, ineffectual, and irresponsible in the eyes of many.”

Oppfatningen om velferdsavhengighet følger ofte av observasjoner om at jo lenger tid personer mottar en trygdeytelse, desto mindre er sannsynligheten for at de skal lykkes i å bli selvforsørget. Konservative kommentatorer tolker dette som et utslag av avhengighet. Det blir hevdet at stønadsmottakerne endrer atferd og holdninger over tid, for eksempel at de slutter å lete etter jobb eller taper arbeidsvaner, og at dette forsterker deres tilbøyelig til å fortsette som stønadsmottaker.

I sin gjennomgang av AFDC forskningen konkluderer Duncan og Hoffman (1988) med at det ikke er belegg for å hevde at tidligere mottak av AFDC påvirker framtidig mottak av denne ytelsen. I henhold til begrepsapparatet vi presenterte i avsnitt 1.2, er det ”occurrence dependence” som blir drøftet. Duncan og Hoffman tar ikke opp de to andre typene tilstandsavhengighet vi tok opp, nemlig varighetsavhengighet og ”lagged duration dependence”. Dette gjenspeiler nok at disse typene tilstandsavhengighet i liten grad var studert på det tidspunkt Duncan og Hoffman sin artikkel er fra.

Bane og Ellwood (1994), som begge var rådgivere for president Clinton, er trolig de mest toneangivende forskerne innen dette området i USA.<sup>8</sup> De finner at velferdspopulasjonen (AFDC) er heterogen, og at velferdsytelsene hovedsakelig er korttidshjelp. For noen er stønadsperiodene imidlertid lange, og på et bestemt tidspunkt utgjør disse også en høy andel av mottakerne. De finner at gjengangerfenomenet er betydningsfullt: 17 % av de som går ut av AFDC et år mottar den samme stønaden påfølgende år. Kumulativt etter seks år viser det seg at 32 % har returnert. Recidivisme er mest vanlig de første par årene. Kvinner som er ute av AFDC i mer enn tre år har liten sannsynlighet for å bli mottaker igjen. Et sentralt poeng hos Bane og Ellwood er at gjengangerfenomenets utbredelse er avhengig av hvor fingradert måleskala en har. Jo finere gradert skala en har, desto mer utbredt vil gjengangerfenomenet bli. De viser til en undersøkelse av Pavetti (1993) hvor det ble brukt månedsdata. I henhold til

---

<sup>8</sup> Se Ellwood (1998) for en interessant diskusjon av de erfaringer han gjorde som politiker, og med å overføre den dynamiske tenkningen til politikken.

denne studien kommer over 70 % tilbake til AFDC etter å ha vært ute av ordningen en måned. Som vi skal komme tilbake senere, har vi i våre analyser eksakte datoopplysninger.

Blank og Ruggles (1994) analyserer kvinner med barn under 19 år som avslutter mottak av AFDC eller matkuponger. Spørsmålet de reiser er hvem det er som returnerer til offentlige stønadsordninger. I samsvar med Ellwood (1986) og Weeks (1991) finner de at de som går ut av ordningen kommer inn igjen etter kort tid: 20 % returner til ordningen innen 6-9 måneder. De sier således at dersom en ønsker å forhindre recidivisme, er det de første seks månedene etter at en person har sluttet i programmet som er den viktigste perioden.

Analysene til Bane og Ellwood er fulgt opp av Kathleen Mullan Harris (1996, se også Harris 1993). Harris undersøker prosessen som fører til at enslige mødre som har avsluttet en stønadsperiode blir stønadsmottaker på nytt igjen. Hun bruker månedlige data for perioden 1983-1988 om mottak av AFDC og sysselsettingsstatus. Som Bane og Ellwood finner hun at det er mange som etter kort tid returnerer til den ordningen de har forlatt. Over en fjerdedel av kvinnene kommer tilbake innen ett år, mens omlag 40 % har returnert innen to år.

Spørsmål om varighetsavhengighet er også undersøkt i AFDC forskningen.<sup>9</sup> Hovedhypotesen er at utgangsraten fra AFDC vil avta med lengden på stønadsperiodene, altså en negativ varighetsavhengighet. Hypotesen har fått en viss støtte (for eksempel Blank, 1989; Bane og Ellwood, 1994). Disse funnene blir tolket på tre måter. For det første at ”stønadsavhengighet” skyldes uheldige effekter av å motta AFDC. Dette kan for eksempel skje dersom den enkeltes ”human capital” forringes når den ikke blir brukt. For det andre at langvarig mottak av AFDC blir brukt som et negativt signal av arbeidsgivere. For det tredje at sammenhengen er spuriøs og kommer av uobservert heterogenitet. Den sistnevnte forklaringen er viet liten oppmerksomhet i denne litteraturen. Et unntak er Blank (1989) som fant negativ varighetsavhengighet selv etter at hun kontrollerte for uobservert heterogenitet.

Gottschalk og Moffitt (1994) gjennomfører også forløpsanalyser av AFDC. De finner at (s.

---

<sup>9</sup> Det skal her sies at varighetsavhengigheten som blir studert gjelder varighet for mottak av AFDC, og altså ikke varighet etter avsluttet trygdeperiode slik som vi er opptatt av. Betydningen av varigheten etter at en er kommet ut av AFDC for en ny AFDC periode er så vidt vi kan se ikke studert.

41):

“ . . . when controlling for age and duration in linear form, the first-entry hazard has shifted upward with calendar time; the exit hazard shows no significant change with time; and the re-entry hazard shows a significant downward shift with time.”

Separate modeller viser at fargede har høyere inngangs- og gjengangerrater, og noe lavere utgangsrater enn hvite. De finner ellers at det i perioden 1974-1987 ikke var noen vesentlig endring i ”velferdsavhengighet” for AFDC-populasjonen som helhet. Trenden var imidlertid noe forskjellig for ulike aldersgrupper. De finner at økt ”velferdsavhengighet” både i form av totalt tid på trygd og i form av andelen av inntekt fra trygd over perioden først og fremst forekommer hos yngre kvinner (15-24 år). Økningen i avhengighet blant unge kvinner kommer ikke av økning i stønadsperiodene, men heller fra en senkning i alderen ved første stønadsperiode.

Resultatene til Bane og Ellwood (1994) viser at det er fem faktorer som særlig virker inn på stønadsperiodenes varighet og recidivisme: Rase (svart), utdanning (lav), ekteskapelig status (ugift), arbeidserfaring (lite) og trygdestatus (ufør). Betydningen av rase er relativt moderat når det blir kontrollert for andre variabler. Det er klare hopningstendenser: Svarte har større tilbøyelighet til å ha lav utdanning, å være ugift og å ha store familier, faktorer som alle har positiv sammenheng med ”velferdsavhengighet”. De forklarer recidivisme på følgende måte:

“Thus while recidivism is partially a phenomenon of women who have never achieved real independence from welfare and then return to it, a considerable proportion reflects significant changes in family and economic circumstances” (Bane og Ellwood, 1994: 38).

Det mest konsistente funnet i undersøkelsene til Bane og Ellwood er knyttet til arbeidserfaring og uførestatus. Arbeidsuførhet og liten arbeidserfaring øker sannsynligheten for recidivisme. Til sin overraskelse finner de at mottakerens alder og deres yngste barns alder ikke har noen betydning. De klarer heller ikke å identifisere faktorer som predikerer varigheten til senere stønadsperioder. De skriver at det kan være at personer som kommer tilbake til AFDC har mistet motet, eller at de er vanskeligstilte på andre måter som ikke er målt i undersøkelsen. Konklusjonen deres er at den beste politikken er forebygging og målretting av tiltak mot problemgruppene.

Harris (1996, se også Harris, 1993) finner at ”repeat dependency” kommer av sosial isolasjon, omsorg for barn, liten kunnskapskapital og familiens økonomiske status (lav). Måten kvinnene forlater trygdeordningen på er mindre viktig for sannsynligheten for ikke å komme tilbake enn sekvensen av livshendelser og endrede omstendigheter som skjer etter at de har forlatt ordningen. Andre faktorer synes imidlertid å være viktigere. Blank og Ruggles (1994: 51) finner for eksempel:

“Greater recidivism occurs among black women, among women with more children and less non-earned income, and among women in states with higher state welfare benefit levels.”

I tillegg til ”avhengighet” har betydningen av økonomiske incentiver også blitt viet mye oppmerksomhet. I en oversiktsartikkel om incentiveeffekter av AFDC-ordningen hevder Moffitt (1992: 24) at resultatene er relativt entydige:

“ . . . virtually all studies have found the level of the benefit to be . . . positively and significantly related to the probability of entry onto the AFDC rolls.”

## 2.4 Arbeidsløshet

Den ordningen hvor det finnes flest undersøkelser av høy kvalitet som direkte relaterer seg til gjengangere er forskning om arbeidsledighet. En stor del av forskningen er utført av økonomer. Oppmerksomheten rettes således i stor grad mot betydningen av arbeidsmarkedsforhold og økonomiske incentiver. Kulturelle, normative og psykologiske faktorer er viet liten oppmerksomhet.<sup>10</sup> Begrepet om velferdsavhengighet, som har stått så sentralt i AFDC

---

<sup>10</sup> At det er ulike forklaringer som preger forskningen på de to områdene kan ikke utelukkende forklares hvilke faggrupper som dominerer forskningen. Toneangivende forskere innenfor AFDC forskningen som Bane, Duncan og Ellwood er økonomer. Selve ordningene, klientgruppene og kanskje ikke minst kulturelle problemoppfatninger spiller nok også en viktig rolle. Mens AFDC er en ordning som omfatter økonomisk vanskeligstilte personer (svarte, unge kvinner) som har små barn, er arbeidsledighet et fenomen som i større grad rammer et gjennomsnitt av befolkningen. Det er også grunn til å anta at arbeidsledige generelt blir betraktet som mer verdige og uforskyldt i sin situasjon enn tilfellet synes å være for AFDC (jf. Ellwood, 1986). Selv om Bane og Ellwood finner at AFDC populasjonen er heterogen, er nok heterogeniteten nok større blant de som er arbeidsledige.



forskningen, blir sjelden brukt i arbeidsledighetsforskningen. Istedenfor snakkes det ofte om gjengangerfenomenet som ”a trap”, noe som vi på norsk kan kalle for gjengangerfellen. Det synes også på dette forskningsfeltet å være en underliggende antagelse at det er uheldig for individer å motta trygd. Litteraturen er uklar på hvilke mekanismer som blir antatt medføre at noen blir fanget i ”velferdsfellen”. Det man kan si er at forskningen forutsetter at det ikke dreier seg om rasjonelle aktører med perfekt informasjon. Rasjonelle aktører vil nemlig ikke frivillig velge å gå i en felle, og hvis de har full informasjon ville de også vite hvordan de skulle unngå å gå i fellen. Selv om begrepet om gjengangerfellen ikke gir de samme negative assosiasjoner om misbruk slik som begrepet om velferdsavhengighet, har vi valgt å ikke bruke disse begrepene i våre analyser nettopp fordi de er så verdiladede.<sup>11</sup>

En tidlig studie som kan nevnes er undersøkelsen til Heckman og Borjas (1980) hvor det ikke ble funnet noe som tydet på ”occurrence dependence”. Som forfatterne selv gjør oppmerksom på har studien to hovedbegrensninger: utvalgsstørrelsen er liten, og tidsperioden kort. Tilsvarende funn er gjort av Ellwood (1982) som har studert ungdomsledighet, og i en undersøkelse av Ruhm (1991) av oppsagte arbeidere.

En annen studie som tar for seg ”occurrence dependence” er den norske studien til Torild Hammer (1996, 1997) som handler om gjentatte ledighetsperioder hos et representativt utvalg (2000) norsk ungdom (17-20 år) over en periode på 8 år. Resultatene viser at ikke fullført videregående utdanning, lav arbeidsmotivasjon, liten stabilitet og bransje (salg/varehandel og bygg og anlegg) bidrar til økt sannsynligheten for gjentatte ledighetsperioder. Intern opplæring på arbeidsplassen og medlemskap i fagforening beskytter mot gjentatte ledighetsperioder. Strukturelle trekk ved arbeidsmarkedet virker også inn på risikoen for gjentatte ledighetsperioder.

Stern (1989) reiser også spørsmål om en tidligere arbeidsløshetsperiode øker sjansen for en ny arbeidsledighetsperiode i en undersøkelse av gjentatte arbeidsløshetsperioder for menn med

---

<sup>11</sup> Mot begrepet om tilstandsavhengighet kan det selvsagt innvendes at det er et metodisk og teknisk begrep som er uklar med hensyn til hvilke mekanismer som ligger til grunn for fenomenet. Siden vi stiller oss åpen for hvilke forklaringer som er mest relevante, og studien vår også er av mer eksplorativ art, ser vi dette heller som en fordel enn ulempe.

gjentatte perioder: a) innen seks måneder, og b) innen 12 måneder etter deres første ledighetsperiode. Som antatt finner han at å ha vært registrert som arbeidsløs 12 måneder tidligere har signifikant effekt på gjentatt arbeidsløshet. En lang periode med arbeidsløshet øker sannsynlighet for å bli arbeidsløshet senere. Stern finner at resultatene ikke samsvarer med enkel søketeoris syn på tilbudsinitiert ledighetstilgang. Hypotesen om at stønadsnivået øker sannsynligheten for en gjentatt ledighetsperiode blir avkreftet. Menn med relativt lav lønn i den første jobben etter arbeidsløshet, har større sannsynlighet for å ha en ny ledighetsperiode enn andre.

Aarts and De Jong (1992) finner i data fra Nederland at sannsynligheten for at en person skal bli arbeidsløs er dobbelt så stor for personer som har vært arbeidsløse tidligere enn for personer som ikke har vært arbeidsløse. De mener at dette funnet gir støtte til: ". . . the 'scar-hypothesis' of unemployment", det vil si at tidligere arbeidsløshet er med på å prege senere yrkeskarriere og sannsynligheten for å bli arbeidsløs.

I en dansk undersøkelse finner Pedersen og Westergård-Nilsen (1984, 1987) en positiv sammenheng både mellom antallet tidligere ledighetsperioder og sannsynligheten for å bli eller forbli arbeidsløs ("occurrence dependence"), og mellom lengden på tidligere ledighetsperioder og sannsynligheten for å bli eller forbli arbeidsløs ("lagged duration dependence"). Resultatene viser at bransjetilhørighet er av stor betydning: Ansatte i arbeidsmarkedets primærsektor, og i bygg og anlegg, har høyest sannsynlighet for å bli arbeidsløs flere ganger. De som er sysselsatt i offentlig sektor har en betydelig redusert sannsynlighet for å ha mange arbeidsløshetsperioder. Personer som har mottatt sykelønn har flere arbeidsløshetsperioder enn de som ikke har vært sykmeldt. Kompensasjonsgraden i arbeidsløshetsstrygden har en signifikant og positiv effekt på sannsynligheten for å ha mange korte ledighetsperioder.

Studiene som er tatt opp ovenfor drøftet "occurrence dependence" og delvis også "lagged duration dependence" hvor det kontrolleres for (observert) heterogenitet. Mer omfattende analyser av gjengangerfenomenet har i de senere årene kommet i den internasjonale arbeidsledighetsforskningen. Særlig har de to canadiske forskerne Corak (1993a, 1993b) og Belzil (1993) vært aktive på dette forskningsfeltet. Corak (1993a) bruker administrative data for perioden 1971-1989 til å studere omfanget av og årsaken til gjentatt bruk av

arbeidsledighetstrygd. Han finner at det er vanlig med gjengangere: 80 % av kravene om arbeidsløshetstrygd som ble framsatt i 1989 ble initiert av personer som hadde framsatt minst ett slikt krav tidligere i perioden fra 1971. 40 % av kravene ble framsatt av personer som tidligere hadde hatt fem eller flere krav. Menn var i større grad gjengangere enn kvinner. Sannsynligheten for gjentatt bruk er særlig høy for de unge. En mannlig 16-åring som opplever sin første periode som arbeidsløs vil med 90 % sannsynlighet bli arbeidsløs igjen innen fem år. Et tilfelle av arbeidsløshet tidlig i en persons karriere synes å legge grunnlaget for et nytt tilfelle, og: ” . . . individuals may find themselves falling into a trap of repeat use”. Resultatene viser videre at (Corak, 1993a: 163):

“Distinct seasonal, regional, and industrial patterns of repeat use are found, but there does not appear to be a strong relationship between generosity of benefits (the amount of weekly benefits collected as well as the length of time for which they are perceived) and the probability of being a UI repeater. There is, however, a strong relationship between labour force history, and the likelihood of repeating. Past receipt of UI, and a history of short employment spells are associated with a greater chance of future UI participation.”

Corak skriver at disse funnene kan forstås på to måter. Den første forklaringen er i henhold til neoklassiske økonomisk teori at gjentatt bruk av ordningen skyldes generøse trygdeytelser i kombinasjon med heterogenitet i preferansene for arbeid. Innstramminger i ytelser og tildelingskriterier vil således føre til at folk gjør andre valg, det vil si de vil i større grad foretrekke arbeid framfor trygd. Corak sine resultater gir ikke støtte for at slike mekanismer er virksomme. Han konkluderer med at begrensninger i sjenerøsiteten i hovedsak bare vil gjøre gjengangerne fattigere uten å endre deres tendens til gjentatt bruk av ordningen. Den andre forklaringen er tilstandsavhengighet som altså innebærer at sannsynligheten for at en person vil motta arbeidsløshetstrygd på et eller annet tidspunkt i framtiden er større dersom vedkommende har en historie med tidligere mottak enn hvis han eller hun ikke har en slik historie. Denne prosessen kan oppstå på flere måter: a) redusert stigma gjennom gjentatt bruk av ordningen, b) gjentatt bruk fører til bedre informasjon om hvordan en kan oppnå ytelser fra ordningen, eller c) mer motløshet i forhold til sjansene om å finne stabil sysselsetting. Undersøkelsen til Corak gir ikke mulighet for å skille mellom disse forklaringene. Corak peker for øvrig på at disse forklaringene er konsistente med segmentert arbeidsmarkedsteori.

I en senere artikkel fra samme år bruker Corak (1993b) det samme datasett til å analysere

hypotesen om at et tidligere tilfeller av arbeidsløshet endrer varigheten av framtidige arbeidsløshetsperioder. Resultatene viser at for begge kjønn øker gjennomsnittlig varighet av hver ledighetsperiode med gjentatt bruk (Corak, 1993: 67) :

“In general, for both genders, occurrence dependence is a force that, all other things constant, will substantially lengthen successive spells of insured unemployment. The implied increase in duration of benefit weeks collected to women is particularly large.”

Dette funnet står i motsetning til implikasjoner av den statiske neoklassiske modellen som predikerer at suksessive perioder skal være av lik lengde. Corak gir to mulige forklaringer på dette funnet. For det første at det er knyttet stigma (“scarring effects”) til arbeidsløshet. Å være arbeidsløs kan ha langvarige konsekvenser, for eksempel kan det utvikle seg preferanser eller muligheter over tid som er avhengig av fortiden.<sup>12</sup> For det andre kan det være som Blanchard (1990) foreslår at arbeidsløshetserfaringer og vekselvirkning med arbeidsløshetsstrygd fører til at personene får mer informasjon om trygdeordningen og hvordan en kan oppnå ytelsen. ”Occurrence dependence” vil her reflektere de faste kostnadene knyttet til å skaffe seg informasjon om kriteriene for å motta arbeidsløshetsstrygd. I begge tilfeller er det slik at jo høyere antall ganger med tidligere arbeidsløshet, desto lengre varighet ved framtidig arbeidsløshet.

Meyer og Rosenbaum (1996) undersøker gjentatt bruk av arbeidsløshetsstrygd med utgangspunkt i et 5-års panel av administrative data fra fem stater i USA. De finner at: “Almost forty percent of the benefit years in our sample are from claimants with three or more benefit years in the 5-year period” (Meyer og Rosenbaum, 1996: 19). Det er to hovedforklaringer på gjentatte tilfeller: permitteringer og problemer med å beholde jobben. Over halvparten av personene med flere stønadsår blir permittert av den samme arbeidsgiveren hver gang. En stor del av den gjentatte bruken kommer av permitteringer, og

---

<sup>12</sup> Dickens og Lang (1988) viser eksplisitt til muligheten for at preferanser og kognitive ferdigheter blir påvirket av hvilken sektor i arbeidsmarkedet en er sysselsatt i. ”Occurrence dependence” kan reflektere en slags avhengighet eller stigma som kommer av forbigående sysselsetting og gjentakende arbeidsløshetsperioder som er forbundet med det sekundære arbeidsmarkedet. For de som befinner seg i det sekundære arbeidsmarkedet er det som om stigmaet knyttet til mottak av arbeidsløshetsstrygd blir brutt ned etter hvert som de gjør erfaringer med å motta trygd.

visse bransjer, særlig bygg og anlegg og industrivirksomhet skaper flest gjengangere. Det er sterke indikasjoner på at bransjer med høy gjengangerfrekvens har sesongvariasjoner i sysselsettingen. I motsatt ende finner de detaljhandel, finans, forsikring, eiendom og offentlig sektor. Meyer og Rosenbaum finner at det ikke bare er arbeidstakere med dårlige jobber som blir gjengangere. De som er gjengangere har ofte gode jobber, men foretrekker å bli permittert og motta arbeidsløshetsstrygd deler av året. Middeldaldrende og høyt betalte arbeidstakere har større sannsynlighet enn andre for å være gjengangere. Resultatene antyder i følge forfatterne at en betydelig del av arbeidsløshetsstrygden subsidierer visse bedrifter og bransjer heller enn å skaffe reell forsikring. De sier at bedre "experience rating" sannsynligvis vil redusere dette aspektet ved gjentatt bruk.

Belzil har i flere artikler satt søkelyset på en annen side ved gjengangerfenomenet. Han tar utgangspunkt i hvor lenge det går før en arbeidstaker som tidligere har vært arbeidsløs blir arbeidsløs igjen, noe han omtaler som "re-employment duration". Det er verdt å merke seg at det som Belzil søker å forklare er varighet i jobb etter en arbeidsledighetsperiode. Effekten av denne varigheten som sådan, det som vi tidligere har omtalt som varighetsavhengighet, blir imidlertid ikke undersøkt. Det som undersøkes er effekten av lengden på tidligere ledighetsperioder, noe som vi tidligere har omtalt som "lagged duration dependence". Det sentrale spørsmålet i undersøkelsen til Belzil er om en sjenerøs arbeidsløshetsstrygd (lengde og kompensasjonsgrad) påvirker lengden på arbeidsforholdet etter en periode med arbeidsløshet, det vil si "ventetiden" før en sysselsatt blir arbeidsløs igjen. Belzil bruker canadiske administrative data for perioden 1972-1984. Resultatene viser at: ". . . there is a weak positive (insignificant) relationship between reemployment duration and unemployment benefit generosity" (Belzil, 1995: 124). Arbeidsløshetsstrygden øker varigheten av arbeidsløshetsperioden, og varigheten av arbeidsløsheten reduserer lengden på sysselsettingsperioden før ny arbeidsløshet inntreffer.

I en annen artikkel analyserer Belzil (1994) effekten av arbeidsløshetsstrygden på varigheten i jobb etter en periode med arbeidsløshet. Han bruker de samme data som i den tidligere nevnte undersøkelsen. Resultatene viser at personer som forlater arbeidsløshet tidlig i stønadsperioden har mindre sannsynlighet for å bli arbeidsløs på nytt. En høy utgangsrate fra arbeidsløshet ved utløpet av stønadsperioden er forbundet med kortere sysselsettingsperiode. Belzil skiller mellom ulike årsaker til arbeidsløsheten – oppsigelse, permittering og

frivillig/egen oppsigelse. Det viser seg da at en økning i stønadsperioden ikke har signifikant effekt på varigheten i ny jobb for de som sa opp selv eller for de som ble permittert og senere tilbakekalt, men øker signifikant varigheten i ny jobb for de som har blitt sagt opp og senere har akseptert en ny jobb. Hvor lenge det er igjen av stønadsperioden har ikke noen betydning for varigheten i arbeid for de som har vært permittert, men reduserer sannsynligheten for å bli arbeidsløs på nytt for de som har blitt oppsagt eller som har sagt opp selv. Belzil (1994: 165) konkluderer på følgende måte:

“ . . . although virtually each group of unemployed is sensitive to benefit exhaustion (entitlement left), only those individuals who have been laid off and changed employers (permanent layoffs) have a lower probability (hazard) re-entering unemployment when they are entitled to a longer period of benefit.”

I en tredje artikkel undersøker Belzil (1992) sammenhengen mellom varigheten av arbeidsløshet, arbeidsløshetsstrygd og frivillig arbeidsløshet. Data er de samme som i de to andre undersøkelsene. Funnene viser at:

“ . . . the incidence of voluntary unemployment (transition probability to unemployment by job quitting) is positively correlated (through reservation and re-employment arguments) to the duration of the preceding spell of unemployment” (Belzil, 1992: 240).

## 2.5 Oppsummering

I dette kapitlet har vi tatt for oss gjengangerforskningen, og da både forskningen som omhandler AFDC, arbeidsledighet og sykefravær. Hovedfokus i kapitlet har vært spørsmålet om tilstandsavhengighet versus heterogenitet.

For å oppsummere sykefraværsforskningen, er det kanskje mest påfallende at gjengangerfenomenet i så liten grad er blitt viet oppmerksomhet.<sup>13</sup> Selv om fenomenet som blir analysert er longitudinelt og dynamisk av natur, bruker ingen av studiene som tar opp gjengangerfenomenet dynamiske metoder. Knyttet til dette poenget er at selv om studiene har

---

<sup>13</sup> For generelle oversikter over fraværsforskningen viser vi til Hansen (1999) og Olsen og Mastekaasa (1997).

mange forskjellige forklaringsvariabler, legger ingen av dem vekt på betydningen av tid i arbeid etter en sykmelding. Som en forlengelse av dette kan det også stilles spørsmål ved modellspesifiseringene. Det er for eksempel vist at kompensasjonsgraden og tildelingskriteriene har en effekt på sykefraværet – jo mer liberale/generøse disse kriteriene er, desto høyere fravær (se for eksempel Bratberg og Risa, 2000). Vår oppfatning er at det ikke er noen grunn til at slike faktorer skal utelates fra en studie av gjengangere på sykepenger. Dette argumentet styrkes av funnene i forskningen om arbeidsløshet og AFDC. For en stor del er også arbeidsmarkedsforhold, medisinske forhold, familiesituasjon og trygdehistorie utelatt (Olsen og Mastekaasa, 1997). En innvending mot RTV sine rapporter (Brage et al., 1998; Kolstø et al., 1997) er ellers at definisjonen av gjengangerfenomenet synes å være noe tilfeldig definert (et visst antall sykemeldingstilfeller i løpet av gitt periode).

Som gjennomgangen særlig av forskningen AFDC og arbeidsledighet har vist er det grunn til å anta at både heterogenitet og tilstandsavhengighet i sine ulike former (varighetsavhengighet, ”lagged duration dependence” og ”occurrence dependence”) vil kunne gjøre seg gjeldende. Bortsett fra at det synes å være viss en belegg for at ”occurrence dependence” er av betydning, gir fraværsforskningen ikke noe grunnlag for å ha noen sterke formeninger om disse spørsmålene.

Når det gjelder forskningen om AFDC er det verd å merke seg at heterogenitet ser ut til å spille en sentral rolle når det gjelder gjengangere innenfor AFDC. Det ser ut til å være en viss støtte for tilstandsavhengighetshypotesen, men dette kan ikke sies å være tilfredsstillende belyst i denne forskningen. Betydningen av ”occurrence dependence” og varighetsavhengighet etter avsluttede stønadperioder er så vidt vi kan se ikke undersøkt, og problemstillingen som uobservert heterogenitet reiser, er heller ikke tilfredsstillende håndtert. Siden forskningen stammer fra et annet land og en annen ordning enn den vi er opptatt av, lar det seg selvsagt heller ikke gjøre å utlede hypoteser for vårt formål ut fra denne forskningen. Likevel, forskningen viser at gjengangerfenomenet er viktig, og at heterogenitet, og da særlig i form av sosioøkonomiske ressurser kan være viktig. Økonomiske incentiver ser også ut til å være vesentlig.

Skal en vurdere forskningen om gjengangere på arbeidsledighet er det flere ting som kan trekkes fram. For det første synes det å være innenfor dette området hvor det finnes flest

omfattende og metodiske tilfredsstillende empiriske undersøkelser. Det er belegg for både tilstands- og heterogenitetshypotesen. Spørsmålet er imidlertid ikke bare om personer opplever en ny trygdeperiode eller ikke, det bør også reises spørsmål om betydningen på varigheten av framtidige trygdeperioder. Verken Corak eller andre har studert om tilstandsavhengighetens innvirkning på antall perioder med framtidige trygdeperioder. Dette er problemstilling som vi vil ta opp i våre analyser. Sammenlignet med forskningen om AFDC, er det naturligvis en del faktorer som går igjen (f.eks. alder, kjønn, kompensasjonsgrad), men det er også en del faktorer som er av mer spesifikk karakter. Når det gjelder det siste, er det kanskje mest nærliggende å trekke fram bransjetilhørighet og grunnen til at personer ble ledig (permisjon, sagt opp, eller sluttet på eget initiativ).



### 3 DESKRIPTIVE ANALYSER

#### 3.1 Innledning

Siden mer beskrivende kunnskaper om gjengangere i dag er mangelfull, og slike beskrivelse lett går tapt i mer avanserte statistiske analyser, har vi valgt å ha et eget kapittel hvor vi presenterer frekvensfordelinger og krysstabeller av de mest sentrale variablene. I dette kapitlet skal vi derfor presentere en del deskriptiv statistikk med utgangspunkt i et utvalg som omfatter personer som: (1) har avsluttet en sykepengeperiode før 1. januar i 1993, og som (2) er i et arbeidsforhold når sykepengeperioden avsluttes. Som ellers i rapporten er det sykefraværet med en varighet ut over 14 dager som blir studert. På grunn av de særskilte reglene som gjelder for selvstendig næringsdrivende og bønder har vi ikke tatt med disse gruppene i analysene. Statsansatte er ikke med siden sykefraværet blant disse ikke blir registrert på grunn av det summariske oppgjøret mellom folketrygden og staten.

#### 3.2 Antall sykmeldinger etter bakgrunnskjenntegn

Tabell 3.1 viser at utvalget vårt består av en overvekt kvinner. Av de i alt 21.924 personer som utvalget omfatter er 58.0 % kvinner og 42.0 % menn. Dette gjenspeiler at det er flere kvinner enn menn som er sykmeldt. Med tanke på yrkesaktiviteten er høyere blant menn enn blant kvinner, kan en utlede at kvinner har en betraktelig høyere risiko enn menn for å bli sykmeldt. Spørsmålet om hvordan disse kjønnsforskjellene kan forklares vil vi komme nærmere tilbake til i senere i rapporten.

*Tabell 3.1 Sykefraværet fordelt etter kjønn.*

	Frekvens	Prosent
Menn	9210	42.0
Kvinner	12714	58.0
Totalt	21924	100.0

I tabell 3.2 har vi sett på: (1) det totale antall sykmeldinger i perioden fra 1. januar 1989 til og med 31. desember 1995, (2) antall sykmeldinger i perioden 1. januar 1989 til og med 31. desember 1993, og (3) antall sykmeldinger i perioden fra 1. januar 1993 til og med 31. desember 1995. Siden utvalget omfatter personer som har avsluttet en sykmelding før 1. januar 1993, vil alle nødvendigvis ha minst en sykmelding før 1. januar 1993.

I hele perioden har 25,5 % hatt en sykmelding, 26,3 % har vært sykmeldt to ganger, 19,7 % har vært sykmeldt tre ganger, mens 28,5 % har vært sykmeldt fire eller flere ganger. Gjengangerfenomenet må således sies å være svært vanlig og utbredt. Hadde vi hatt opplysninger om fraværet med varighet mindre enn 14 dager, ville gjengangerfenomenet omfang nok blitt enda mer markert. Det samme ville selvsagt også vært tilfelle om vi hadde hatt opplysninger om en lengre tidsperiode enn de syv år som vi har.

Av den andre kolonnen i tabell 3.2 ser vi at av de som ble friskmeldt før 1. januar 1993, er det 54,9 % som ikke var sykmeldt i perioden fra 1. januar 1993 til og med 31. desember 1995, 28,5 % var sykmeldt på nytt en gang, 11,9 % to ganger, og 4,9 % var sykmeldt tre eller flere ganger. At det er flere som hadde mange sykmeldinger i den første perioden enn i den andre perioden, må sees i sammenheng med at den første perioden omfatter fem år og den andre tre år.

*Tabell 3.2 Antall ganger sykmeldinger, før og etter 31.12.1993, og totalt 1989-95. Prosent.*

	1.1.89 - 31.12.93	1.1.93 - 31.12.95	Totalt
0 ganger		54.9	
1 gang	39.0	28.5	25.5
2 ganger	29.8	11.9	26.3
3 ganger	17.1	3.6	19.7
4 + ganger	14.2	1.3	28.5
Totalt	100.0	100.0	100.0
N	23445	23445	21924

Tabell 3.3 viser gjengangerfenomenet er mer utbredt blant kvinner enn blant menn. Som tabellen viser, er det en noe høyere andel menn enn kvinner som har en eller to sykmeldinger, mens det er flere kvinner enn menn som har vært sykmeldt tre og fire ganger eller mer.

Tabell 3.3 Antall sykmeldinger (1.1.1989 –31.12.1995) etter kjønn. Prosent.

Sykmeldt	Menn	Kvinner	Alle
1 gang	28.1	23.7	25.5
2 ganger	27.3	25.6	26.3
3 ganger	18.7	20.4	19.7
4 + ganger	25.9	30.4	28.5
Totalt	100.0	100.0	100.0
N	9210	12714	21924

Tabell 3.4 viser at andelen som har vært sykmeldt en gang høyest blant de yngste og lavest blant de eldste, mens det blant de yngste er den laveste andelen som har vært sykmeldt fire eller flere ganger. Dette kan trolig forklares med at yrkesaktiviteten blant de eldste trolig har vært høyere enn blant de yngste aller yngste. Mer overraskende er det kanskje at den eldste aldersgruppen har en noe lavere andel som har vært sykmeldt fire eller flere ganger enn de tre aldersgruppene mellom 26 og 55 år. Forklaringen på dette kan være at de eldste er sjeldnere sykmeldt, men at de til gjengjeld kanskje er sykmeldt i lengre tid når de blir sykmeldt. Tabellen gir informasjon om antall sykmeldinger, og tar ikke hensyn til sykmeldingenes varighet.

Tabell 3.4 Antall sykmeldinger etter alder (1992). Prosent.

Sykmeldt	16-25 år	26-35 år	36-45 år	46-55 år	56 år +	Alle
1 gang	40.3	27.3	24.1	23.9	24.3	25.5
2 ganger	27.4	26.6	24.5	26.1	28.2	26.3
3 ganger	17.1	18.6	20.7	19.3	20.6	19.7
4 + ganger	15.3	27.6	30.7	30.7	26.9	28.5
Totalt	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
N	903	5197	5623	5323	4878	21924

Tabell 3.5 viser at det er relativt store forskjeller mellom utdanningsnivåene.<sup>14</sup> De som har laveste utdanning er de som har vært sykmeldt oftest, mens de som har høyest utdanning har

<sup>14</sup> At N er lavere i tabell 3.5 enn i de tidligere tabellene skyldes missing.

vært sykmeldt færrest ganger. For eksempel ser vi at mens 34.1 % av de som færre enn 10 års utdanning har vært sykmeldt fire eller flere ganger, er det tilsvarende tallet for de med 16 år er flere års utdanning 18.5 %. Det kan være mange forhold som ligger bak disse forskjellene, slik som helse- og helseatferd, arbeidsvilkår etc.

*Tabell 3.5 Antall sykmeldinger etter utdanning (1992). Prosent.*

Sykmeldt	<10 år	10-12 år	13-15 år	16 år +	Alle
1 gang	19.8	25.6	33.1	36.2	25.6
2 ganger	25.3	26.3	27.9	28.9	26.4
3 ganger	20.7	19.5	18.3	16.4	19.5
4 + ganger	34.1	28.6	20.8	18.5	28.5
Totalt	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
N	5379	12126	2366	1253	21124

Gjengangerfenomenet har ikke bare et utdanningsaspekt ved seg, ekteskapelig status ser også ut til å spille en rolle. Noe grovt betraktet kan det se ut til at det er to grupper som skiller seg ut: På den ene side de som er ugift og de som er gift, og på den annen side de som er skilt og de som er separert. Gjengangerfenomenet er mer utbredt i den første enn den andre gruppen. Enker og enkemenn kommer i midten mellom disse to gruppene. Forskjellene er særlig markerte mellom ugifte og de som er skilt. Mer bestemt ser vi at mens de som er ugift har en størst andel som har vært sykmeldt en gang, har de som er skilt en størst andel som har vært sykmeldt 4 ganger eller oftere.

*Tabell 3.6 Antall sykmeldinger etter ekteskapelig status (1992). Prosent.*

Ant. sykmeldinger	Ugift	Gift	Enke/M	Skilt	Separert	Alle
1 gang	29.1	25.8	24.5	17.2	20.1	25.5
2 ganger	26.3	27.1	24.3	23.0	24.6	26.3
3 ganger	18.3	19.7	21.9	22.0	19.4	19.7
4 + ganger	26.3	27.3	29.3	37.7	35.9	28.5
Totalt	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
N	5279	13038	621	2245	741	21924

Det er liten variasjon i forhold til antall barn under 18 år som tabell 3.7 nedenfor viser.

Tabell 3.7 Antall sykmeldinger etter antall barn under 18 år (1992). Prosent.

Sykmeldt	Antall barn						Alle
	0	1	2	3	4	5 +	
1 gang	25.3	24.1	27.4	28.6	26.6	19.	25.5
2 ganger	26.3	25.4	26.8	28.2	29.4	35.7	26.3
3 ganger	19.8	19.8	19.4	18.1	18.6	19.0	19.7
4 + ganger	28.6	30.7	26.5	25.1	25.4	26.2	28.5
Totalt	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
N	12963	4252	3390	1100	177	42	21924

Ut fra neste krysstabell (3.8) synes det å være en viss sammenheng mellom antall sykmeldinger og pensjonsgivende inntekt. I de høyeste inntektsgruppene er andelen som har fire eller flere sykmeldinger lavere enn i inntektsgruppene med minst inntekt. For de som har vært sykmeldt en gang har den høyeste inntektsgruppen høyest andel, mens 100.000 -199.000 kr. har lavest andel.

Tabell 3.8 Antall sykmeldinger etter inntekt (i tusen kroner) i 1991.

Sykmeldt	Inntekt						Alle
	≤ 99	100-149	150-199	200-249	250-299	300 ≤	
1 gang	30.1	21.9	21.8	27.4	30.1	43.8	25.5
2 ganger	27.3	25.8	25.5	27.1	27.2	28.0	26.3
3 ganger	19.1	20.3	20.3	20.1	18.6	13.6	19.7
4 + ganger	23.6	32.0	32.5	25.4	24.1	14.6	28.5
Totalt	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
N	3952	4900	7536	3490	1164	882	21924

### 3.3 Ny sykmelding etter bakgrunnskjennetegn

I tabell 3.9 er det laget til en del deskriptiv statistikk ut fra at vi har skilt mellom de som blir sykmeldt på nytt igjen og de som ikke opplever noen ny sykmelding etter at de har blitt friskmeldt. Den sistnevnte gruppen kan i metodiske termer omtales som "høyresensurerte" observasjoner. At personer ikke opplever noe ny sykmelding kan enten skyldes at de fortsatt er i arbeid ved siste observasjonsdato (31. desember 1995), eller at de har erfart andre overganger slik som arbeidsledighet.

Hovedinntrykket i tabell 3.9 er at det er lite som skiller mellom disse to utfallene. Det eneste av betydning ser ut til å være antall ganger sykmeldt. Vi ser at personer som blir sykmeldt på nytt oftere har vært sykmeldt tidligere (gjennomsnitt 4.0 ganger) enn de ”høyresensurerte” observasjonene (gjennomsnitt 1.9) i observasjonsperioden. På de andre variablene er det relativt små forskjeller, men de som går til høyresensurering er noe eldre, har litt høyere utdanning, har litt flere pensjonspoeng, har høyere inntekt og har noe flere barn.

*Tabell 3.9 Ny sykmelding etter bakgrunnskjenntegn (gjennomsnitt).*

	Høyresensurerte	Ny sykmelding
Alder	44.9	44.3
Utdanning	10.8	10.5
År inntekt >G	15.3	15.0
Antall sykmeldinger 89-93	1.9	4.0
Inntekt foregående år	167.490	163.614
Antall barn ≤ 18 år	0.72	0.69

### 3.4 Oppsummering

I dette kapitlet har vi analysert gjengangerfenomenet ved hjelp av ulike former for deskriptiv statistikk. Analysene viser først og fremst at gjengangerfenomenet er utbredt og vanlig. Videre viser analysene at gjengangerfenomenet ikke er tilfeldig i forhold til ulike bakgrunnskjenntegn. Kvinner har vært sykmeldt flere ganger enn menn, personer med lite utdanning er sykmeldt oftere enn de med høy utdanning, skilte og separerte er sykmeldt oftere enn ugifte/gifte/enker/enkemenn, og de med lavere inntekter oftere enn de med høyere inntekter. Det er liten variasjon i forhold til antall barn, og for alder har de yngste færrest sykmeldinger, mens det er liten forskjell mellom de andre aldersgruppene. Antall ganger tidligere sykemeldt synes ellers å være hovedforskjellen mellom de som blir sykmeldt og de som går til høyresensurering. Kort sagt, analysene tyder på at både heterogenitet og tilstandsavhengighet er viktig i forhold til gjengangerfenomenet.

## **4 RISIKO FOR, OG VARIGHET AV SYKEFRAVÆR**

### **4.1 Innledning**

I dette kapitlet vil vi undersøke to forhold: For det første hvilke faktorer som påvirker risikoen for å bli sykmeldt. For det andre hva som påvirker antall dager en er sykmeldt i løpet av et gitt år (1994). Vi vil spesielt fokusere på om det er slik at tidligere sykefravær øker risikoen for å bli sykmeldt og antall dager en er sykmeldt. Det er her flere forhold ved tidligere sykmelding som er av interesse: Hvor mange ganger en tidligere har vært sykmeldt, hvor mange dager en har vært sykmeldt, og hvor lenge det er siden siste sykmelding. Hovedhypotesen vår er at risikoen for å bli sykmeldt og antall dager en er sykmeldt vil øke med antall sykmeldingstilfeller og sykefraværsdager, og avta desto lengre det er siden en ble friskmeldt.

Opplegget i kapitlet er som følger. I neste avsnitt skal vi gjøre rede for det utvalget av data og analysemetodene som er brukt (logistisk og OLS regresjon). Deretter følger de empiriske analysene, og til slutt følger så en oppsummerende diskusjon av resultatene.

### **4.2 Data, utvalg og metodisk tilnærming**

Det er to forhold som er vesentlig når en skal undersøke faktorer som påvirker risikoen for å bli sykmeldt. For det første må en definere risikoperioden. I dette kapitlet vil vi se nærmere på risikoen for at personer skal bli sykmeldt i perioden fra 1. januar til og med 31. desember 1994. Grunnen til at vi har valgt å ta utgangspunkt i denne perioden er at vi ønsker å undersøke betydningen av individenes historie. Slik KIRUT-databasen er organisert får vi med personenes historie i femårsperioden 1989-1993. Det andre forholdet er at risikopopulasjonen må defineres på en slik måte at analysene omfatter personer som faktisk kan bli sykmeldt. Vi har lagt følgende kriterier til grunn: For det første må personer være registrert å være i arbeidstyrken

(dvs. være registrert i et arbeidsforhold eller være registrert som arbeidssøker) i 1994. Denne avgrensningen leder til at bønder og selvstendig næringsdrivende ikke vil komme med i våre analyser. Avgrensningen kan forsvares med særordninger når det gjelder sykmelding som finnes for disse grupper. Avgrensningen er gjort i tråd med studiene til Allen (1981) og Leigh (1983). For det andre er personer som er statsansatt i hele eller deler av perioden som KIRUT-materialet omfatter utelatt. Grunnen til dette er at det på grunn av det summariske oppgjøret mellom folketrygden og staten ikke finnes opplysninger om sykefraværet blant statsansatte. Den tredje avgrensningen er at personer må ha hatt en inntekt som overstiger kravene som ligger i sykepengeordningen i 1994. Inntektskravet er ikke stilt i forhold til den tidligere perioden siden mange vil komme inn i yrkeslivet i den aktuelle perioden. For det fjerde må personer være eldre enn 16 år og 66 år eller yngre. For det femte har vi utelatt personer som er uførepensjonert før 1. januar 1994. Grunnen til dette er at disse normalt vil ha forlatt arbeidsmarkedet, og således ikke vil være under noen reell risiko for å bli syk. Personenes historie følges altså framover (fra 1. januar til og med 31. desember 1994) for å se om de blir sykmeldt på nytt, og hvor lenge de er sykmeldt. I perioden har vi en rekke opplysninger om personene i utvalget.

De første analysene vi skal gjennomføre tar opp spørsmålet om hva som påvirker sannsynligheten for at en skal bli sykmeldt i 1994. For å unngå at sykepengetilfeller som starter i 1993 og løper utover i 1994 blir brukt som prediktor har vi avgrenset analysene til å gjelde sykepengeperioder som har oppstart i 1994. Sannsynligheten for en ny sykeperiode er målt med variabelen 'sykmeldt 1994'. Denne variabelen har verdien 1 hvis en person har vært sykmeldt i løpet av året, og har ellers verdien 0.

For å undersøke spørsmålet om hvordan ulike faktorer virker inn på risikoen for at personer skal bli sykmeldt tar vi i bruk logistisk regresjon. Dette er en velkjent teknikk for analyser hvor en skal predikere om en hendelse vil inntreffe eller ikke. Når en har en dikotom avhengig variabel med skjev fordeling har logistisk regresjon fordelaktige statistiske egenskaper (Hosmer og Lemeshow, 1989). I logistisk regresjon estimeres sannsynligheten for at en hendelse skal inntreffe. Logitmodellen er lineær med hensyn til den naturlige logaritmen til oddsen for sykmelding i forhold til ikke-sykmelding. På tilsvarende vis som i vanlig regresjonsanalyse studeres effekten av de uavhengige variablene simultant. Effekten av forklaringsvariablene gjelder når det er kontrollert for andre aktuelle variabler. En positiv koeffisient innebærer at



logiten øker med stigende verdi på den uavhengige variabelen, og motsatt innebærer en negativ koeffisient at logiten synker med økende verdi på den uavhengige variabelen. For kategoriske variabler gjelder koeffisientene relativt i forhold til den utelatte kategorien. De estimerte koeffisientene uttrykker ikke sannsynligheten direkte. Har en flere uavhengige variabler kan den logistiske regresjonsmodellen skrives som:

$$(4.1) \quad \text{Sannsynligheten for en hendelse} = \frac{e^Z}{1 + e^Z} \text{ eller ekvivalent } 1 / (1 + e^{-Z})$$

hvor  $Z$  er den lineære kombinasjonen:  $Z = B_0 + B_1X_1 + B_2X_2 + \dots + B_pX_p$

Sannsynligheten for ikke å ha en hendelse vil være:

$$(4.2) \quad \text{Sannsynligheten for ingen hendelse} = 1 - \text{Sannsynligheten (hendelse)}$$

Hovedmetoden for estimering av parametrene i modellen er "maximum-likelihood". En likelihood funksjon uttrykker sannsynligheten til de observerte data som en funksjon av de observerte data. "Maximum likelihood" estimatorene til disse parametrene blir valgt til å være de verdiene som maksimerer denne funksjonen. De utvalgte estimatorene vil derfor være de som samsvarer best med de observerte data.

Det andre spørsmålet vi skal undersøke er hva som forklarer hvor mange dager personer er sykmeldt i 1994. Vi har her summert alle sykmeldinger for de som var sykmeldt dette året. Det vi undersøker er således ikke nødvendigvis sammenhengende sykeperioder. På grunn av kompleksiteten i tilretteleggingen av datamaterialet dette ville medføre, har vi valgt å ikke trekke fra helg og helligdager. Variablene strekker seg således fra 1 - 364. For å analysere dette spørsmålet har vi i bruk vanlig lineære (OLS) regresjon. Vi skal senere i kapittel 6 komme tilbake til en tilsvarende problemstilling hvor vi tar i bruk tellemodeller for å analysere hva som påvirker antall sykepengetilfeller som ulike personer har hatt. Statistisk sett vil forløpsanalyser med modeller for konkurrerende utfall være den mest egnede analysemetode for å analysere varighet av sykefravær (jf. f.eks. Hansen, 1996).<sup>15</sup> Som vi skal

---

<sup>15</sup> For det første tar slik metoder hensyn til at det kan være ulike mekanismer som ligger bak ulike typer overganger. En kort sykmelding kan innebære at personer kommer i arbeid igjen, men det kan også innebære at personer blir overført til andre trygdeytelser eller pensjoner, eller at de går ut av arbeidsmarkedet. For det andre

komme nærmere inn på i kapittel 5 krever slike undersøkelser imidlertid en særskilt organisering av dataene, noe vi av tidsmessige grunner har hatt muligheter til å gjennomføre i denne sammenheng.

## 4.3 Empiriske analyser

### 4.3.1 Risikoen for sykmelding i 1994

I tabell 4.1 er det ved hjelp av logistisk regresjon analysert hvordan tidligere perioder med sykmelding påvirker risikoen for at personer skal bli sykmeldt. Tabellene inneholder resultater fra fire ulike modeller. Modellene er blokkvis bygd opp slik at variabler som inngår i de enkle modellene er bygd ut til mer komplekse modeller.

#### Historieavhengighet?

Ikke overraskende viser resultatene at risikoen for å bli sykmeldt øker klart med antall tidligere sykmeldinger. Sammenlignet med de som ikke har vært sykmeldt i perioden 1989-1993, er oddsratioen<sup>16</sup> for de som har vært sykmeldt 1 gang i femårsperioden 1.6, for de som har vært sykmeldt 2 ganger er den 2.6, og for de som har vært sykmeldt 3 eller flere ganger er den 4.3. Det er ingen av de andre variablene som inngår i analysene som oppviser et signifikansnivå som ligger opp mot effekten av tidligere sykmelding. Gjengangerfenomenet er således av stor betydning når en skal anslå risikoen for at personer skal bli sykmeldt. Dette utelukker selvsagt ikke at også andre forhold er av betydning.

#### Bakgrunnskjennetegn

I tråd med de deskriptive analysene i forrige kapittel ser vi at kvinner i utgangspunktet har en høyere risiko enn menn for å bli sykmeldt (modell 1). Ser vi på modell 2, hvor det er

---

kan slike metoder også ta hensyn til det forhold at forklaringsvariabler kan endre verdi over tid. For det tredje tar slike metoder også hensyn til sensureringsproblemet, det vil si at ikke alle sykeperioder som observeres vil bli avsluttet i observasjonsperioden.

<sup>16</sup> Oddsratioene er ikke i tabellene, men finnes i grunnlagsmateriale for kjøringene.

kontrollert for det å være kvinne med barn og det å ha barn under 7 år,<sup>17</sup> finner vi at kjønnsforskjellene ikke er signifikante lenger. Kjønnsforskjellen ser således ut til å skyldes at kvinner som har barn er i en spesiell situasjon. Effekten av det å ha barn under 7 år gjelder også når det er kontrollert for andre forhold.

I utgangspunktet ble alder (målt i 1994) spesifisert som en lineær variabel, og det viste seg da at variabelen ikke hadde noen signifikant effekt. Dette endret seg når vi inkluderte alder kvadrert i analysene. Dette bekrefter det som mange har pekt på, nemlig at effekten av alder på sykefraværskisikoen ikke er enkel. Når personer blir eldre enn rundt 45 år, avtar risikoen for å bli sykmeldt igjen. Det er rimelig å forklare dette som et utslag av "healthy worker effect": Personer som er eldre enn 45 år og som fortsatt er yrkesaktive er rimeligvis helsemessig sett en mindre sammensatt gruppe enn yrkesaktive under 45 år. Effekten av alder er for øvrig robust: Den gjelder også når det er kontrollert for andre faktorer. Effekten av utdanning (målt i 1994) er også robust: Ikke uventet er det slik at sannsynligheten for å være sykmeldt avtar med økende utdanning.

Når det gjelder ekteskapsstatus (i 1994) er det først og fremst de som er skilt som skiller seg ut sammenlignet med de som er gifte (referansekategorien). De som er skilt har ikke uventet en høyere risiko for å bli sykmeldt enn de som er gift. Oddsratioen (modell 1) for de som er skilt er 1.6. Når det kontrolleres for tidligere sykefraværshistorie, skiller ikke de som er skilt seg signifikant ut i forhold til de som er gift.

### **Økonomi og yrkeshistorie**

Risikoen for sykmelding øker med antall dager en har vært i arbeid i perioden 1989 til 1993. De som har vært arbeidsledige og de som har vært yrkeshemmet i perioden 1989 til 1993 har høyere sykmeldingsrisiko enn andre, og risikoen for å bli sykmeldt øker med tidligere mottak av sosialhjelp (målt i 1000 kroner mottatt i perioden 1989-1993). Kontrollert for tidligere

---

<sup>17</sup> Yngste barns alder (*barn < 7 år*) har verdien 1 hvis det yngste barnet er mindre enn 7 år i 1994, og har ellers verdien 0.

sykmelding gjelder ingen av disse effektene. Andre faktorer slik som pensjonsgivende inntekt i 1993, og det kommunale ledighetsnivået (definert som prosenten av populasjonen i arbeidsdyktig alder som er arbeidsløs) har ingen utslag på sykefraværet, selv i de enkle modellene.

### **Virker variablene ulikt for kvinner og menn?**

Går vi over til å se på forskjeller mellom kvinner (tabell 4.2) og menn (tabell 4.3) viser resultatene at både for kvinner og menn reduseres sykmeldingsrisikoen med utdanningsnivået. Effekten av utdanning er noe sterkere for menn enn kvinner. Når det gjelder alder er forholdet motsatt: Høy alder øker i sterkere grad sykmeldingsrisikoen for kvinner enn menn. Ekteskapeleg status ser også ut til å slå sterkere ut blant kvinner enn menn, men verken blant kvinner eller menn er det snakk om statistisk sett robuste utslag. Barn virker ikke uventet forskjellig for kvinner og menn. Det å ha barn under 7 år øker sykefraværsrisikoen blant kvinner, men ikke blant menn. Vi kan her legge til at andre undersøkelser som vi har gjennomført viser at verken blant kvinner eller menn har antall barn noen effekt.

Inntekt har ulik effekt blant kvinner og menn: Sykdomsrisikoen øker med økende inntekt blant kvinner, mens den avtar blant menn. Det er nærliggende å tro at dette er et utslag av kvinner og menns ulike arbeidstid. Kvinner som har helseproblemer jobber kanskje oftere deltid enn menn som har helseproblemer. Spørsmålet om arbeidstidens betydning for sykefraværet krever en annen tilrettelegging av data enn det som vi har gjort, og det er således en problemstilling vi lar stå åpen. En annen variabel som slår ulikt ut blant kvinner og menn er det å ha vært yrkeshemmet i perioden 1989 til 1993. Kvinner som har vært yrkeshemmet har en økt risiko for å bli sykmeldt. Menn som har vært yrkeshemmet, har derimot ingen økt risiko for å bli sykmeldt.

Både blant kvinner og menn øker risikoen for å bli sykmeldt med antall tidligere sykmeldinger. Utslagene er større for menn enn kvinner: Oddsratioen for de som har vært sykmeldt 1 gang i den foregående femårsperioden er for menn 1.7 og for kvinner 1.4. For de som har vært sykmeldt 2 ganger er oddsratioen 2.7 for menn og 2.4 for kvinner, og for de som har vært sykmeldt 3 eller flere ganger er oddsratioen for menn 5.2 og for kvinner 3.5.

Gjengangerfenomenet ser således ut til å slå noe sterkere ut blant menn enn kvinner. En mulig forklaring på dette kan være at menn har høyere inntekt og sterkere forventninger om å være i jobb. Det er mulig at kvinner som har helseproblemer oftere enn menn velger andre løsninger som for eksempel deltidsarbeid eller hjemmeforsørgelse.

Tabell 4.1 Risikoen for sykmelding 1994. Logistisk regresjon. Alle.

Modell	1		2		3		4	
	B (SE)	Wald	B (SE)	Wald	B (SE)	Wald	B (SE)	Wald
Kjønn (k=1, m=0)	0.2359 (0.0536)	19.39	0.1026 (0.0777)	1.75	0.0936 (0.0821)	1.30	0.031 (0.0833)	0.14
Utdanning (år)	-0.1023 (0.0125)	66.64	-0.1061 (0.0126)	70.98	-0.0985 (0.0133)	54.46	-0.0602 (0.0136)	19.65
Alder	0.1024 (0.017)	36.21	0.0909 (0.0179)	25.68	0.0844 (0.0192)	19.39	0.0804 (0.0194)	17.12
Alder <sup>2</sup>	-0.0012 (0.0002)	38.97	-0.0011 (0.0002)	25.47	-0.001 (0.0002)	19.49	-0.001 (0.0002)	19.23
Skilt (=1, gift=0)	0.4565 (0.1309)	12.16	0.3672 (0.1323)	7.71	0.3392 (0.1331)	6.49	0.2535 (0.1359)	3.48
Enke (=1, gift=0)	0.7026 (0.4212)	2.78	0.6769 (0.4223)	2.57	0.6644 (0.4223)	2.48	0.6066 (0.4338)	1.96
Ugift (=1, gift=0)	0.0428 (0.1126)	0.14	0.018 (0.1132)	0.03	0.0131 (0.1134)	0.01	0.0456 (0.1144)	0.16
Kvinne med barn			0.1695 (0.0871)	3.79	0.1858 (0.0875)	4.51	0.1297 (0.0886)	2.14
Barn < 7 år			0.6095 (0.0903)	45.60	0.6091 (0.0907)	45.11	0.6165 (0.0922)	44.71
Dager i arbeid 1989-93					0.0009 (0.0003)	7.36	0.0006 (0.0003)	2.75
Arbeidsløs 1989-93 (ja=1)					0.1261 (0.061)	4.28	0.0474 (0.0621)	0.58
Inntekt (1000 kr.)					-4.40E-05 (0.0004)	0.02	-0.0003 (0.0004)	0.64
Yrkesh. 1989-93 (ja=1)					0.4721 (0.1458)	10.49	0.1425 (0.1487)	0.92
Sosialhjelp (1000 kr.)					0.0025 (0.0012)	4.49	0.0021 (0.0013)	2.59
Arbeidsledighetsnivå					0.0085 (0.0137)	0.38	0.0037 (0.014)	0.07
Ant. sykmeld. 1989-93 = 1							0.4728 (0.0714)	43.82
Ant. sykmeld. 1989-93=2							0.9579 (0.082)	136.56
Ant. sykmeld. 1989-93=3+							1.4639 (0.0785)	348.10
Konstant	-3.2687 (0.3784)	74.64	-3.1196 (0.3929)	63.03	-3.3761 (0.4284)	62.10	-3.8246 (0.4344)	77.51
-2LL	10314.297		10261.694		10235.213		9870.528	
N	17453							

Tabell 4.2 Risikoen for sykmelding 1994. Logistisk regresjon. Kvinner.

Modell	1		2		3	
	B (SE)	Wald	B (SE)	Wald	B (SE)	Wald
Utdanning (år)	-0.0717 (0.018)	15.86	-0.0802 (0.0193)	17.25	-0.0491 (0.0195)	6.33
Alder	0.1324 (0.0246)	29.02	0.0972 (0.0258)	14.15	0.0994 (0.0263)	14.30
Alder <sup>2</sup>	-0.0014 (0.0003)	25.80	-0.0011 (0.0003)	13.61	-0.0011 (0.0003)	14.38
Skilt (=1, gift=0)	0.336 (0.1728)	3.78	0.3148 (0.1749)	3.24	0.2294 (0.1776)	1.67
Enke (=1, gift=0)	0.671 (0.5039)	1.77	0.715 (0.5049)	2.01	0.5535 (0.5147)	1.16
Ugift (=1, gift=0)	0.1255 (0.1487)	0.71	0.1347 (0.149)	0.82	0.1906 (0.1507)	1.60
Barn < 7 år	0.9552 (0.1125)	72.04	0.9585 (0.1138)	70.91	0.9422 (0.1157)	66.30
Dager i arbeid 1989-93			0.0016 (0.0005)	8.92	0.001 (0.0005)	3.67
Arbeidsløs 1989-93? (ja=1)			0.1347 (0.0874)	2.38	0.0708 (0.0887)	0.64
Inntekt (1000 kr.)			0.0023 (0.0007)	10.03	0.0014 (0.0008)	3.40
Yrkeshemmet 1989-93? (ja=1)			0.7214 (0.2084)	11.98	0.4516 (0.2124)	4.52
Sosialhjelp (1000 kr.)			0.0036 (0.0018)	4.11	0.003 (0.0019)	2.57
Arbeidsledighetsnivå			0.0034 (0.0193)	0.03	0.0018 (0.0196)	0.01
Ant. sykmeld. 1989-93 = 1					0.3605 (0.1003)	12.92
Ant. sykmeld. 1989-93 = 2					0.8842 (0.1119)	62.48
Ant. sykmeld. 1989-93 = 3+					1.239 (0.1101)	126.74
Konstant	-4.3424 (0.5569)	60.81	-4.1131 (0.6047)	46.26	-4.5987 (0.6148)	55.96
-2LL	5123.458		5080.833		4938.338	
N	8067					

Tabell 4.3 Risikoen for sykmelding 1994. Logistisk regresjon. Menn.

Modell	1		2		3	
	B (SE)	Wald	B (SE)	Wald	B (SE)	Wald
Utdanning (år)	-0.1331 (0.0178)	56.13	-0.1139 (0.0187)	36.99	-0.0687 (0.0192)	12.81
Alder	0.0797 (0.0239)	11.08	0.1052 (0.0264)	15.92	0.0815 (0.0268)	9.23
Alder <sup>2</sup>	-0.001 (0.0003)	13.47	-0.0013 (0.0003)	17.50	-0.0011 (0.0003)	12.29
Skilt (=1, gift=0)	0.3195 (0.2102)	2.31	0.2752 (0.2115)	1.69	0.2085 (0.2163)	0.93
Enke (=1, gift=0)	0.708 (0.7755)	0.83	0.7098 (0.7751)	0.84	0.9371 (0.7906)	1.41
Ugift (=1, gift=0)	-0.2797 (0.1816)	2.37	-0.3367 (0.1821)	3.42	-0.3315 (0.1835)	3.27
Barn < 7 år	0.1213 (0.1627)	0.56	0.1377 (0.163)	0.71	0.1322 (0.1657)	0.64
Ant. dager i arbeid 1989-93			0.0002 (0.0004)	0.14	0.0002 (0.0004)	0.17
Arbeidsløs 1989-93? (ja=1)			0.1492 (0.0862)	2.99	0.0499 (0.0882)	0.32
Inntekt (1000 kr.)			-0.0011 (0.0006)	3.73	-0.001 (0.0006)	2.99
Yrkeshemmet 1989-93? (ja=1)			0.1948 (0.207)	0.89	-0.141 (0.2111)	0.45
Sosialhjelp (1000 kr.)			0.0016 (0.0017)	0.98	0.0014 (0.0018)	0.62
Arbeidsledighetsnivå			0.012 (0.0198)	0.37	0.0032 (0.0203)	0.03
Ant. sykmeld. 1989-93 = 1					0.5385 (0.1025)	27.63
Ant. sykmeld. 1989-93 = 2					0.9793 (0.1218)	64.64
Ant. sykmeld. 1989-93 = 3+					1.6519 (0.1133)	212.58
Konstant	-2.3703 (0.5217)	20.64	-3.1827 (0.5887)	29.23	-3.4048 (0.5967)	32.56
-2LL	5109.306		5095.554		4884.931	
N	9386					



### 4.3.2 Antall sykefraværsdager i 1994

#### Historieavhengighet

Modell 4 i tabell 4.4 viser at jo flere dager en har vært sykmeldt i perioden fra 1989 til og med 1993, desto flere dager vil en være sykmeldt i 1994. Mer bestemt ser vi at sykefraværet i 1994 øker med 0,019 dager for hver dag en var sykmeldt i den foregående femårsperioden. Forholdet gjelder når det er kontrollert for en rekke andre faktorer. Videre ser vi at varigheten av sykeperiodene i 1994 avtar jo lenger tilbake i tid den siste sykmeldingen lå. Med andre ord, dersom det er lenge siden sist en var sykmeldt, så vil en være sykmeldt i kortere tid i 1994.

Kanskje noe overraskende, viser modell 5 i tabell 4.4 at antall tidligere sykmeldinger ikke virker inn på antall dager en er sykmeldt i 1994. De som har vært sykmeldt 1 gang i perioden fra 1989 til 1993 er ikke sykmeldt i lenger tid enn de som tidligere ikke har vært sykmeldt. Det samme gjelder også når vi sammenligner de som ikke har vært sykmeldt med de som har vært sykmeldt 2 ganger, og videre de som har vært sykmeldt 3 eller flere ganger.

#### Bakgrunnskjennetegn

Modell 1 i tabell 4.4 viser at kvinner er sykmeldt i lengre tid (6,3 dager) enn menn, og at ugifte er sykmeldt i lengre tid (10,4 dager) enn de som er gift. I likhet med de foregående analysene, viser modell 2 at når det kontrolleres for barn er det ingen kjønnsforskjeller å spore. De som har barn under 7 år er sykmeldt i litt over 10 dager lengre enn andre. Det kanskje mest interessante i denne sammenheng er at kvinner med barn ikke er sykmeldt i flere dager enn andre. Ovenfor fant vi at de som er skilt og separert skilte seg ut i forhold til de som er gift ved at de hadde en høyere risiko for å bli sykmeldt. Utslagene er her noe annerledes. Det er ikke noe statistisk signifikant forskjell mellom de som er gift og de som er skilt eller separert når det gjelder hvor mange dager de er sykmeldt. Det er derimot en statistisk signifikant forskjell mellom de som er gift og de som er ugift. Mer bestemt ser vi at de som er ugift har vært sykmeldt i om lag 10 dager lengre enn de som er gift. Effekten av det å være ugift og det å ha barn under 7 år gjelder også i de modellene hvor det er kontrollert for andre forhold. I motsetning til hva vi fant i analysene ovenfor, ser vi ellers at verken alder eller utdanning har noen statistisk signifikant effekt på hvor lenge en var sykmeldt.

## **Økonomi og yrkeshistorie**

Variablene som går på økonomi og yrkeshistorie gir seg ikke noen sterke utslag på hvor mange dager sykefraværet har vart. Ikke i noen av modellene har antall dager, inntekt, sosialhjelpmottak, det å tidligere ha vært yrkeshemmet eller det kommunale ledighetsnivået noen statistisk signifikant effekt. Med tanke på at sammenhengen mellom arbeidsledighet og helse er et mye debattert tema, ser vi ellers noe overraskende at de som har vært arbeidsledige i den foregående perioden er sykmeldt noe kortere tid (4 dager) enn de som ikke har vært det.

### **Virker variablene ulikt for kvinner og menn?**

I tabell 4.5 og tabell 4.6 er det gjennomført separate analyser for henholdsvis kvinner og menn tilsvarende de som er gjennomført i tabell 4.4. Ser vi på varigheten av sykmelding i 1994 viser det seg at utslagene er noe ulike for kvinner og menn. Den enkleste modellen (modell 1) viser at ugifte kvinner er sykmeldt i lengre tid (11 dager) enn gifte kvinner, og kvinner som har barn under 7 år er også sykmeldt i lengre tid (15 dager) enn kvinner som ikke har barn under 7 år. Blant menn er det skilte som skiller seg ut, og da på det viset at de er sykmeldt i om lag 12 dager lengre enn menn som er gifte.

Går vi videre til modell 2, ser vi at kvinner som har vært arbeidsledige er sykmeldt i kortere tid enn kvinner som ikke har vært arbeidsledige. Det samme gjelder også blant menn, men forskjellen er her ikke statistisk signifikant. Modell 3 viser at mens varigheten av tidligere sykmelding ikke har noen signifikant effekt på antall sykepengedager blant kvinner, har varigheten av tidligere sykmelding et signifikant og positiv utslag på antall sykepengedager blant menn. Menn som har vært sykmeldt 3 eller flere ganger er sykmeldt i kortere tid (8 dager) enn menn som ikke har vært sykmeldt tidligere.

Tabell 4.4. Varigheten til sykmeldingsperiodene. OLS regresjon. Alle.

Modell	1		2		3		4		5	
	B (SE)	Sig.	B (SE)	Sig.	B (SE)	Sig.	B (SE)	Sig.	B (SE)	Sig.
Konstantledd	39.774 (11.40)	0.000	39.263 (11.57)	0.001	49.424 (12.58)	0.000	48.033 (12.55)	0.000	47.653 (12.56)	0.000
Kjønn (k=1, m=0)	6.36 (1.544)	0.000	3.534 (2.21)	0.109	3.530 (2.33)	0.129	3.275 (2.32)	0.158	3.225 (2.32)	0.164
Utdanning (år)	-0.28 (0.366)	0.441	-0.504 (0.37)	0.167	-0.697 (0.39)	0.076	-0.610 (0.39)	0.119	-0.611 (0.39)	0.121
Alder	-0.122 (0.51)	0.812	-0.107 (0.53)	0.838	-0.361 (0.56)	0.520	-0.321 (0.56)	0.566	-0.311 (0.56)	0.578
Alder <sup>2</sup>	0.000 (0.01)	0.939	0.001 (0.01)	0.820	0.004 (0.01)	0.573	0.003 (0.01)	0.657	0.003 (0.01)	0.669
Ugift (=1, gift=0)	10.423 (3.16)	0.001	8.288 (3.16)	0.009	8.595 (3.16)	0.007	8.130 (3.16)	0.010	8.199 (3.16)	0.009
Skilt (=1, gift=0)	4.254 (3.66)	0.245	3.515 (3.63)	0.333	4.700 (3.66)	0.199	3.884 (3.65)	0.288	4.101 (3.66)	0.263
Enke (=1, gift=0)	5.180 (11.45)	0.651	4.378 (11.35)	0.700	3.621 (11.39)	0.751	3.869 (11.35)	0.733	4.643 (11.36)	0.683
Kvinne med barn			2.222 (2.46)	0.366	2.344 (2.47)	0.344	2.380 (2.47)	0.335	2.347 (2.47)	0.342
Barn < 7 år			12.822 (2.61)	0.000	12.458 (2.61)	0.000	12.606 (2.61)	0.000	12.469 (2.61)	0.000
Dager i arbeid					-0.004 (0.01)	0.693	-0.001 (0.01)	0.950	-0.001 (0.01)	0.937
Arbeidsløs 1989-93					-4.778 (1.73)	0.006	-4.544 (1.74)	0.009	-4.654 (1.74)	0.008
Inntekt (1000 kr)					0.006 (0.01)	0.680	0.003 (0.01)	0.809	0.003 (0.01)	0.821
Yrkesh. 1989-93					6.236 (4.02)	0.121	4.411 (4.05)	0.276	4.314 (4.07)	0.289
Sosialhj.(1000 kr)					-0.004 (0.04)	0.915	-0.003 (0.04)	0.934	-0.003 (0.04)	0.935
Ledighetsnivå					-0.083 (0.38)	0.827	-0.053 (0.38)	0.888	-0.061 (0.38)	0.873
Dager sykmeldt							0.019 (0.01)	0.003	0.021 (0.01)	0.011
Varighet siste sykm							-0.005 (0.00)	0.009	-0.007 (0.00)	0.005
Sykmeld. 89-93 = 1									3.534 (2.74)	0.197
Sykmeld. 89-93 = 2									0.848 (2.78)	0.760
Sykmeld. 89-93=3+									-0.680 (2.86)	0.812

Tabell 4.5 Varigheten til sykmeldingsperiodene. OLS regresjon. Kvinner.

Modell	1		2		3		4	
	B	Sig.	B	Sig.	B	Sig.	B	Sig.
Konstantledd	54.432 (17.87)	0.002	64.222 (19.01)	0.001	62.926 (19.00)	0.001	60.513 (19.07)	0.002
Utdanning (år)	-0.384 (0.55)	0.482	-0.624 (0.58)	0.281	-0.550 (0.58)	0.347	-0.449 (0.59)	0.447
Alder	-0.622 (0.79)	0.433	-0.775 (0.82)	0.344	-0.753 (0.82)	0.357	-0.750 (0.82)	0.360
Alder <sup>2</sup>	0.006 (0.01)	0.482	0.007 (0.01)	0.446	0.007 (0.01)	0.475	0.007 (0.01)	0.460
Ugift (=1, gift=0)	11.311 (4.35)	0.009	11.887 (4.37)	0.007	11.250 (4.39)	0.011	11.540 (4.39)	0.009
Skilt (=1, gift=0)	-2.299 (4.94)	0.642	-0.542 (5.00)	0.914	-1.181 (5.00)	0.813	-1.251 (5.01)	0.803
Enke (=1, gift=0)	12.317 (14.40)	0.393	12.208 (14.43)	0.398	12.106 (14.41)	0.401	12.515 (14.44)	0.386
Barn < 7 år	15.947 (3.41)	0.000	15.369 (3.43)	0.000	15.464 (3.42)	0.000	15.589 (3.42)	0.000
Dager i arbeid			-0.004 (0.02)	0.799	-0.002 (0.02)	0.915	-0.003 (0.02)	0.846
Arbeidsløs 1989-93			-7.481 (2.66)	0.005	-7.179 (2.66)	0.007	-7.269 (2.67)	0.007
Inntekt (1000 kr.)			0.001 (0.02)	0.965	-0.001 (0.02)	0.969	-0.006 (0.02)	0.808
Yrkesh. (1989-93)			7.222 (5.98)	0.228	5.929 (6.06)	0.328	6.755 (6.09)	0.268
Sosialhj. (1000 kr.)			-0.037 (0.07)	0.617	-0.040 (0.07)	0.586	-0.047 (0.07)	0.527
Ledighetsnivå			0.125 (0.56)	0.822	0.194 (0.56)	0.728	0.179 (0.56)	0.749
Dager sykmeldt					0.014 (0.01)	0.143	0.003 (0.01)	0.817
Varigh. siste sykm.					-0.004 (0.00)	0.096	-0.008 (0.00)	0.028
Sykm. 1989-93 = 1							6.700 (4.05)	0.098
Sykm. 1989-93= 2							3.781 (4.02)	0.347
Sykm. 1989-93=3+							6.725 (4.35)	0.123

Tabell 4.6 Varigheten til sykmeldingsperiodene. OLS regresjon. Menn.

Modell	1		2		3		4	
	B	Sig.	B	Sig.	B	Sig.	B	Sig.
Konstantledd	28.818 (14.04)	0.040	35.398 (15.81)	0.025	34.251 (15.72)	0.030	33.845 (15.69)	0.031
Utdanning (år)	-0.813 (0.47)	0.086	-0.880 (0.51)	0.084	-0.814 (0.51)	0.114	-0.844 (0.52)	0.103
Alder	0.617 (0.64)	0.335	0.491 (0.70)	0.480	0.536 (0.69)	0.440	0.611 (0.69)	0.379
Alder <sup>2</sup>	-0.007 (0.01)	0.366	-0.005 (0.01)	0.496	-0.006 (0.01)	0.415	-0.007 (0.01)	0.361
Ugift (=1, gift=0)	-2.383 (4.69)	0.611	-2.730 (4.74)	0.565	-2.877 (4.71)	0.541	-2.628 (4.71)	0.577
Skilt (=1, gift=0)	12.581 (5.33)	0.018	13.500 (5.40)	0.013	12.563 (5.37)	0.020	12.675 (5.39)	0.019
Enke (=1, gift=0)	-16.479 (19.14)	0.389	-19.529 (19.34)	0.313	-17.632 (19.27)	0.360	-18.423 (19.25)	0.339
Barn < 7 år	0.959 (4.18)	0.819	0.913 (4.20)	0.828	1.175 (4.19)	0.779	0.543 (4.20)	0.897
Dager i arbeid			0.000 (0.01)	0.967	0.005 (0.01)	0.682	0.005 (0.01)	0.684
Arbeidsløs 1989-93			-1.845 (2.22)	0.406	-1.824 (2.23)	0.413	-1.951 (2.24)	0.384
Inntekt (1000 kr.)			-0.001 (0.02)	0.925	-0.004 (0.02)	0.809	-0.005 (0.02)	0.765
Yrkesh. 1989-93			7.306 (5.34)	0.172	5.148 (5.35)	0.336	4.436 (5.36)	0.408
Sosialhj. (1000 kr.)			0.009 (0.04)	0.835	0.014 (0.04)	0.747	0.013 (0.04)	0.763
Ledighetsnivå			-0.393 (0.50)	0.433	-0.417 (0.50)	0.403	-0.371 (0.50)	0.457
Dager sykmeldt					0.023 (0.01)	0.006	0.039 (0.01)	0.000
Varigh. siste sykm.					-0.004	0.051	-0.004 (0.00)	0.154
Sykmeld. 89-93=1							-0.811 (3.65)	0.824
Sykmeld. 89-93=2							-2.185 (3.80)	0.565
Sykmeld. 89-93=3+							-8.045 (3.67)	0.029

#### **4.4 Oppsummering**

I dette kapitlet har vi gjennomført to typer analyser, nemlig hva som påvirker risikoen for at personer skal bli sykmeldt og hvor mange dager en totalt er sykmeldt i løpet av et gitt år. Vi finner klare tegn til både "occurrence dependence" og "lagged duration dependence". Antall ganger en person har vært sykmeldt øker risikoen for sykmelding i 1994 betydelig. Videre viser det seg at lengden på tidligere sykmeldingsperioder øker lengden på sykmeldingsperioden i 1994, slik at vi her kan snakke om "lagged duration dependence". Derimot har antall ganger med sykmelding over 14 dager ingen signifikant effekt på varigheten av sykmeldingsperioden, og lengden på tidligere sykmeldingsperioder har ingen signifikant effekt på risikoen for å bli sykmeldt.

## 5 VARIGHET I ARBEID ETTER FRISKMELDING

### 5.1 Innledning

I dette kapitlet vil vi ved hjelp av enkle og mer avanserte forløpsanalyser undersøke hva som skjer videre med de som blir friskmeldt og kommer i arbeid etter å ha vært sykmeldt. Blir de værende i arbeid eller blir sykmeldt på nytt? I hvilket omfang blir de arbeidsledige eller mer permanent arbeidsuføre? Hvilke overganger er mest vanlig, og hvilke skjer tidligst? Hva kan forklare de ulike overgangene? Et sentralt spørsmål er om sannsynligheten for de ulike overgangene øker, avtar, eller er uavhengig av tid i arbeid. Videre vil vi også undersøke hvilken rolle faktorer som alder, kjønn, utdanning, inntekt, familiesituasjon og tidligere trygdehistorie spiller for de ulike forløpene vi observerer.

Utvalget består av personer som har vært sykmeldt i 1992 og som er i arbeid, og ikke er sykmeldt per 1. januar 1993. Den avhengige variabelen i analysene er varighet i arbeid. Denne måles som antall dager i arbeid etter friskmelding fram til en ny sykemelding, til andre overganger vi spesifiserer eller til såkalt høyresensurering. Høyresensurering innebærer i denne sammenheng andre overganger enn de som er spesifisert, eller at ingen hendelse inntreffer i løpet av observasjonsperioden, det vil si at de fortsatt er i arbeid ved utgangen av 1995. I perioden fra 1. januar 1989 til og med 31. desember 1992 har vi en rekke opplysninger om personene i utvalget: Hvor mange ganger og hvor lenge de har vært sykmeldt, sykmeldingsprognoser, mottak av sosialhjelp, perioder med arbeidsledighet, yrkeshemming, utdanning, alder, kjønn, familieforhold (ekteskapeleg status, antall barn, barnas alder) og jobbrelaterte forhold (varighet i jobbforhold og i arbeidslivet, inntekt). På denne måten kan vi studere hvordan tidligere sykefravær og andre forhold påvirker sannsynligheten for framtidig sykemelding.

## 5.2 Metode - forløpsanalyse

Det fremste fortrinnet ved forløpsdata: ” . . . is that they provide the *most complete data possible on changes in qualitative variables that may occur at any point in time*” (Blossfeld og Rohwer, 2002: 19). Den grunnleggende statistiske modellen til en forløpsanalyse går ut på å analysere lengden av tidsintervaller mellom ulike tilstander. Begrepet episode eller ”spell” viser til tidsperioden mellom påfølgende hendelser. Det er ikke noen enkelt metode for analyse av forløpsdata, men en rekke mer eller mindre tilknyttede metoder.

Den første metoden vi skal ta i bruk er den såkalte livstabellmetoden. Dette er en *ikke-parametriske* forløpsmetoder som ikke legger til grunn bestemte antagelser (parametriseringer) om forløpsprosessenes art. De ikke-parametriske forløpsmetodene har status som ”eksplorerende” dataanalyser. Livstabellmetoden baserer seg på at tiden grupperes i intervaller som kan være av ulik lengde. For hvert intervall blir så antallet som er utsatt for en risiko ved intervallets start, antallet som opplever en hendelse i intervallet og antallet sensurerte tilfeller talt opp. På bakgrunn av disse opplysningene kan så blant annet *overlevelsesfunksjonen* og *hasardraten* estimeres. Overlevelsesfunksjonen er en kumulativ funksjon som beskriver sannsynligheten for ikke å ha en hendelse (”overleve”) som en funksjon av tiden:

$$(5.1) \quad S(t) = P(T > t)$$

hvor  $T$  er en stokastisk, kontinuerlig, ikke-negativ variabel som angir tiden.

Hasardraten uttrykker sannsynligheten for en hendelse i ett enkelt tidsintervall, gitt at en ikke hendelse ikke har funnet sted fram til dette intervallet.

$$(5.2) \quad \lambda(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} [t \leq T < t + \Delta t \mid T \geq t] / \Delta t$$

Hasardraten er et sentralt i forløpsanalyser, og er nødvendig for å definere begrepet tilstandsavhengighet. Dersom individet ”overlever” til tidspunkt  $t$ , inneholder hasardraten informasjon om det videre forløp. Et fundamentalt teoretisk og metodisk problem er om - og eventuelt hvordan - hasardraten endrer seg over tid. Slike endringer indikerer om overganger blir mer eller mindre sannsynlige etter som tiden går. Når hasardraten er avhengig av tid tilbrakt



i en gitt tilstand, er overgangsprosessen varighetsavhengig. Dersom hasardraten avtar over tid er det en negativ varighetsavhengighet. Øker hasardraten over tid, er den en positiv varighetsavhengighet. Er hasardraten konstant, er det ingen varighetsavhengighet. Hasardraten vil alltid være ikke-negativ, men den kan i visse tilfeller være større enn én.

I praktisk forskning har analyse av forløpsdata med ikke-parametriske estimeringsmetoder flere ulemper (Blossfeld og Rohwer, 2002). En bruker derfor ulike parametriske overgangsrate modeller ("transition rate models"). Dette er regresjons-liknende modeller hvor en kan analysere hvordan overgangsraten er avhengig av et sett kovariater. Her kan det gjøres et grovt todelt skille. På den ene siden er det de parametriske regresjonsmodellene hvor det i likhet med tradisjonelle regresjonsanalyser blir lagt til grunn en bestemt struktur - antakelse om tidsprosessens karakter (konstant, monotont økende/minkende mm.). Problemet er her at det både ut fra teori og empiri kan være vanskelig å komme fram til en bestemt spesifisering blant de mange mulige. Når det gjelder parametriske modeller finnes det et helt sett av slike - som for eksempel eksponentiell, Weibull, Gompertz, log-logistisk og lognormal. Alternativet til de parametriske regresjonsmodellene er Cox' proporsjonale hasardratemodell med formelen:

$$(5.3) \quad r(t,x) = h(t) \exp(bx)$$

Hvor  $h(t)$  er en ukjent tidsfunksjon, og  $x$  en vektor av observerte eksogene variabler og  $b$  en vektor av parametrene som skal estimeres. Modellen omtales i litteraturen som semiparametrisk fordi  $h(t)$  ikke er spesifisert, og den omtales som proporsjonal fordi det for to individer  $i$  og  $j$  forutsettes at raten til deres hasarder skal være konstant  $h_i(t)/h_j(t)=c$ .

Fordelen med Cox sin modell er at en kan avgjøre betydningen til kovariatene uten at det er nødvendig å gjøre forutsetningen om den funksjonelle formen til hasardraten. Det er imidlertid en ulempe at deler av regresjonsmodellen forblir ukjent og uspesifisert. Dette er ikke noe problem så lenge en ikke har spesifikke hypoteser om formen på hasardraten eller når endringer i "event risks" over perioden er ukjent, eller inntreffer så usystematisk at en parametriske modell ikke treffer. Når en imidlertid ønsker å teste fundamentale hypoteser eller har klare oppfatninger om varighetsavhengighet bør en i følge Blossfeld et al. (1989) bruke parametriske modeller. Hovedmetoden for estimering av parametrene i parametriske overgangsrate modeller er "maximum-likelihood".

### 5.3 Enkle forløpsanalyser

#### Hva skjer med de sykmeldte som blir friskmeldt?

Før vi går nærmere inn på hva som påvirker de ulike overgangene, må en se på hva som skjer med de som kommer i arbeid etter en sykmelding. Blir de værende i arbeid, eller blir de sykmeldt på nytt? I hvilket omfang blir de arbeidsledige eller mer permanent arbeidsuføre? Hvilke overganger er mest vanlig?

Etter en del eksperimentering kom vi fram til at det var hensiktsmessig å skille mellom 4 overganger: 1) Ny sykmelding uten andre kjente senere overganger, 2) langvarig arbeidsuførhet (enten yrkeshemmet, attføring, uførepensjon, 3) dagpenger uten forutgående sykmelding og 4) dagpenger med foregående sykepenger. Når det gjelder overgang til ”langvarig arbeidsuførhet” har vi valgt å definere tidspunktet for slike overganger til tidspunktet ved start for den nye sykmeldingen, og altså ikke tidspunktet hvor personer for eksempel kom på attføring. Dette virker for oss rimelig med tanke på at det vi fokuserer på er varighet i jobb etter en friskmelding.

Tabell 5.1 viser at 43.1 % av de som ble friskmeldt fortsatt er i arbeid ved utgangen av vår observasjonsperiode. 36.4 % har hatt en ny sykmelding, mens 18.9 % som kom i arbeid etter å ha vært sykmeldt senere er blitt arbeidsledige. Det er omtrent like vanlig å bli arbeidsledig etter en ny sykmelding, som å bli arbeidsledig uten noen ny forutgående sykmelding. Det er rimelig å tro at lavkonjunkturen vi hadde i den aktuelle perioden vi studerer gjør at det er flere overganger til dagpenger enn tilfellet ville ha vært i dag. Noe overraskende er det kun 1.9 % som er blitt langvarig arbeidsuføre (yrkeshemmet, under attføring, uførepensjon). Forklaringen på at det er så få som er blitt langvarig arbeidsuføre er nok at vårt utvalg kun omfatter sykmeldte som kommer i arbeid igjen, trolig de friskeste av de som er sykmeldt. En annen forklaring kan være at observasjonsperioden vår, tross alt, er rimelig kort, særlig med tanke på at overgang til uførepensjon normalt tar tid.

Det er verdt å merke seg at dersom vi hadde hatt en lengre observasjonsperiode ville mønstrene som avtegner seg kunne blitt annerledes, særlig fordi overganger til uførepensjon tar tid. Ellers kan det være grunn til å påpeke at slik som registreringsrutinene er vil overganger til ”uformelle” forsørgelsesløsninger slik som familieforsørgelse være vanskelig å

fange opp, og særlig når slike løsninger kombineres med redusert arbeidstid. Før vi går nærmere inn på de enkelte overgangene vil vi først se på en del grafiske framstillinger av overgangene.

Tabell 5.1 Overganger etter friskmelding.

Overganger	Frekvens	Prosent
Fortsatt i arbeid	9454	43.1
Ny sykmelding	7979	36.4
Sykmelding $\Rightarrow$ arbeidsledig	2098	9.6
Arbeidsledig	1972	9.0
Langvarig arbeidsufør	421	1.9
Totalt	21924	100.0

### Varighet før overgang, og overgangsintensitet

I dette avsnittet skal vi se nærmere på grafiske framstillinger av overlevelsesfunksjonen og hasardraten for de overgangene som inngår i tabell 5.1. Funksjonene er estimert ved hjelp av livstabellmetoden. Tiden er målt i antall dager siden personene ble friskmeldt, og fram til en ny hendelse inntreffer. Overlevelsesfunksjonen er som sagt en kumulativ funksjon som beskriver sannsynligheten for ikke å ha en hendelse (dvs. fortsatt å være i arbeid) som en funksjon av tiden. Overlevelsesfunksjonen viser sannsynligheten for å være i en gitt tilstand (overleve) ved bestemte tidspunkter. Når perioden starter ( $t_0$ ) vil alle være i arbeid og sannsynligheten vil være:  $S(t_0) = 1$ . Overlevelsesfunksjonen vil altså ved friskmelding være lik en. Deretter vil den over tid avta alt etter som hendelser inntreffer. Hasardraten uttrykker sannsynligheten for en hendelse (her: en av de aktuelle overgangene) i et gitt tidsintervall, gitt at en hendelsen ikke har funnet sted ved inngangen til det gitte intervallet.

Ser vi på overlevelsesfunksjonen for hele utvalget (figur 5.1) ser vi at andelen som fortsatt er i jobb som en funksjon av tiden har en klart fallende tendens, men med utflating. Etter 1000 dager er omlag 53 % fortsatt i arbeid. Når vi splitter overlevelsesfunksjonen på kjønn (figur 5.2) ser vi at kjønnsforskjellene er tiltakende over tid. For menn er det etter 1000 dager omlag 57 % som fremdeles er i arbeid, mens det tilsvarende tallet for kvinner er 50 %.

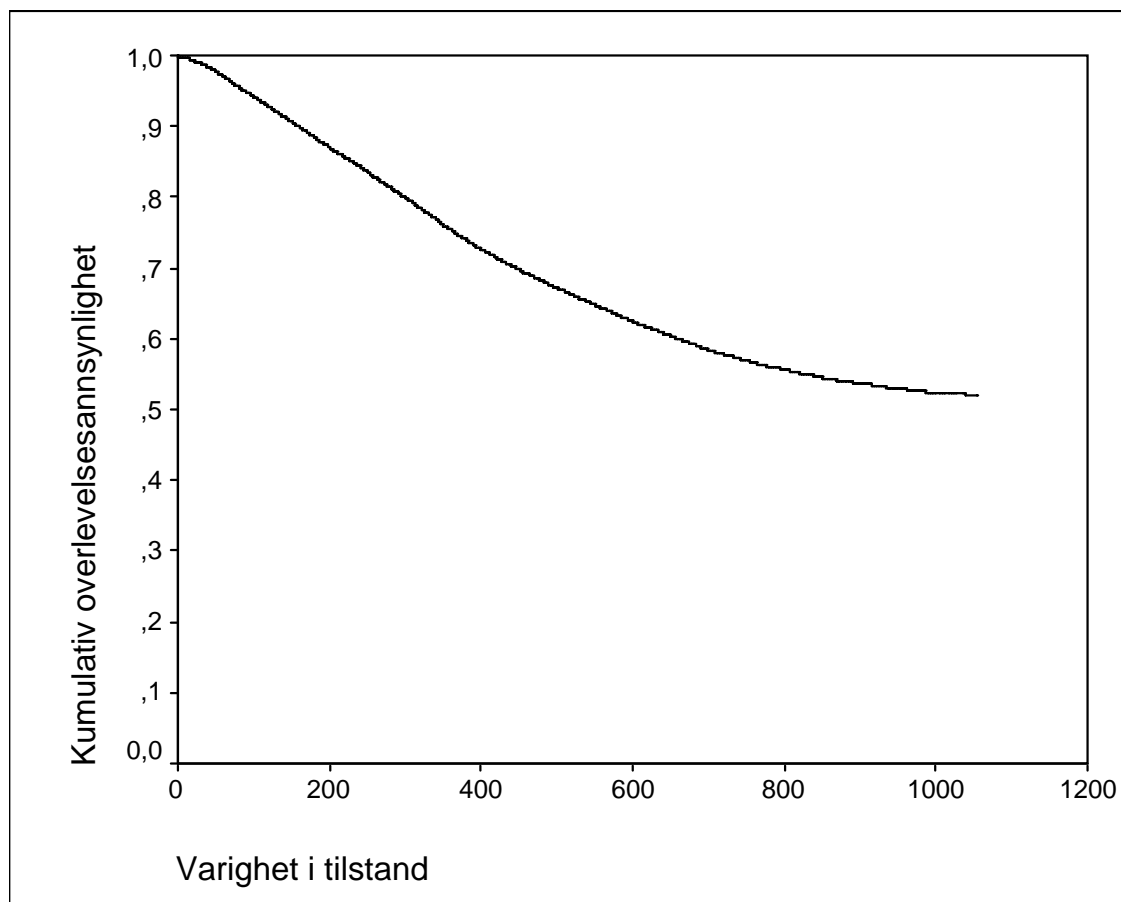
Hasardfunksjonen viser her sannsynligheten for at de som er blitt friskmeldt skal gå ut av

arbeid på neste tidspunkt, gitt at de fortsatt er i arbeid ved det aktuelle tidspunktet (figur 5.3 for hele utvalget, figur 5.4 for menn og kvinner). Mens mye av vår tidligere diskusjon har lagt opp til at overgangsraten skal være monotont økende eller avtagende, viser figurene (5.5 - 5.7) at funksjonene for ny sykmelding og arbeidsledighet er mer komplekse. Mer bestemt kan de sies å være klokkeformede. Overgangsratene er først økende og siden avtagende. Sannsynligheten for at personer skal bli sykmeldt på nytt eller bli arbeidsledige øker altså først, og avtar deretter. Siden de fleste overganger skjer til sykmelding, er denne overgangsraten rimeligvis også sterkest.

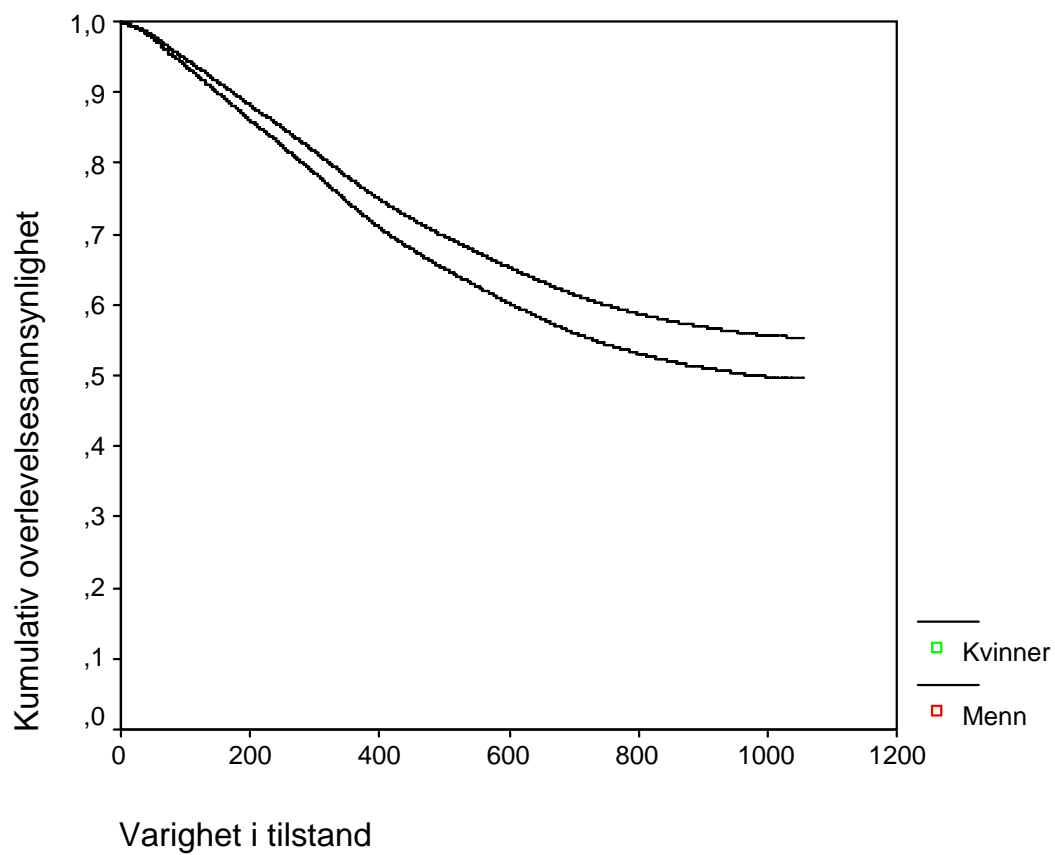
Overgang til langvarig arbeidsuførhet synes å være mer arbitrær og stokastisk, noe som gjenspeiler at slike overganger er sjeldne. Uten at en bør legge for mye systematikk inn overgangen til langvarig arbeidsuførhet, kan det se ut til at overgangen har karakter av å være to trappetrinn. Det første trinnet er en periode på omlag 400 dager hvor overgangsraten er rimelig "høy". Deretter kommer et nytt trinn hvor overgangsraten er svært lav. Med andre ord, blir en friskmeldt er det liten sannsynlighet for at en skal bli mer langvarig arbeidsufør, og da særlig etter at en har vært i arbeid ett år.

For overgangen til ny sykmelding har vi splittet materialet på kjønn (figur 5.8). Vi ser her at hasardraten for kvinner ligger høyere enn for menn, men samtidig ser vi også at forskjellene mellom hasardratene først og fremst er av nivåmessig art. Begge er klokkeformede. Dette kan tyde på at selv om presset er større og sterkere på kvinner enn på menn, dreier det seg ikke om fundamentalt forskjellige prosesser som ligger til grunn for gjengangerfenomenet blant kvinner og menn.

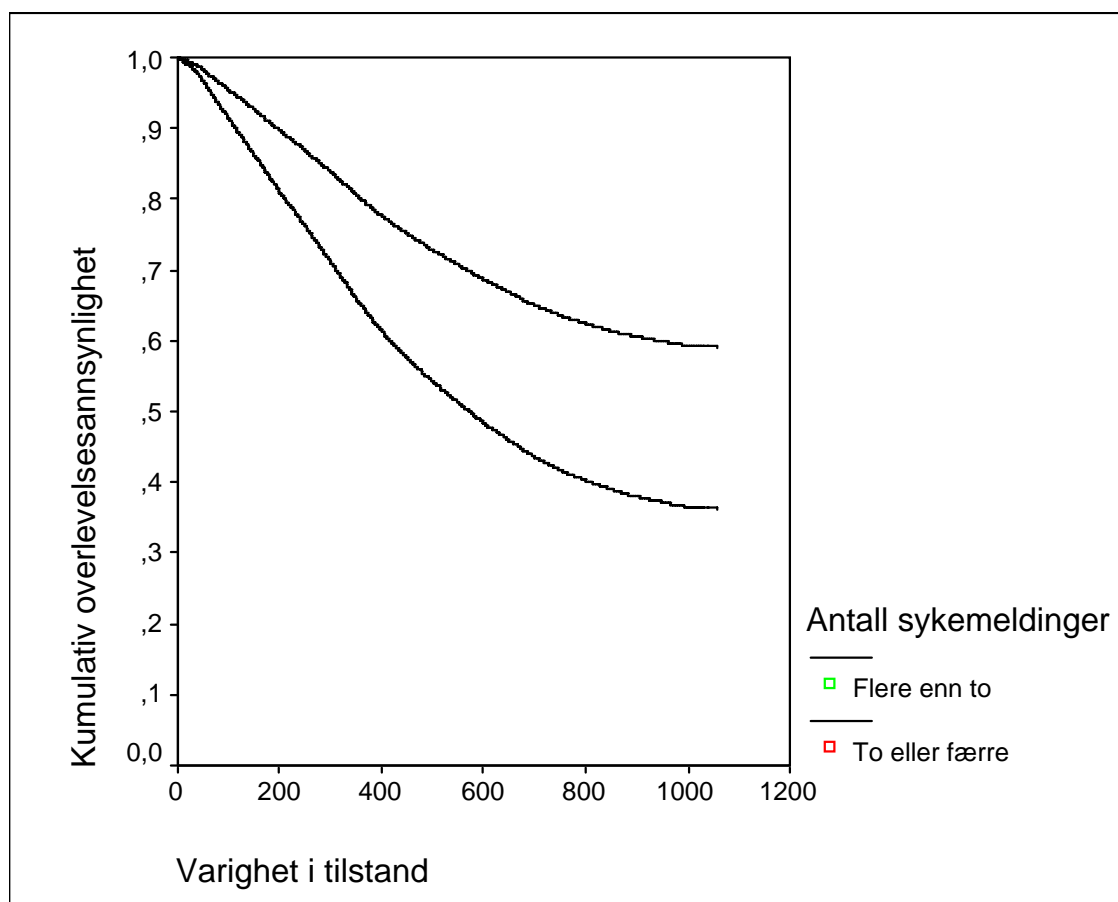
Figur 5.1 Overlevelsesfunksjonen for hele utvalget.



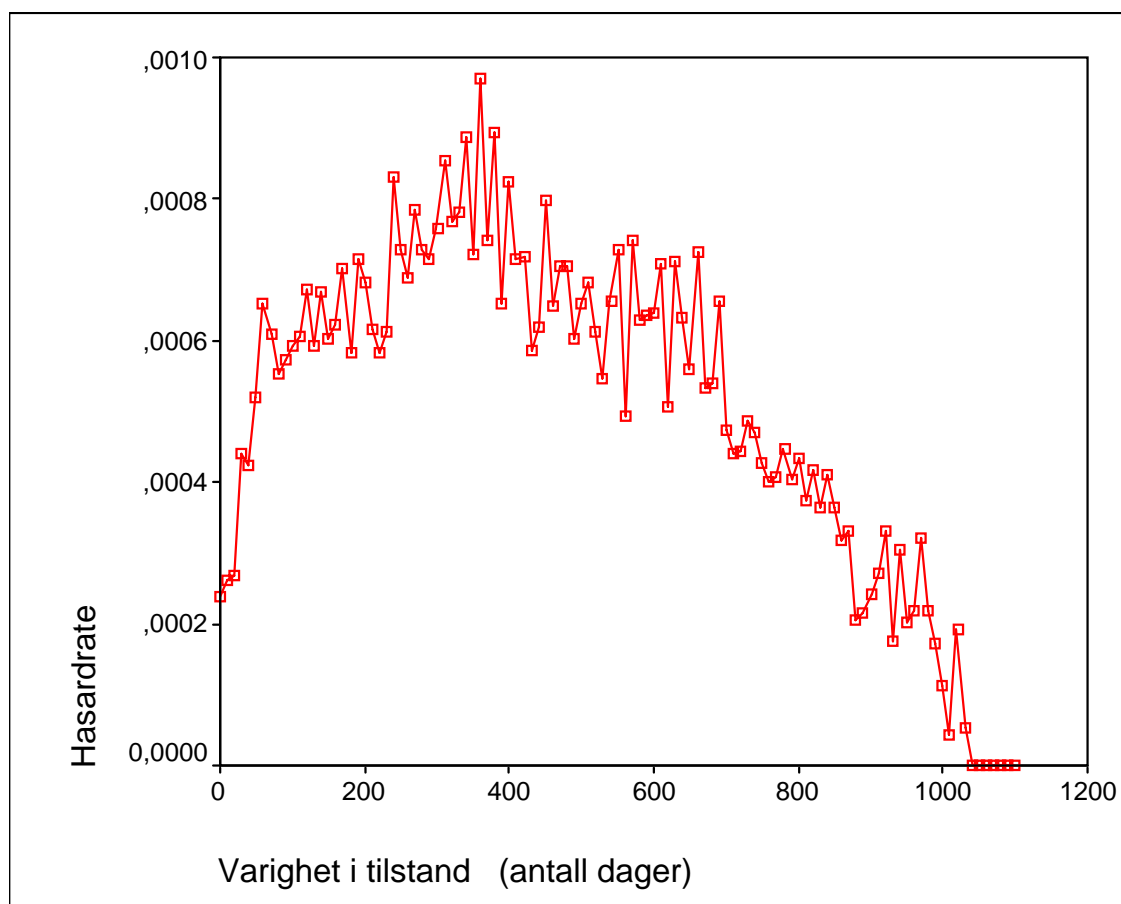
Figur 5.2 Overlevelsesfunksjonen etter kjønn.



Figur 5.3 Overlevelsesfunksjonen etter antall sykemeldinger før 1/1 1993. Mediandelt.

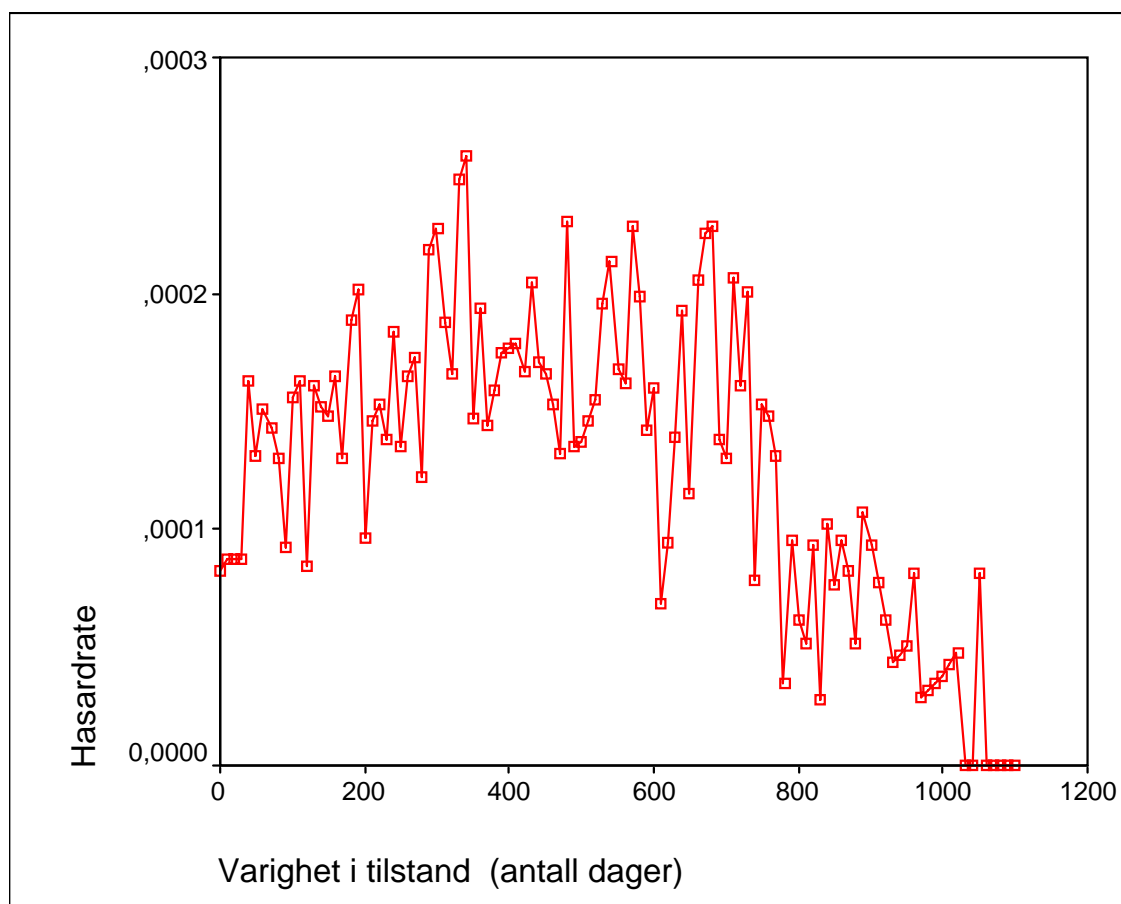


Figur 5.4 Hasardfunksjonen for overgang til ny sykmelding.

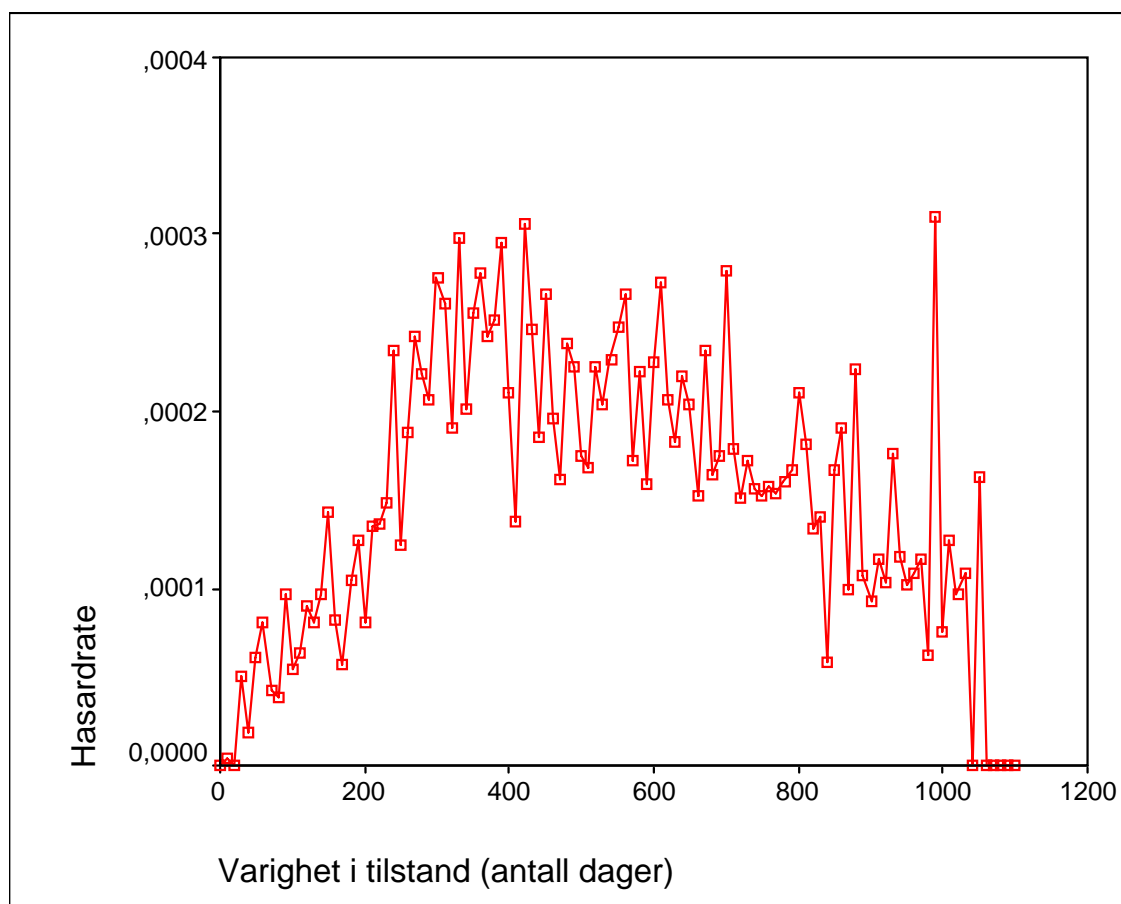




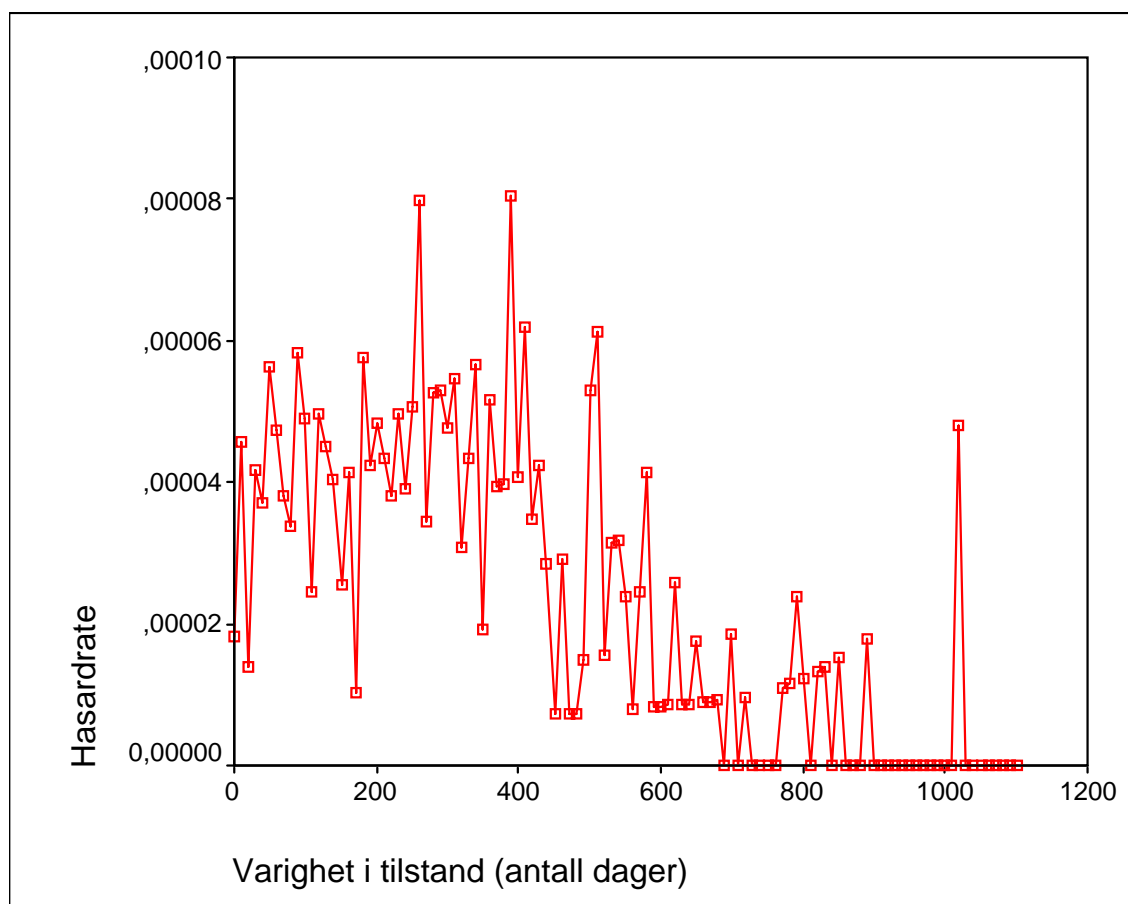
Figur 5.5 Hasardfunksjonen for overgang til ny sykmelding og senere arbeidsledighet.



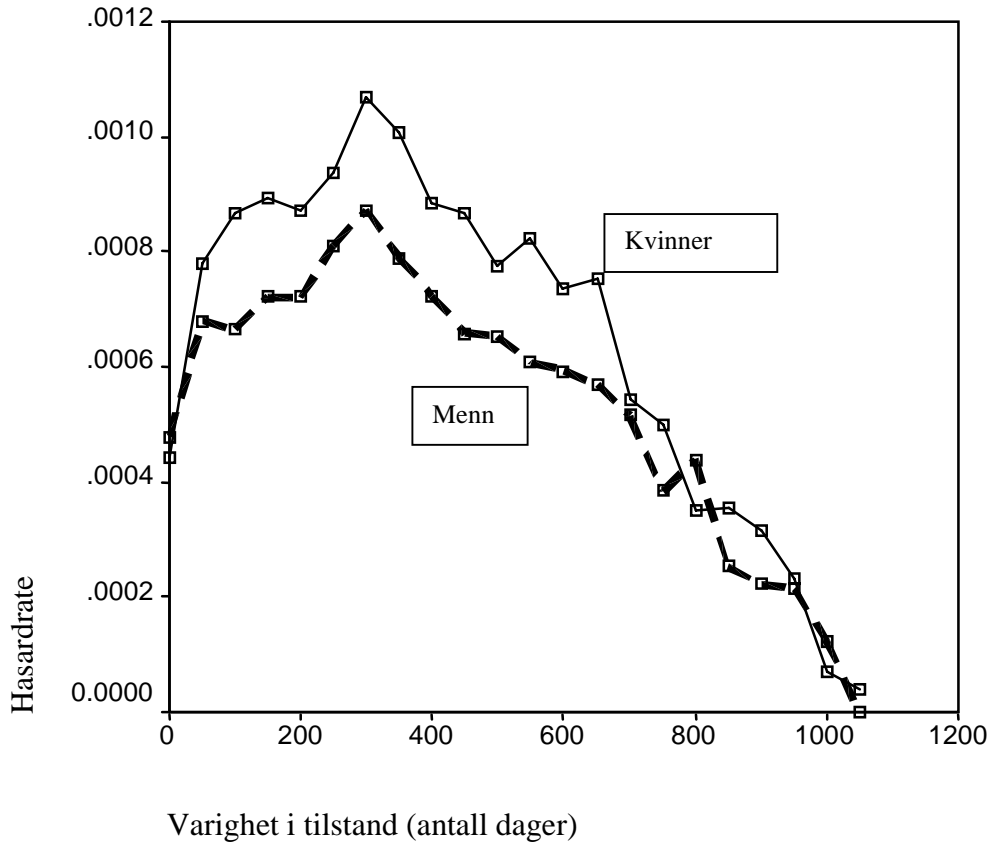
Figur 5.6 Hasardfunksjonen for overgang til arbeidsledighet.



Figur 5.7 Hasardfunksjonen for overgang til langvarig arbeidsuførhet.



Figur 5.8 Hasardfunksjonen for overgang til ny sykmelding etter kjønn.



## 5.4 Multivariate forløpsanalyser

I dette avsnittet skal vi gjennomføre mer avanserte forløpsanalyser av varighet i arbeid etter friskmelding fram til en ny hendelse eller til såkalt ”høyresensurering”. Som ovenfor skiller vi mellom fire typer overganger: 1) Ny sykmelding uten senere kjent tilstand, 2) ny sykmelding og senere arbeidsledighet, 3) arbeidsledighet uten ny sykmelding, 4) langvarig arbeidsuførhet. Vi vil gjennomføre analyser for hele utvalget og separate analyser for kvinner og menn. Begrunnelsen for å splitte utvalget etter kjønn er at det er mange forhold som kan være forskjellige mellom kvinner og menn som kan være vanskelig å fange opp når en ser på utvalget under ett. Ut fra analysene i foregående avsnitt har vi valgt å ta utgangspunkt i den log-logistiske modellen som åpner opp for å spesifisere en klokkeformet overgangsrate. Vi har også analysert dataene ved hjelp Cox semiparametriske modell og den eksponentielle modellen (konstant overgangsrate). Av plasshensyn gjengir vi ikke resultatene av disse analysene, men det kan likevel tas med at resultatene i de tre modellene er svært like. Dette gjelder både for hele utvalget, og for separate analysene for kvinner og menn. Det er ingen variabler som er signifikante i den log-logistiske modellen, som ikke er signifikante i Cox-modellen og den eksponentielle modellen. Det er noe forskjeller i koeffisientenes størrelse uten av dette leder til substansielt andre konklusjoner.

Før vi går nærmere inn på de resultatene i tabellen, kan det tas med at en positiv koeffisient indikerer at overgangsraten/intensiteten vokser med økende verdi på den aktuelle forklaringsvariabelen, noe som innebærer en kortere periode i arbeid før den aktuelle overgangen finner sted. Motsatt innebærer en negativ koeffisient at overgangsraten synker med økende verdi på den aktuelle forklaringsvariabelen, og at perioden i arbeid før en overgang dermed vil vare lenger.

### Varighetsavhengighet?

Det første som vi vil undersøke er hvilken betydning varighet i jobb etter friskmelding har for de ulike overgangene vi studerer. Som vi har sett, tyder de deskriptive analysene på at det er et klokkeformet mønster ved overgang til ny sykmelding og arbeidsledighet. Overgangsmønsteret til langvarig arbeidsuførhet synes å skyldes stokastiske forhold. Ved hjelp av den log-logistiske modellen kan det undersøkes om overgangsrate fra å være i

arbeid til andre tilstander avtar monotont med tid ( $b \leq 1$ ) eller er klokkeformet ( $b > 1$ ).

Vi ser på overgangen til ny sykmelding siden dette er mest aktuelt i forhold til gjengangere. De estimerte parametrene for den log-logistiske modellen uten kovariater er klart statistisk signifikante og de har en verdi på henholdsvis  $\hat{a} = \exp(-6,9127) = 0,0010$  og  $\hat{b} = \exp(0,1389) = 1,15$ . At estimatet  $\hat{b}$  har en verdi som er større enn 1 betyr at overgangsraten til sykmelding er klokkeformet. For hele utvalget nås maksimum i henhold til den log-logistiske fordelingen etter 192 dager:  $1/0,0010 (1,15 - 1)^{1/1,15} = 192$ . Overgangsraten til sykmelding stiger fram til 192 dager i arbeid, for så å avta.

Når vi legger kovariater inn i den log-logistiske modellen er  $\hat{b} = \exp(0,2375) = 1,27$  og er dermed fremdeles signifikant og større enn 1. Ved å legge i tidskonstante variabler i A-terminen har  $b$ -verdien blitt enda større, og det ikke-monotone mønsteret er brattere og ligger mer mot venstre.

Splitter vi materialet på kjønn er de estimerte parametrene for den log-logistiske modellen uten kovariater for menn signifikante med verdiene  $\hat{a} = \exp(-7,0592) = 0,0009$  og  $\hat{b} = \exp(0,0991) = 1,1042$ . Estimatet  $\hat{b}$  er altså større enn 1 som betyr at overgangsraten til sykmelding først øker og så avtar. Maksimum til den log-logistiske fordelingen nås etter 137 dager:  $1/0,0009 (1,1 - 1)^{1/1,1} = 137$ . Overgangsraten til sykmelding for menn stiger altså fram til 137 dager i arbeid, for så å avta.

Når vi legger kovariater inn i den log-logistiske modellen er  $\hat{b} = \exp(0,1839) = 1,20$  og er dermed fremdeles signifikant og større enn 1. Ved å legge i tidskonstante variabler i A-terminen har  $b$  verdien blitt enda større og det ikke-monotone mønsteret er brattere og ligger mer mot venstre.

De estimerte parametrene for den log-logistiske modellen uten kovariater er for kvinner  $\hat{a} = \exp(-6,8142) = 0,0011$  og  $\hat{b} = \exp(0,1684) = 1,18$  og er signifikante. Estimatet  $\hat{b}$  er altså større enn 1 som betyr at overgangsraten til sykmelding først øker også avtar. Maksimum til den log-logistiske fordelingen nås etter 213 dager.

$$1/0,0011 (1,18 - 1)^{1/1,18} = 213$$

Overgangsraten til sykmelding stiger fram til 213 dager i arbeid, for så å avta. Når vi legger kovariater inn i den log-logistiske modellen er  $\hat{b} = \exp(0,2746) = 1,32$  og er dermed fremdeles signifikant og større enn 1. Ved å legge i tidskonstante variabler i A-termen har  $b$  verdien blitt enda større og det ikke-monotone mønsteret er brattere og ligger mer mot venstre.

### **Historieavhengighet?**

Når det gjelder overgang til ny sykmelding, viser resultatene at tidligere sykefravær har en sterk og signifikant effekt på overgangsraten. Variablene som teller antall ganger en person tidligere har vært sykmeldt øker overgangsraten til sykmelding. Med andre ord, jo flere ganger en har vært sykmeldt før 1993, desto kortere tid er en i arbeid før en blir sykmeldt på nytt igjen. Tabellen viser at størrelsen på koeffisientene øker med antall ganger en person har vært sykmeldt. Sannsynligheten for at en person som for eksempel har vært sykmeldt tre ganger skal bli sykmeldt på nytt, er større enn at en person som har vært sykmeldt to ganger skal bli sykmeldt på nytt. Effekten er sterkest for personer som har vært sykmeldt fire ganger eller mer. "Occurrence dependency" slår altså sterkt ut.

Det er også en klar effekt av "lagged duration dependence": Dersom lengden på tidligere sykefravær samlet sett overstiger 250 dager øker også overgangsraten til sykmelding sterkt. Tidligere sykehistorie er derfor ikke særlig uventet av vesentlig betydning for overgangen til ny sykmelding.

Den neste overgangen vi skal se på er til yrkeshemming eller attføring. Resultatene viser at å ha vært sykmeldt tre ganger, og fire ganger eller mer øker overgangsraten til yrkeshemming/attføring signifikant. Personer som har vært sykmeldt over 250 dager har signifikant høyere overgangsrate til yrkeshemming/attføring enn personer som har vært sykmeldt kortere tid.

Også ved overgang til arbeidsløshet etter en foregående sykmelding er antall ganger en tidligere har vært sykmeldt sammen med lengden på tidligere sykmelding (over 250 dager)

viktig. Igjen er det slik at disse variablene øker overgangsraten signifikant. Dette er kanskje ikke overraskende siden en ny sykmelding inntreffer før arbeidsledighet.

Antall tidligere sykmeldinger har ikke samme effekt på overgangen til arbeidsløshet uten foregående sykmelding som for andre overganger. Bare å ha vært sykmeldt fire ganger eller mer er signifikant. Til forskjell fra andre overganger, har denne variabelen en negativ effekt på overgangsraten. Å ha vært sykmeldt over 250 dager virker også negativt på overgangsraten til sykmelding. Ut fra hypotesen om at det foregår en helsemessig seleksjon til arbeidsledighet, skulle en kanskje vente at disse variablene ville ha en tilsvarende effekt som for de andre overgangene. Dette ser altså ikke ut til å være tilfelle. Inntrykket forsterkes av at tidligere yrkeshemming har en negativ effekt på overgangsraten til dagpenger.

En annen måte det er klare tegn på at tilstandsavhengighet gjør seg gjeldende er at tidligere arbeidsløshet øker overgangsraten til senere arbeidsløshet (med og uten foregående sykmelding), og ved at personer som har vært yrkeshemmet før 1993 har økt overgangsrate til langvarig arbeidsuførhet. Ut fra helsemessig betraktninger skulle en vente at de som tidligere hadde vært yrkeshemmet/under attføring ville ha en høyere risiko enn andre for å bli sykmeldt på nytt igjen. Dette er ikke tilfelle – variabelen har ingen signifikant effekt. Tidligere erfaringer med en gitt ytelse fører således til at en ofte blir gjengangere på den samme ytelsen, selv om en altså i mellomtiden har gjort erfaringer med andre ytelser.

Det har i arbeidsledighetslitteraturen blitt hevdet at arbeidsledighetserfaring kan føre til forverret helse som følge av økt sosialt og økonomisk stress. Det har også blitt hevdet at de som har vært arbeidsledige vil være i en posisjon hvor de står utsatt til på arbeidsmarkedet. Slike forhold skulle tilsi at de som har vært arbeidsledige vil ha en økt risiko for å bli sykmeldt på nytt igjen. Situasjonen ser ut til å være den motsatte. Personer som har vært arbeidsledige har en signifikant lavere overgangsrate til ny sykmelding enn andre. En mulig fortolkning av dette er at arbeidsledighet har en disiplinerende effekt på senere fraværstferd. Personer som har vært arbeidsløse vil i det lengste være tilbakeholdne med å være borte fra jobben på grunn av sykdom fordi en frykter at det indirekte eller direkte kan bli brukt som kriterium ved framtidige oppsigelser (Fenn, 1981; Molho, 1989). Imidlertid antas det at slik disiplinering først og fremst vil påvirke korttidsfraværet og ikke langtidsfraværet som det her er snakk om (Kolberg, 1989).



## **Prognose**

Prognosevariablene, som er behandlende leges vurdering av pasienter etter hvilken utgang som synes sannsynlig ved sykmelding II, har signifikante negative effekter både ved overgang til ny sykmelding og til arbeidsløshet etter en foregående sykmelding. Dette betyr at i forhold til referansegruppen (ingen prognose), har personer der medisinsk behandling alene antas å gjøre pasienten fullt arbeidsfør lavere overgangsrate og dermed redusert sannsynlighet for ny sykmelding. Det samme gjelder også for personer i prognosegruppene B, C og D som innebærer at omskolering/attføring, kombinasjonsløsning arbeid/trygd eller hjelpetiltak er nødvendig. Overgangsraten er signifikant negativ både for de som: (1) medisinsk alene antas gå gjøre pasient fullt arbeidsfør, (2) nødvendig med attføring/omskoling/medisinsk behandling, eller (3) for tidlig å ta stilling til prognose, ikke mottatt svar fra legen, eller prognose er ukjent. Personer som ikke har fått noen prognose har altså dårligere utsikter til å bli værende i arbeid enn personer som har fått en av de nevnte prognosene. Dette må sies å være noe overraskende. Mer som ventet viser det seg at ved overgang til yrkeshemming eller attføring har prognose A og B-D signifikante positive effekter.

## **Bakgrunnskjennetegn**

De som er eldre enn 60 år har en signifikant lavere overgangsrate til ny sykmelding sammenlignet med de som er yngre enn 30 år (referansekategorien). Ved overgang til arbeidsløshet etter en foregående sykmelding har alle aldersvariablene en negativ effekt, men det er bare for de to eldste aldersgruppene (51-60 år, og 61 år og eldre) at effektene er signifikante. Situasjonen er tilsvarende ved overgang til dagpenger uten forutgående sykmelding, men her er det bare i den eldste aldersgruppen at utslaget er signifikant. Ved overgang til langvarig arbeidsuførhet er det bare den eldste aldersgruppen (61 år og eldre) som skiller seg ut i forhold til den yngste aldersgruppen. Effekten på overgangsraten i forhold til referansekategorien er negativ. Forklaringen på at denne effekten er negativ er nok at det i stor grad dreier seg om overgang til attføring og yrkeshemmet. Hadde det vært tilstrekkelig med overganger til at det var mulig å skille ut overgang til uførepensjon, ville overgangsraten trolig vært positiv. Alle aldersvariablene er negative og signifikante i forhold til referansekategorien (30 år eller yngre) når det gjelder overgangen til arbeidsløshet uten foregående sykmelding. Det er altså de yngste som i størst grad blir arbeidsledige. Forklaringen på dette er trolig at de har en svakere tilknytning til arbeidslivet enn personer

som er noe eldre.

Kjønn ser ut til å virke noe forskjellig på ulike overganger: Mens kvinner har signifikant høyere overgangsrate til ny sykmelding, har de signifikant lavere overgangsrate til arbeidsløshet (med og uten sykmelding). Etter at de har blitt friskmeldt og kommet i arbeid, har altså kvinner en større sannsynlighet enn menn for å bli sykmeldt på nytt igjen. Menn har på sin side, større sannsynlighet for å bli arbeidsledige.

Utdanningsvariablene har en negativ effekt på overgangsraten til sykepenges. Koeffisientene øker med stigende utdanning. Dette funnet er i tråd med det som er vanlig i forskningen om risikoen for å bli trygdet generelt og sykefravær spesielt, hvor en blant annet har funnet at utdanning reduserer risikoen for å bli sykmeldt (f.eks. Hansen, 1996). Det blir gjerne forklart med at utdanning henger sammen med faktorer som helse, helseatferd, arbeidsmiljø, arbeidsvilkår og lignende.

I forhold til referansekategorien (< 10 års utdanning) har alle utdanningsvariablene negativ effekt på overgangsraten til arbeidsløshet etter en sykmelding. På de to høyeste utdanningsnivåene (13-15 år, og mer enn 16 års utdanning) er effekten på overgangsraten til arbeidsløshet uten foregående sykmelding signifikant negativ. En tilsvarende effekt gjør seg gjeldende for overgang til arbeidsløshet uten en forutgående sykmelding, men her er det kun på de to høyeste utdanningsnivåene at effekten er signifikant. Utdanning gir ulik virkning på overgang til langvarig arbeidsuførhet. Mens personer med 10-12 års utdanning har høyere overgangsrate enn referansekategorien, har personer med 13-15 års utdanning signifikant lavere overgangsrate til langvarig arbeidsuførhet enn referansekategorien.

Vanligvis antas sivilstatus som gift å "skjerme" mot hendelser som sykmelding fordi ekteskapet virker som en buffer som støtter individet dersom det oppstår problemer av ulik art. Vi finner en noe betinget støtte for denne hypotesen. Til støtte for hypotesen har skilte en høyere overgangsrate enn de som er gift for alle overgangene vi studerer. Motsatt av det som er forventet har ugifte og enke/enkemann en lavere overgangsrate til sykmelding enn de som er gift. Barn ser generelt ikke ut til å være en viktig variabel, men visse unntak: Antall barn under 18 år reduserer overgangsraten til sykmelding signifikant. Ved overgang til langvarig arbeidsuførhet virker det å ha barn under 7 år negativt på overgangsraten.

## Økonomi og yrkeshistorie

I en dansk undersøkelse fant Nord-Larsen (1991) at de som har lang ansiennitet har lavere sykefravær enn de som har kort ansiennitet. Det blir pekt på at en forklaring på dette kan være at de som har lang ansiennitet er en helsemessig selektert gruppe etter som de med høy sykdomstilbøyelighet etter hvert blir silt ut av arbeidsmarkedet. En annen forklaring kan være at personer med lang ansiennitet har bedre arbeidsvilkår og høyere arbeidsmotivasjon enn de med kort ansiennitet (f.eks. Johnson og Ondrich, 1990). I henhold til dette skulle en vente at personer som har vært lenge i arbeid og som har arbeidet heltid vil ha en negativ overgangsrate til ny sykmelding. Imidlertid har ingen av disse variablene en signifikant effekt på overgangsraten til sykmelding. Mer som ventet har varighet i arbeid en negativ effekt på overgangsraten til arbeidsløshet (med og uten foregående sykmelding).

At lang tid i arbeid reduserer sannsynligheten for at de friskmeldte skal bli arbeidsledige virker rimelig. Dette resultatet står imidlertid i kontrast til at varighet i arbeid øker overgangsraten til langvarig arbeidsuførhet. Forklaringen på dette kan være at de som har vært lenge i arbeid er innstilt på å fortsette sine yrkeskarrierer, og/eller at attføring blir sett på som mer hensiktsmessig enn for personer som har løsere tilknytning til arbeidslivet.

Det er flere grunner til at en skulle forvente at overgangsraten til ny sykmelding vil avta med økende inntekt. Økonomisk teori tilsier at siden høyinntektsgruppene relativt sett tjener mer på å være i arbeid enn lavinntektsgruppene, vil en forvente en negativ effekt av inntekt. Sosiologisk teori gir tilsvarende forventninger. Forklaringen vil være at inntektsforskjeller gjenspeiler ulikheter i jobbmuligheter, arbeidsvilkår, arbeidsmiljø, helse osv. Pensjonsgivende inntekt har imidlertid ingen signifikant effekt på overgangsraten til ny sykmelding. Vi har prøvd ulike spesifikasjoner av inntekt, uten at dette gav noen andre resultater. Mer som ventet, avtar overgangsraten til arbeidsledighet og langvarig arbeidsuførhet med økende inntekt. Tidligere mottak av økonomisk sosialhjelp øker også signifikant overgangsraten til sykmelding og arbeidsløshet.

Tabell 5.2 Multivariat forløpsanalyse. Alle.

Overgang Variabel	Sykmelding		Arbeidsuførhet		Arbeidsledighet		Arbeidsl og sykmd	
	B	Wald	B	Wald	B	Wald	B	Wald
Sykmeldt 2 ganger	0.320	114.80	0.204	2.05	0.330	30.83	-0.027	0.27
Sykmeldt 3 ganger	0.578	299.32	0.333	4.58	0.493	51.95	0.075	1.32
Sykmeldt 4 + ganger	0.836	589.34	0.556	12.50	0.845	151.88	-0.148	3.09
Prognose A	-0.432	218.39	0.574	23.63	-0.264	21.00	0.049	0.86
Prognose BD	-1.303	200.40	0.743	22.29	-1.060	39.38	-0.321	4.54
Prognose EU	-1.577	431.04	0.145	0.51	-0.940	41.27	-0.786	22.61
Sykmeldt 250 dager + Sosialhjelp	0.878	772.25	0.673	32.94	0.613	82.50	-0.451	19.70
Yrkesh. før 1.1.1993	-0.198	8.39	2.814	577.33	-0.178	3.44	-0.199	3.43
Ledig før 1.1.1993	-0.442	195.60	0.081	0.52	1.552	774.64	1.609	893.78
Utd: 10 - 12 år	-0.019	0.53	0.224	3.58	-0.175	11.47	0.051	0.90
Utd: 13 - 15 år	-0.194	20.85	-0.678	5.13	-0.905	52.17	-0.241	5.74
Utd: 16 år +	-0.236	18.63	0.086	0.08	-1.408	37.51	-0.646	14.50
Skilt	0.023	0.43	0.404	8.06	0.144	4.10	0.189	6.22
Ugift	-0.099	7.15	0.223	1.98	-0.050	0.50	0.204	8.89
Enke	-0.146	4.40	-0.586	0.99	0.146	0.68	0.125	0.45
Antall barn < 18 år	-0.027	2.47	0.115	2.47	-0.046	1.66	0.056	2.68
Barn < 7 år	-0.035	0.75	-0.356	4.21	-0.019	0.06	0.032	0.19
Bare heltidsjobber	0.043	2.57	-0.018	0.02	0.022	0.17	-0.063	1.47
Varighet i arbeid	0.038	4.07	0.166	5.26	-0.205	51.96	-0.110	14.07
Alder: 31 til 40 år	-0.013	0.07	-0.147	0.73	-0.038	0.27	-0.227	9.95
Alder: 41 til 50 år	-0.098	2.81	0.080	0.13	-0.149	2.12	-0.238	5.26
Alder: 51 til 60 år	-0.054	0.71	-0.223	0.71	-0.333	7.49	-0.367	8.69
Alder: 61 år og eldre	-0.235	11.01	-1.267	10.81	-0.714	21.51	-0.637	17.59
Antall år med inntekt >G	0.005	3.14	-0.008	0.47	-0.012	4.66	-0.001	0.02
Inntekt foregående år	0.021	1.13	-0.250	6.03	-0.036	0.69	-0.227	28.69
Kjønn (k=1, m=0)	0.259	77.00	-0.219	3.08	-0.076	1.73	-0.332	35.59
Hendelser	7979 (63.6%)		421 (98.1%)		1972 (91%)		2098 (90.4%)	
-2 LL null modell	153534.296		8191.739		37914.409		39900.210	
-2 LL full modell	150671.741		6986.081		35391.213		37513.081	

Note: Heltidsjobb er definert som 30 t eller mer. Inntekt i 100.000 kr. Varighet i arbeid er logaritmisk.

### **Virker variablene ulikt for kvinner og menn?**

Splitter vi materialet og ser på kvinner og menn separat (tabell 5.3 og 5.4), er mønsteret stort sett som ovenfor. Det er imidlertid en del viktige unntak. Når det gjelder overgangen til ny sykmelding har tidligere yrkeshemming signifikant negativ effekt på overgangsraten for menn, men ikke for kvinner. 16 år eller mer utdanning er signifikant og negativ for kvinner, men ikke for menn. Antall barn under 18 år, å være ugift/enke er signifikant negativ for kvinner, men ikke for menn. Varighet i arbeid har en statistisk signifikant positiv effekt på overgangsraten til ny sykmelding for menn, men ikke for kvinner. For aldersgruppene 41 til 50 år og 61 år og eldre er resultatene signifikante og negative for kvinner, men ikke for menn.

For overgangen til lagvarig arbeidsuførhet er alle prognosevariablene signifikant positive for kvinner, men ikke for menn. Mottak av sosialhjelp har en ikke signifikant negativ effekt for kvinner, og en signifikant positiv effekt for menn. Utdanning i 13-15 år har signifikant negativ effekt for kvinner, men ikke for menn. Å være ugift har signifikant positiv for kvinner, men ikke for menn. Effekten av pensjonsgivende inntekt er negativ for både kvinner og menn, men den er bare signifikant for menn.

For overgangen til arbeidsløshet med foregående sykmelding har tidligere mottak av sosialhjelp en signifikant positiv effekt for menn, men ikke for kvinner. For menn har det signifikant negativ effekt på overgangsraten å ha vært yrkeshemmet, mens effekten for kvinner ikke er signifikant. Å ha 10-12 års utdanning har signifikant negativ effekt for kvinner, men ikke for menn. Resultatet for skilte kvinner er signifikant positivt, men ikke signifikant for menn. Når det gjelder alder har aldersgruppene 41-50 år, 51 til 60 år og 61 år og eldre signifikant negative effekter for kvinner, men ikke for menn.

For overgangen til arbeidsløshet uten noen forutgående sykmelding er det også noen forskjeller. Å ha vært sykmeldt fire ganger eller mer (før 1993) har signifikant negativ kun for menn. De to høyeste utdanningsnivåene (13-15 år og 16 år og mer) har signifikant negative effekter for kvinner, men ikke for menn. Å være skilt har signifikant positiv effekt for menn, men ikke for kvinner. Varighet i arbeid har negativ effekt for både kvinner og menn, men effekten er bare signifikant for kvinner. For begge kjønn er effekten av alder negativ i forhold til referansegruppen, men det varierer en del mellom kjønnene hvilke grupper som har

signifikant effekt. Aldersgruppen 31-40 år er signifikant for kvinner, men ikke for menn; aldersgruppen 51-60 år er signifikant for menn, men ikke for kvinner.

Til tross for de nevnte forskjellene består hovedinntrykket fra de tidligere analysene med den store betydningen antall ganger og antall dager sykmeldt har for overgang til ulike tilstander, og da med unntak for overgang til arbeidsløshet uten foregående sykmelding.

Tabell 5.3 Multivariat forløpsanalyse. Kvinner.

Overgang Variabel	Sykmelding		Arbeidsuførhet		Arbeidsledighet		Arbeidsl og sykmd	
	B	Wald	B	Wald	B	Wald	B	Wald
Sykmeldt 2 ganger	0.312	68.78	0.308	2.18	0.140	0.265	10.49	0.001
Sykmeldt 3 ganger	0.571	187.14	0.403	3.04	0.081	0.397	17.77	0.000
Sykmeldt 4 + ganger	0.773	320.29	0.564	5.55	0.019	0.713	54.63	0.000
Prognose A	-0.469	167.48	0.930	28.24	0.000	-0.340	18.62	0.000
Prognose BD	-1.303	118.96	1.129	24.10	0.000	-1.195	22.62	0.000
Prognose EU	-1.509	239.75	0.749	6.89	0.009	-0.822	17.55	0.000
Sykmeldt 250 dager + Sosialhjelp	0.939	605.07	0.571	11.43	0.001	0.757	71.63	0.000
Yrkesh. før 1.1.1993	-0.146	2.46	3.045	327.61	0.000	0.023	0.03	0.871
Ledig før 1.1.1993	-0.397	95.77	0.002	0.00	0.990	1.700	495.15	0.000
Utd: 10 - 12 år	-0.010	0.08	0.265	2.13	0.145	-0.205	7.95	0.005
Utd: 13 - 15 år	-0.183	12.88	-0.881	3.91	0.048	-0.886	32.86	0.000
Utd: 16 år +	-0.283	17.26	0.206	0.32	0.570	-1.703	27.35	0.000
Skilt	0.022	0.26	0.779	17.12	0.000	0.230	6.13	0.013
Ugift	-0.116	6.39	0.726	10.80	0.001	-0.090	0.92	0.339
Enke	-0.177	5.18	0.057	0.01	0.925	0.074	0.11	0.744
Antall barn < 18 år	-0.050	5.29	0.135	1.80	0.180	-0.055	1.34	0.246
Barn < 7 år	-0.020	0.17	-0.454	3.68	0.055	-0.050	0.27	0.603
Bare heltidsjobber	0.033	1.04	-0.117	0.52	0.472	-0.005	0.01	0.944
Varighet i arbeid	0.004	0.03	0.213	3.00	0.083	-0.214	25.37	0.000
Alder: 31 til 40 år	-0.038	0.44	-0.218	0.71	0.399	-0.130	1.59	0.208
Alder: 41 til 50 år	-0.126	3.35	0.296	0.98	0.323	-0.277	4.41	0.036
Alder: 51 til 60 år	-0.076	1.05	-0.135	0.14	0.704	-0.488	9.84	0.002
Alder: 61 år og eldre	-0.243	8.20	-2.796	6.96	0.008	-1.054	23.32	0.000
Antall år med inntekt >G	0.003	0.67	-0.022	1.48	0.224	-0.013	2.69	0.101
Inntekt foregående år	0.060	3.69	-0.262	2.52	0.113	0.005	0.00	0.950
Hendelser	5101		201		1030		1023	
Sensureringer	7613		12513		11684		11548	
Prosent sensurering	59.9%		98.4%		91.9%		91.9%	
-2 LL null modell	92524.759		3693.980		18651.007		18311.607	
-2 LL full modell	90797.750		2991.276		17179.080		17054.043	

Note: Heltidsjobb er definert som 30 t eller mer. Inntekt i 100.000 kr. Varighet i arbeid er logaritmisk.

Tabell 5.4 Multivariat forløpsanalyse. Menn.

Overgang Variabel	Sykmelding		Arbeidsuførhet		Arbeidsledighet		Arbeidsl og sykmd	
	B	Wald	B	Wald	B	Wald	B	Wald
Sykmeldt 2 ganger	0.334	46.27	0.111	0.31	0.404	21.69	-0.040	0,29
Sykmeldt 3 ganger	0.592	111.16	0.304	1.99	0.600	36.09	0.151	2,76
Sykmeldt 4 + ganger	0.958	278.83	0.623	8.64	1.002	102.97	-0.171	2,08
Prognose A	-0.362	53.20	0.291	3.06	-0.179	4.40	0.004	0,00
Prognose BD	-1.274	77.53	0.392	3.15	-0.919	16.00	-0.324	2,56
Prognose EU	-1.644	183.32	-0.412	1.91	-1.085	24.32	-1.023	17,79
Sykmeldt 250 dager + Sosialhjelp	0.748	175.53	0.775	21.42	0.433	17.36	-0.357	6,65
Yrkesh. før 1.1.1993	-0.017	0.05	0.388	4.72	0.307	12.59	0.168	3,88
Ledig før 1.1.1993	-0.244	5.88	2.570	253.46	-0.323	6.05	-0.231	2,93
Utd: 10 - 12 år	-0.512	102.96	0.078	0.25	1.328	262.89	1.540	394,35
Utd: 13 - 15 år	-0.025	0.33	0.216	1.83	-0.142	3.70	0.092	1,50
Utd: 16 år +	-0.213	6.56	-0.292	0.52	-0.949	18.08	0.081	0,32
Skilt	-0.112	1.37	-0.253	0.18	-1.018	9.76	-0.268	1,26
Ugift	0.033	0.28	-0.072	0.10	0.087	0.56	0.310	7,60
Enke	-0.058	0.76	-0.255	1.12	0.017	0.02	0.235	4,53
Antall barn < 18 år	-0.004	0.00	-10.103	0.01	0.510	3.17	0.555	3,78
Barn < 7 år	0.014	0.22	0.019	0.03	-0.044	0.59	0.078	2,16
Bare heltidsjobber	-0.088	1.39	-0.326	1.48	0.036	0.07	-0.163	1,49
Varighet i arbeid	0.030	0.26	0.081	0.17	0.058	0.43	-0.030	0,14
Alder: 31 til 40 år	0.083	7.53	0.140	2.25	-0.200	26.11	-0.083	4,35
Alder: 41 til 50 år	0.069	0.60	-0.045	0.03	0.089	0.63	-0.171	2,48
Alder: 51 til 60 år	-0.035	0.08	-0.158	0.17	0.032	0.03	-0.328	3,43
Alder: 61 år og eldre	0.006	0.00	-0.444	1.00	-0.111	0.28	-0.469	4,97
Antall år med inntekt >G	-0.183	1.54	-1.093	4.39	-0.328	1.87	-0.616	6,79
Inntekt foregående år	0.008	1.43	0.005	0.06	-0.016	2.74	0.004	0,16
Hendelser	-0.025	0.90	-0.324	5.84	-0.088	2.51	-0.202	14,67
Sensureringer	2878		220		942		1075	
Prosent sensurering	6332		8990		8268		8099	
-2 LL null modell	68.8%		97.6%		89.8%		88.3%	
-2 LL full modell	50431.110		3899.176		16513.188		18621.831	
	49392.297		3359.660		15437.560		17509.140	

Note: Heltidsjobb er definert som 30 t eller mer. Inntekt i 100.000 kr. Varighet i arbeid er logaritmisk.



## 5.5 Oppsummering

Hovedformålet med analysene i dette kapitlet har vært å undersøke hva som bestemmer varigheten i arbeid etter sykmelding. Vi har spesielt fokusert på tidens betydning for utfallet, men vi har også undersøkt andre faktorerens virkning. Hypotesen vår var at sannsynligheten for å bli sykmeldt på nytt ville avta jo lengre personer er i arbeid etter en tidligere sykmelding - såkalt negativ varighetsavhengighet. Men varighetseffekten vi finner er klokkeformet, noe som innebærer at overgangsraten til sykmelding først øker og så avtar.

Resultatene i dette kapitlet understreker gjengangerfenomenets betydning. Ikke bare er det slik at tidligere sykmelding øker overgangsraten til ny sykmelding, men det viser seg også at å ha vært yrkeshemmet eller under attføring øker overgangsraten til langvarig arbeidsuførhet og tidligere arbeidsløshet øker også overgangsraten til ny arbeidsløshetsperiode. I og med at personene i utvalget alle har vært sykmeldt, viser analysene at det ikke er tilstrekkelig å fokusere på enkelte trygdeordninger når en skal studere gjengangerfenomenet. Fenomenet er således mer komplisert enn tidligere forskning har tydet på. At hele 19 % av de sykmeldte som blir friskmeldt og kommer i arbeid senere blir arbeidsledige, tyder på at helsemessig utstøting fra arbeidsmarkedet er problem som det er viktig å være oppmerksom på, kanskje særlig i perioder hvor forholdene på arbeidsmarkedet er vanskelig slik det var i den perioden våre analyser omfatter.

Et gjennomgående og klart funn er at antall tidligere sykmeldinger har sterkt positiv effekt på overgangsraten til de fleste tilstander. Effekten på overgangsraten blir også sterkere for hver ekstra tidligere sykmelding. Det er således klare tegn på historieavhengighet både i form av *"lagged duration dependence"* og *"occurrence dependence"*. Det er nærliggende å tro at dette kan forklares som et utslag av helse. De andre variablene knyttet til trygdehistorie og helse, som for eksempel prognose og sykmeldt over 250 dager har også stor betydning. Mottak av sosialhjelp, tidligere arbeidsløshet og å ha vært under yrkeshemming eller attføring har varierende effekt. Siden vi mangler diagnoseopplysninger og gode helsemål er det vanskelig å trekke klare konklusjoner, men Brage et al. (1998) finner at personer med psykiatiske lidelser er klart overrepresentert i gjengangergruppen. De finner også at diagnosestabiliteten øker med antall sykepengetilfeller, og diagnoseendring forekommer i minst utstrekning blant personer med muskel- og skjelettsykdommer og psykiatiske sykdommer.

Selv om vi mangler diagnoseopplysninger og gode helsemål, og det ellers også er vanskelig å skille mellom medisinske og sosiale faktorer, tyder våre analyser likevel på at sosiale og økonomiske forhold har betydning for gjengangerfenomenet. Av bakgrunnsvariablene har utdanning, alder og kjønn effekter av betydning for mange overganger, mens sivilstatus og antall barn har effekter for enkelte overganger. Variablene knyttet til inntekt og arbeid, som vi forventet signifikante effekter av, viser seg å ikke ha noen vesentlig betydning for gjengangerfenomenet. Mottak av sosialhjelp, tidligere arbeidsløshet, og å ha vært yrkeshemmet eller under attføring har varierende effekt. Tiden i arbeid etter friskmelding er også av betydning, om enn på en litt mer komplisert måte enn vi antok.

Når det gjelder alder er bildet variert. For alle aldersgruppene er effekten negativ i forhold til referansegruppen (30 år eller yngre). Det er imidlertid kun for aldersgruppene 41-50 år og 61 år eller eldre at effekten er signifikant. Tidligere forskning viser at sykdoms- og helseproblemer øker med alderen, og problemene som gjelder blant eldre er ofte så alvorlige at de fører til arbeidsuførhet og avgang fra arbeidslivet (f.eks. Hvinden, 1988; Drago og Wooden, 1992). Bildet som kommer fram i vår analyse er altså motsatt. En nærliggende forklaring på dette er at det foregår en seleksjon der de sykeste av de som er sykmeldt går over til uførepensjon. De som våre analyser omfatter er som sagt personer som blir friskmeldt. I den yngste aldersgruppen vil denne seleksjonen ikke i samme grad ha funnet sted fordi trygdemyndighetene trolig vil vegre seg mot å innvilge uførepensjon før en har prøvd ut ulike tiltak som kan bidra til å gi folk varig arbeidstilknytning.

Kontrollert for andre forhold har kvinner signifikant høyere overgangsrate til ny sykmelding enn menn. Funnet er ikke særlig overraskende siden det er kjent at det er en større andel kvinner enn menn som er sykmeldt. Det er vanlig å forklare kjønnsforskjeller i sykefravær og uførepensjonering med familieforhold (f.eks. Leigh, 1983; Bjørklund, 1991; Rønsen et al., 1991). Hypotesen om kvinners dobbeltarbeid står her sentralt. Denne innebærer at kombinasjonen av lønnet arbeid og omsorgsoppgaver i hjemmet fører til at kvinner har større risiko enn menn for å bli syke og arbeidsuføre. En økonomisk forklaring er at kvinner har sterkere fritidspreferanser og er mer villige til å allokere tid til familiebehov enn menn (Johnson og Ondrich, 1990; Bjørklund, 1991). En rolleteoretisk forklaring er at kvinner og menn har ulik helseatferd på grunn av den kjønns spesifikke sosialiseringen, og Solheim (1989) forklarer for eksempel den høye sykkeligheten og uførepensjoneringen blant kvinner

med at kvinner ikke har lært seg å sette grenser og stille krav til andre. At kvinner og menn dels har ulike lidelser er trolig også av betydning.



## 6 ANTALL SYKEPENGETILFELLER

### 6.1 Innledning

I kapittel 4 undersøkte vi hvordan antall ganger en har vært sykmeldt påvirker risikoen for å bli sykmeldt og antall dager en er sykmeldt, og i kapittel 5 studerte vi betydningen av antall ganger sykmeldt på varigheten i jobb etter friskmelding. Det vi så langt derimot ikke har sett på, med unntak av i krysstabellene i kapittel 3, er hvilke forhold og faktorer så virker inn på hvor mange ganger en person er sykmeldt. Å studere antallet sykepengetilfeller er interessant fordi hver episode med sykmelding kan betraktes som en atskilt sosial hendelse i og med at det foreligger nye sykemeldingsattester og arbeidsgiverne og andre må også normalt informeres om at en er blitt sykmeldt på nytt igjen. Med andre ord at antall ganger sykmeldt er den avhengige variabelen. Vi undersøker denne problemstillingen ved hjelp av en såkalt "hurdlemodell". Denne modellen tillater at det kan være en prosess som styrer om det blir registrert sykefravær i det hele tatt, og en annen som bestemmer antall sykefraværperioder betinget på at en allerede har hatt ett sykefravær. Nedenfor skal vi først gjøre rede for hva tellemodeller innebærer mer i detalj. Deretter skal vi kort drøfte probit analyse og negativ binomial før vi presenterer resultatene fra de empiriske analysene. Før vi gjør dette skal det sies at grunnlaget for våre analysene i dette kapittelet vil være alle personer som inngår i KIRUT-materialet som: (1) har avsluttet en eller flere sykepengeperioder i perioden fra 1. januar 1989 til 31. desember 1992, og som (2) er friskmeldt og i et arbeidsforhold når sykepengeperioden avsluttes. Disse følges framover i tid til 31. desember 1995. Som i de foregående kapitlene har vi ellers utelatt selvstendige næringsdrivende, bønder og statsansatte fra analysene.

## 6.2 Tellemodeller<sup>18</sup>

En modelltype som har blitt brukt i sykefraværsvforskning i det siste er tellemodeller og en utvidelse av disse som blir kalt "hurdlemodeller" (se f.eks. Vistnes, 1997; Bratberg et al., 1998, 2002).

Anta at en variabel bare kan anta heltallsverdier:  $y_i = 0, 1, 2, 3, \dots$ . Et eksempel kan være antall sykmeldingstilfeller i en tidsperiode. Det er vanlig å modellere slike variabler med såkalte tellemodeller, som angir sannsynligheten for at variabelen skal anta en viss verdi. En vanlig brukt modell er å anta at  $y_i$  er realiseringen av en poissonfordelt tilfeldig variabel,  $Y_i$ , med parameter  $\lambda_i$ :

$$(6.1) \quad \Pr(Y_i = y_i) = \frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^{y_i}}{y_i!}, y_i = 0, 1, 2, 3, \dots$$

Forklaringsvariabler kan innføres ved å la  $\ln \lambda_i = \boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_i$ .

En annen generalisering er negativ binomial-modellen. Denne kan formuleres ved å la

$$(6.2) \quad \ln \lambda_i = \boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_i + e_i.$$

Det er vanlig å anta at  $e_i$  er gammafordelt. Estimering kan gjøres etter maximum-likelihoodsprinsippet. Sensurerte og trunkerte varianter av begge modellene finnes også.

I hurdmodellene åpnes det for at det er én prosess som styrer sannsynligheten for at  $Y_i$  skal være lik 0, mens en annen prosess bestemmer antallet forekomster gitt at  $Y_i$  minst er lik 1. Betegner vi sannsynlighetsfunksjonene henholdsvis  $\theta_1$  og  $\theta_2$ , er

$$(6.3) \quad \Pr(Y_i = y_i) = \theta_{2i}(y_i) \frac{1 - \theta_{1i}(0)}{1 - \theta_{2i}(0)}, y_i = 1, 2, 3, \dots$$

---

<sup>18</sup> Viktige referanser er Cameron og Trivedi (1986) og Mullahy (1986). Greene (1997) har en lærebokframstilling. Framstillingen her (kap. 6.2, 6.3 og 6.4) trekker store veksler på Bratberg et al. (1998)

Valg av  $\theta_1$  og  $\theta_2$  gir den fullstendige spesifikasjonen av modellen.  $\theta_1$  kan være en diskret sannsynlighetsmodell, for eksempel logit eller probit, og  $\theta_2$  en tellemodell. Hvis parametrene i  $\theta_1$  og  $\theta_2$  er uavhengige av hverandre, kan (5.3) estimeres etter sannsynlighetsmaksimeringsprinsippet på følgende måte:

1. Estimer  $\theta_1$  (f.eks. en probitmodell) for *alle* observasjonene.
2. Estimer  $\theta_2$  med en tellemodell (f. eks. negativ binomial) på grunnlag av de observasjonene som har  $y_i > 0$ . Siden  $y_i$  er trunkert i dette utvalget, må den trunkerte varianten av tellemodellen brukes.

Den negative binomial modellen blir ofte foretrukket framfor Poisson modellen fordi en av forutsetningene i den sistnevnte er at hendelsene er uavhengig fordelt over tid. Dette passer ofte dårlig for mange helserelaterte hendelser som for eksempel arbeidsdager tapt på grunn av sykdom fordi slike hendelser kan skje i ”spells”. Den negative binomiale modellen er attraktiv fordi den kan gis en ”spell interpretation”: ”Within this interpretation, the events within spells are interdependent, while the spells are independent” (Vistnes, 1997: 308).

### 6.3 Bivariat probit-modell

I analysen vil vi også bruke en bivariat probit-modell.<sup>19</sup> Her har vi to latente variabler,  $y_1^*$  og  $y_2^*$ , som er korrelerte gjennom feilleddene. Vi observerer imidlertid ikke  $y_1^*$  og  $y_2^*$ , men indikatorvariablene  $y_1$  og  $y_2$ . Vi kan sette modellen opp slik (uten individfotskrifter):

$$(6.4) \quad y_1^* = \beta_1' \mathbf{x}_1 + e_1, y_1 = 1 \text{ hvis } y_1^* > 0, 0 \text{ ellers}$$

$$(6.5) \quad y_2^* = \beta_2' \mathbf{x}_2 + e_2, y_2 = 1 \text{ hvis } y_2^* > 0, 0 \text{ ellers.}$$

---

<sup>19</sup> Også her er Greene (1997) en god referanse.

$e_1$  og  $e_2$  antas bivariat standardnormalfordelt med korrelasjon  $\rho$ . Modellen estimeres etter sannsynlighetsmaksimeringsprinsippet. I den varianten vi skal bruke, observeres  $y_1$  (hvorvidt en som er aktiv i hele observasjonsperioden har minst én sykmelding) bare hvis  $y_2 = 1$  (som indikerer at individet var aktiv i hele observasjonsperioden). På samme måte som i forrige avsnitt er en test for  $\rho \neq 0$  en test for om  $y_1$  og  $y_2$  er korrelerte. Hvis parameteren ikke tester forskjellig fra 0, kan vi estimere (6.4) uten å ta hensyn til (6.5).

#### 6.4 Resultater fra de empiriske analysene

Tabell 6.1 viser resultatene av analysene vi har gjort ved hjelp av ”hurdlemodellen”, som innebærer som tidligere nevnt, at det kan være en prosess som styrer om det for vårt utvalg blir registrert et nytt sykefravær i det hele tatt, og en annen som bestemmer antall sykefraværsperioder betinget på at en har hatt ett sykefravær. Tabell 6.1a viser koeffisientestimerer for en probitmodell som predikerer om det er registrert fravær i perioden 1. januar 1993 til 31. desember 1995, og tilsvarende marginaleffekter. Tabell 6.1b viser koeffisientestimat og marginaleffekter fra den negative binomialmodellen som estimerer det betingede antall fravær. Resultatene viser generelt sett ikke særlig store forskjeller i resultatene fra det vi har funnet tidligere i rapporten.

Ser vi først på resultatene av probitanalysen (tabell 6.1a) viser disse sterke positive effekter av tidligere antall ganger sykmeldt. Antall ganger sykmeldt har positiv og sterk effekt, og sterkest er effekten for å ha vært sykmeldt fire ganger eller mer. Det er altså slik at jo flere ganger en har vært sykmeldt før 1. januar 1993, desto større er sannsynligheten for mange sykefravær etter denne datoen. Effektene av prognosevariablene er sterke og negative i forhold til referansekategorien, mens effekten av å ha vært sykmeldt i 250 dager eller mer er sterk og positiv. Sosialhjelp har en signifikant og positiv effekt. Vi ser også at utdanning har negativ effekt, men resultatene er bare signifikante på de to høyeste utdanningsnivåene. I forhold til å være gift har ugift en signifikant negativ effekt. Antall barn under 18 år og varighet i arbeid har også negativ og signifikant effekt. Alle aldersvariablene har negative effekter, men det er bare for den eldste kategorien (61 år og eldre) at resultatet er statistisk signifikante. Til slutt ser vi at kjønn har en sterk effekt ved at kvinner har en betydelig høyere sannsynlighet enn menn for å få mange sykefravær.



Tabell 6.1b viser koeffisientestimat og marginaleffekter fra den negative binomialmodellen som estimerer det betingede antall fravær. Resultatene viser gjennomgående færre signifikante og svakere effekter. Vi ser her at det bare er variablene antall ganger sykmeldt og varighet i arbeid som er signifikante (positive). I motsetning til i probit-analysen har her varighet i arbeid en positiv effekt.

Tabell 6.1 "Hurdlemodell" for antall sykepengetilfeller. Alle.

Variabel	a) Probit: Avhengig variabel er sannsynlighet for minst ett sykepengetilfelle				b) Negativ binomial: Antall sykepengetilfeller betinget på minst ett tilfelle			
	Koeff.	z-verdi	Marg.eff.	z-verdi	Koeff.	z-verdi	Marg.eff.	z-verdi
Sykmeldt 2 ganger	0.253	11.708	0.100	11.710	0.067	1.667	0.101	1.654
Sykmeldt 3 ganger	0.460	17.682	0.183	17.686	0.139	3.331	0.208	3.305
Sykmeldt 4 + ganger	0.717	24.804	0.285	24.795	0.264	6.694	0.396	6.642
Prognose A	-0.253	-11.651	-0.100	-11.650	-0.055	-1.543	-0.082	-1.531
Prognose BD	-0.846	-14.855	-0.336	-14.857	-0.120	-1.031	-0.180	-1.023
Prognose EU	-0.984	-21.517	-0.391	-21.530	-0.121	-1.127	-0.181	-1.118
Sykmeldt 250 dager + Sosialhjelp	0.597	21.423	0.237	21.412	0.025	0.741	0.037	0.736
Yrkesh. før 1.1.1993	0.089	2.756	0.035	2.756	0.064	1.506	0.095	1.494
Yrkesh. før 1.1.1993	-0.075	-1.652	-0.030	-1.652	0.406	0.682	0.061	0.677
Ledig før 1.1.1993	-0.039	-1.915	-0.016	-1.916	-0.017	-0.562	-0.026	-0.558
Utd: 10 – 12 år	-0.040	-1.911	-0.016	-1.911	-0.022	-0.725	-0.033	-0.719
Utd: 13 – 15 år	-0.239	-7.230	-0.091	-7.231	-0.020	-0.361	-0.029	-0.358
Utd: 16 år +	-0.260	-6.128	-0.103	-6.129	-0.048	-0.640	-0.072	-0.635
Skilt	0.026	0.937	-0.010	0.937	0.042	1.067	0.064	1.058
Ugift	-0.089	-3.260	-0.036	-3.260	0.023	0.566	0.034	0.562
Enke	-0.108	-1.937	-0.043	-1.937	-0.006	-0.075	-0.010	-0.074
Antall barn < 18 år	-0.033	-2.453	-0.013	-2.453	-0.004	-0.220	-0.007	-0.218
Barn < 7 år	-0.042	-1.368	-0.017	-1.368	-0.009	-0.198	-0.014	-0.197
Bare heltidsjobber	0.029	1.369	0.011	1.369	-0.007	-0.218	-0.010	-0.216
Varighet i arbeid	-0.043	-6.787	-0.017	-6.793	0.045	4.552	0.067	4.516
Alder: 31 til 40 år	-0.005	-0.151	-0.002	-0.151	-0.003	-0.069	-0.005	-0.068
Alder: 41 til 50 år	-0.074	-1.691	-0.029	-1.691	-0.036	-0.563	-0.054	-0.558
Alder: 51 til 60 år	-0.060	-1.217	-0.024	-1.217	-0.075	-1.040	-0.113	-1.031
Alder: 61 og eldre	-0.254	-4.670	-0.101	-4.670	-0.145	-1.694	-0.218	-1.681
Antall år med inntekt >G	0.003	1.243	0.001	1.243	-0.000	0.029	0.001	0.029
Inntekt foregående år	0.030	1.881	0.011	1.881	-0.002	-0.077	-0.003	-0.077
Kjønn (k=1, m=0)	0.177	7.904	0.070	7.903	-0.031	0.912	0.459	0.905
N		21924				9882		
Log Likelihood		-13912.79				-12798.60		

Note: Heltidsjobb er definert som 30 t eller mer. Inntekt i 100000 kr. Varighet i arbeid er logaritmisk.

## **6.5 Oppsummering**

Resultatene i dette kapitlet, hvor vår avhengige variabel har vært antall sykepengeperiode i perioden 1. januar 1993 til 31. desember 1995, viser ikke funn som er særlig forskjellige fra det som er vist ellers i rapporten. Antall ganger sykmeldt, antall dager sykmeldt, prognose, utdanning, varighet i arbeid, kjønn og alder har gjennomgående effekter i alle analyser.

## 7 OPPSUMMERING OG KONKLUSJON

I denne rapporten har vi forsøkt å gi svar følgende spørsmål om gjengangerfenomenet:

- Hvilken betydning har tidligere sykehistorie (antall tidligere sykmeldinger og lengden på disse, prognose og diagnose), og ulike sosiale og økonomiske faktorer for risikoen for en ny sykmelding?
- Er lengden på de nye sykmeldingsperiodene avhengig av den tidligere sykmeldingshistorien ("occurrence dependence" og "lagged duration dependence")?
- Påvirker tiden i arbeid etter en sykmeldingsperiode sannsynligheten for å bli sykmeldt på nytt? Er varighetsavhengigheten positiv, negativ eller konstant?
- De som ikke fortsetter i arbeid etter en sykmelding, hvor går de hen - ny sykmelding, attføring, uførepensjon, arbeidsløshet? Krevs det ulike forklaringer for ulike overganger? Er det ulike prosesser som styrer ulike typer overganger?
- Hvilke forhold og faktorer påvirker hvor mange ganger en person blir sykmeldt?

Kanskje i enda større grad enn tidligere studier, understreker resultatene i denne rapporten gjengangerfenomenets betydning. Ikke bare er det slik at det er mange sykmeldte som blir sykmeldt på nytt, og at tidligere sykmelding øker overgangsraten til ny sykmelding; det viser seg også at mottak av andre trygdeytelser er vanlig og utbredt. Det er mange av de som er blitt friskmeldt etter å ha vært sykmeldt som tidligere har mottatt andre trygdeytelser, og det er mange som etter å ha blitt friskmeldt og kommet i arbeid senere blir mottakere av andre trygdeytelser. Særlig ser arbeidsledighet ut til å være en viktig tilstand i tillegg til arbeid og

sykepenges. Hele 18 % av de sykmeldte som blir friskmeldt og kommer i arbeid blir senere arbeidsledige. Sosialpolitisk er dette kanskje en vel så stor utfordring som at mange blir gjengangere på sykepenges. Analysene våre viser, foruten at det dreier seg om personer som tidligere har vært arbeidsledige, at det er yngre personer, og at menn blir i større grad enn kvinner arbeidsledige. Sosioøkonomiske ressurser er også av betydning. Kort sagt, svakstilte personer ser ut til å falle ut av arbeidsmarkedet, dette til tross for at de i utgangspunktet har en fot innenfor arbeidslivet når de blir friskmeldt.

Gjengangerfenomenets utbredelse tilsier at oppmerksomheten også bør rettes mot forhold som kan bidra til at personer som kommer tilbake til arbeidslivet etter å ha vært sykmeldt lykkes i å bli værende i arbeid. Resultatene våre kan tyde på at det ikke er tilstrekkelig å anse en person som frisk når vedkommende er blitt friskmeldt. For å motvirke at personer blir gjengangere kreves det trolig mye oppfølging både fra myndighetenes og arbeidsgivernes side. Bare på den måten kan en hindre de marginaliseringstendenser en kan se i våre analyser. Det at sykmeldte i så stor grad vandrer mellom ulike trygdeordninger som ligger både innenfor og mellom ulike etaters ansvarsområde understreker ellers at det synes å være viktig med en bred innsats på tvers av etatsgrenser. Har personer vært sykmeldt eller mottatt andre trygdeytelser når en ny stønadperiode begynner bør varselampene begynne å lyse. Det at personer "hopper" mellom trygdeordninger som ligger både innenfor og mellom ulike etaters ansvarsområde, viser ellers at det er viktig å tenke tiltak på tvers av etatsgrensene. En kan ikke slå seg til ro med at stønadsmottak opphører eller at stønadsmottakere går over til andre ytelses; de kan fort komme tilbake med enda større problemer. For de ansvarlige i de ulike etatene, kunne en enkel indikator på at en står ovenfor "et trygdetilfelle" (les: person) en bør være oppmerksom på, være at personen tidligere har sykmeldt to eller flere ganger. Hva som bør gjøres, må selvsagt vurderes i den enkelte konkrete situasjonen. Står personen for eksempel ressursmessig svakt, kan det for eksempel være aktuelt med en aktiv utredning med tanke på avtaler og ordninger med arbeidsgivere som forhindrer at personer faller ut av arbeidslivet og blir arbeidsledige.

Sett fra et samfunnsøkonomisk perspektiv, og den enkeltes velferd og økonomi, er det opplagt ønskelig at de som blir friskmeldt lykkes i å bli værende i arbeid. Det er imidlertid ikke gitt at gjengangerfenomenet entydig gir grunn til bekymring. Ikke minst når det gjelder gjengangere på sykepenges, bør en ikke glemme at uførepensjon nok ofte vil være et

nærliggende alternativ. I et slikt perspektiv kan en se det som positivt at personer som strir med alvorlige helseproblemer unngår økonomiske bekymringer og at de periodevis lykkes i å være i arbeid. Det virker likevel rimelig å anta at selv om det neppe er mulig eller ønskelig å helt unngå gjengangere, vil situasjonen alltid kunne gjøres bedre. Skyldes situasjonen at personer blir friskmeldt for tidlig, vil det kanskje være bedre for samfunnet og mindre frustrerende for den enkelte om sykmeldingsperiodene var noe lengre. Gjengangerne gir kanskje spesielt grunn til bekymring i den grad det dreier seg om at personer kommer tilbake til problemer som for eksempel vanskelige arbeidsforhold som ikke blir løst ved friskmelding. Dette er opplagt langt mer alvorlig enn hvis det dreier seg om trygd som utløses i henhold til regelverket ved helseproblemer som rammer befolkningen mer eller mindre tilfeldig. Gjengangerfenomenet reiser også spørsmål om vi står overfor et marginaliseringsproblem som i uforholdsmessig stor grad rammer sosiale grupper som fra før av står svakt.

Selv om gjengangerfenomenet etter hvert begynner å bli et velkjent fenomen, er det fortsatt et felt hvor det er gjort lite forskning. I forhold til sykefraværet er det åpenbart at en viktig videreføring av dette prosjektet vil være å gå mer inn på medisinske og helsemessige forhold. Å få til gode data på dette feltet er viktig. En annen utfordring er å oppdatere analysene med nyere data. Analysene våre gjelder for en periode hvor det var vanskelige økonomiske forhold. Spørsmålet er således om overgang til arbeidsledig er blitt mindre eller mer vanlig ettersom forholdene på arbeidsmarkedet er blitt bedre. Presset på uførepensjonen er ikke blitt mindre med årene, og et annet viktig spørsmål er således om overgang til uførepensjon er blitt mer eller mindre vanlig. Om ikke helt ferske data, er i alle fall noe nyere data nå tilgjengelig via FD-trygd.

Sett fra et metodisk og faglig ståsted, er den kanskje største svakheten ved denne type registerbaserte studier at det er vanskelig å få tak i de underliggende sosiale prosessene. En mulighet er her selvsagt å bruke andre type data, eventuelt å koble registerdata til surveydata. Vi vil likevel understreke at en kunne kommet et langt stykke på vei med bedre diagnoseopplysninger. Med tanke på at regelverket sier at det skal foreligge diagnoser når personer har vært sykmeldt i 8 uker, synes det for oss merkelig at de ansvarlige etater ikke setter i verk tiltak som gjør at en får brukbar statistikk på dette sentrale samfunnsområdet.



## LITTERATUR

- Allen, Steven L., 1981; "An empirical model of work attendance." *Review of Economics and Statistics*, Vol. 63, pp. 77-87.
- Aarts, Leo J.M. og Philip R. De Jong 1992; *Economic Aspects of Disability Behaviour*. Amsterdam: North-Holland.
- Bane, Mary Jo og David T. Ellwood, 1983; "The Dynamics of Dependence: The Routes to Self-Sufficiency." Washington, DC: U.S. Department of Health and Human Services.
- Bane, Mary Jo og David T. Ellwood, 1994; *Welfare Realities. From Rhetoric to Reform*. Harvard University Press.
- Becker, Gary, 1975; *Human Capital*. Chicago: University of Chicago Press.
- Belzil, Christian, 1992; "On the empirical relationship between unemployment duration, unemployment insurance and voluntary unemployment." *Economics Letters*, Vol. 39, pp. 235-240.
- Belzil, Christian, 1994; "Some estimates of the effects of unemployment insurance on re-employment duration." *Economics Letters*, Vol. 46, pp. 159-166.
- Belzil, Christian, 1995; "Unemployment insurance and unemployment over time: An analysis with event history data." *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 77, pp. 113-126.
- Bertrand, Marianne, Erzo F.P. Luttmer og Sendhil Mullainathan, 2000; "Network effects and welfare culture." *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 115, pp. 1019-1055.
- Björklund, Anders, 1991; "Vem får sjukpenning? En empirisk analys av sjukfånvarons bestämningsfaktorer." I *Arbetskraft, arbetsmarknad og produktivitet*. Expertrapport nr 4 till produktivitetsdelegationen. Stockholm.
- Blanchard, Olivier Jean, 1990; "Unemployment: Getting the Questions Right - and Some of the Answers." I: Jacques H. Drèze og Charles R. Bean (red.): *Europe's Unemployment Problem*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Blank, Rebecca M., 1989; "Analyzing the length of welfare spells." *Journal of Public Economics*, Vol. 39, pp. 245-273.
- Blank, Rebecca M. og Patricia Ruggles, 1994; "Short-Term Recidivism Among Public-Assistance Recipients." *American Economic Review, Papers and Proceedings*, Vol. 84, pp. 49-53.
- Blank, Nelson og Finn Diderichsen, 1995; "Short-term and long-term sick-leave in Sweden: relationships with social circumstances, working conditions and gender." *Scandinavian Journal of Social Medicine*, Vol. 23, pp. 265-272.



- Blossfeld, Hans-Peter og Götz Rohwer, 2002; *Techniques of Event History Modeling. New Approaches to Causal Analysis* (2nd ed.). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Blossfeld, Hans-Peter, Alfred Hammerle og Karl Ulrich Meyer, 1989; *Event History Analysis*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Brage, Søren, Holm, Steinar, Thune, Ola, Nygård, Jan F., Sandanger, Inger og Tellnes, Gunnar, 1998; *Diagnoseendring ved sykmelding*. R 01/98. Oslo: Rikstrygdeverket.
- Bratberg, Espen og Alf Erling Risa, 2000; *Incentivvirkninger i helserelevante stønadsordninger*. Rapport nr. 14. Gruppe for trygdeøkonomi. Bergen: Institutt for økonomi, Universitetet i Bergen.
- Bratberg, Espen, Svenn-Åge Dahl og Alf Erling Risa, 1998; *Kvinnens sykefravær*. SNF-rapport 11/98. Bergen: SNF.
- Bratberg, Espen, Svenn-Åge Dahl og Alf Erling Risa, 2002; "The Double Burden: Do Combinations of Career and Family Obligations Increase Sickness Absence among Women?" *European Sociological Review*, Vol. 18, pp. 233-249.
- Breaugh, James A., 1981; "Predicting Absenteeism From Prior Absenteeism and Work Attitudes." *Journal of Applied Psychology*, Vol. 66, pp. 555-560.
- Breen, Richard, 1996; *Regression Models. Censored, Sample selected, or Truncated Data*. Thousands Oaks, CA: Sage Publications.
- Cameron, A. C. og P. K. Trivedi, 1986; "Econometric models based on count data: comparisons and applications of some estimators and tests." *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 1, pp. 30 - 53.
- Corak, Miles, 1993a; "Unemployment Insurance Once Again: The Incidence of Repeat Participation in the Canadian UI Program." *Canadian Public Policy*, Vol. 19, pp. 162-176.
- Corak, Miles, 1993b; "Is unemployment insurance addictive? Evidence from the benefit durations of repeat users." *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 47, pp. 62-72.
- Dahl, Svenn-Åge, Hans-Tore Hansen, Terje Lensberg og Ulf Pedersen, 1991; *Samfunnsøkonomisk lønnsomhet av yrkesmessig atferd*. SNF-rapport 37/91. Bergen: SNF.
- Dahl, Svenn-Åge og Hans-Tore Hansen, 1993; *Klientkarrierer i trygdesystemet*. Arbeidsnotat 90/1993. Bergen: SNF.
- Dickens, William T. og Kevin Lang, 1988; "The Reemergence of Segmented Labor Market Theory." *American Economic Review*, Vol. 78 (Papers and Proceedings), pp.129-134.
- Drago, Robert og Mark Wooden, 1992; "The determinants of labor absence: Economic factors and workgroup norms across countries." *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 45, pp. 764-777.
- Duncan, Greg J. og Saul D. Hoffmann, 1988; "The Use and Effects of Welfare: A Survey of Recent Evidence." *Social Science Review*, Juni, pp. 239-257.
- Economic Policy Review (2001), Vol. 7, No. 2.

- Ellwood, David T., 1982; "Teenage Unemployment: Permanent Scars or Temporary Blemishes?"  
I: Richard B. Freeman og David A. Wise (red.): *The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Causes, and Consequences*. Chicago, ILL: University of Chicago Press.
- Ellwood, David T., 1986; *Targeting "Would-Be" Long-Term Recipients of AFDC*. Princeton, NJ: Mathematica Policy Research.
- Ellwood, David T., 1998; "Dynamic Policy Making: an Insider's Account of Reforming Welfare."  
I: Lutz Leisering og Robert Walker (red.): *The Dynamics of Modern Society: Policy, Poverty, and Welfare*. Bristol: The Policy Press.
- Fenn, Paul, 1981; "Sickness duration, residual disability, and income replacement: An empirical analysis." *Economic Journal*, Vol. 91, pp. 158-173.
- Fitzgerald, John, 1991; "Welfare Durations and the Marriage Market: Evidence from the Survey of Income and Program Participation." *Journal of Human Resources*, Vol. 26, pp. 545-561.
- Frogatt, P., 1970; "Short-term absence from industry." *British Journal of Industrial Medicine*, Vol. 27, pp. 211-224.
- Greene, William H., 1997; *Econometric Analysis* (3. utgave). London: Prentice-Hall.
- Gottschalk, Peter and Robert A. Moffitt, 1994; "Welfare Dependence: Concepts, Measures, and Trends." *American Economic Review*, Papers and Proceedings, Vol. 84, pp. 38-42.
- Hammer, Torild, 1996; "Gjentatte ledighetsperioder hos ungdom." *Søkelys på arbeidsmarkedet*, Vol. 13, pp. 127-135.
- Hammer, Torild, 1997; "History dependency in youth unemployment." *European Sociological Review*, Vol. 13, pp. 17-33.
- Hansen, Hans-Tore, 1996; *Trygd - en midlertidig bro, eller en vei ut av arbeidsmarkedet?* (Avhandling for dr. philos graden). Bergen: SNF.
- Hansen, Hans-Tore, 1999 (red.); *Kunnskapsstatus for den nordiske trygdeforskningen på 1990-tallet*. Bergen: SNF.
- Harris, Kathleen Mullan, 1993; "Work and Welfare among Single Mothers in Poverty." *American Journal of Sociology*, Vol. 99, pp. 317-352.
- Harris, Kathleen Mullan, 1996; "Life after Welfare: Women, Work and Repeat Dependency." *American Sociological Review*, Vol. 61, pp. 407-426.
- Harrison, David A. og Charles L. Hulin, 1989; "Investigation of absenteeism: Using event history models to study the absence-taking process." *Journal of Applied Psychology*, Vol. 74, pp. 300-316.
- Heckman, James J. og George J. Borjas, 1980; "Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions, and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence." *Economica*, Vol. 47, pp. 247-283.

- Hosmer, David W. og Stanley Lemeshow, 1989; *Applied Logistic Regression*. New York: John Wiley & Sons.
- Hoynes, Hilary Williamson, 1996; "Welfare transfers in two-parent families: Labor supply and welfare participation under AFDC-UP." *Econometrica*, Vol. 64, pp. 295-332.
- Hvinden, Bjørn, 1994; "En database om klientstrømmer. Noen erfaringer fra etableringsfasen." *Tidsskrift for samfunnsforskning*, Vol. 35, pp. 105-119.
- Ivancevich, John M., 1985; "Predicting absenteeism from prior absence and work attitudes." *Academy of Management Journal*, Vol. 28, pp. 219-228.
- Johnson, Richard G. og Jan Ondrich, 1990; "The duration of post-injury absences from work." *Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, pp. 578-586.
- Keller, Robert T., 1983; "Predicting Absenteeism From Prior Absenteeism, Attitudinal Factors, and Nonattitudinal Factors." *Journal of Applied Psychology*, Vol. 68, pp. 536-540.
- Kolberg, Jon Eivind, 1989; "Sykefraværets variasjoner: Et makrososiologisk perspektiv." I: Lars Gunnar Lingås (red.): *Myten om velferdsstaten – 20 år etter*. Oslo: Pax.
- Kolstø, Geir, Holm, Steinar, og Tuhus, Arne, 1997; *Rapport om sykepengeutviklingen i 1996. Hva skyldes økningen i sykefraværet?* R07/97. Oslo: Rikstrygdeverket.
- Leigh, J. Paul, 1983; "Sex Differences in Absenteeism." *Industrial Relations*, Vol. 22, pp. 349-361.
- Leigh, J. Paul, 1986; "Correlates of absence from work due to illness." *Human Relations*, Vol. 39, pp.81-100.
- Leigh, J. Paul, 1991; "Employee and job attributes as predictor of absenteeism in a national sample of workers: The importance of health and dangerous working conditions." *Social Science Medicine*, Vol. 33, pp. 127-137.
- Lindbeck, Assar, 1995a; "Hazardous welfare-state dynamics." *American Economic Review*, Vol. 85, pp. 9-15.
- Lindbeck, Assar 1995b; "Welfare state disincentives with endogenous habits and norms." *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 97, pp.477-494.
- Lindbeck, A., S. Nyberg, og J. Weibull, 1999; "Social norms and economic incentives in the welfare state." *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, pp. 1-35.
- Lindén, Victor, 1970; "Den sykmeldte og hans problemer." *Tidsskrift for samfunnsforskning*, Vol. 11, pp. 301-313.
- Marklund, Staffan, 1992; *Rehabilitering i et samfunnsperspektiv*. Lund: Studentlitteratur.
- Mastekaasa, Arne, 1989; "Sykefraværet i 1980-åra: Tendens til økende kjønnsforskjeller." *Søkelys på arbeidsmarkedet*, Vol. 6, pp. 43-48.
- Mastekaasa, Arne, 1990; "Kjønnsforskjeller i sykefravær: Betydningen av omsorgsoppgaver og jobbegenskaper." *Tidsskrift for samfunnsforskning*, Vol. 31, pp. 531-554.

- Mastekaasa, Arne, 1992; "Fravær blant småbarnsforeldre: Betydningen av egen sykdom og sykdom hos barna." *Søkelys på arbeidsmarkedet*, Vol. 9, pp. 153 -157.
- Mastekaasa, Arne, 1993; "Sykefravær i et kjønnsdelt arbeidsmarked." *Tidsskrift for samfunnsforskning*, Vol. 34, pp. 127-152.
- Mathieu, John E. og Stacy S. Kohler, 1990; "A Cross-Level Examination of Group Absence Influences on Individual Absence." *Journal of Applied Psychology*, Vol. 75, pp. 217-220.
- Meyer, Bruce D. og Dan T. Rosenbaum, 1996; *Repeat use of unemployment insurance*. NBER Working paper 5423. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Moffitt, Robert, 1983; "An Economic Model of Welfare Stigma." *American Economic Review*, Vol. 75, pp. 1023-35.
- Moffitt, Robert, 1992; "Incentive Effects of the U.S. Welfare System: A Review." *Journal of Economic Literature*, Vol. 30, pp. 1-61.
- Molho, Ian, 1989; "A disaggregate model of flows onto invalidity benefits." *Applied Economics*, Vol. 21, pp. 237-250.
- Mullahy, J., 1996; "Specification and testing of some modified count data models." *Journal of Econometrics*, Vol. 33, pp. 341 – 365.
- Narendranathan, Wiji, Nickell, Stephen og Metcalf, David, 1985; "An investigation into the incidence and dynamic structure of sickness and unemployment in Britain, 1965-75." *Journal of the Royal Statistical Society*, A 148, del 3, pp. 254-267.
- Nord-Larsen, Mogens, 1989; *Det langvarige sykefravær*. Rapport 89:13. København: Socialforskningsinstituttet.
- Nord-Larsen, Mogens, 1991; *Langvarig sykdom – problemer og konsekvenser*. Rapport nr. 5. København: Socialforskningsinstituttet.
- NOU 2000: 27 *Sykefravær og uførepensjonering. Et inkluderende arbeidsliv*. Oslo: Statens forvaltningstjeneste.
- Olsen, Karen M. og Arne Mastekaasa, 1996; *Sykefravær i staten. En analyse av individdata*. ISF-rapport 96:9. Oslo: Institutt for samfunnsforskning.
- Olsen, Karen M. og Arne Mastekaasa, 1997; *Forskning om sykefravær - en oppsummering og vurdering av perioden 1980-96*. ISF-rapport 97:3. Oslo: Institutt for samfunnsforskning.
- Olsen, Karen M. and Arne Mastekaasa, 1997; *Forskning om sykefravær - en oppsummering og vurdering av perioden 1980-96*. Rapport 97:3. Oslo: Institutt for samfunnsforskning.
- O'Neill, June A., Laurie J. Bassie, og Douglas A. Wolf, 1987; "The Duration of Welfare Spells." *Review of Economics and Statistics*, Vol. 69, pp. 241-249.

- Pavetti, LaDonna A., 1993; *The Dynamics of Welfare and Work and Welfare: Exploring the process by which Young Women Work their Way off Welfare*. Doktorgradsavhandling. Cambridge, MA: John F. Kennedy School of Government, Harvard University.
- Pedersen, Peder J. og Niels Westergård-Nilsen, 1984; *A Longitudinal Study of Unemployment: History Dependence and Insurance Effects*. Aarhus School of Economics and Business Administration.
- Pedersen, Peder J. og Niels Westergård-Nilsen, 1987; "Multiple Spells of Unemployment - The Danish Experience." I: P.J. Pedersen and R. Lund (red.): *Unemployment. Theory, Policy and Structure*. Berlin: Walter de Gruyter.
- Plotnick, Robert, 1983; "Turnover in the AFDC population: An event history analysis." *Journal of Human Resources*, Vol. 18, pp. 65-81.
- Rikstrygdeverket, 1997; *Trygdestatistisk årbok 1997*. Oslo: Rikstrygdeverket.
- Rikstrygdeverket, 2002; *Folketrygden. Nøkkeltall 2002*. Statistikk 01/2003. Oslo: Rikstrygdeverket.
- Ruhm, Christopher J., 1991; "Displacement induced joblessness." *Review of Economics and Statistics*, Vol. 73, pp. 517-522.
- Rønsen, Marit, Steinar Westin, Harald Goldstein og Steinar Strøm, 1991; *Long-Term Effects of a Plant Closure: A Multistate Duration Analysis of Event History Data in a Teten Year Follow-Up Study*. SNF-rapport 30/91. Bergen: SNF.
- Sandmo, Agnar, 1992; "Trygd og forsikring. Organisering og incitamenter." I: Sandmo, Agnar og Kåre Petter Hagen (red.): *Offentlig politikk og private incitamenter*. Oslo: TANO.
- Skilbrei, Birger, 1994; *Klientstrømmer i trygdesystemet – KIRUT. Dokumentasjon av variabler*. Upublisert notat. Bergen: NSD.
- Solheim, Liv, 1989; *Uføretrygda kvinner – vegen fram og livet etterpå*. Bodø: Nordlandsforskning.
- Stern, Jon, 1989; "Repeat Unemployment Spells: the Effect of Unemployment Benefits on Unemployment Entry." I: S. Nickell, W. Narendranathan, J. Stern og J. Garcia: *The Nature of Unemployment in Britain. Studies of the DHSS Cohort*. Cambridge: Cambridge University Press.
- St.meld. nr. 35 (1994-95) Velferdsmeldingen. Oslo: Statens forvaltningstjeneste.
- Vistnes, Jessica Primoff, 1997; "Gender differences in days lost from work due to illness." *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 50, pp. 304-323.
- Wadel, Cato, 1978; *Trygdeliv og arbeidsliv*. Tromsø: Universitetsforlaget.
- Weeks, Gregory C., 1991; *Leaving Public Assistance in Washington State*. Olympia, WA: Washington State institue for Public Policy, Evergreen State College.
- Westin, Steinar, 1990; *Unemployment and health. Medical and social consequences of a factory closure in a ten-year controlled follow-up study*. Trondheim: TAPIR.