

# **SNF-rapport nr. 23/05**

## **Sykefravær i offentlig og privat sektor**

**av**

**Margit Auestad**

SNF-prosjekt nr. 4370  
Endring i arbeidsforhold i Norge

Prosjektet er finansiert av Norges forskningsråd

SAMFUNNS- OG NÆRINGSLIVSFORSKNING AS  
BERGEN, OKTOBER 2005

© 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 82-491-0374-2 Trykket versjon  
ISBN 82-491-0375-0 Elektronisk versjon  
ISSN 0803-4036

## **FORORD**

Denne rapporten er skrevet for Samfunns- og næringslivsforskning AS (SNF), og bygger i all hovedsak på undertegnedes masteroppgave ved Institutt for økonomi, Universitetet i Bergen. Jeg takker Kjell Vaage og Espen Bratberg for verdifull veiledning gjennom arbeidet.

Margit Auestad

24.08.2005



# INNHALDSFORTEGNELSE

<b>Kapittel 1: Innledning</b> .....	<b>1</b>
1.1 Bakgrunn.....	1
1.2 Problemformulering.....	3
1.3 Oppgavens videre oppbygning.....	4
<b>Kapittel 2: Teoretisk bakgrunn og tidligere studier</b> .....	<b>5</b>
2.1 Sykelønnsordningen.....	5
2.2 Sykefraværet .....	7
2.3 Sykefravær og arbeidsledighet.....	7
2.3.1 Sammensetningshypotesen.....	8
2.3.2 Disiplineringshypotesen .....	8
2.3.3 Helsemessig forklaring .....	8
2.4 Sykefravær i et økonomisk perspektiv .....	9
2.4.1 Den neoklassiske modellen for arbeidstilbud .....	9
2.4.2 Effektivitetslønnsteori .....	12
2.4.3 Sykefravær og forsikring: Asymmetrisk informasjon .....	13
2.5 Tidligere norske studier .....	14
2.6 Tidligere internasjonale studier.....	16
<b>Kapittel 3: Empirisk spesifisering</b> .....	<b>19</b>
3.1 Paneldata .....	19
3.2 Lineære paneldatamodeller .....	20
3.2.1 Lineær fast effekt modell.....	20
3.2.2 Lineær tilfeldig effekt modell.....	22
3.3 Diskrete paneldatamodeller.....	23
3.3.1 Fast effekt logitmodell.....	24

3.3.2 Tilfeldig effekt probitmodell .....	25
3.4 Fast versus tilfeldig effekt modeller.....	25
3.4.1 Hausmantest .....	26
3.4.2 Mer praktiske kriterier .....	26
<b>Kapittel 4: Databeskrivelse .....</b>	<b>28</b>
4.1 Datamaterialet .....	28
4.2 Variabler og deskriptiv statistikk .....	33
4.2.1 Avhengige variabler .....	33
4.2.2 Forklaringsvariabler.....	34
<b>Kapittel 5: Regresjonsresultater .....</b>	<b>44</b>
5.1 Fast eller tilfeldig effekt? .....	44
5.2 Resultater fra estimering med fast effekt logitmodellen .....	45
5.2.1 Tolkning av resultater.....	47
5.3 Resultater fra estimering med lineær fast effekt modell .....	56
5.3.1 Tolkning av resultater.....	57
<b>Kapittel 6: Oppsummering.....</b>	<b>59</b>
<b>Litteraturliste.....</b>	<b>61</b>
<b>Appendiks 1: Estimering av fast effekt logit- og tilfeldig effekt probitmodeller.....</b>	<b>64</b>
<b>Appendiks 2: Regresjonsresultater fra tilfeldig effekt modeller .....</b>	<b>66</b>
<b>Appendiks 3: Utregning av marginaleffekter .....</b>	<b>68</b>

## Kapittel 1: Innledning

### 1.1 Bakgrunn

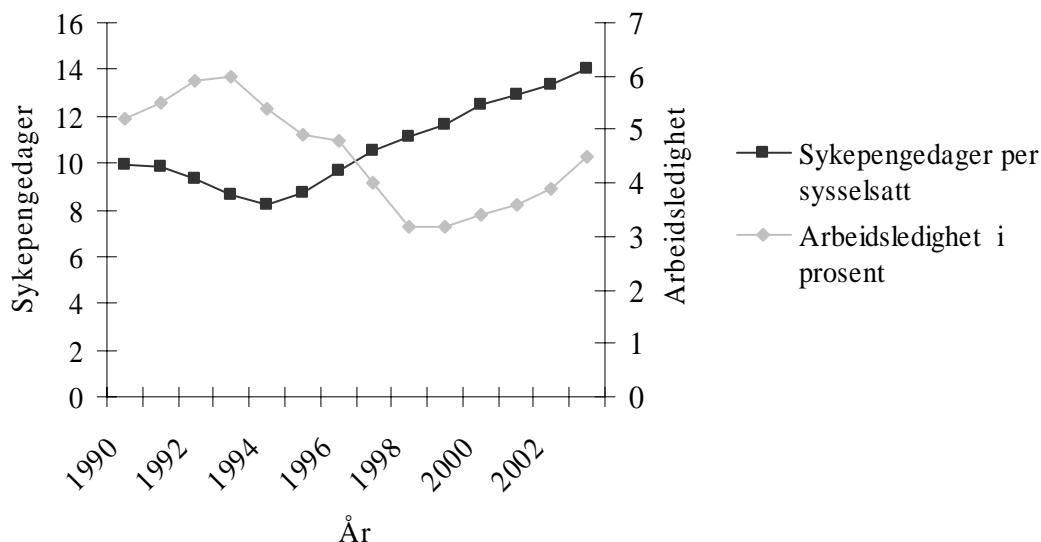
Etter en nedgang første halvdel av 1990 tallet har det vært en betydelig vekst i sykefraværet fra 1994 til 2003. Tall fra Rikstrygdeverket (RTV) viser at antall erstattede sykedager per sysselsatt har steget fra 8,1 dager i 1994 til 14 dager i 2003.<sup>1</sup> Folketrygdens årlige utgifter til sykepengar har i samme periode økt fra 10,4 til 29,1 milliarder kroner.

Det synes å være en prosyklisk sammenheng mellom sykefravær og arbeidsledighet. I Norge er denne sammenhengen analysert av blant andre Askildsen et al. (2005), Dyrstad og Ose (2002) og Nordberg og Røed (2003). Utviklingen i sykefraværet over konjunkturforløpet må ses i sammenheng med flere og sammensatte årsaksfaktorer. To konkurrerende hypoteser, i tillegg til en ren helsemessig forklaring, er sammensetnings- og disiplineringseffekter. Kjernen i sammensetningshypotesen er at det samlede sykefraværet i oppgangskonjunkturer er stigende fordi personer med antatt dårligere helse lettere får innpass i arbeidsmarkedet når etterspørselen etter arbeidskraft er høy. Disiplineringshypotesen fokuserer på at terskelen for å ta ut sykmelding heves i nedgangskonjunkturer på grunn av frykt for lediggang og større avhengighet av nåværende arbeidsplass når arbeidsledigheten er stigende.

Figur 1.1 viser utviklingen i antall erstattede sykepengedager per sysselsatt i forhold til arbeidsledighetsraten for perioden 1990 til 2003.

---

<sup>1</sup> Nyere tall fra Statistisk sentralbyrå (SSB) viser imidlertid en reduksjon i sykefraværet fra 4. kvartal 2003 til 4. kvartal 2004, og en ytterligere reduksjon for 1. kvartal 2005. En av årsakene til fallet i sykefraværet kan tenkes å være avtalen om inkluderende arbeidsliv (IA avtalen) som ble inngått mellom regjeringen og partene i arbeidslivet i 2001. En annen mulig forklaring er de nye sykmeldingsreglene som ble innført 1. juli 2004. Disse inneholder krav om tilrettelegging på arbeidsplassen, og trusler om sanksjoner dersom kravene ikke etterfølges. Siden analyseperioden i denne studien strekker seg fra 1992 til 2000, har vi ikke mulighet til å analysere effektene av IA avtalen og julireformen.



**Figur 1.1** Sykepengedager betalt av folketrygden per sysselsatt arbeidstaker og arbeidsledighet (AKU) målt i prosent av arbeidsstyrken. 1990-2003. Kilde: RTV og SSB.

Fallet i sysselsettingen under lavkonjunkturen på begynnelsen av 1990- tallet førte til en betydelig økning i arbeidsledigheten. I den samme perioden viser figur 1.1 en reduksjon i antall erstattede sykepengedager. Økningen i sysselsettingen fra midten av 1990- tallet, sammen med avtakende arbeidsledighet, ble fulgt av en betydelig vekst i sykefraværet. Fra 1998 har imidlertid både sykefraværet og arbeidsledigheten vært stigende. Den prosykliske sammenhengen ser med dette ut til å være brutt.

En av årsakene til at sykefraværet har fortsatt å stige til tross for økende arbeidsledighet kan være de mange omstillingsprosessene som har funnet sted i arbeidslivet de seneste årene. Effekten av omstilling på sykefravær er imidlertid ikke entydig. For eksempel finner Hemstrøm et al. (2003) at uro for omstilling på arbeidsplassen har betydning for det høye sykefraværet blant kommunalt ansatte i Sverige, mens Guttormsen et al. (2002) konkluderer med at omstilling kan gi redusert sykefravær på grunn av nærværspres og usikkerhet for fremtidig arbeidssituasjon.



## 1.2 Problemformulering

Disiplineringshypotesen fokuserer på at det totale sykefraværet over konjunktursyklusene påvirkes av atferden til hver enkelt arbeidstaker, og av deres individuelle bakgrunns-karakteristika. Ettersom betingelsene på arbeidsmarkedet endres, påvirkes kostnadene ved å være borte fra jobb. Det antas at disse individuelle kostnadene er lavere i høykonjunkturer. Med andre ord er en mulig forklaring på den observerte sammenhengen mellom arbeidsledighet og sykefravær redusert frykt for ledighet og redusert avhengighet av nåværende arbeidsplass i perioder med avtakende arbeidsledighet. Samtidig er det en utbredt antakelse at ansatte i offentlig sektor kan handle mer uavhengig av arbeidsmarkedet enn ansatte i privat sektor. Det vil i en slik sammenheng være interessant å undersøke hvordan effekten av arbeidsledigheten på sykefraværet i henholdsvis offentlig og privat sektor påvirkes når betingelsene på arbeidsmarkedet endres.

Spørsmål som ønskes belyst i denne studien er:

1. Hvilken rolle spiller arbeidsledigheten for utviklingen av sykefraværet? Er effekten av ledigheten forskjellig i privat sammenlignet med offentlig sektor?
2. Hvilken effekt har sektortilhørighet, samt andre individ- og bedriftskarakteristika på sykefraværet?

Datamaterialet som ligger til grunn for denne studien er et fem prosents tilfeldig utvalg av individer i den norske populasjonen som deltar i arbeidsstyrken. Tidsaksen strekker seg fra 1992 til 2000.

Det som i hovedsak skiller denne studien fra lignende norske arbeider er den unike muligheten til å bruke koblede individ- og bedriftsdata. I tillegg til de tradisjonelle individkarakteristikkene, har vi mulighet til å undersøke effekter av ulike bedriftsvariabler. Disse er konstruert ved å regne ut gjennomsnittsverdier for individene som jobber i de respektive bedriftene. Dette gjør oss i stand til å kunne forklare sykefraværet både på grunnlag av kjennetegn ved individene og kjennetegn ved bedriftene individene jobber i. Ved å konstruere interaksjoner mellom individ- og bedriftsvariabler, kan vi utnytte denne fordelingen ytterligere.

### **1.3 Oppgavens videre oppbygning**

Kapittel 2 omhandler studiens teoretiske bakgrunn samt tidligere norske og utenlandske studier. I kapittel 3 presenteres analyseopplegget og de økonometriske modellene som benyttes i regresjonsanalysen. En presentasjon av datamateriale, variabler og deskriptiv statistikk er gitt i kapittel 4. I kapittel 5 presenteres og diskuteres regresjonsresultater. Avsluttende konklusjoner er samlet i kapittel 6.

## **Kapittel 2: Teoretisk bakgrunn og tidligere studier**

### **2.1 Sykelønnsordningen**

Hensikten med folketrygdens stønadsordninger er i all hovedsak å sikre økonomisk trygghet ved inntektstap som følge av sykdom og uførhet. Å bruke en del av de tilgjengelige økonomiske ressursene til inntektssikring ved sykdom og uførhet er et kjennetegn ved alle industriland, men måten de offentlige forsikringsordningene er organisert på varierer mellom landene. I et europeisk perspektiv har Norge et svært sjenerøst sykelønnsregelverk, men forskjellene mellom norske arbeidstakers rettigheter og rettighetene til arbeidstakere i andre land i Europa er ikke så store som regelverket skulle tilsi. Mens vi i Norge har en felles offentlig sykelønnsordning som gir lik dekningsgrad til alle med inntektsgivende arbeid, er private forsikringsordninger i form av avtaler mellom arbeidstakere og arbeidsgivere mer utbredt i andre europeiske land.<sup>2</sup>

I Norge ble det allerede i 1909 innført en statlig sykeforsikring som gav både sykelønn og dekning av medisinsk behandling for industriarbeidere med lav lønn. Denne ordningen hadde et svært begrenset omfang, men var likefullt en viktig milepæl, siden ansvaret for arbeidstakernes inntektssikkerhet ble erkjent av politiske myndigheter. En sykepengeordning som omfattet alle arbeidstakere ble imidlertid ikke innført før i 1953. Avtaler mellom arbeidstakerere og arbeidsgivere, forhandlet frem av fagforeninger og forbund, gav ulike arbeidstakergrupperinger ulike rettigheter med alt fra null til tre karensdager og lønnskompensasjon på 50 til 100 %. Da sykelønnsordningen slik vi kjenner den i dag ble innført i 1978, var den svært gunstig for landets lønnstakere siden den gav full lønnskompensasjon uten karensdager. Det spesielle med den norske reformen var at den omfattet alle lønnstakere uavhengig av stilling, lønn, organisasjonsmedlemskap eller bedriftstilknytning, og at kompensasjonsnivået var likt for alle.

---

<sup>2</sup> Se for eksempel Bliksvær et al. (2002) for en oversikt over sykelønnsordninger i utvalgte europeiske land samt USA.

For å ha rett til sykepenger fra folketrygden må en ha inntekt på minst halvparten av folketrygdens grunnbeløp.<sup>3</sup> Arbeidsgiver betaler sykkelønn de første 16 fraværsdagene. Arbeidsgiverperioden ble utvidet fra 14 til 16 dager i 1998. Sykelønnsordningen slik vi kjenner den i dag gir 100 % lønnskompensasjon opp til seks ganger folketrygdens grunnbeløp. Mange arbeidstakere har imidlertid avtaler med arbeidsgiver om full lønn under sykdom uavhengig av om de tjener over denne grensen eller ikke. For eksempel gjelder dette alle ansatte i offentlig sektor.

1. juli 2004 ble det innført nye regler ved sykemelding. Endringene i folketrygdloven er en oppfølging av IA avtalen, hvor formålet er en reduksjon i det samlede sykefraværet på 20 % innen utgangen av 2005. De nye reglene fokuserer på arbeidsmuligheter og aktivitet, og formålet er å få de sykmeldte så raskt som mulig tilbake i jobb.

Arbeidstaker har rett til å bruke egenmelding i inntil tre dager. Denne retten kan benyttes inntil fire ganger i løpet av en 12 måneders periode. Ansatte i bedrifter som har IA avtale har rett til å bruke egenmelding i inntil åtte dager. Ordningen kan benyttes i 24 dager i løpet av 12 måneder.

Ved fravær utover egenmelding kreves sykmeldingsattest fra lege. Ved innføringen av de nye reglene ble den tradisjonelle sykmeldingsattesten erstattet av attesten ”Medisinsk vurdering av arbeidsmuligheter ved sykdom”. Arbeidsgiver må innen åtte uker utarbeide en konkret oppfølgingsplan etter arbeidsmiljøloven sammen med den sykmeldte arbeidstaker. Så langt det er mulig skal arbeidsgiver legge til rette for og gjennomføre tiltak som kan hjelpe den sykmeldte tilbake i jobb. Hvis den sykmeldte ikke er i arbeidsrelatert aktivitet innen åtte uker, kreves en utvidet legeerklæring som dokumenterer at det er tungtveiende medisinske grunner som hindrer aktivitet. Innen 12 uker skal trygdeetaten etterspørre oppfølgingsplanen. Dersom denne ikke kan fremvises har trygdeetaten hjemmel i det nye lovverket til å ilegge arbeidsgiver en tvangsmulkt.

Dersom det er tungtveiende medisinske årsaker til det, kan sykepenger ytes i inntil 52 uker. Etter dette kan rehabiliterings- og attføringspenger være aktuelle ytelser. Ved varig nedsatt arbeidsevne på 50 % eller mer kan arbeidstaker ha rett til uførepensjon.

---

<sup>3</sup> Grunnbeløpet tilsvarer per 1. mai 2005 kroner 60 699.

## 2.2 Sykefraværet

Utviklingen i sykefraværet må ses i lys av flere og sammensatte årsaksfaktorer. En av disse er endringer på arbeidsmarkedet i form av endringer i arbeidsledigheten, som er hovedfokus i denne studien og som vi kommer tilbake til i påfølgende avsnitt. Andre faktorer som antas å påvirke sykefraværet er omstillingsprosesser og endringer i arbeidsmiljø, demografiske årsaker som endring i alderssammensetningen i befolkningen og blant de sysselsatte, endringer i normer og holdninger som sykdomsoppfatning og holdninger til trygd, endringer i lover og regelverk som innstramminger i sykelønnsordningen, og administrative forhold som legers sykmeldingspraksis (NOU 2000:27). Den mest åpenbare forklaringen på sykefravær er imidlertid å finne i den enkeltes helsetilstand.

Befolkningens helsetilstand kan blant annet måles ved å se på utviklingen i forventet levealder, individenes egne vurderinger av helsetilstand og forekomst av ulike sykdommer. I følge tall fra SSB har forventet levealder har økt fra 74,4 til 77,5 år for menn, og fra 80,4 til 82,3 år for kvinner, fra første halvdel av 1990 tallet og frem til 2004. Andelen med langvarig sykdom som opplever den som svært eller ganske hemmende i hverdagen gått ned fra 36 % i 1995, til 32 % i 1998 og 30 % i 2002. Mens forekomsten av for eksempel kreftsykdommer har vært økende, er forekomsten av hjerte-karsykdommer betydelig redusert. Generelt kan vi si at utviklingen i folks helsetilstand har vært stabil med tendenser til bedring de siste årene. Selv om sykdom er den mest opplagte forklaringen på sykefraværet, finnes det ikke belegg for å hevde at forverring av helsetilstanden isolert sett kan forklare den økningen i sykefraværet vi har sett fra midten av 1990- tallet og frem til 2003.

## 2.3 Sykefravær og arbeidsledighet

Det presenteres i dette avsnittet mulige hypoteser som kan forklare den observerte sammenhengen mellom sykefravær og arbeidsledighet. Som figur 1.1 antyder, synes det å være slik at sykefraværet går opp når arbeidsledigheten går ned, og tilsvarende at sykefraværet reduseres når arbeidsledigheten tiltar. Hvordan kan denne trenden forklares?

### **2.3.1 Sammensetningshypotesen**

I følge den såkalte sammensetningshypotesen vil personer med antatt dårligere helse lettere komme inn på arbeidsmarkedet i oppgangstider når etterspørselen etter arbeidskraft er høy og arbeidsledigheten er lav. En slik endring av arbeidsstyrkens sammensetning vil i følge denne hypotesen føre til et større samlet sykefravær i oppgangskonjunkturer. Tilsvarende vil personer med antatt dårligere helse lettere bli skjøvet ut av arbeidsmarkedet i nedgangstider, og således bidra til en reduksjon i det samlede fraværet.

### **2.3.2 Disiplineringshypotesen**

Disiplineringshypotesen fokuserer på at arbeidsledigheten virker disiplinerende på arbeidsstyrken gjennom frykt for lediggang og større avhengighet av nåværende arbeidsplass. Terskelen for å ta ut sykmelding heves når arbeidsledigheten er høy, og sykefraværet reduseres. Denne mekanismen kan tenkes å slå inn uten at det er konkrete planer om nedbemanning på arbeidsplassen. Det kan være tilstrekkelig at den økende arbeidsledigheten skaper en viss usikkerhet om bedriftens fremtidsplaner og at de ansatte ønsker å redusere sannsynligheten for oppsigelse. På samme måte vil sykefraværet være høyere i perioder med lav arbeidsledighet fordi arbeidstakerne da er mindre engstelige for å miste jobben. Risikoen for å miste jobben oppleves som mindre når arbeidsledigheten er på vei nedover. En annen variant av denne disiplineringsmekanismen er at ansatte føler et større ansvar når bedriften har problemer.

Hypotesen om disiplinerings effekter er utgangspunktet for den videre analysen i denne studien, og belyses videre i avsnitt 2.4.

### **2.3.3 Helsemessig forklaring**

En tredje mulig forklaring på den observerte sammenhengen mellom sykefravær og arbeidsledighet er en ren helsemessig effekt. Kjernen i denne tilnærmingen er at økt produksjonsnivå i oppgangskonjunkturer kan føre til økt arbeidsbelastning for de ansatte i form av større krav, høyere tempo og økt stressnivå, som igjen øker risikoen for

belastningsskader og andre helseproblemer. Tilsvarende vil redusert produksjonsnivå i nedgangskonjunkturer føre til redusert sykefravær på grunn av lavere arbeidsbelastning.

## **2.4 Sykefravær i et økonomisk perspektiv**

I dette avsnittet presenteres økonomiske forklaringer på sykefravær. I en økonomisk analyse av atferd tas det utgangspunkt i at enkeltindividene fatter beslutninger under gitte ytre forhold. I sykefraværssammenheng betyr dette at vi antar at det finnes et element av vurdering i individenes valg om å gå på jobb eller ikke, selv om vi antar at helsetilstanden som ligger til grunn for sykefraværet er eksogent bestemt. Omfanget av den individuelle vurderingen vil selvsagt variere alt etter hvor dårlig helsetilstanden er. Vi kan tenke oss to ytterpunkter i form av ren skoft og en helsetilstand så dårlig at individet vil være borte fra jobb uansett størrelsen av det økonomiske tapet ved fravær. Det som vil være interessant i forhold til økonomisk teori vil være ren skoft og tilfeller som befinner seg i gråsoner mellom skoft og alvorlig sykdom.

### **2.4.1 Den neoklassiske modellen for arbeidstilbud**

Vi begynner diskusjonen av økonomiske forklaringer på sykefraværet med en presentasjon av den neoklassiske modellen for arbeidstilbud.<sup>4</sup> Elementær økonomisk teori for arbeidstilbud bygger på en forutsetning om at det enkelte individ opptrer rasjonelt og nyttemaksimerende. Det antas i den enkleste modellen at individet har preferanser for konsum og fritid. Kostnaden ved å ta ut en time fritid er den tapte arbeidsfortjenesten. Økt arbeidstid reduserer individets fritid, men gir høyere inntekt og rom for høyere konsum. Individets optimale tilpasning finnes der den marginale nytten av fritid og den marginale nytten av konsum er like.

En lønnsøkning vil ha en tosidig effekt i denne modellen. På den ene siden vil en lønnsøkning kunne føre til en reduksjon i individets arbeidstilbud. Dette på grunnlag av at fritid betraktes som et gode, og at en del av inntektsøkningen derfor benyttes til å kjøpe seg mer fritid. På den andre siden kan en økning i lønnen føre til en økning i arbeidstilbudet fordi høyere timelønn

---

<sup>4</sup> Slike modeller presenteres også for eksempel i Allen (1981), Bratberg og Risa (2000) og Dyrstad og Ose (2002).

fører til en økning i den marginale avkastningen av arbeidsinnsatsen. Den samlede effekten av en endring i lønnsatsen er dermed ubestemt.

Individets tilpasning slik den er beskrevet til nå, vil kun gjelde i en situasjon med fri tilpasning uten økonomisk kompensasjon der det heller ikke er sanksjoner forbundet med å være borte fra jobb. Hvis vi i tillegg antar at individet står fritt til å velge antall arbeidstimer, kan individet reparere et gitt misforhold mellom avtalte og ønskede arbeidstimer ved å være borte fra jobb og oppgi sykdom som årsak. Innføring av sykelønn i en slik situasjon vil føre til en totalt sett lavere innsats av arbeidstimer siden alternativkostnaden ved fravær er blitt lavere. Problemet med denne modellen er at full dekningsgrad slik vi har i Norge vil føre til at ingen individer vil jobbe. Det inntektstapet fraværet medfører blir fullt ut kompensert av sykelønnen, og kostnaden ved å ta ut fritid er lik null. Tilpasningen hvor individet på marginen er indifferent mellom å arbeide mer eller ta ut mer fritid vil da være i et punkt hvor antallet arbeidstimer er lik null. Selv om vi gjør modellen mer realistisk ved å ta hensyn til at det finnes en øvre grense på antall årlige egenmeldingsdager, kan den likevel ikke forklare hvorfor alle individene ikke bruker opp sin kvote.

En utvidelse av modellen som gjør den mer realistisk og som gjør det mulig å forklare at alle ikke bruker opp sin kvote, er å innføre en ulempe ved sykefravær som ikke er dirkete knyttet til tap av arbeidsinntekt. En slik ulempe kan representeres ved en straffefunksjon.

Utgangspunktet er en nyttefunksjon som sier at et individs nytte avhenger av konsum ( $x$ ) og fritid ( $L$ ), samt budsjettrestriksjonen

$$W[h - (1 - k)A] - P(A, U) - x = 0 \quad (2.1)$$

$A$  er antall sykefraværstimer,  $W$  er reallønnsraten,  $h$  er standard antall arbeidstimer (normalarbeidstid) og  $k$  er dekningsgraden ved sykefravær. Det er full inntektskompensasjon ved sykefravær dersom  $k=1$ , mens  $k=0$  representerer en situasjon uten sykelønn.

Straffefunksjonen,  $P$ , avhenger av individets sykefravær ( $A$ ) og den aggregerte arbeidsledighetsraten ( $U$ ). Det antas at straffefunksjonen er konveks og stigende i  $A$ , slik at både  $\partial P/\partial A$  og  $\partial^2 P/\partial A^2$  er positive. Videre antas det at  $P(0, U) = 0$ .



Når vi inkluderer en slik straffefunksjon i modellen er det for å ta hensyn til at fravær er kostbart for bedriftene. I den sykelønnsordningen vi har i Norge er det som kjent slik at det er arbeidsgiver som må betale sykelønn de første 16 fraværsdagene. Bedriftene kan redusere fraværet, og dermed kostnadene, ved å skape forventning om reduserte bonuser, frynsegoder og karrieremuligheter for ansatte med høyt sykefravær. Økt sannsynlighet for å miste jobben ved eventuelle innskrenkninger i bedriften er en annen viktig faktor. Straff i form av redusert inntekt avhenger på denne måten av betingelsene på arbeidsmarkedet ved at den potensielle straffen er høyere når arbeidsledigheten er høy. Dermed har vi at  $\partial P/\partial U > 0$  og  $\partial^2 P/\partial A \partial U > 0$ .

En standard tidsrestriksjon sier at den totale tiden individene har til rådighet deles mellom arbeid og fritid. Gitt budsjettbetingelsen (2.1) og denne standard tidsrestriksjonen, gir maksimering av nytten en førsteordensbetingelse som sier at den marginale substitusjonsraten mellom fritid og konsum er lik prisen på fritid, som er den samme som prisen på sykefravær.

Basert på denne førsteordensbetingelsen kan vi si at et individs sykefravær avhenger av lønn, dekningsgrad, arbeidsledighet og arbeidstid. Det vil si at

$$A = A(W, k, U, h) \tag{2.2}$$

En økning i lønnen vil som beskrevet ovenfor ha en tosidig effekt på sykefraværet siden inntektseffekten og substitusjonseffekten trekker i motsatt retning av hverandre. Effekten av dekningsgraden og den aggregerte arbeidsledighetsraten antas å være entydig henholdsvis positiv og negativ, det vil si  $\partial A/\partial k > 0$  og  $\partial A/\partial U < 0$ . Når det gjelder normalarbeidstidens effekt på sykefraværet vil denne være positiv så lenge den marginale nytten av fritid ikke reduseres når konsumet går opp. Disse resultatene er alle avhengige av antakelsen om at fritid (sykefravær) og konsum er normale goder.

Sammenhengen mellom arbeidsledighet og sykefravær står sentralt i denne studien. Hvis vi tar utgangspunkt i modellen ovenfor, avhenger denne sammenhengen av straffefunksjonen. I det følgende antar vi at straffefunksjonen er konveks i arbeidsledighetsraten, noe som betyr at en økning i arbeidsledighetsraten gir høyere straff når arbeidsledigheten er høy sammenlignet med et lavere nivå på arbeidsledigheten. Intuitivt begrunner vi dette med at ansatte som har

høyt sykefravær har høyere sannsynlighet for oppsigelse enn de med lavt fravær, og med at sannsynligheten for å miste jobben stiger med arbeidsledighetsraten. Det er vanskeligere å skaffe seg ny jobb i et arbeidsmarked preget av høy ledighet, og derfor er det rimelig at straffen er høyere når nivået på arbeidsledigheten er høyt.

#### **2.4.2 Effektivitetslønnsteori**

Sykefraværet kan også forklares på bakgrunn av effektivitetslønnsteori.<sup>5</sup> Som kjent fra forrige avsnitt representerer sykefravær en kostnad for bedriftene. Arbeidsgiver kan sikre høyere innsats og lavere fravær ved å tilby de ansatte gode lønns- og arbeidsbetingelser. Dette vil gjøre tapet ved å miste jobben større. Det er vanskeligere å finne ny jobb når arbeidsledigheten er høy, og muligheten for å bli arbeidsledig vil virke mer truende enn den ville gjort i en situasjon med lavere arbeidsledighet.

Teori for effektivitetslønner tar utgangspunkt i at bedriftene ikke er i stand til å overvåke de ansatte og deres innsats til enhver tid. Det bedriftene gjør, er å foreta stikkprøver, for så å si opp de som sluntrer unna. De ansatte i bedriften har positive preferanser for lønn og negative preferanser for innsats. Den enkelte veier sin arbeidsinnsats opp mot sannsynligheten for å bli tatt for unnasluntring og dermed oppsagt. Som nevnt tas det også hensyn til sannsynligheten for å få ny jobb ved en eventuell oppsigelse, slik at innsatsen vil være høyere når arbeidsledigheten er høy. Arbeidsledigheten har på denne måten en disiplinerende effekt på arbeidsstokken.

En hovedtanke bak effektivitetslønnsteorien er at det kan lønne seg for arbeidsgiver å by opp lønnen for å sikre full innsats. Sykefravær kan i denne sammenhengen betraktes som redusert innsats. Dersom arbeidstaker betaler en lønn som ligger over markedslønn, gis arbeidstakerne et insentiv til å yte full innsats. Andre fordeler for bedriften kan være redusert gjennomtrekk av ansatte i bedriften, samt at bedriften oppleves som attraktiv og dermed tiltrekker seg de best kvalifiserte arbeidstakerne.

---

<sup>5</sup> Se for eksempel Shapiro og Stiglitz (1984).

### 2.4.3 Sykefravær og forsikring: Asymmetrisk informasjon

I et forsikringsperspektiv<sup>6</sup> kan vi si at sykelønnsordningen forsikrer arbeidstakerne og bedriftene i Norge mot inntektsbortfall ved sykdom. Arbeidstakerne er forsikret av bedriften ved kortere fravær, og av folketrygden ved lengre fravær. Ved lange fravær kan vi si at bedriftene er forsikret av folketrygden siden folketrygden overtar utbetalingen av sykelønn.

I økonomisk teori defineres asymmetrisk informasjon som tilfeller hvor kjøper og selger ikke har perfekt og identisk informasjon om kvaliteten på et produkt. I forbindelse med inntektssikring ved sykdom kan vi tenke oss at personlig helse er en slik faktor som det er vanskelig for forsikringstaker og forsikringskollektivet å ha samme informasjon om.

Et potensielt problem som kan oppstå på grunn av asymmetrisk informasjon mellom forsikringstakerne og forsikringssejlerne går under navnet atferdsrisiko.<sup>7</sup> Det finnes to ulike typer atferdsrisiko. Den ene oppstår fordi en forsikringstaker gjennom å være tilknyttet en forsikringsordning har mulighet til å påvirke sannsynligheten for at et forsikringstilfelle skal inntreffe uten at forsikringskollektivet kan observere forebyggingsaktiviteten. Hvor relevant denne typen atferdsrisiko er for individene kan diskuteres. Når det gjelder bedriftenes rolle kan det imidlertid tenkes at disse kan ha reduserte insentiver til å forebygge fravær utover arbeidsgiverperioden siden ansvaret for forsikring ut over de først 16 fraværsdagene er tillagt folketrygden. En annen type atferdsrisiko oppstår fordi arbeidstaker krever inntektskompensasjon i tilfeller der det ikke er opplagt, og heller ikke fullt ut observerbart, om et forsikringstilfelle faktisk foreligger eller ikke. Enkelte lidelser, som muskel- og skjelettplager og nakkeslengsplager, kan være spesielt vanskelige for forsikringskollektivet avgjøre om kvalifiserer til for eksempel uføretrygd eller ikke. Generelt sett så vil det alltid være slik at den enkelte sykmeldte, og eventuelt vedkommendes lege, har bedre kjennskap til nødvendigheten og omfanget av et meldt sykefravær enn det arbeidsgiver og folketrygden har.

Ulike former for egenandeler vil kunne forebygge slike atferdsproblemer som er omtalt ovenfor. I Norge eksisterer ikke egenandeler for majoriteten av lønnsmotakerne. Selv om folketrygden bare dekker inntekt opp til seks ganger grunnbeløpet, betaler offentlige

---

<sup>6</sup> Se for eksempel Askildsen et al. (2004) eller Bratberg og Risa (2000).

<sup>7</sup> På engelsk benyttes uttrykket "moral hazard".

virksomheter og mange private bedrifter full sykelønn også over dette nivået. Empirisk ser vi at sykefraværet er høyere i Norge enn i for eksempel Sverige og Tyskland, som har innslag av egenandeler i sine sykelønnsordninger.

## 2.5 Tidligere norske studier

Mastekaasa og Olsen (1996) undersøker fraværsmønstre blant ansatte i staten. Datamaterialet består av 34 000 individer. 13 000 av disse er ansatt i NSB, mens resten er fordelt på 112 statlige kontorer. Utgangspunktet for analysen er om, og eventuelt i hvilken grad, kjønnsforskjeller i sykefravær kan tilbakeføres til at kvinner og menn har ulike stillinger ved forskjellige kontorer. Resultatene bekrefter at kvinner har betydelig høyere sykefravær enn menn, og at dette også gjelder ved sammenligning av kvinner og menn i samme stilling ved samme kontor. Det kommer også frem at sammensetningen av kvinner og menn har sammenheng med fraværet, og at det er innen yrker med jevn fordeling av kvinner og menn at en finner det laveste fraværet. Fraværet er høyere både i typisk kvinne- og mannsdominerte yrker, og resultatet er særlig entydig for kvinner.

Askildsen, Bratberg og Nilsen (2000) bruker sykmeldingsdata fra Norge når de undersøker om det er disiplinering eller arbeidsstyrkens sammensetning som best forklarer langtidsfraværet. Dette gjøres ved å sammenligne et år med høy arbeidsledighet (1992) med et år da ledigheten var avtakende (1995). Sykefraværet var noe høyere i 1995 enn i 1992. Resultatene av studien gir ingen støtte til hypotesen om at konjunkturvariasjoner i sykefraværet kan forklares av sammensetningseffekter, eller av såkalte marginale arbeidstakere som kommer inn på arbeidsmarkedet i oppgangskonjunkturer. Snarere viser analysen at det er de såkalte stabile arbeidstakerne som deltar i arbeidsstyrken i begge periodene som endrer atferd og øker sykefraværet.

Dyrstad og Ose (2002) søker å identifisere sammensetnings- og disiplineringseffekter empirisk ved å undersøke om endringer i arbeidsledigheten virker forskjellig på sykefraværet i perioder med høy ledighet sammenlignet med perioder med lav ledighet. I tillegg til dette undersøker Dyrstad og Ose mulige ikke-lineære effekter av endringer i sykelønnsordningen. Ved bruk av den såkalte "Smooth Transition Regression" modellen analyseres sykefraværet blant industriarbeidere i Norge i perioden 1971 til 1998. Resultatene gir støtte til

disiplineringshypotesen når det gjelder langtidsfraværet, men dette er noe mer usikkert når det gjelder korttidsfraværet. Verken disiplinerings- eller sammensetningseffekter synes å være tilstedeværende for kvinners korttidsfravær, mens det for mennene er så små effekter av arbeidsledigheten at det ikke er mulig å avgjøre om endringene skyldes disiplinering eller sammensetning. Når det gjelder effektene av endringer i sykelønnsordningen tolkes resultatene som at endringene i 1974, 1978 og 1984 først og fremst påvirker korttidsfraværet, og at det er disiplineringseffekter som dominerer også i denne sammenhengen.

Nordberg og Røed (2003) bruker norske data fra Frischsenterets database når de evaluerer hvordan det økonomiske miljøet påvirker sykefraværet. Det fokuseres spesielt på utformingen av trygdeordningene og endringer i konjunkturtilstandene. Nordberg og Røed undersøker hvilke faktorer som påvirker overgangen fra å være sykmeldt til enten å komme tilbake i jobb eller gå over i mer varige trygdeordninger som rehabilitering og uføretrygd. De finner for det første at det er færre som kommer tilbake i arbeid og flere som blir sykmeldt på nytt i oppgangskonjunkturer. For det andre konkluderes det med at sannsynligheten for å komme tilbake i arbeid øker ved utgangen av den perioden man har rett til full sykelønn, det vil si etter ett års fravær.

Ose (2004) fokuserer på sammenhengen mellom sykefravær og arbeidsmiljø, og benytter data fra 326 norske private industribedrifter. Når det gjelder arbeidsmiljø skilles det mellom omgivelser, fysisk og psykososialt arbeidsmiljø. Psykososialt arbeidsmiljø kan være vanskelig å måle, særlig på bedriftsnivå, siden det skal reflektere generelle forhold ved bedriften. Blant annet tillitsforhold mellom ansatte og nærmeste overordnede og mulighet til å påvirke egne arbeidsoppgaver er brukt som indikatorer på det psykososiale arbeidsmiljøet. I tillegg til arbeidsmiljøindikatorene er antall ansatte, lønn, kommunevis arbeidsledighet, overtidsarbeid og omstillingsindikatorene flytting, produksjonsendring og permitteringer benyttet i regresjonene. Resultatene av analysen viser at støynivå og grad av ulykker og nestenulykker har særlig sterk effekt på langtidsfraværet. Effektene av arbeidsmiljø på korttidsfraværet er særlig drevet av støynivå og fysisk belastning. Når det gjelder de økonomiske variablene, ser det ut som at disse er av sterkere betydning for korttidsfraværet enn for langtidsfraværet. Et av hovedproblemene med å analysere arbeidsmiljø og fravær på bedriftsnivå, er at en viss andel av de ansatte kan være eksponert for visse negative arbeidsmiljøfaktorer og andre ikke.

Askildsen, Bratberg og Nilsen (2005) undersøker sammenhengen mellom sykefravær og arbeidsledighet ved bruk av paneldata. Ved å bruke kommunevis arbeidsledighet som mål på arbeidsledigheten i de lokale arbeidsmarkedene finnes en ganske klar negativ effekt av arbeidsledigheten på sannsynligheten for å ha sykefravær betalt av folketrygden i ett gitt år. Når utvalget begrenses til kun de som deltar i arbeidsstyrken over hele observasjonsperioden 1990 til 1995, de såkalt stabile arbeidstakerne, blir effekten enda klarere. Dette tolkes som at også de stabile arbeidstakerne reagerer på endringer i arbeidsledigheten, og følgelig at den prosykliske variasjonen i sykefraværet ikke er drevet av sammensetningseffekter.

## 2.6 Tidligere internasjonale studier

Johansson og Palme (1996) analyserer ved hjelp av svenske tverrsnittsdata fra 1981 hvordan individuelle økonomiske insentiver påvirker sykefraværet. Resultatene av den empiriske analysen viser at fraværet blant menn reduseres når de individuelle kostnadene ved fravær øker. I tillegg undersøkes effekter av endringer i sykelønnsordningen fra 1990 til 1991. Dette er spesielt interessant på grunnlag av at dekningsgraden ble redusert fra 90 til 60 % for de første tre fraværsdagene og fra 90 til 80 % fra dag fire til dag 89, og at arbeidsledigheten økte fra 1,5 til 2,7 % i denne perioden. Resultatene viser en betydelig reduksjon i sykefraværet som ble rammet av endringen i kompensasjonsnivået, det vil si fravær inntil 89 dager. Også endringene i ledighetsraten viser seg å ha en signifikant negativ effekt på fraværet.

Barmby, Ercolani og Treble (2002) gjør en sammenligning av fraværsatferden i ni land ved hjelp av tverrsnittsdata fra Luxembourg Employment Study (LES), og finner at sammenhengene mellom sykefravær og alder, kjønn og andre sosioøkonomiske faktorer i liten grad varierer mellom landene, selv om fraværsprosentene er svært forskjellige. For eksempel er sykefraværsprosenten i Sverige 6,31, mens den i Sveits er 1,78. De finner at kvinner i de fleste landene har høyere fravær enn menn, og at eldre arbeidstakere er mer borte fra jobben enn yngre arbeidstakere. Det er helse- og sosialsektoren som har det høyeste fraværnivået i de aller fleste landene, og arbeidstakere som har vært lenge i samme jobb er mer syke enn de som er relativt nylig ansatt.

Barmby og Stephan (2000) undersøker sammenhengen mellom sykefravær og bedriftsstørrelse ved hjelp av to tyske paneldatasett som inneholder informasjon om individer og

bedrifter i tidsrommet 1984 til 1990 (med unntak av 1989). Effekten på antall årlige sykefraværsdager estimeres ved hjelp av tilfeldig effekt modeller. I tillegg til bedriftsstørrelse er det kontrollert for sosiale bakgrunnsvariabler som for eksempel alder, inntekt og antall barn under 3 år. Utgangspunktet for analysen er en antakelse om at store bedrifter har høyere fravær i likevekt siden det potensielle produksjonstapet ved fravær er lavere i store bedrifter siden disse kan forsikre seg mot et slikt tap til en lavere kostnad enn mindre bedrifter. Barmby og Stephan finner i sine empiriske analyser støtte for at fraværet er høyere jo flere ansatte det er i bedriften. Effekten av bedriftsstørrelse er særlig sterk for kvinner og for industriarbeidere ("blue collar workers").

Hemstrøm, Marklund og Szücs (2003) analyserer organisatoriske faktorerens betydning på årsaken til den store variasjon i langtidssykefraværet mellom ansatte i ulike kommuner i Sverige. Resultatene viser spesielt at personalets uro for omorganisering har betydning for andelen med lange sykmeldingsperioder. Den svake sammenhengen mellom kommunale langtidssykemeldinger og arbeidslivsfaktorer som psykiske krav, autonomi og sosialt miljø setter ikke spørsmålsteget ved at stress, redusert kontroll over arbeidet og mistriivsel øker sykefraværet, men disse faktorene er av like stor betydning i alle kommuner, og kan derfor ikke bidra til å forklare de store forskjellene mellom kommunene.

Hesselius (2003) undersøker ved hjelp av svenske paneldata om en arbeidstakers sykefravær påvirker risikoen for å bli arbeidsledig. Resultatene av studien indikerer at en økning i antall fravær så vel som en økning i varigheten av fraværene er assosiert med større risiko for arbeidsledighet, og at risikoen er større for kvinner enn for menn. Disse resultatene impliserer at de arbeidstakerne med minst fravær har større sannsynlighet for å få beholde jobben i nedgangstider, og dette kan igjen være en forklaring på det aggregerte prosykliske fraværsmønsteret i Sverige.

Arai og Thoursie (2005) baserer seg på svenske paneldata over årene 1989 til 1999 når de undersøker om det er disiplinering eller endringer i arbeidsstyrkens sammensetning som driver de observerte prosykliske variasjonene i sykefraværet. Andelen av midlertidige arbeidskontrakter tjener som tilnærming for marginale arbeidstakere. En positiv korrelasjon mellom andel midlertidige kontrakter og sykefraværet gir støtte til sammensetningshypotesen, mens en negativ sammenheng tolkes til fordel for disiplineringshypotesen. Arai og Thoursie finner i denne studien en negativ sammenheng. De konkluderer med at både insentiv og

seleksjonsmekanismer kan være av betydning over tid, men at det sannsynligvis er insentiveffekten som dominerer.



## Kapittel 3: Empirisk spesifikasjon

I regresjonsanalysen som blir presentert i kapittel 5 vil vi benytte både en diskret og en lineær økonometrisk modell. Ved hjelp av den diskrete modellen vil vi estimere sannsynligheten et gitt individ har for et nytt sykepengetilfelle betalt over folketrygden. Antall sykedager betalt av folketrygden vil vi estimere ved hjelp av en lineær modell.

Datasettet som ligger til grunn for denne analysen er et paneldatasett. Innledningsvis i dette kapitlet gjøres det rede for bruk av paneldata. Videre presenteres de paneldatamodellene som er benyttet i regresjonsanalysen.

### 3.1 Paneldata<sup>8</sup>

Et paneldatasett inneholder gjentatte observasjoner på et visst antall enheter over tid. Observasjonene er ordnet som flere tverrsnitt i en tidsserie, og paneldata kan på denne måten ses på som en kombinasjon av tverrsnitts- og tidsseriedata. En åpenbar fordel med å bruke paneldata er at dataene varierer over to dimensjoner, både over individer og over tid, og at dette kan bidra til mer presise estimatorer enn i rene tverrsnitts- eller tidsserieundersøkelser. En annen viktig fordel er at paneldata gjør det mulig å kontrollere for uobservert individuell heterogenitet mellom individene. Uobservert individuell heterogenitet er uobserverte egenskaper ved individene som har effekt på den avhengige variabelen, men som ikke fanges opp i datamaterialet.

I denne sammenhengen vil informasjon om diagnoser, tidligere sykdom eller individenes helsetilstand generelt være eksempler på uobserverte individuelle egenskaper ved individene som har effekt på sykefraværet, men som det ikke finnes informasjon om i datamaterialet. Når vi bruker paneldatamodeller kan vi på ulike sett kontrollere for disse uobserverte egenskapene.

---

<sup>8</sup> Fremstillingen i dette avsnittet bygger i hovedsak på Verbeek (2000).

## 3.2 Lineære paneldatamodeller

Den avhengige variabelen,  $Y_{it}$ , angir individ  $i$ 's erstattede<sup>9</sup> fraværsdager i et gitt år  $t$ , og kalles *sykedager*.

Generelt kan vi skrive en dekomponering av effekten på sykefraværet som  $E(Y_{it}) = pr(Y_{it} > 0) \cdot E(Y_{it} | Y_{it} > 0)$ , der det første leddet etter likhetstegnet representerer effekten på sannsynligheten for erstattet fravær, og det andre leddet representerer varigheten av det erstattede sykefraværet gitt at dette er større enn null erstattede dager. Vi står overfor to valg med hensyn til hvordan vi behandler den lineære avhengige variabelen. Det ene alternativet er å betinge regresjonene på den lineære avhengige variabelen på antall erstattede sykedager  $> 0$ . Men det kan tenkes situasjoner der endring i en variabel forårsaker økt sannsynlighet for sykefravær, men redusert varighet. Hvis vi estimerer  $E(Y_{it} | Y_{it} > 0)$ , vil vi inkludere flere individer (flere  $Y_{it} > 0$ ), men med kortere fraværsperioder. Vi kan da komme til å konkludere med at sykefraværet er negativt korrelert med nevnte variabel, noe som synes urimelig i dette (tenkte) tilfellet.

I regresjonen som presenteres i kapittel 5 har vi derfor valgt å inkludere alle observasjoner uavhengig av verdi på antall erstattede sykedager i år  $t$ . Vi tolker dermed antall erstattede sykepengedager som forventet antall dager for et tilfeldig individ i utvalget, og ikke som forventet antall erstattede sykedager for et individ i utvalget som har rapportert å ha minst en erstattet sykedag i år  $t$ . Den lineære modellen fanger derfor opp begge effektene, både endret sykmeldingstilbøyelighet og endret antall erstattede sykedager.

### 3.2.1 Lineær fast effekt modell

$$Y_{it} = \mu_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.1)$$

---

<sup>9</sup> Med erstattet sykefravær menes sykefravær betalt av folketrygden.

$\varepsilon_{it}$  er et feilledd og  $\mu_i$  er en individspesifikk komponent som fanger opp alle uobserverte egenskaper ved individene, inkludert helse.  $\beta$  er en vektor av parametere som måler effekten av forklaringsvariablene i  $X_{it}$ .

I den lineære fast effekt modellen behandles  $\mu_i$  som et deterministisk konstantledd. I denne modellen kan det kontrolleres for uobservert individuell heterogenitet ved at  $\mu_i$  elimineres gjennom en transformasjon.<sup>10</sup> Denne transformasjonen går i korte trekk ut på at de individspesifikke gjennomsnittene trekkes fra modellen (3.1), slik at vi får

$$(Y_{it} - \bar{Y}_i) = \beta(X_{it} - \bar{X}_i) + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \quad (3.2)$$

De individspesifikke gjennomsnittene er regnet ut som

$$\bar{K}_i = \frac{\sum_{t=1}^T K_{it}}{T} \quad \text{for } K = Y, X, \varepsilon \quad (3.3)$$

Siden  $\mu_i$  er konstant over tid, er  $\bar{\mu}_i = \mu_i$ .  $\mu_i$  elimineres fra modellen siden  $\mu_i - \mu_i = 0$ . Resultatet av en slik fast effekt transformasjon er at tidskonstante komponenter ikke kan estimeres direkte.

Fast effekt modellen kan estimeres med fast effekt estimatoren ( $\hat{\beta}_{FE}$ ). For at  $\hat{\beta}_{FE}$  skal være forventningsrett og konsistent<sup>11</sup> kreves strengt eksogene forklaringsvariabler, det vil si ingen korrelasjon mellom forklaringsvariablene i vektoren  $X_{it}$  og komponentene i feilleddet  $\varepsilon_{it}$ . Fast effekt estimatoren er imidlertid robust overfor eventuell korrelasjon mellom  $X_{it}$  og  $\mu_i$ .

<sup>10</sup> Det finnes også andre tilnæringer, for eksempel førstedifferanser.

<sup>11</sup> En estimator sies å være forventningsrett dersom estimatorens forventningsverdi er den samme som populasjonsverdien. Konsistens krever at estimatoren konvergerer i sannsynlighet mot populasjonsparameteren ettersom antall individer og tidsperioder øker (uten grenser).

### 3.2.2 Lineær tilfeldig effekt modell

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3.4)$$

I den lineære tilfeldige effekt modellen inngår den individspesifikke komponenten  $\mu_i$  i et feilledd sammen med  $\varepsilon_{it}$ . Vi har  $w_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}$ . Det er en vanlig antakelse i økonometriske modeller at faktorer som har effekt på den avhengige variabelen, men som ikke inngår som forklaringsvariabler, kan samles i et feilledd.  $\mu_i$  behandles som tilfeldig trukket fra en gitt fordeling. Når vi så estimerer parameterne fra denne fordelingen, reduseres antall estimerbare parametere betydelig sammenlignet med den lineære fast effekt modellen. Typisk antar vi at  $\mu_i$  er identisk og uavhengig fordelt, og følger en normalfordeling med forventning lik null og varians lik  $\sigma_\mu^2$ . Den totale variansen til feilleddet er  $\sigma_\mu^2 + \sigma_\varepsilon^2$ . Kovariansen er  $\sigma_\mu^2$ .

I en lineær tilfeldig effekt modell vil ethvert gitt feilledd  $w_{it}$  nødvendigvis være korrelert med ethvert annet gitt feilledd  $w_{is}$  for det samme individet, siden  $\mu_i$  er den samme for hvert år. Dette er det samme som å si at kovariansen mellom feilleddene over tid ikke er null. Hvordan kan en slik modell estimeres?

Estimering med vanlig minste kvadraters metode (MKM) gir en forventningsrett og konsistent estimator, gitt at  $\mu_i$  og  $\varepsilon_{it}$  er gjensidig uavhengige og uavhengige av  $X_{it}$ . Problemet er at seriekorrelasjonen i feilleddene over tid gjør MKM estimatoren ineffisient.

For å kunne estimere en lineær tilfeldig effekt modell må vi altså ta hensyn til at de uobserverte individspesifikke feilleddskomponentene er korrelert over tid. Et alternativ er å gjøre en transformasjon på feilleddet, for så å bruke generalisert MKM på den transformerte modellen. Det kan vises at den transformerte modellen kan skrives som

$$(Y_{it} - \theta \bar{Y}_i) = \beta (X_{it} - \theta \bar{X}_i) + (w_{it} - \theta \bar{w}_i) \quad (3.5)$$

$\theta$  gir et mål på de relative størrelsene på variansen til feilleddskomponenten som varierer både over individer og tid ( $\sigma_\varepsilon^2$ ), og variansen til feilleddskomponenten som er konstant over tid ( $\sigma_\mu^2$ ). Det kan vises at

$$\theta = 1 - \sqrt{\frac{\sigma_\varepsilon^2}{T\sigma_\mu^2 + \sigma_\varepsilon^2}} \quad (3.6)$$

Et problem med tilfeldig effekt estimatoren ( $\hat{\beta}_{TE}$ ) er at forutsetningen om uavhengighet mellom forklaringsvariabler og uobserverbare individspesifikke egenskaper i praksis ofte er urimelig. Det er mulig å teste for uavhengighet mellom  $X_{it}$  og  $\mu_i$  ved hjelp av en såkalt hausmantest. Dette kommer vi tilbake til senere i kapitlet. Først ser vi på diskrete valgmodeller.

### 3.3 Diskrete paneldatamodeller

Det som skiller en diskret fra en lineær modell er at den avhengige variabelen i en diskret modell kun kan anta to eller flere diskrete, gjensidig utelukkende kategorier.

Når vi skal analysere effektene på sannsynligheten for erstattet fravær, kaller vi den avhengige variabelen *syk*. Dette er en diskret binær avhengig variabel som har kategoriene syk/ikke syk, som refererer til om individ  $i$  har eller ikke har hatt erstattet fravær i observasjonsåret  $t$ . Vi betegner individ  $i$ 's tilbøyelighet til erstattet sykefravær i år  $t$  som  $Y_{it}^*$ .

Modellen skriver vi som

$$Y_{it}^* = \beta X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3.7)$$

$Y_{it}^*$  representerer et individ  $i$ 's differanse i nytte mellom erstattet fravær og ikke erstattet fravær i år  $t$ . Siden denne nytte differansen ikke kan observeres, definerer vi en indikatorvariabel som måler om individ  $i$  har erstattet fravær i år  $t$  eller ikke. Denne skriver vi som

$$Y_{it} = \begin{cases} 1 \Leftrightarrow Y_{it}^* > 0 \\ 0 \Leftrightarrow Y_{it}^* \leq 0 \end{cases} \quad (3.8)$$

Dersom erstattet fravær observeres, tolkes dette som en indikasjon på at differansen i nytte er positiv. Den øvrige notasjonen er den samme som i (3.1).

Vi har

$$\Pr(Y_{it} = 1 | X_{it}) = \Pr(Y_{it}^* > 0 | X_{it}) = F(\beta X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}) \quad (3.9)$$

Likningen sier at sannsynligheten for  $Y_{it} = 1$ , det vil si syk, avhenger av forklaringsvariablene i  $X_{it}$ , samt de uobserverte individuelle egenskapene i  $\mu_i$ .

### 3.3.1 Fast effekt logitmodell

I fast effekt logitmodellen, hvor  $\mu_i$  antas å være et deterministisk konstantledd, er både  $\beta$  og  $\mu_i$  ukjente parametere som skal estimeres. Vi skriver modellen som

$$\Pr(Y_{it} = 1 | X_{it}) = \frac{\exp(\beta X_{it} + \mu_i)}{1 + \exp(\beta X_{it} + \mu_i)} \equiv \Lambda(\beta X_{it} + \mu_i) \quad (3.10)$$

$\Lambda(*)$  betegner en kumulativ logistisk fordeling. Som andre ikke-lineære modeller estimeres fast effekt logit modellen ved hjelp av sannsynlighetsmaksimeringsprinsippet.

Intuitivt kan vi si at estimering av fast effekt logit modellen er betinget på individer som har både 0 og 1 på den avhengige variabelen i løpet av observasjonsperioden. De individene som kun har verdien 0, noe som betyr at de ikke har hatt erstattet sykefravær noen av årene, og de individene som kun har verdien 1, det vil si individer med minst ett erstattet sykefravær hvert år, utelates fra modellen. Sammenlignet med tilfeldig effekt probit modellen får vi derfor et mindre utvalg når vi estimerer fast effekt logitmodellen. Se for øvrig appendiks 1 for nærmere detaljer om estimering av fast effekt logitmodellen.

### 3.3.2 Tilfeldig effekt probitmodell

Som i det lineære tilfellet, består feilleddet i tilfeldig effekt probitmodellen av både  $\mu_i$  og  $\varepsilon_{it}$ .

I modellen nedenfor er derfor  $w_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}$ .

$$\Pr(Y_{it} = 1 | X_{it}) = \phi(\beta X_{it} + w_{it}) \quad (3.11)$$

Vi antar at  $\varepsilon_{it}$  er identisk og uavhengig normalfordelt med forventning lik null og varians lik en. Videre antar vi at  $\mu_i$  er identisk og uavhengig fordelt med forventning lik null og varians lik  $\sigma_\mu^2$ . På grunn av den individspesifikke heterogeniteten i  $\mu_i$  vil  $w_{it}$  være korrelert innen individer over tid. Denne korrelasjonen kan vi uttrykke som

$$\text{Corr}(w_{it}, w_{is}, t \neq s) = \frac{\sigma_\mu^2}{1 + \sigma_\mu^2} \quad (3.12)$$

Dersom vi ignorerer korrelasjonen i feilleddet, og bruker en standard probit sannsynlighetsmaksimeringsmodell, får vi konsistente, men ikke effisiente estimatorer. Se appendiks 1 for nærmere detaljer om estimering av tilfeldig effekt probitmodellen.

Som i den lineære tilfeldig effekt modellen, er en kritisk antakelse også i tilfeldig effekt probitmodellen at kovariansen mellom forklaringsvariablene og den uobserverte individspesifikke heterogeniteten må vær lik null for å sikre konsistente estimatorer.

### 3.4 Fast versus tilfeldig effekt modeller

Til nå har vi sett at et viktig skille i paneldatamodeller går mellom modeller der  $\mu_i$  betraktes som en fast individspesifikk effekt som skal estimeres, og modeller der  $\mu_i$  betraktes som en stokastisk individspesifikk feilleddskomponent. Hvordan skal vi velge mellom fast og tilfeldig effekt modeller?

### 3.4.1 Hausmantest

Vi kan betrakte fast og tilfeldig effekt som én og samme modell, der den eneste forskjellen er antakelsen om  $Cov(\mu_i, X_{it})$ . Dette impliserer at fast og tilfeldig effekt estimatorene kun vil være ulike gitt at

$$\frac{\sigma_\varepsilon^2}{T\sigma_\mu^2 + \sigma_\varepsilon^2} \neq 0 \quad (3.13)$$

Vi ser også at differansen mellom  $\hat{\beta}_{FE}$  og  $\hat{\beta}_{TE}$  vil bli mindre og mindre ettersom T øker. Hausman (1978) introduserte en test for nullhypotesen om at  $X_{it}$  og  $\mu_i$  er ukorrelert. Dersom nullhypotesen aksepteres er både  $\hat{\beta}_{FE}$  og  $\hat{\beta}_{TE}$  konsistente estimatorene, men  $\hat{\beta}_{TE}$  er mest effisient. Under den alternative hypotesen ( $Cov(\mu_i, X_{it}) \neq 0$ ) er  $\hat{\beta}_{FE}$  konsistent, mens  $\hat{\beta}_{TE}$  er inkonsistent.

### 3.4.2 Mer praktiske kriterier

Det eksisterer praktiske så vel som statistiske kriterier for valg av fast eller tilfeldig effekt modeller. Generelt kan det sies at fast effekt modeller er av størst interesse dersom enhetene er trukket fra et lite utvalg, dersom utvalg er tilnærmet lik populasjon, eller dersom en ønsker å estimere  $\mu_i$ . Tilfeldig effekt modeller er av størst interesse i tilfeller hvor utvalget er trukket fra en stor populasjon, eller i analyser der effekten av tidskonstante variabler er av stor betydning.

Et annet moment i denne sammenhengen er at tilfeldig effekt modeller har en tendens til å gi mer statistisk signifikante resultater enn fast effekt modeller. Årsaken er at antallet parametere som skal estimeres er lavere i tilfeldig effekt modeller, noe som gjør av mer av den totale variasjonen i data kan brukes til estimering av  $\beta$ . Generelt kan vi si at fast effekt modeller utnytter variasjonen innen individene over tid, men ser bort fra variasjon mellom individene, mens tilfeldig effekt modeller utnytter variasjonen i data både innen og mellom individene, og



at de gjør dette på en effisient måte. Dette forutsetter imidlertid at modellbetingelsene er oppfylt.

I tillegg spiller endogenitetsspørsmålet en viktig rolle i valget mellom fast og tilfeldig effekt modeller. I mange tilfeller kan det være vanskelig å utelukke avhengighet mellom forklaringsvariabler og uobserverte individuelle egenskaper på bakgrunn av et rent intuitivt resonnement, og fast effekt modeller vil derfor foretrekkes.

## Kapittel 4: Databeskrivelse

### 4.1 Datamaterialet

Datamaterialet som benyttes i denne oppgaven er administrative registerdata tilrettelagt for forskning av SSB. Mer presist er det her snakk om et fem prosents randomisert utvalg fra populasjonsfilene på den sentrale databasen. Utvalget består av nærmere 24 000 tilfeldig trukne individer i alderen 16 til 74 år. Tidsaksen strekker seg fra 1992 til 2000. Panelet er balansert, noe som betyr at alle individene er inkludert i registeret alle årene. En naturlig konsekvens er at alle individene er åtte år eldre i 2000 enn de var i 1992.

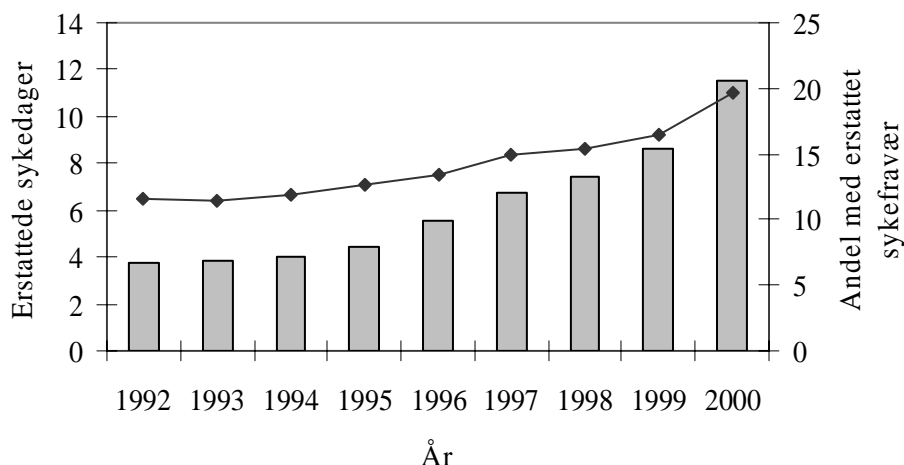
Data inneholder detaljert bakgrunnsinformasjon om individene og deres deltakelse i arbeidslivet, samt en rekke bedriftsvariabler som er konstruert ved å regne ut gjennomsnittsverdier for individene som jobber i de respektive bedriftene. Kombinasjonen av individ- og bedriftsdata gir en unik mulighet til interessante og nyskapende resultater, siden majoriteten av tidligere analyser av sykefravær er basert på rene individ- eller bedriftsdata.

Sykefraværet som er registrert i datamaterialet er fraværsdager som er betalt over folketrygden. Det finnes ingen informasjon om korttidsfraværet i vårt datasett, det vil si fravær som ikke overstiger arbeidsgiverperioden.<sup>12</sup> Arbeidsgiverperioden ble, som kjent, utvidet fra 14 til 16 dager i 1998.

For hele observasjonsperioden under ett er antall erstattede sykedager per sysselsatt i gjennomsnitt 6,21 dager, mens andelen som har en eller flere erstattede fraværsdager er 14,18 %. Figuren under viser utviklingen i gjennomsnittlig antall erstattede fraværsdager og prosentandel med erstattet fravær i utvalget for hvert år 1992 til 2000.

---

<sup>12</sup> Fra 2000 er alt legemeldt sykefravær, det vil si sykefravær som overstiger tre dager, registrert i datamaterialet.



**Figur 4.1** Antall erstattede sykedager per sysselsatt (søyler) og prosentandel med erstattet sykefravær i utvalget (kurve). Gjennomsnittsverdier hvert år 1992-2000.

I figuren ser vi at sykefraværet, både målt i gjennomsnittlig antall erstattede sykedager per sysselsatt og som gjennomsnittlig prosentandel med erstattet fravær, jevnt over har vært stigende i utvalget over hele observasjonsperioden. Unntaket er en liten nedgang i andelen med erstattet fravær fra 1992 til 1993. Den største økningen i det erstattede sykefraværet ser vi fra 1999 til 2000, da gjennomsnittlig antall erstattede sykedager økte fra 8,6 til 11,5 dager og andelen med erstattet fravær økte fra 16,5 til 19,7 %.

I tabellen under ser vi på forskjeller i sykefravær mellom kvinner og menn i utvalget for hele observasjonsperioden samlet.

**Tabell 4.1** Gjennomsnittlig antall erstattede sykedager per sysselsatt og prosentandel med erstattet sykefravær. Kvinner og menn 1992-2000.

	Observasjoner	Fravær i dager	Prosentandel med fravær
Kvinner	95 655	8,44	18,18
Menn	121 167	4,45	11,02

Vi ser at kvinner i datasettet har betydelig høyere sykefravær enn menn. Det finnes flere og sammensatte forklaringer på hvorfor kvinner har høyere sykefravær. En av disse er den

såkalte dobbeltarbeidshypotesen.<sup>13</sup> Kjernen i denne hypotesen er at kombinasjonen av yrkesaktivitet og omsorgsoppgaver i hjemmet har en negativ effekt på kvinners helse. Det er kjent at kvinner i gjennomsnitt bruker mer tid enn menn på daglig husholdningsarbeid.<sup>14</sup> Det er også hevdet at biologiske forhold kan være en del av forklaringen på forskjellene i kvinners og menns fraværsatferd.<sup>15</sup> I følge tall fra SSBs levekårsundersøkelse for 2002 opplever flere kvinner enn menn sykdom som i høy grad påvirker hverdagen, flere kvinner enn menn opplyser at de er utsatt for varig sykdom, og flere kvinner enn menn har hatt kontakt med sin primærlege de siste 12 månedene. En annen forklaring kan tenkes å være basert på den sterke kjønnssegregeringen i det norske arbeidsmarkedet. Det at kvinner og menn i stor utstrekning arbeider i ulike yrker og sektorer gjør at de belastninger og jobbkrev som stilles i arbeidsmiljøet varierer over kjønnene. En sektor som ofte trekkes frem i denne sammenhengen er pleie- og omsorgssektoren, hvor kvinner er overrepresentert, og de fysiske og mentale kravene er høye, og hvor det er store belastninger knyttet til tidspress.

**Tabell 4.2** Antall erstattede fraværsdager og prosentandel med erstattet fravær. Gjennomsnittsverdier 1992-2000.

	Observasjoner	Fravær i dager	Prosentandel med fravær
Offentlig sektor	86 114	6,67	14,76
Privat sektor	130 708	5,91	13,79

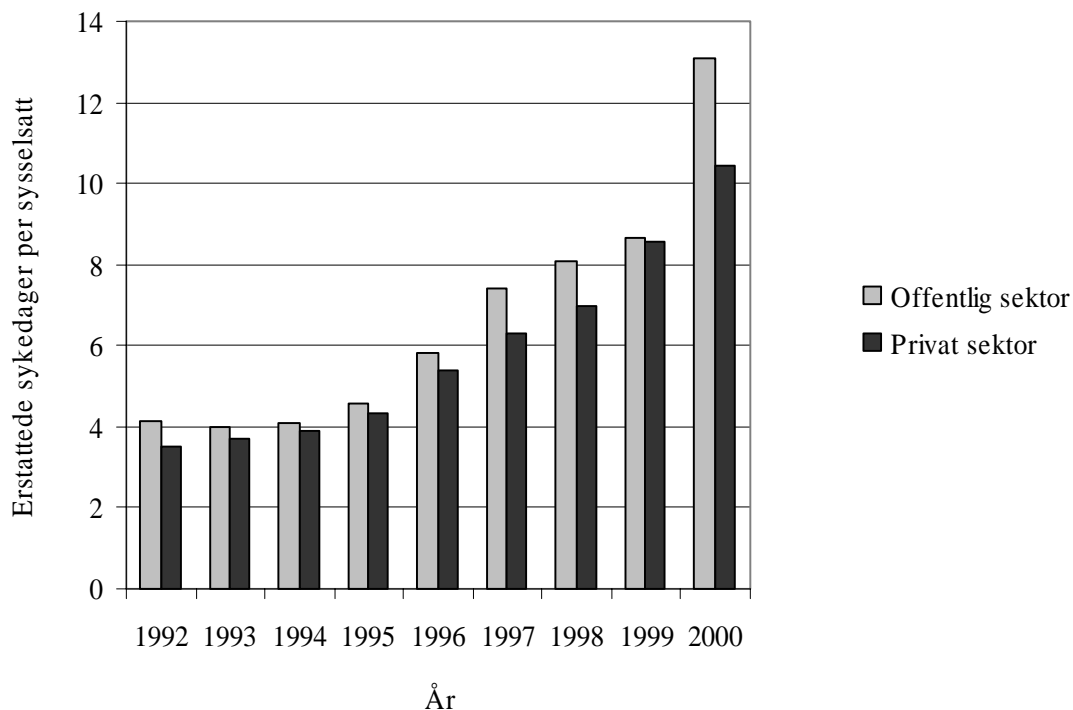
Vi ser at det erstattede sykefraværet i gjennomsnitt er noe høyere i offentlig enn i privat sektor. Dette gjelder både prosentandel som har minst en sykedag betalt av folketrygden og antall fraværsdager betalt av folketrygden.

I figur 4.3 ser vi på utviklingen i antall erstattede sykedager per sysselsatt i offentlig og privat sektor fra 1992 til 2000.

<sup>13</sup> Se for eksempel Bratberg et al. (2002)

<sup>14</sup> Kilde: SSB, Tidsbruksundersøkelsen 2000

<sup>15</sup> Se for eksempel Øverås (1997)



**Figur 4.2** Utvikling i gjennomsnittlig antall erstattede fraværsdager per sysselsatt fra 1992 til 2000 i offentlig og privat sektor.

Vi ser, som i figur 4.1, at sykefraværet jevnt over er stigende for hele perioden 1992 til 2000. Unntaket er en liten nedgang i offentlig sektor fra 1992 til 1993. Mens vi i utvalget ser en økning i sykefraværet i privat sektor allerede fra 1992, viser aggregerte tall (jf. figur 1.1) en avtakende trend frem til 1994. Etter 1994 viser imidlertid også de aggregerte tallene en stigende trend. Ellers ser vi at det erstattede sykefraværet per sysselsatt er høyere i offentlig enn i privat sektor alle årene. Spesielt legger vi merke til overgangen fra 1999 til 2000, der sykefraværet går fra å være relativt jevnt fordelt over sektorene, til en tilstand med betydelig høyere sykefravær i offentlig sektor.

Til nå har vi sett at kvinner i utvalget i gjennomsnitt har høyere sykefravær enn menn, og at ansatte i offentlig sektor i gjennomsnitt har høyere sykefravær enn ansatte i privat sektor. I tabell 4.3 ser vi på sykefraværet for kvinner og menn i offentlig og privat sektor.

**Tabell 4.3** Antall erstattede sykedager og prosentandel med erstattet sykefravær. Gjennomsnittsverdier for kvinner og menn i offentlig og privat sektor 1992-2000.

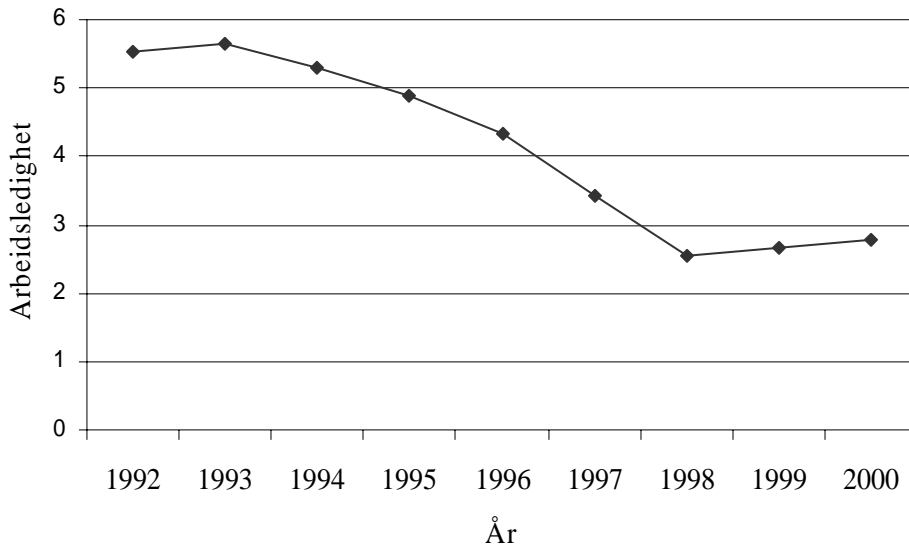
	Kvinner			Menn		
	Obs.	Fravær i dager	Andel med fravær	Obs.	Fravær i dager	Andel med fravær
Offentlig	53967	8,43	18,35	32147	3,73	8,73
Privat	41688	8,46	17,95	89020	4,71	11,85

Når vi først fokuserer på kvinner og menn, ser vi at sykefraværet blant kvinner er relativt likt fordelt over sektorene, men at fraværet målt i gjennomsnittlig antall erstattede sykedager er noe høyere i privat sektor, mens andelen med erstattet sykefravær er noe høyere i offentlig sektor. Blant menn er forskjellene mellom sektorene betydelig større. Det gjennomsnittlige antallet erstattede sykedager er omtrent en dag høyere i privat sektor, mens prosentandelen med erstattet fravær er 8,73 % i offentlig sektor og 11,85 % i privat sektor.

I tabell 4.2 og figur 4.3 så vi at sykefraværet var høyest i offentlig sektor, både når vi betraktet hele perioden 1992 til 2000 under ett, og når vi så på enkeltårene hver for seg. Det vi finner i tabell 4.3 når vi skiller mellom kvinner og menn er dermed vesentlig forskjellig fra det vi tidligere har sett. Spesielt gjelder dette for menn.

Nå vi så fokuserer på offentlig og privat sektor, ser vi for det første at antall erstattede sykedager er vesentlig høyere for kvinner i offentlig sektor enn for menn i offentlig sektor. Faktisk er det kvinner i offentlig sektor i gjennomsnitt mer enn dobbelt så mange erstattede sykedager som menn i offentlig sektor. Når det gjelder andelen med erstattet fravær har 18,35 % av kvinnene som er ansatt i offentlig sektor hatt en eller flere erstattede sykedager. Den tilsvarende andelen for menn i offentlig sektor er 8,73 %. Også i privat sektor er det erstattede sykefraværet betydelig høyere blant kvinner enn blant menn, både når det gjelder antall dager og andel med erstattet fravær.

I figur 4.1 har vi sett at sykefraværet i utvalget har vært stigende for hvert år i observasjonsperioden med unntak av en liten reduksjon i andelen med erstattet fravær fra 1992 til 1993. I figur 4.2 ser vi på utviklingen i den kommunevise arbeidsledighetsraten i utvalget for hvert år 1992-2000.



**Figur 4.3** Utvikling i kommunevis arbeidsledighet målt i prosent av den registrerte arbeidsstyrken. Gjennomsnittsverdier 1992-2000.

Vi ser at ledigheten stiger fra 1992 til 1993, for så å avta frem til 1998. Fra 1998 til 2000 ser vi igjen en stigning. Når vi sammenfatter med utviklingen i sykefraværet, finner vi at sykefraværet er prosyklisk frem til 1998. Fra 1998 til 2000 ser vi at både arbeidsledigheten og sykefraværet i utvalget er stigende. Den prosykliske trenden er altså brutt.

## 4.2 Variabler og deskriptiv statistikk

I dette avsnittet presenteres variablene som vil bli brukt i regresjonsanalysen i påfølgende kapittel. Vi ser også på deskriptiv statistikk. Diskusjoner rundt forklaringsvariablenes forventede fortegn er basert på tidligere studier og økonomisk teori.

### 4.2.1 Avhengige variabler

*Syk og sykedager:*

Som beskrevet i kapittel 3 skiller vi mellom sannsynlighet for et nytt sykepengetilfelle og antall erstattede sykedager. Den avhengige variabelen *syk* er en dummyvariabel som indikerer at individet har hatt sykedager betalt over folketrygden i år  $t$ , mens den avhengige variabelen

*sykedager* er en kontinuerlig variabel som angir antall sykedager betalt over folketrygden i år t.

#### 4.2.2 Forklaringsvariabler

##### *Arbeidsledighet:*

Generelt defineres arbeidsledighet som differanse mellom antall personer i arbeidsstyrken og antall sysselsatte personer. Arbeidsledigheten er et mål på slákheten i arbeidsmarkedet, og varierer over konjunktorene i økonomien (NOU 2000:27). Variabelen *arbeidsledighet* er her definert som kommunevis arbeidsledighet målt i prosent av den registrerte arbeidsstyrken. Sykefraværet har vist seg å være høyere i perioder med lav arbeidsledighet, og lavere i perioder med høy arbeidsledighet. Tidligere empiriske studier<sup>16</sup> har vist en negativ sammenheng mellom arbeidsledighet og sykefravær.

Vi er interessert i å undersøke om effekten av ledighet på sykefravær avhenger av hvilken sektor individene jobber i, og har derfor konstruert interaksjonsvariabelen *privat\*ledighet*. Disiplineringshypotesen hevder at sykefraværet er lavere i nedgangskonjunkturer fordi arbeidstakerne opplever risikoen for, og konsekvensene av, å miste jobben som større. Når vi videre tar hensyn til antatt lavere konjunkturfølsomhet for arbeidsplassene i offentlig sektor, vil vi undersøke om en marginal økning i arbeidsledighetsraten fører til en sterkere reduksjon av sykefraværet i privat sammenlignet med offentlig sektor.

##### *Privat sektor:*

*Privat sektor* er en dummyvariabel som indikerer at individet jobber i privat sektor. Ved hjelp av denne variabelen ønsker vi å undersøke effekten på sykefraværet av å jobbe i privat sektor.

Vi har definert offentlig sektor som bestående av næringene:

- Vannforsyning, kloakk og renovasjonsvirksomhet
- Undervisning
- Helse- og sosialtjenester
- Offentlig administrasjon, sosialforsikring og forsvar

---

<sup>16</sup> For eksempel Askildsen et al. (2005) og Nordberg og Røed (2003).



- Offentlig forretningsdrift og offentlig eide foretak
- Annen offentlig tjenesteyting

I privat sektor inngår næringene:

- Olje- og gassutvinning og bergverksdrift
- Industri
- Kraftforsyning
- Bygge- og anleggsvirksomhet
- Varehandel, hotell- og restaurantvirksomhet
- Transport og kommunikasjon
- Finansiell tjenesteyting, forsikring og eiendomsdrift
- Annen privat tjenesteyting

I gjennomsnitt er 60 % av individene i utvalget ansatt i privat sektor. Når vi skiller mellom kvinner og menn, finner vi at 44 % av kvinnene og 73 % av mennene jobber i privat sektor.

Det er en generell antakelse at arbeidsplassene i offentlig sektor ikke er like konjunkturutsatte som arbeidsplassene i privat sektor. Dette henger tett sammen med de ulike oppgavene som utføres i de to sektorene. Som et utgangspunkt kan vi si at det i offentlig sektor produseres fellestjenester som i all hovedsak er finansiert gjennom skatter og avgifter, mens det i privat sektor produseres varer og tjenester med det formål å oppnå høyest mulig profitt. På denne måten vil økonomiske konjunkturer ha sterkere virkning på arbeidsplassene i privat sektor. Næringene olje- og gassutvinning og bergverksdrift, industri samt bygge- og anleggsvirksomhet er antatt å være blant de mest konjunkturutsatte næringene i privat sektor.

Vi har sett at den lokale arbeidsledighetsraten har vært avtakende over størsteparten av observasjonsperioden. Det vi er interessert i å undersøke er om ansatte i privat sektor tillater seg et høyere sykefravær enn ansatte i offentlig sektor når betingelsene på arbeidsmarkedet bedres. Et bekreftende resultat vil være i tråd med hypotesen om at større og mindre grad av disiplin blant arbeidstakerne forklarer den observerte prosykliske sammenhengen mellom sykefravær og arbeidsledighet.

*Alder:*

Variabelen *alder* er definert som alder i år t. I utvalget er 79 % av individene mellom 30 og 55 år, mens 10 % er yngre enn 30 år og 11 % er eldre enn 55 år. Vi forventer i utgangspunktet at høy alder vil øke sykefraværet. Det synes ikke urimelig å anta at eldre vil være mer disponert for visse sykdommer, for eksempel hjerte- og karsykdommer. I tillegg kan en tenke seg at de som har vært lenge i arbeid med høy belastning kan være mer utsatt for slitasjeskader.

En eventuell negativ effekt kan imidlertid forklares ved hjelp av at eldre arbeidstakere kan tenkes å være mer lojale mot arbeidsplassen og sine kollegaer enn yngre arbeidstakere. De som er eldre har kanskje vært lenge i samme bedrift og føler et større ansvar enn de som har lavere ansiennitet. I tillegg må det tas hensyn til at de som fortsatt deltar i arbeidsstyrken når de nærmer seg pensjonsalder har sterke preferanser for å være i arbeid. I datasettet er alle individene inkludert alle årene, og en arbeidstaker som var 56 år i 1992 og 64 år i 2000, og som fortsatt deltar i arbeidsstyrken, regnes som en såkalt stabil arbeidstaker. I følge sammensetningshypotesen beskrevet i kapittel 2, vil det være de ustabile arbeidstakerne som bidrar at sykefraværet stiger når arbeidsledigheten avtar. De ustabile arbeidstakerne har antatt dårligere helse, og kalles ustabile fordi de kommer inn på arbeidsmarkedet i oppgangskonjunkturer, og skyves ut av arbeidsmarkedet når konjunktorene peker nedover. Imidlertid finner for eksempel Askildsen et al. (2005) ingen støtte for at det er de ustabile arbeidstakerne som driver det prosykliske sykefraværet.

For å fange opp en eventuell ikke-lineær effekt av alder, vil vi i regresjonene også inkludere et annengradsledd,  $alder^2$ .

*Utdanning:*

Variabelen *utdanning* angir antall år med utdanning hvert enkelt individ har. En kan tenke seg at høy utdanning til en viss grad kan være en indikator på varierte og utfordrende arbeidsoppgaver, samt lav fysisk belastning sammenlignet med yrker som ikke krever høyere utdanning. Det forventes dermed negativt fortegn på utdanningsvariabelen.

*Inntekt:*

Variabelen *inntekt* er målt som pensjongivende inntekt i 1000 norske kroner. På samme måte som høy utdanning, kan også høy inntekt tjene som en indikator på variasjon, faglig utfordring og lav fysisk belastning i arbeidslivet, og vi forventer dermed et negativt fortegn

også på denne variabelen. I tillegg må inntektseffekten ses i sammenheng med den sykelønnsordningen vi har i Norge. Folketrygdens gir full lønnskompensasjon for årlig inntekt mellom 0,5 og 6 ganger folketrygdens grunnbeløp, som per mai 2005 tilsvarer en inntekt på mellom 30 349 og 364 194 kroner årlig. Situasjonen i dag er imidlertid at mange arbeidstakere har avtaler med arbeidsgiver om full sykelønn også over 6G. Blant annet gjelder dette alle offentlig ansatte i Norge.

Med hensikt å undersøke forskjeller i inntektseffekten på sykefraværet i offentlig og privat sektor, har vi konstruert et en interaksjonsvariabel kalt *privat\*inntekt*.

#### *Deltid:*

Dummyvariabelen *deltid* indikerer at individet jobber mindre enn 20 timer per uke. Dersom vi antar at beslutningen om sykefravær inneholder en viss grad av valgfrihet, og dersom vi antar at en slik beslutning kan være basert på andre faktorer enn sykdom, kan sykefravær være et mulig botemiddel på et eventuelt misforhold mellom preferanser for arbeid og fritid. De som jobber deltid har i utgangspunktet mer fritid til rådighet, og vil dermed ha lavere sykefravær enn de som jobber heltid. Det er imidlertid også en mulighet at beslutningen om å jobbe deltid er korrelert med helse. Dersom dette er tilfellet vil resultatet blir en økning i sykefraværet.

*privat\*deltid* er en interaksjonsvariabel vi har konstruert for å kunne undersøke eventuelle forskjeller i effekten av deltid på sykefraværet i offentlig og privat sektor.

#### *Gift og tidligere gift:*

Hvilken effekt har sivil status på sykefraværet? Dummyvariabelen *gift* indikerer at individet lever i ekteskap eller partnerskap, mens dummyvariabelen *tidligere gift* indikerer at individet er skilt eller separert fra ekteskap eller partnerskap, er enke eller enkemann. Å leve i ekteskap eller partnerskap forventes å redusere sykefraværet. Dette på grunnlag av at det å være to til å dele på husarbeid, omsorgsoppgaver, syke barn og ikke minst utgifter kan tankes å ha en helsebringende effekt som kan redusere sykefraværet. Det motsatte vil da kunne være tilfellet for de som lever alene. I tillegg kan skilsmisseprosessen i seg selv tenkes å være en belastning som kan føre til helsesvikt. Det vil også være av interesse å undersøke kjønnsforskjeller mellom gifte og tidligere gifte med hensyn på forsørgeransvar og arbeidsdeling i hjemmet.

I tabellen under ser vi på gjennomsnittsverdier og standardavvik for kommunevis arbeidsledighet og individvariabler for kvinner og menn i offentlig og privat sektor.

**Tabell 4.4** Deskriptiv statistikk for kommunevis arbeidsledighet og individvariabler. 1992-2000.

	Offentlig sektor				Privat sektor			
	Kvinner		Menn		Kvinner		Menn	
	Gj.snitt	St.avvik	Gj.snitt	St.avvik	Gj.snitt	St.avvik	Gj.snitt	St.avvik
Arbeidsledighet	4,13	1,40	4,15	1,39	4,09	1,40	4,11	1,40
Alder	44,92	9,14	45,11	9,26	43,43	9,83	42,31	9,76
Utdanning	12,00	2,96	13,41	3,40	10,64	2,30	11,35	2,62
Inntekt	179,00	88,54	257,81	134,04	188,29	98,25	280,16	163,03
Deltid	0,39	0,49	0,07	0,26	0,28	0,45	0,02	0,150
Gift	0,67	0,49	0,69	0,47	0,62	0,50	0,65	0,48
Tidligere gift	0,16	0,37	0,12	0,35	0,17	0,38	0,10	0,30
Observasjoner	53 967		32 147		41 688		89 020	

Vi ser at alderen er noe høyere blant både kvinner og menn i offentlig sektor. Videre finner vi et noe høyere utdanningsnivå i offentlig sektor, samt en betydelig forskjell i inntekten mellom offentlig og privat sektor. Det er også kjønnsforskjeller i inntekten, og vi ser at menn i privat sektor har den høyeste gjennomsnittsinntekten. Det er flest kvinner i offentlig sektor som jobber deltid. Menn jobber sjelden deltid. I gjennomsnitt jobber kun 2 % av mennene i privat sektor reduserte stillingsprosjenter.

Vi fortsetter med en presentasjon av bedriftsvariabler.

#### *Bedriftsstørrelse:*

Variabelen *bedriftsstørrelse* angir antallet ansatte i de respektive bedriftene som er representert i utvalget. Tidligere empiriske studier<sup>17</sup> viser økende sykefravær i takt med økende bedriftsstørrelse. En av årsakene til at vi forventer et positivt fortegn på variabelen som angir antall ansatte i bedriften, er en antatt lavere terskel for å ta ut sykmelding i større bedrifter, hvor konsekvensene av at en ansatt er borte fra jobb kanskje er lavere enn i bedrifter med få ansatte. Barmby og Stephan (2000) argumenterer for en økning i sykefraværet på grunn av at det potensielle produksjonstapet ved sykefravær antatt er lavere i større bedrifter siden disse kan forsikre seg mot et slikt tap til en lavere pris enn små bedrifter kan.

Vi har konstruert en interaksjonsvariabel kalt *privat\*bedrstr* for å kunne undersøke en eventuell forskjell i effekten av bedriftsstørrelse på sykefraværet i offentlig versus privat sektor.

<sup>17</sup> For eksempel Barmby og Stephan (2000).

*Fraværsdager:*

Variabelen *fraværsdager* er definert som det totale antallet fraværsdager i en bedrift. Det interessante med denne variabelen er at den sier noe om den såkalte fraværskulturen i bedriften, og at den sier noe om hvordan denne fraværskulturen virker på den enkeltes fravær. Vi antar at bedrifter som har et høyt totalt fravær har en annen fraværskultur enn bedrifter med lavt totalt fravær. I bedrifter med høyt fravær antar vi at det fraværnivået som oppleves som akseptabelt innad i bedriften er høyere enn det som er akseptabelt i bedrifter med lavere fravær. Flere tidligere studier har vist en positiv sammenheng mellom bedriftenes fraværskultur og den enkelte ansattes sykefravær.<sup>18</sup>

Det er en viss fare for at fraværsvariabelen kan være endogen, noe som betyr at den er korrelert med den avhengige variabelen. I dette tilfellet er det å betrakte som overveiende sannsynlig at  $Y_{it}$  og variabelen *fraværsdager* er korrelert, særlig for mindre bedrifter. Årsaken er at vi ikke kan se bort fra at det totale antallet sykedager i en bedrift delvis er bestemt av det totale antallet sykedager et individ har (i det lineære tilfellet) eller sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle (i det diskrete tilfellet). I et forsøk på å unngå endogenitetsproblemet, er regresjonene som blir presentert i neste kapittel betinget på bedrifter med flere enn 30 ansatte.

*Kvinne- og mannsdominert:*

For å kunne undersøke effekten på sykefraværet av kjønnsfordelingen på arbeidsplassen, er variablene *kvinnedominert* og *mannsdominert* inkludert i regresjonene. Variablene er konstruert som dummyvariabler hvor verdien 1 oppnås dersom det er mer enn 75 % kvinner eller menn blant de ansatte i den respektive bedrift.

Fordelingen av kjønn antas å ha betydning for arbeidsmiljøet i en bedrift. Gjennom kjønnskulturen dannes uformelle regler for hvordan ulike oppgaver skal tolkes og utføres, og kjønnskulturen preger samarbeidsforhold og beslutningsprosesser. De gjeldende normer og regler som er definert innenfor sterkt kvinne- eller mannsdominert arbeidsmiljøer, kan virke lite inkluderende på de som ikke passer inn. På denne måten kan redusert trivsel føre til høyere sykefravær for individer i sterkt kvinne- eller mannsdominerte arbeidsplasser. Ved å bruke slike variabler kan vi for det første undersøke hvilken effekt kjønnsfordeling i bedriften

---

<sup>18</sup> Se for eksempel Martocchio (1994) eller Markham og McKee (1995).

på sykefraværet, og for det andre kan vi undersøke om denne effekten varierer over kvinne- og mannsdominerte miljøer.

Det er en overrepresentasjon av kvinner i visse yrker i offentlig sektor, for eksempel innen helse- og sosialtjenester. For å tillate effekten av å jobbe i en kvinnedominert å avhenge av sektor, har vi konstruert en interaksjonsvariabel kalt *privat\*kvinnedom*.

*Gjennomsnittsalder:*

*Gjennomsnittsalder* er en variabel som angir gjennomsnittsalderen for de ansatte i en bedrift. På samme måte som for individvariabelen *alder*, forventer vi i utgangspunktet at høy gjennomsnittsalder vil øke sykefraværet. Hovedargumentet for en slik effekt er at individenes helse svekkes med årene, og dermed at sannsynligheten for sykdom øker. En eventuell negativ effekt kan, som i individtilfellet, forklares på bakgrunn av seleksjon. De arbeidstakerne som er i det øvre alderssjiktet, og som fortsatt deltar i arbeidsstyrken, har antatt bedre helse enn eldre arbeidstakere med en mer ustabil tilknytning til arbeidslivet.

*Gjennomsnittsinntekt:*

Gjennomsnittsinntekten blant de ansatte i en bedrift er representert ved variabelen *gjennomsnittsinntekt*, og er målt i 1000 norske kroner. Det forventes, på samme bakgrunn som i individtilfellet, i utgangspunktet at høy inntekt vil føre til redusert sykefravær på bakgrunn av antakelsen om at høy lønn er korrelert med varierte og utfordrende arbeidsoppgaver, og lav fysisk aktivitet, som igjen antas å redusere sykefraværet.

*Deltidsandel:*

Andelen av de ansatte som jobber mindre enn 20 timer per uke er representert ved variabelen *deltidsandel*. Hvis hvert individs beslutning om å jobbe er et resultat av en avveining mellom arbeid og fritid, og fritid betraktes som et gode for individet, kan vi forvente at individer som jobber deltid, og følgelig har mer fritid, har lavere sykefravær. Altså forventer vi, på samme bakgrunn som for individvariabelen *deltid*, et negativt fortegn på deltidsandelen i bedriften.

Det finnes også faktorer som kan forklare en eventuell økning i sykefraværet av en økning i deltidsandelen i bedriften. Eksempler er redusert deltakelse i sosiale nettverk, lavere følelse av tilhørighet, og tap av kontinuitet i arbeidet.

Fordelen med å ha data både på individ- og bedriftsnivå er ikke bare at vi kan undersøke sider ved individene og bedriftene hver for seg, men at vi også kan koble disse sammen og konstruere interaksjonsvariabler mellom individ- og bedriftskjennetegn.

*Gml\*ungbedrift:*

Den første individ-bedrift variabelen er kalt *gml\*ungbedrift*, og undersøker effekten av å være gammel i en bedrift hvor gjennomsnittsalderen er lav. Dummyvariabelen *gml* er definert som alder over 51 år, mens dummyvariabelen *ungbedrift* er definert som gjennomsnittsalder i bedriften lavere enn 37,43 år. Disse to grensene representerer den høyeste og den laveste kvartilen for henholdsvis individets alder og gjennomsnittsalderen i bedriften. Ved hjelp av denne interaksjonsvariabelen kan vi undersøke om det er ekstra slitsomt for (det som vi her har definert som) eldre arbeidstakere å jobbe i bedrifter med lav gjennomsnittsalder, eller om det vil være lettere fordi det er flere unge som kan hjelpe til med tunge tak og lignende.

*Lav\*høyinntbedrift:*

For å kunne undersøke effekten å tjene lite i en bedrift hvor gjennomsnittsinntekten blant de ansatte er relativt høy, har vi konstruert variabelen *lavinnt\*høyinntbedrift*. Lav inntekt er definert som inntekt lavere enn 168 360 kroner (lavest kvartil), mens høy inntekt i bedriften er definert som gjennomsnittsinntekt over 217 940 kroner (høyeste kvartil). Hvis det er slik at noen få tjener lite, mens gjennomsnittet i bedriften tjerner betydelig mer, forventes det et høyere fravær blant de som tjener lite. Dette kan ses i sammenheng både med arbeidsoppgaver, utdanning og arbeidsmiljø. Lønn kan være en viktig motivasjonsfaktor for mange arbeidstakere, og det kan lett føles urettferdig å tjene lite i en bedrift hvor gjennomsnittslønnen ligger vesentlig høyere. Dette kan igjen føre til at en tillater seg et høyere fravær enn en ellers ville gjort.

**Tabell 4.5** Deskriptiv statistikk for bedriftsvariabler og interaksjonsvariabler mellom individ og bedrift. 1992-2000.

	Offentlig sektor				Privat sektor			
	Kvinner		Menn		Kvinner		Menn	
	Gj.snitt	St.avvik	Gj.snitt	St.avvik	Gj.snitt	St.avvik	Gj.snitt	St.avvik
Bedriftsstørrelse	40,15	83,39	60,66	549,11	25,60	54,89	30,47	86,95
Fraværsdager	358,08	655,02	409,27	4327,89	195,54	458,14	222,52	687,73
Kvinnedominert	0,61	0,49	0,15	0,36	0,21	0,41	0,02	0,13
Mannsdominert	0,02	0,13	0,21	0,41	0,16	0,37	0,60	0,49
Gj.snittsalder	43,09	4,73	43,73	4,61	40,29	6,20	40,16	5,48
Gj.snittsinntekt	146,03	43,76	173,89	55,17	157,36	69,52	186,32	65,59
Deltidsandel	0,37	0,24	0,21	0,18	0,32	0,26	0,13	0,17
Gml*ungbedrift	0,02	0,13	0,01	0,12	0,06	0,23	0,04	0,19
Lav*høyinntbedrift	0,01	0,09	0,003	0,06	0,04	0,18	0,01	0,10
Observasjoner	53 967		32 147		41 688		89 020	

Gjennomsnittsverdiene i tabell 4.5 forteller oss at bedriftene i offentlig sektor i gjennomsnitt har flere ansatte enn bedriftene i privat sektor. Det totale antall fraværsdager er høyere i offentlige enn i private bedrifter. Videre ser vi at menn i gjennomsnitt jobber i større bedrifter enn kvinner gjør. Flere individer i offentlig enn i privat sektor arbeider i kvinnedominerte bedrifter, mens flere individer i privat enn i offentlig sektor arbeider i mannsdominerte bedrifter. Gjennomsnittsalderen i bedriften er, som i individtilfellet, noe høyere i offentlig sektor. Gjennomsnittsinntekten i bedriften er høyere i privat sektor, og høyere for menn enn for kvinner. Kvinner i offentlige bedrifter representerer den høyeste deltidsandelen.

Vi har nå presentert de variablene som vil bli benyttet i regresjonene i kapittel 5, samt rapportert deskriptiv statistikk. Avslutningsvis ser vi på forskjeller i gjennomsnittsverdier mellom individer med og uten erstattet fravær i observasjonsperioden.



**Tabell 4.6** Gjennomsnittsverdier for individer med og uten erstattet sykefravær i observasjonsperioden. 1992-2000.

	Sykedager=0	Sykedager>0
Sykedager		43,81
Kvinne	0,42	0,57
Arbeidsledighet	4,15	3,94
Privat sektor	0,61	0,59
Alder	43,44	44,51
Utdanning	11,81	10,86
Inntekt	239,92	198,24
Deltid	0,16	0,22
Gift	0,66	0,63
Tidligere gift	0,12	0,18
Bedriftsstørrelse	34,31	31,12
Fravær	242,53	352,91
Kvinnedominert	0,21	0,31
Mannsdominert	0,31	0,30
Gj.snittsalder	41,11	40,71
Gj.snittsinntekt	172,03	161,17
Deltidsandel	0,22	0,27
Gml*ungbedrift	0,03	0,04
Lavinnt*høyinntbedrift	0,01	0,02
Observasjoner	186 080	30 742

I gruppen med erstattet sykefravær ser vi for individvariablene blant annet at kvinneandelen, gjennomsnittsalderen og deltidsandelen er høyere, mens antall år med utdanning, inntekten og andelen ansatt i privat sektor er lavere. For bedriftsvariablene finner vi at det totale antallet fraværsk dager, andel kvinnedominerte bedrifter og deltidsandelen er høyere i gruppen med erstattet fravær, mens bedriftsstørrelsen og gjennomsnittsinntekten er lavere.

Gjennomsnittsverdien for den lokale arbeidsledighetsraten er lavere i gruppen med minst en registrert erstattet sykedag.

## **Kapittel 5: Regresjonsresultater**

For å isolere effekten av arbeidsledighet og sektortilhørighet på sykefravær, er det i modellene kontrollert for andre relevante forhold, både på individ- og bedriftsnivå. Variablene som er benyttet i regresjonene er de samme som de som er beskrevet i kapittel 4.

Aggregert har den dominerende trenden over det meste av 1990 tallet vært avtakende arbeidsledighet og stigende sykefravær (jf. figur 1.1). I følge disiplineringshypotesen, slik den er beskrevet i kapittel 2, er årsaken til det høye fraværet i oppgangskonjunkturer at arbeidstakerne opplever risikoen for, og konsekvensene av, å miste jobben som lavere sammenlignet med en situasjon med stigende arbeidsledighet. Vår hypotese er at dersom slike disiplinerings effekter er tilstede, så vil disse slå sterkere ut i privat enn i offentlig sektor, siden arbeidsplassene i privat sektor jevnt over antas å være mer konjunkturutsatte enn arbeidsplassene i offentlig sektor.

I avsnitt 5.2 presenteres resultater fra estimering med fast effekt logitmodellen, mens resultater fra estimering med den lineære fast effekt modellen presenteres i avsnitt 5.3. Vi begynner imidlertid med en generell diskusjon av fast versus tilfeldig effekt paneldatamodeller (jf. kapittel 3).

### **5.1 Fast eller tilfeldig effekt?**

Som beskrevet i kapittel 3, kan vi ved bruk av paneldatamodeller kontrollere observerte individuelle egenskaper og uobserverte faste eller tilfeldige individuelle egenskaper ved individene. Fast effekt estimatoren er robust overfor eventuell korrelasjon mellom forklaringsvariabler og uobservert individuell heterogenitet, mens tilfeldig effekt estimatoren krever uavhengighet.

Det er ikke rimelig a priori å forvente at forklaringsvariabler og uobserverte individspesifikke egenskaper som for eksempel helsetilstand skal være ukorrelert i en analyse av sykefravær. Eksempler på forklaringsvariabler vi her mistenker kan være korrelert med helsetilstand i denne analysen er kjønn, alder og inntekt.

For å avgjøre hvilken estimator som er best egnet, kan vi utføre hausmantester. Fra kapittel 3 vet vi at korrelasjon mellom forklaringsvariabler og uobserverte egenskaper gir konsistent fast effekt estimator og inkonsistent tilfeldig effekt estimator. Dersom vi kan påvise at en slik korrelasjon ikke eksisterer, vil både fast og tilfeldig effekt estimatorene være konsistente, men tilfeldig effekt estimatoren vil være mer effisiente.

I en hausmantest følger testobservatoren en asymptotisk kjikvadratfordeling med  $K$  frihetsgrader, hvor  $K$  er antall elementer i  $\beta$ . Resultater fra hausmantester på nullhypotesen  $H_0: Corr(\mu_i, X_{it}) = 0$ , forkaster i dette tilfellet  $H_0$  med testobservator 609,5 og p-verdi 0,0000 i det diskrete tilfellet, og testobservator 465,2 og p-verdi 0,0000 i det lineære tilfellet. Vi må dermed forkaste hypotesen om at det ikke eksisterer korrelasjon mellom forklaringsvariabler og uobserverte individspesifikke egenskaper. Konsekvensen er inkonsistent tilfeldig effekt estimator.

Når vi likevel ønsker å rapportere tilfeldig effekt resultater er dette i hovedsak fordi tilfeldig effekt esitmatene utnytter mer av variasjonen i datamaterialet, og således kan ha en viss informasjonsverdi. Resultatene fra tilfeldig effekt modeller finnes i appendiks 2, og refereres til i tilfeller hvor dette vurderes som å være av interesse.

## 5.2 Resultater fra estimering med fast effekt logitmodellen

Ved hjelp av fast effekt logitmodellen ønsker vi å undersøke arbeidsledighetens effekt på sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle i offentlig versus privat sektor. Vi vil også undersøke effekten av å være ansatt i privat sektor. Ved å inkludere ulike interaksjonsvariabler (i tillegg til den mellom arbeidsledighet og privat sektor) tillater vi effektene av inntekt, deltid, bedriftsstørrelse og kvinnedominans å avhenge av hvilken sektor individene jobber i.

På bakgrunn av den deskriptive statistikken i kapittel 4, som viste betydelige kjønnsforskjeller, er regresjonene gjort separat for kvinner og menn. Regresjonene er i tillegg betinget på bedrifter med flere enn 30 ansatte (jf. diskusjon i avsnitt 4.2.2).

Når det gjelder effekter av dummyvariabler i fast effekt paneldatamodeller, er det verdt å nevne at det er de individene som endrer status over tid som identifiserer effekten. Det samme gjelder for kontinuerlige variabler som endres lite over tid. For eksempel er det individer som endrer sivil status i løpet av observasjonsperioden som identifiserer effekten av å være gift, mens de som endrer utdanningsstatus over observasjonsperioden identifiserer utdanningseffekten.

**Tabell 5.1** Resultater fra estimering med fast effekt logit modell. 1992-2000.<sup>1</sup>

	Alle			Kvinner			Menn		
	Koef. <sup>2</sup>	St.feil	P>z	Koef.	St.feil	P>z	Koef.	St.feil	P>z
Arbeidsledighet	0,073	0,019	0,000	0,093	0,025	0,000	-0,032	0,034	0,345
Privat*ledighet	-0,062	0,016	0,000	-0,101	0,023	0,000	0,067	0,029	0,020
Privat sektor	1,165	0,133	0,000	1,384	0,190	0,000	0,385	0,204	0,060
Alder	0,047	0,019	0,014	0,016	0,026	0,546	0,086	0,028	0,002
Alder <sup>2</sup>	9,8e-04	1,9e-04	0,000	0,001	2,5e-04	0,000	6,3e-04	2,8e-04	0,026
Utdanning	0,035	0,017	0,039	0,055	0,024	0,026	0,011	0,024	0,639
Inntekt	-7,9e-04	2,6e-04	0,002	6,3e-04	4,3e-04	0,142	-0,003	3,8e-04	0,000
Inntekt <sup>2</sup>	9,4e-07	2,6e-07	0,000	-3,9e-07	1,1e-06	0,708	1,3e-06	1,8e-07	0,000
Privat*inntekt	-0,003	2,8e-04	0,000	-0,004	4,6e-04	0,000	-0,002	3,9e-04	0,000
Deltid	-0,267	0,051	0,000	-0,264	0,055	0,000	-0,195	0,142	0,170
Privat*deltid	-0,394	0,088	0,000	-0,367	0,101	0,000	-0,515	0,204	0,012
Gift	0,286	0,075	0,000	0,469	0,115	0,000	0,121	0,103	0,244
Tidligere gift	0,506	0,096	0,000	0,688	0,140	0,000	0,361	0,137	0,008
Bedriftsstørrelse	-2,5e-04	2,3e-05	0,000	-2,2e-05	2,8e-05	0,000	-3,1e-04	4,2e-05	0,000
Privat*bedrstr	1,4e-06	1,5e-06	0,340	-1,3e-07	1,9e-06	0,945	4,4e-06	2,4e-06	0,065
Fraværsdager	3,7e-05	3,4e-06	0,000	3,4e-05	4,2e-06	0,000	4,6e-05	6,3e-06	0,000
Kvinnedominert	0,144	0,056	0,001	0,227	0,070	0,001	0,043	0,143	0,765
Privat*kvinnedom	-0,249	0,119	0,036	-0,348	0,133	0,009	0,217	0,298	0,465
Mannsdominert	0,091	0,058	0,113	0,016	0,105	0,876	0,108	0,070	0,124
Gj.snittsalder	-0,006	0,005	0,247	0,005	0,007	0,455	-0,024	0,008	0,005
Gj.snittsinnekt	0,002	4,3e-04	0,000	4,5e-04	6,1e-04	0,463	0,003	6,2e-04	0,000
Deltidsandel	0,339	0,140	0,016	0,369	0,170	0,030	0,232	0,254	0,363
Gml*ungbedrift	-0,020	0,071	0,774	0,164	0,096	0,087	-0,256	0,107	0,017
Lav*høyinntbedrift	-0,285	0,084	0,001	-0,113	0,105	0,279	-0,555	0,140	0,000
Loglikelihood		-28 827			-15 917			-12 860	
Observasjoner		79 336			42 414			36 922	

<sup>1</sup> Avhengig variabel=1 dersom individet har minst en erstattet fraværsdag i år t.

<sup>2</sup> Estimaten som presenteres er koeffisienter, ikke marginaleffekter. Generelt kan vi uttrykke marginaleffekten som  $ME_j = f(X\beta) \cdot \beta_j$ . Marginaleffekter evaluert i gjennomsnittet av forklaringsvariablene får vi ved å multiplisere koeffisientene med  $f(\bar{X}\beta)$ . Her har vi  $f(\bar{X}\beta) = 0,007$  for alle,  $f(\bar{X}\beta) = 0,006$  for kvinner, og  $f(\bar{X}\beta) = 0,014$  for menn. Se appendiks 3 for utregninger av  $f(\bar{X}\beta)$ .

## 5.2.1 Tolkning av resultater

### *Arbeidsledighet og privat sektor:*

Disiplineringshypotesen bygger på en kausal sammenheng mellom arbeidsledighet og sykefravær i form av at arbeidsledigheten direkte påvirker den enkeltes atferd. Det forutsettes at høyt fravær øker risikoen for oppsigelse, enten i form av at arbeidsgiver aktivt forsøker å kvitte seg med ansatte med høyt fravær, eller ved at ansatte med mye fravær oppfattes som mindre viktige for bedriften, og dermed er mer utsatte ved bemanningsreduksjoner. Videre forutsettes det i hypotesen om disiplineringseffekter at høy eller stigende arbeidsledighet gjør arbeidstakerne mer opptatte av å holde på de jobbene de har, siden det i perioder med høy eller stigende arbeidsledighet oppleves som vanskeligere å skaffe seg alternative jobber. Det kan også være at arbeidsgiver opplever det som lettere å si opp ansatte med høyt fravær dersom dette kan gjøres i forbindelse med en generell innskrenkning i bedriften, og ikke som en disiplinreaksjon rettet mot den enkelte arbeidstaker.

Når vi har inkludert interaksjonsvariabelen *privat\*ledighet* i regresjonen, er hensikten i tråd med oppgavens problemstilling, å undersøke om effekten av en marginal økning i arbeidsledighetsraten er forskjellig i privat sammenlignet med offentlig sektor. Hvis disiplinering av arbeidsstokken er en årsak til den observerte prosykliske sammenhengen mellom sykefravær og arbeidsledighet, skulle en forvente en sterkere reduksjon i sykefraværet i privat enn i offentlig sektor, siden arbeidsplassene i offentlig sektor jevnt over antas å være mindre konjunkturutsatte.

Når vi først ser på variabelen *arbeidsledighet*, finner vi en økning i sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle for kvinner i offentlig sektor. Utrechnet viser marginaleffekten en økning på omtrent 0,1 %. Resultater fra estimering med en tilfeldig effekt probitmodell (se appendiks 2) viser imidlertid en signifikant reduksjon i sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle for både kvinner og menn i offentlig sektor.

Når det gjelder effekt av arbeidsledighet på sykefraværet for ansatte i privat sektor, finner vi alt annet likt at en marginal økning i arbeidsledighetsraten reduserer sannsynligheten for et

nytt sykepengetilfelle for kvinner. Marginaleffekten, evaluert i gjennomsnittet av forklaringsvariablene, er regnet ut til å være en reduksjon på omtrent 0,005 %.<sup>19</sup>

Resultatene fra estimering med fast effekt logitmodellen viser at arbeidsledighetsraten øker sannsynligheten for erstattet sykefravær for kvinner i offentlig sektor, og reduserer sannsynligheten for erstattet sykefravær for kvinner i privat sektor. Vi finner med dette at kvinner i både offentlig og privat sektor endrer atferd, men at effektene trekker i hver sin retning. Reduksjonen i sannsynligheten for et nytt erstattet sykefravær for kvinner i privat sektor kan tolkes til fordel for eksistens av disiplineringseffekter. Når arbeidsledigheten stiger er det således de ansatte i privat sektor som bidrar til reduksjonen i sykefraværet. I alle fall ser det slik ut for kvinner. Estimering med tilfeldig effekt probitmodellen (se appendiks 2) viser en reduksjon av sykefraværstilbøyeligheten også for menn i privat sektor.

Når vi kontrollerer for andre relevante forhold, finner vi at effekten av å jobbe i *privat sektor* peker i retning av økt sannsynlighet for et nytt sykepengetilfelle for både kvinner og menn. Marginaleffektene, basert på koeffisientene i tabell 5.1, er regnet ut til å være omtrent 0,8 % for kvinner og omtrent 0,5 % for menn. Når vi tar hensyn til at arbeidsledighetsraten har vært avtakende over størsteparten av observasjonsperioden (jf. figur 4.2), kan vi tolke den økte sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle av å jobbe i privat sektor til fordel for at individene som jobber i privat sektor tillater seg et større sykefravær enn individene i offentlig sektor gjør når betingelsene på arbeidsmarkedet bedres.

#### *Individvariabler:*

Det eksisterer ingen entydig tolkning av effekten av *alder* på sykefraværet. På den ene siden kan vi tenke oss at høy alder er korrelert med svakere helse som gir høyere sykefravær, og på den andre siden kan det tenkes at eldre arbeidstakere er mer lojale overfor arbeidsgiver, slik at fraværet reduseres med økende alder. Når vi har inkludert et annengradsledd i regresjonen, er

---

<sup>19</sup> Tolkning av interaksjonseffekt: Antar en forenklet modell  $pr(Y_{it} = 1) = F(\beta_1 U + \beta_2 P + \beta_3 P \cdot U)$ , hvor  $U$  betegner arbeidsledighet og  $P$  betegner privat sektor. I logitmodellen blir marginaleffekten av ledighet, evaluert i gjennomsnittet av forklaringsvariablene, lik  $\frac{\partial pr}{\partial U} = f(\bar{X}\beta)(\beta_1 + \beta_3 \cdot P)$ , det vil si  $f(\bar{X}\beta) \cdot \beta_1$  for ansatte i offentlig sektor, og  $f(\bar{X}\beta) \cdot (\beta_1 + \beta_3)$  for ansatte i privat sektor.

hensikten å fange opp en eventuell ikke-lineær effekt på sannsynligheten for erstattet sykefravær. I tabell 5.1 ser vi at både *alder* og *alder*<sup>2</sup> har positive fortegn. Dette tolker vi til fordel for en lineær sammenheng mellom alder og sykefravær. Koeffisienten for *alder* er imidlertid ikke statistisk signifikant for kvinner.

Ved hjelp av tilfeldig effekt probit modellen (se appendiks 2) finner vi at en enhets økning i et individs alder reduserer sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle frem til en viss alder når vi ser på menn. Etter at individene har passert denne visse alderen øker sannsynligheten for erstattet sykefravær i takt med høyere alder. Det virker rimelig å anta at risiko for eksempelvis livsstilssykdommer og slitasjeskader øker med alder, slik at svekket helse kan bidra til å forklare den positive annengrads-koeffisienten. På bakgrunn resultatet fra hausmantesten, har vi imidlertid mest tillit til resultatene fra fast effekt logitmodellen.

Koeffisienten for variabelen *utdanning* gir ingen målbar effekt for menn, men er signifikant positiv for kvinner. Marginaleffekten av utdanning er altså en økning i sannsynligheten for erstattet sykefravær for kvinner. Dette resultatet er noe uventet. Fra kapittel 4 forventer vi en negativ effekt av utdanning på sykefravær blant annet på bakgrunn av en antakelse om lavere fysisk belastning og høyere grad av varierte og utfordrende arbeidsoppgaver i arbeidslivet for de med høyere utdanning. En av årsakene til den noe uventede effekten kan være at utdanning typisk varierer lite over tid. Siden vi her ser på individer som deltar i arbeidsstyrken, er det individer som kombinerer jobb og utdanning som bidrar til endring i denne variabelen over tid, og som således identifiserer effekten på sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle. Til sammenligning gir estimering med en tilfeldig effekt probitmodell (se appendiks 2) er effekten av utdanning en signifikant reduksjon i sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle for både kvinner og menn.

Når det skilles mellom kvinner og menn, er estimatene for variabelen *inntekt* bare signifikante for menn. Førsteordens-koeffisienten viser en reduksjon i sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle for menn i offentlig sektor, mens annenordens-koeffisienten viser en økning i den samme sannsynligheten for menn i offentlig sektor. Dette betyr at en marginal økning i

inntekten reduserer sannsynligheten for erstattet sykefravær inntil en viss verdi. Vendepunktet er representert ved en inntekt på omtrent 1,2 millioner kroner<sup>20</sup>, som er relativt høyt.<sup>21</sup>

Når vi ser på inntektseffekten for menn som jobber i privat sektor, finner vi en sterkere reduksjon i sannsynligheten for erstattet sykefravær sammenlignet med ansatte i offentlig sektor. Utreget finner vi at en økning i inntekten på 50 000 kroner reduserer sannsynligheten for erstattet fravær med tilnærmet 0,2 % for menn i offentlig sektor. Den tilsvarende reduksjonen for menn i privat sektor er tilnærmet 0,4 %.

Dersom vi antar at variasjoner i inntekten i hovedsak er drevet av variasjoner i lønnsraten, er inntektseffekten i samsvar med prediksjoner fra disiplinerings-teori. I følge effektivitets-lønnsteorien, slik den er beskrevet i kapittel 2, har høytlønnede arbeidstakere lavere sannsynlighet for sykefravær fordi det potensielle tapet ved å miste jobben er større. Høy lønn gjør det attraktivt å jobbe og forhindrer skoft. I tillegg reduserer høy lønn gjennomtrekken av ansatte i bedriften (såkalt turnover), og gir et signal om at kvaliteten på arbeidskraften i bedriften er høy, slik at en unngår såkalt ugunstig utvalg. En annen faktor som kan tenkes å spille inn er overtidsarbeid. Dette er spesielt aktuelt for menn siden de aller fleste menn jobber fulltid (jf. Tabell 4.4). Menn som jobber fulltid, og kanskje en del overtid, tjener mer. Høy inntekt er i denne sammenheng antatt assosiert med variasjon, yrkesfaglig utfordring og lav fysisk belastning i arbeidslivet, som igjen er assosiert med lavere sannsynlighet for sykmelding.

Når vi regner ut marginaeffekten, finner vi at kvinner som jobber deltid i offentlig sektor har omtrent 0,2 % lavere sannsynlighet for et nytt sykepengetilfelle enn kvinner som jobber fulltid i samme sektor. Koeffisienten for *deltid* blant menn har også negativt fortegn, men når ikke et rimelig signifikansnivå. Når vi ser på forskjeller mellom offentlig og privat sektor,

<sup>20</sup> Forenklet kan vi skrive sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle som

$pr(Y_{it} = 1) = F(\beta_1 \bar{x}_1 + \beta_2 \bar{x}_2 + \beta_3 \bar{x}_2^2)$ , hvor  $\bar{x}_2$  betegner inntekt og  $\bar{x}_1$  er en vektor som inneholder alle andre forklaringsvariabler. Marginaeffekten kan vi ved hjelp av kjernerregelen skrive som

$\frac{\partial pr}{\partial \bar{x}_2} = f(\beta_1 \bar{x}_1 + \beta_2 \bar{x}_2 + \beta_3 \bar{x}_2^2) (\beta_2 + 2\beta_3 \bar{x}_2)$ . Vendepunktet finner vi ved å sette  $\beta_2 + 2\beta_3 \bar{x}_2 = 0$ , og løse for

$\bar{x}_2 = -\frac{\beta_2}{2\beta_3}$ . For menn i offentlig sektor får vi vendepunktet for inntekt som  $\bar{x}_2 = -\frac{-0,000042}{2(0,000000182)} \approx 1153,85$ .

<sup>21</sup> Bare 48 individer i utvalget har en årlig inntekt over denne størrelsen.



finner vi at reduksjonen i sannsynligheten for erstattet sykefravær av å jobbe deltid er sterkere i privat enn i offentlig sektor. Deltidsarbeidende kvinner i privat sektor har tilnærmet 0,4 % lavere sannsynlighet for erstattet sykefravær enn heltidsarbeidende kvinner i privat sektor.

I tråd med den neoklassiske modellen for arbeidstilbud diskutert i kapittel 2, kan deltidarbeid tolkes som en mulig strategi i individenes avveining mellom arbeid og fritid. Arbeidstakere som jobber deltid har mer fritid enn fulltidsarbeidende, og det er en mulighet at deltidarbeidere ikke verdsetter en enhet ekstra fritid like høyt som de som jobber fulltid. På denne måten kan vi forklare den reduserte sannsynligheten for sykefravær blant deltidansatte i offentlig og privat sektor som redusert skoft.

Når det gjelder effekten av ekteskapeleg status på sykefraværet, viser resultatene i tabell 5.1 en signifikant økning i sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle av å være *gift* for kvinner. Koeffisienten for menn har også positivt fortegn, men når ikke et rimelig signifikansnivå. Fra kapittel 4 forventer vi en reduksjon i sykefraværet på grunnlag av den antatte helsebringende effekten av å være to til å dele på utgifter, husarbeid, omsorg for syke barn og lignende. Effekten vi her ser er altså noe uventet, men også andre undersøkelser har gitt tilsvarende resultat.<sup>22</sup> Å være separert, skilt eller enke/enkemann gir signifikant økning i sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle for både kvinner og menn i utvalget. Mulige årsaker til økningen kan være at de som tidligere har vært gift nå er alene om utgifter, husarbeid og omsorgsoppgaver. Utreget er marginaleffekten noe sterkere for menn.

#### *Bedriftsvariabler:*

Den første bedriftsvariabelen vi tar for oss måler effekten på sykefraværet av størrelsen på bedriften individene jobber i. Vi undersøker for denne variabelen eventuelle forskjeller mellom offentlig og privat sektor. I tabell 5.1 ser vi at effekten av bedriftsstørrelse er redusert sannsynlighet for et nytt sykepengetilfelle for både kvinner og menn i offentlig sektor. Marginaleffekten er noe sterkere for menn enn for kvinner. For ansatte i privat sektor er effekten av bedriftsstørrelse kun målbar for menn. Utreget finner vi at økende bedriftsstørrelse reduserer sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle for menn i privat

---

<sup>22</sup> Se for eksempel Askildsen et al. (2005) eller Bratberg et al. (2002).

sektor. Når vi sammenligner sektorene, finner vi en noe sterkere reduksjon i sannsynlighet for erstattet sykefravær blant menn i offentlig sektor.

Barmby og Stephan (2000) konkluderer med økt sykefravær som følge av en økning i bedriftsstørrelsen. Det hevdes at denne sammenhengen, i et sosiologisk perspektiv, kan forklares ut fra at arbeidstakerne i store bedrifter i større grad opplever anonymitet, mindre kontakt med ledelse og muligens lavere ansvarsfølelse overfor kollegaer enn arbeidstakere i mindre bedrifter gjør. Problemet er at disse faktorene ikke er direkte målbare, og at det derfor er vanskelig å inkludere slike variabler i økonometriske analyser. Barmby og Stephan (2000) fokuserer snarere på etterspørselssiden når de undersøker sykefraværet i bedriftene. De hevder at store bedrifter kan finne det optimalt å ha høyere sykefravær i likevekt fordi produksjonstapet ved fravær er lavere for store enn for små bedrifter. Årsaken til dette er at store bedrifter kan forsikre seg mot økonomisk tap ved sykefravær til en lavere kostnad.

Effekten av *fraværsdager* er, som vi ser i tabell 5.1, en signifikant økning i sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle for både kvinner og menn. Vi kan tolke denne variabelen som en tilnærming til bedriftens fraværskultur. En slik fraværskultur antas å bestå av felles normer og forståelse av hva som er et akseptabelt fraværsnivå i bedriften. En slik felles kultur utvikler seg over tid gjennom samhandling på arbeidsplassen. Vi finner at sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle øker ettersom nivået på det aksepterte fraværsnivået i bedriften øker. Dersom vi antar at fraværskulturen varierer fra bedrift til bedrift, kan den bidra til å forklare variasjoner i sykefraværet mellom tilsynelatende like bedrifter.

Som vi husker fra kapittel 4, er variabelen *kvinnedominert* definert som bedrifter som har mer enn 75 % kvinnelige arbeidstakere. Tilsvarende er variabelen *mannsdominert* definert som bedrifter med mer enn 75 % menn blant sine ansatte. Vi ønsker med disse variablene å undersøke hvilken rolle kjønnsfordelingen på arbeidsplassen spiller for sykefraværet til den enkelte arbeidstaker. I tillegg vil vi tillate effekten av å jobbe i en kvinnedominert bedrift å avhenge av sektor. I tabell 5.1 ser vi at effekten av å jobbe i en kvinnedominert bedrift i offentlig sektor er en signifikant økning i sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle for kvinner. Effekten for menn i offentlig sektor trekker i samme retning, men når ikke et rimelig signifikansnivå. Økningen i sykefraværet for kvinner i offentlig sektor tolker vi som at kvinner som jobber i offentlige virksomheter med høy kvinneandel har større sannsynlighet

for et nytt sykepengetilfelle enn kvinner som jobber i offentlige virksomheter som har en jevnere kjønnsfordeling.

Utregnet viser marginaleffekten av å jobbe i en kvinnedominert bedrift for en kvinne i privat sektor en reduksjon i sykmeldingstilbøyeligheten. Mens kvinner i kvinnedominerte bedrifter i offentlig sektor har omtrent 0,1 % høyere sannsynlighet for erstattet sykefravær enn kvinner i mer kjønnsblandede bedrifter i offentlig sektor, er effekten for kvinner i kvinnedominerte arbeidsmiljøer i privat sektor en reduksjon i samme sannsynlighet på omtrent 0,1 %. Det økte sykefraværet for kvinner i kvinnedominerte bedrifter i offentlig sektor kan ses i sammenheng med den store overrepresentasjonen av kvinner innen helse- og omsorgsykker i offentlig sektor, som er kjent for å ha et høyt sykefravær.

Når det gjelder mannsdominerte arbeidsmiljøer, er de estimerte koeffisientene ikke statistisk signifikante for verken kvinner eller menn. Resultatene fra estimering med tilfeldig effekt probitmodellen (se appendiks 2) viser imidlertid at effekten av jobb i en mannsdominert bedrift øker sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle for menn.

Effekten av *gjennomsnittsalder* i bedriften er redusert sannsynlighet for erstattet sykefravær for menn. For kvinner finner vi ingen målbare effekter, verken i fast effekt logit- eller tilfeldig effekt probitmodellen (se appendiks 2). Vi antar at den helsemessige effekten også er av betydning når det gjelder alder i bedriftssammenheng. På denne bakgrunn er resultatet vi får noe uventet. Det som imidlertid kan være av interesse når vi ser på effekten av gjennomsnittsalder i bedriften, er forholdet mellom alder og fysisk og psykososialt arbeidsmiljø. I den sammenheng kan reduksjonen i tilbøyeligheten til sykefravær forklares ved at eldre arbeidstakere skånes for de tyngste arbeidsoppgavene, slik at det er de unge arbeidstakerne som må ta de tyngste løftene. Denne effekten kommer vi tilbake til i diskusjonen av interaksjonsvariabelen *gml\*ungbedrift*.

En alternativ forklaring på den negative koeffisienten for menn kan være at eldre arbeidstakere gjerne har vært lengre i den samme bedriften, og på den måten er mer lojale mot ledelse og kollegaer. Vi antar da at disse eldre og mer lojale arbeidstakerne ikke tillater seg et like stort sykefravær som de yngre arbeidstakerne som gjerne har en løsere tilknytning til bedriften. Vi kan også se på effekten av gjennomsnittsalderen i bedriften i forbindelse med fraværskultur. Det er gjort relativt få undersøkelser om endringer i fraværskulturer over tid

(NOU 2000:27), men det er grunn til å tro at trender ved det moderne arbeidsliv, som for eksempel løsere tilknytning til arbeidsmarkedet, økt bruk av vikarer og større gjennomstrømming av arbeidskraft, svekker den lokale arbeidskulturen og tilhørigheten til bedriften.

I tillegg kan seleksjon være en faktor av betydning. Seleksjon foregår i form av at arbeidstakere med antatt dårligere helse siles ut av arbeidsmarkedet. Særlig skjer dette i perioder med nedbemanninger i bedriftene. Implikasjonene av en eventuell seleksjonseffekt i utvalget vi her undersøker, er at de eldre arbeidstakerne som er igjen i arbeidsstyrken er de med antatt best helse, og dermed lavest sannsynlighet for erstattet sykefravær.

Som vi også har sett for den personlige inntekten, har *gjennomsnittsinntekt* i bedriften bare signifikant effekt på sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle for menn. Forskjellen når vi nå ser på bedriftsvariabelen, er at en marginal økning i gjennomsnittsinntekten i bedriften øker sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle. Dette resultatet er ikke i samsvar med hypotesen om at høy lønn gjør det attraktivt å jobbe og forhindrer skoft (effektivitetslønn). En mulig forklaring er at økningen i sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle er et resultat av korrelasjon mellom høy lønn og belastning på arbeidsplassen. Denne forklaringen forutsetter at høy lønn i hovedsak er forårsaket av høy arbeidsinnsats (overtidsarbeid).

Dersom det er slik at de som jobber i bedrifter med høy gjennomsnittsinntekt har høyere sykefravær på grunn av at de jobber lange dager og mye overtid, skulle en forvente et negativt fortegn på koeffisienten for variabelen *deltidsandel*. I tabell 5.1 ser vi imidlertid at effekten av deltidsandelen ikke er målbar for menn. For kvinner er marginaleffekten regnet ut til å være en signifikant økning i sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle på omtrent 0,2 %. I tabell 4.4 har vi sett at langt flere kvinner enn menn jobber deltid. Samtidig er både deltids- og kvinneandelen kjent for å være høy innen visse yrker i helse- og omsorgssektoren (for eksempel blant omsorgsarbeidere og sykepleiere). Det kan tenkes at kvinner i disse yrkene, som er forbundet med høy fysisk og psykisk belastning, velger deltid som en strategi for å unngå slitasje og sykdom. På denne måten privatiseres ansvaret for høy belastning i arbeidet gjennom reduserte stillingsprosenten.

Kjønn og type arbeid kan bidra til å forklare hvorfor en marginal økning i deltidsandelen i bedriften øker sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle. I individtilfellet har vi, i tråd med

forklaringen om at deltidsarbeid er en mulig strategi i håndteringen av en belastende arbeids-situasjon, sett at redusert stillingsprosent reduserer sannsynligheten for et nytt sykepenge-tilfelle i både offentlig og privat sektor, med sterkest reduksjon i privat sektor. Vi får motsatt effekt når vi ser på deltidsandelen i bedriften, og vi kan i denne sammenheng tenke oss at økt deltidsandel kan gi høyere belastning for de som jobber fulltid. Dersom mange jobber deltid, og årsaken er belastningen i arbeidet, vil det være naturlig å tro at de som jobber fulltid er mer utsatt for sykefravær. Resultatet kan også tenkes å være en konsekvens av redusert deltakelse i sosiale nettverk, lavere tilknytning og følelse av tilhørighet til bedriften, og tap av kontinuitet i arbeidet.

*Interaksjon mellom individ- og bedriftsvariabler:*

Effekten av høy alder, her definert som over 51 år, i en bedrift hvor gjennomsnittsalderen er lav, det vil si under 37 år, er økt sannsynlighet for et nytt sykepengetilfelle for kvinner og redusert sannsynlighet for menn. Utrechnet viser marginaeffekten en økning på omtrent 0,1 % for kvinner og en reduksjon på 0,4 % for menn. En mulig forklaring på effekten vi finner for menn, når vi tar i betraktning at en marginal økning i alder i seg selv øker sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle, er at de yngre kollegaene tar en større del av de mest fysisk belastende arbeidsoppgavene. I forhold til fraværskultur kan det tenkes at de som er eldre kanskje har vært ansatt i den samme bedriften over lang tid, og på den måten har sterkere tilknytning til bedriften enn de yngre kollegaene som kanskje har kortere fartstid i den samme bedriften. Det forutsettes her at terskelen for å ta ut sykmelding er høyere jo sterkere tilknytning til bedriften individet har. Effekten vi finner for kvinner er i tråd med effekten av alder for kvinner, som er positiv. Det hjelper ikke på sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle om flere i bedriften er yngre.

I tabell 5.1 ser vi at effekten av å tjene lite i en bedrift hvor gjennomsnittsinntekten er relativt høy er en signifikant reduksjon i sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle for menn. For kvinner er det ikke sannsynlig at koeffisienten er statistisk forskjellig fra null. Effekten vi finner for menn er noe uventet. Lønnsforskjeller innad i bedriften antas i utgangspunktet å virke negativt på arbeidsmiljøet, særlig hvis lønnsforskjellene i stor grad ikke gjenspeiler utdanning og kompetanse. I slike tilfeller kan det å tjene betydelig mindre enn majoriteten av de ansatte i bedriften oppleves som urettferdig. Dette kan tenkes å føre til svekket arbeidsmoral, slik at de som tjener mindre tillater seg høyere sykefravær.

### 5.3 Resultater fra estimering med lineær fast effekt modell

I den lineære fast effekt modellen betrakter vi forklaringsvariablenes effekt på antall erstattede sykedager. Variablene som er inkludert er de samme som i fast effekt logitmodellen. Finner vi andre resultater når vi ser på effekten av arbeidsledighet på antall erstattede sykedager i offentlig og privat sektor?

**Tabell 5.2** Resultater fra estimering med lineær fast effekt modell. 1992-2000.<sup>1</sup>

	Alle			Kvinner			Menn		
	Koef.	St.feil	P>t	Koef.	St.feil	P>t	Koef.	St.feil	P>t
Arbeidsledighet	0,400	0,136	0,003	0,892	0,230	0,000	0,350	0,163	0,032
Privat*ledighet	-0,474	0,112	0,000	-1,525	0,212	0,000	-0,490	0,134	0,000
Privat sektor	6,927	0,893	0,000	16,813	1,760	0,000	5,107	0,997	0,000
Alder	-0,050	0,135	0,713	-0,253	0,243	0,297	0,160	0,148	0,278
Alder <sup>2</sup>	0,015	0,001	0,000	0,021	0,002	0,000	0,010	0,001	0,000
Utdanning	0,273	0,109	0,012	0,418	0,206	0,043	0,179	0,116	0,121
Inntekt	-0,014	0,001	0,000	-0,005	0,004	0,129	-0,015	0,001	0,000
Inntekt <sup>2</sup>	3,9e-06	2,8e-07	0,000	-9,2e-07	7,4e-06	0,901	3,3e-06	2,4e-07	0,000
Privat*inntekt	-0,019	0,002	0,000	-0,048	0,004	0,000	-0,011	0,002	0,000
Deltid	-1,385	0,399	0,001	-1,337	0,534	0,012	0,374	0,731	0,609
Privat*deltid	-2,002	0,680	0,003	-2,113	0,953	0,027	-5,024	1,137	0,000
Gift	1,309	0,476	0,006	3,496	0,912	0,000	0,136	0,499	0,786
Tidligere gift	2,460	0,630	0,000	5,441	1,205	0,000	0,658	0,662	0,321
Bedriftsstørrelse	-0,001	1,4e-04	0,000	-0,002	2,4e-04	0,000	-8,3e-04	1,6e-04	0,000
Privat*bedriftsstr	7,4e-06	9,8e-06	0,450	-2,0e-05	1,8e-05	0,277	2,4e-08	1,1e-05	0,998
Fraværsdager	1,7e-04	2,1e-05	0,000	2,4e-04	3,6e-05	0,000	1,2e-04	2,5e-05	0,000
Kvinnedominert	1,077	0,461	0,019	1,357	0,643	0,035	0,954	0,746	0,201
Privat*kvinnedom	-1,453	0,897	0,105	-0,468	1,238	0,046	0,111	1,528	0,942
Mannsdominert	0,088	0,367	0,810	-0,410	0,910	0,652	0,288	0,347	0,407
Gj.snittsalder	-0,089	0,037	0,017	-0,054	0,065	0,406	-0,081	0,042	0,055
Gj.snittsinntekt	0,010	0,003	0,000	0,008	0,005	0,141	0,012	0,003	0,000
Deltidsandel	1,871	1,012	0,065	1,096	1,589	0,490	2,458	1,292	0,057
Gml*ungbedrift	-0,255	0,551	0,644	1,567	0,962	0,103	-1,988	0,617	0,001
Lav*høyinntbedrift	0,607	0,631	0,336	-2,656	0,979	0,007	4,119	0,807	0,000
Konstant	-23,725	4,229	0,000	-33,979	7,727	0,000	-20,849	4,609	0,000
Observasjoner	154 467			68 776			85 691		
R <sup>2</sup>	0,0201			0,0231			0,0205		
F-test	F(24,134 238) = 114,82 Pr>F = 0,0000			F(24,59 834) = 58,85 Pr>F = 0,0000			F(24,74 380) = 64,98 Pr>F = 0,0000		

<sup>1</sup> Avhengig variabel = Totalt antall erstattede fraværsdager i år t

### 5.3.1 Tolkning av resultater

Generelt skiller ikke resultatene i tabell 5.2 nevneverdig fra det vi har sett i tabell 5.1. Vi diskuterer derfor ikke hver variabel inngående slik vi gjorde i avsnitt 5.2, men har hovedfokus på arbeidsledighet og sektortilhørighet.

Variabelen *arbeidsledighet* måler som kjent effekten på antall sykepengedager i offentlig sektor. Resultatene i tabell 5.2 viser en økning i antall erstattede sykepengedager for både kvinner og menn i offentlig sektor som følge av en marginal økning i den lokale arbeidsledighetsraten. Til forskjell fra det diskrete tilfellet er effekten i den lineære fast effekt modellen også målbar for menn. Når vi estimerer modellen med tilfeldige effekter (se appendiks 2), får vi som i det diskrete tilfellet en signifikant negativ koeffisient for både kvinner og menn.

Effekten av en marginal økning i den lokale arbeidsledighetsraten for ansatte i privat sektor er en reduksjon i antall erstattede sykedager på omtrent 0,6 dager for kvinner, og omtrent 0,1 dager for menn. Vi finner med dette at effekten av ledighet på sykefravær er vesentlig forskjellig i privat sammenlignet med offentlig sektor. Resultatene viser en atferdsendring både i offentlig og i privat sektor, men bare individene som jobber i privat sektor reduserer antall erstattede sykedager som følge av en marginal økning i den lokale ledigheten.

Koeffisientene for *privat sektor* viser en signifikant økning i antall erstattede sykedager for både kvinner og menn. Dette betyr at individer i privat sektor tillater seg flere erstattede sykedager enn individer i offentlig sektor. Når vi i tillegg tar hensyn til at arbeidsledigheten har vært avtakende størsteparten av analyseperioden, er resultatene også i tråd med prediksjoner fra disiplineringsteori. Vi ser i tabell 5.2 at effekten er betydelig sterkere for kvinner enn for menn.

Hensikten med å bruke en lineær modell som ikke er betinget på antall sykepengedager større enn null, var å fange opp eventuelle situasjoner der endring i en variabel eksempelvis forårsaker økt sannsynlighet for et nytt sykepengetilfelle, men redusert antall erstattede sykedager (jf. avsnitt 3.2). Når vi sammenligner resultatene i tabell 5.1 med resultatene i tabell 5.2, er den eneste forskjellen, med hensyn til effekt av arbeidsledighet og privat sektor,

at koeffisienten for arbeidsledighet blir statistisk signifikant for menn i den lineære fast effekt modellen.

Av andre forskjeller mellom resultater fra estimering med fast effekt logitmodellen og den lineære fast effekt modellen, kan vi for det første nevne at effekten av *alder* ikke er målbar for verken kvinner eller menn i det lineære tilfellet. Videre finner vi at koeffisienten for variabelen *tidligere gift* ikke når et rimelig signifikansnivå når vi estimerer effekten på antall erstattede sykedager. Det samme gjelder for interaksjonsvariabelen mellom privat sektor og bedriftsstørrelse for menn. Når det gjelder effekten av *deltidsandel* finner vi en signifikant økning i antall erstattede sykedager for menn i den lineære fast effekt modellen. For kvinner går effekten av å være gammel i en ung bedrift fra en økning i sannsynlighet for erstattet sykefravær til en reduksjon i antall erstattede sykedager. Koeffisienten for variabelen som måler effekten av å tjene lite i en bedrift hvor gjennomsnittslønnen er vesentlig høyere viser en statistisk signifikant reduksjon i antall erstattede sykedager for kvinner når vi ser på den lineære fast effekt modellen. For menn er effekten av denne variabelen en signifikant økning i sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle, og en signifikant reduksjon av antall erstattede sykedager.



## Kapittel 6: Oppsummering

Sammenheng mellom sykefravær og arbeidsledighet i offentlig og privat sektor har vært hovedfokus i denne studien. Ved hjelp av paneldatamodeller har vi undersøkt om effekten av arbeidsledighet på sykefravær varierer mellom sektorene. Vi har også undersøkt effekten av å være ansatt i privat sektor, samt andre individ- og bedriftsvariablers effekt på sykefraværet. Studien er begrenset til sykefravær som er betalt av folketrygden, det vil si sykefravær over 14 dager (16 dager fra 1998).

Disiplineringshypotesen, som fokuserer på at økt arbeidsledighet virker disiplinerende på arbeidstakerne gjennom frykt for lediggang og større avhengighet av nåværende arbeidsplass, står sentralt i oppgaven. Frem til 1999 har sykefraværet i Norge variert prosyklisk med arbeidsledigheten. Årsaken til det økte sykefraværet i oppgangstider er i følge disiplineringshypotesen at risikoen for, og konsekvensene av, å miste jobben oppleves som lavere sammenlignet med en situasjon med stigende arbeidsledighet. Jobbsikkerhet er ikke av like stor betydning for arbeidstakerne når tilgangen på alternative jobber er høy.

Oppsummert viser resultatene fra analysen at ansatte i både offentlig og privat sektor endrer atferd som en følge av en marginal endring i den lokale arbeidsledighetsraten, men at bare individene i privat sektor reagerer med å redusere sykefraværet. Dette resultatet gjelder både når vi ser på sannsynlighet for erstattet sykefravær og på antall erstattede sykedager (imidtild er effekten på sannsynligheten for erstattet sykefravær i fast effekt modellen kun statistisk signifikant for kvinner). Økningen i sykefraværet i offentlig sektor tyder på at ansatte i offentlig sektor ikke reagerer på endringer i arbeidsmarkedet på samme måte ansatte i privat sektor gjør.

Når det gjelder den rene effekten av å være ansatt i privat sektor, viser resultatene økt sykefravær. Når vi tar hensyn til at arbeidsledigheten har vært avtakende over det meste av observasjonsperioden, taler også dette resultatet til fordel for at mer eller mindre grad av disiplin blant arbeidstakerne kan bidra til å forklare sykefraværets variasjon over konjunktorene.

Disiplinering er en egnet forklaring på sykefravær som ikke åpenbart er begrunnet med sykdom. Økonomiske insentiver antas å ha betydning for hvert enkelt individs beslutning om fravær, særlig når det gjelder korttidsfraværet. I teorier om atferdsrisiko betraktes noe av sykefraværet som resultat av skoft. Effektivitetslønn er en interessant tolkning av en slik tilnærming. I denne sammenhengen er informasjonsfordeling mellom arbeidstaker og arbeidsgiver av stor betydning. Bedriften kan bare delvis overvåke de ansattes fraværsårsaker, og høy lønn eller høy arbeidsledighet vil da virke disiplinerende. Å miste jobben vil representere et økonomisk tap for den enkelte i tilfeller hvor den alternative lønna er lavere (for eksempel ledighetstrygd). På denne måten vil risikoen ved urettmessig fravær være lavere når arbeidsledigheten er lav, fordi det da er lettere å skaffe seg alternativ jobb.

Det kan tenkes at effektivitetslønn er best egnet til å forklare korttidsfraværet. Lignende argumenter kan likevel tenkes anvendt også når vi ser på sykefravær utover arbeidsgiverperioden. Atferdsrisiko når det gjelder lengre sykefravær kan oppstå som følge av et potensielt informasjonsproblem mellom lege og pasient. Ved for eksempel muskel- og skjelettlidelser eller psykiske lidelser kan legene i enkelte tilfeller komme til å skrive ut sykmeldingsattester uten at de fullt ut har kjennskap til om det er nødvendig på medisinsk grunnlag. Etterspørselen etter sykmeldingsattester kan tenkes å følge konjunkturforløpet i form av at det er høyere risiko ved hyppigere og lengre sykefravær i dårlige tider sammenlignet med bedre tider. Arbeidstakerne i privat sektor har sterkere preferanser for å unngå sykefravær i nedgangskonjunkturer enn arbeidstakerne i offentlig sektor, siden variasjonen i sysselsettingen over konjunktorene er antatt høyere i privat sektor.

Vi har i denne studien fokusert på den prosykliske sammenhengen mellom sykefravær og arbeidsledighet. Omstilling kan være en mulig forklaring på det observerte bruddet i denne sammenhengen etter 1998. Effekter av omstilling på sykefraværet i offentlig og privat sektor vil kunne være et interessant utgangspunkt for en eventuelle senere oppgave rundt temaet sykefravær i offentlig og privat sektor.

## Litteraturliste

- Allen, S.G. 1981, "An Empirical Model of Work Attendance", *Review of Economics And Statistics*, vol. 63, no.1, p. 77-87.
- Arai, M. & Thoursie, P.S. 2005, "Incentives and Selection in Cyclical Absenteeism", *Labour Economics*, vol. 12, no.12, p. 269-280.
- Askildsen, J.E., Bratberg, E. & Nilsen, Ø.A. 2005, "Unemployment, Labour Force Composition and Sickness Absence. A Panel Data Study", *Health Economics* (in press). Available from: <<http://www3.interscience.wiley.com/cgi-bin/fulltext/110431531/PDFSTART>>[3. juli 2005]
- Askildsen, J.E., Bratberg, E. & Nilsen, Ø.A. 2004, "Svingninger i sykefraværet: Er arbeidsledigheten avgjørende?", *Søkelys på arbeidsmarkedet*, årg. 21, nr. 1, s. 3-12.
- Askildsen, J.E., Bratberg, E. & Nilsen, Ø.A. 2000, "Sickness Absence Over the Business Cycle", Working Paper 0400, Department of Economics, University of Bergen, Bergen.
- Barmby, T., Ercolani, M.G. & Treble, J.G. 2002, "Sickness Absence: An international Comparison", *The Economic Journal*, vol. 112, no. 480, p. 315-331.
- Barmby, T. & Stephan, G. 2000, "Worker Absenteeism: Why Firm Size May Matter", *The Manchester School*, vol. 68, no. 5, p. 568-577.
- Bliksvær, T. & Helliesen, A., 2002, *Sickness Absence. A Study of 11 LES Countries*, [Online], LIS- Luxemburg Income Study, Available from <<http://www.lisproject.org/publications/leswps/leswp3.pdf>> [1.april 2005]
- Bratberg, E. & Risa, A.E. 2000, "Incentivvirkninger i helserelevante stønadsordninger", Rapport skrevet på oppdrag av Sosial- og Helsedepartementet, Institutt for økonomi, Universitetet i Bergen, Bergen.

- Bratberg, E., Dahl S.Å. & Risa, A.E. 2002, ”’The Double Burden’: Do Combinations of Career and Family Obligations Increase Sickness Absence among Women?”, *European Sociological Review*, vol. 18, no. 2, p. 233-249.
- Dyrstad, J.M. & Ose, S.O. 2002, “Non-linear Unemployment Effects in Sickness Absence: Discipline or Composition Effects?”, Working Paper Series No. 25, Department of Economics, Norwegian University of Science and Technology, Trondheim.
- Guttormsen, G., Saksvik, P.Ø og Duesten, M 2002, “Sykefravær som strategi for mestring av endringer i arbeidslivet”, *Tidsskrift for norsk psykologforening*, årg. 39, nr. 12, s.1093-1100.
- Hemström, Ö., Marklund, S. og Szücs, S. 2003, ”Organisatoriska faktorerers betydelse för långa sjukskrivningar i kommuner”, *Arbete och hälsa*, Vetenskaplig skriftserie nr. 2003:6, Arbetslivsinstitutet, Sverige.
- Hesseliuss, P. 2003 ”Does Sick Absence Increase the Risk of Unemployment?”, Department of Economics, Uppsala University, Uppsala.
- Johanson, P. & Palme, M. 1996, “Do Economic Incentives Affect Work Absence? Empirical Evidence Using Swedish Micro Data”, *Journal of Public Economics*, vol. 59, no. 2, p. 195-218.
- Markham, S.E. & McKee, G. H. 1995, ”Group Absence Behavior and Standards: A Multilevel Analysis, *The Academy of Management Journal*, vol. 38, no. 4, p. 1174-1190.
- Martocchio, J. J. 1994, “ The Effects of Absence Culture on Individual Absence”, *Human Relations*, vol. 47, no. 3, p. 243-263.
- Mastekaasa, A. & Olsen, K.M. 1997, ”Forskning om sykefravær – en oppsummering og vurdering av perioden 1980-96”, Rapport 97:3, Institutt for samfunnsforskning, Oslo.

Mastekaasa, A. & Olsen, K.M. 1996, "Sykefravær i staten. En analyse av individdata", Rapport 96:9, Institutt for samfunnsforskning, Oslo.

Nordberg, M. & Røed, K. 2003, "Absenteeism, Health Insurance, and Business Cycles", Working paper 2003:17, HERO – Health Economics Research Programme, University of Oslo, Oslo.

Norges offentlige utredninger 2000, "Sykefravær og uførepensjonering. Et inkluderende arbeidsliv", NOU 2000: 27.

Ose, S. O. 2004, "Arbeidsmiljø og sykefravær: Kartlegging og analyse på bedriftsnivå", *Søkelys på arbeidsmarkedet*, årg. 21, nr. 1, s. 91-100.

Rikstrygdeverket, Trygdestatistisk årbok 2004.

Shapiro, C. & Stiglitz, J.E. 1984, "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device", *The American Economic Review*, vol. 74, no. 3, p. 433-444.

Statistisk sentralbyrå 2002, Tidsbruksundersøkelsen 2000.

Statistisk sentralbyrå 2003, Levekårsundersøkelsen 2002. Helse og omsorg.

Verbeek, M. 2002, *A Guide to Modern Econometrics*, John Wiley & Sons Ltd., England.

[www.ssb.no](http://www.ssb.no)

Øverås, S. 1997, "Kjønnforskjeller i sykefravær. En gjennomgang av noen sentrale aspekter ved kvinners sykefravær", Fafo rapport 18, Fafo, Oslo.

## Appendiks 1: Estimering av fast effekt logit- og tilfeldig effekt probitmodeller

### *Fast effekt logitmodellen*

I fast effekt logit modellen er sannsynlighetsmaksimeringsestimatorene (SM-estimatorene) konsistent så lenge antall tidsperioder ( $T$ ) går mot uendelig. I paneldatasett er  $T$  imidlertid ofte liten. Grunnen til at dette problemet oppstår er at antall parametere vokser med utvalgsstørrelsen  $N$ , gitt fast  $T$ , og vi får det som gjerne kalles tilfeldig parameter problemet.<sup>23</sup> Dette problemet er også å til stede i lineære modeller, men problemet løses da, som vi har sett, gjennom lineære transformasjoner. Disse lineære transformasjonene sikrer at  $\beta$  kan estimeres konsistent. I diskrete valgmodeller er ikke SM-estimatorene for  $\beta$  og  $\mu_i$  uavhengige av hverandre. Når  $T$  er fast overføres inkonsistensen i SM-estimatorene for  $\mu_i$  til SM-estimatorene for  $\beta$ . Derfor får vi inkonsistente estimatører selv om  $N$  går mot uendelig.

Løsningen er å bruke betinget sannsynlighetsmaksimering. Chamberlain (1980) foreslår å betinge hvert sett av observasjoner på antallet ett-tall ( $Y_{it} = 1$ ) et gitt individ har. Den betingede likelihoodfunksjonen blir da

$$L = \prod_{i=1}^N \Pr\left(Y_{i1} = y_{i1}, Y_{i2} = y_{i2}, \dots, Y_{iT} = y_{iT} \mid \sum_{t=1}^T Y_{it}\right) \quad (\text{A.1})$$

I det følgende eksemplet antar vi stor  $N$  og  $T=2$ . Det finnes da fire muligheter:  $(Y_{i1}, Y_{i2}) = (0, 0), (0, 1), (1, 0)$  og  $(1, 1)$ . Det imidlertid bare utfallene  $(0, 1)$  og  $(1, 0)$  som inkluderes i estimeringen. Vi har

$$\Pr(Y_{i1} = 0 \text{ og } Y_{i2} = 1 \mid \sum Y_{it} = 1) = \frac{\Pr(0, 1)}{\Pr(0, 1) + \Pr(1, 0)} \quad (\text{A.2})$$

<sup>23</sup> På engelsk brukes uttrykket incidental-parameter problem. Se for eksempel Hsio (2003).

med lignende uttrykk for  $pr(Y_{i1} = 1 \text{ og } Y_{i2} = 0 | \sum Y_{it} = 1)$ . Sannsynlighetene i ligning (A.2) inneholder ikke  $\mu_i$ . Når disse sannsynlighetene maksimeres får vi en betinget fast effekt logit modell.

### *Tilfeldig effekt probitmodellen*

Korrelasjon i  $\mu_i$  over tid medfører i tilfeldig effekt probitmodellen at de  $T_i$  observasjonene på individ  $i$  er fordelt etter en  $T$ -variater normalfordeling. Individ  $i$ 's bidrag til likelihoodfunksjonen kan skrives som

$$\begin{aligned} L_i &= pr(Y_{i1} = y_{i1}, Y_{i2} = y_{i2}, \dots, Y_{iT} = y_{iT}) \\ &= \int_{-\infty}^{X_{i1}\beta} \int_{-\infty}^{X_{i2}\beta} \dots \int_{-\infty}^{X_{iT}\beta} \Phi(w_{i1}, w_{i2}, \dots, w_{iT}) dw_{iT} \dots dw_{i2} dw_{i1} \end{aligned} \quad (\text{A.3})$$

På grunn av at avhengigheten i feilledet i sin helhet skyldes  $\mu_i$ , kan de høyere ordens integralene elimineres ved å betinge på  $\mu_i$ . Dette gir

$$\Phi(w_{i1}, w_{i2}, \dots, w_{iT}) = \int_{-\infty}^{\infty} \Phi(w_{i1}, w_{i2}, \dots, w_{iT} | \mu_i) \Phi(\mu_i) d\mu_i \quad (\text{A.4})$$

som er mindre komplisert.

## Appendiks 2: Regresjonsresultater fra tilfeldig effekt modeller

**Tabell A.1** Resultater fra estimering med tilfeldig effekt probit modell. 1992-2000.<sup>1</sup>

	Alle			Kvinner			Menn		
	Koef. <sup>2</sup>	St.feil	P>z	Koef.	St.feil	P>z	Koef.	St.feil	P>z
Arbeidsledighet	-0,093	0,006	0,000	-0,072	0,008	0,000	-0,130	0,012	0,000
Privat*ledighet	-0,025	0,008	0,002	-0,048	0,011	0,000	0,019	0,013	0,159
Privat sektor	0,736	0,054	0,000	0,945	0,083	0,000	0,424	0,081	0,000
Kvinne	0,285	0,018	0,000						
Alder	-0,014	0,006	0,012	-0,026	0,008	0,001	-0,003	0,008	0,704
Alder <sup>2</sup>	2,2e-04	6,4e-05	0,000	3,3e-04	9,0e-05	0,000	1,4e-04	9,3e-05	0,135
Utdanning	-0,051	0,003	0,000	-0,036	0,004	0,000	-0,063	0,004	0,000
Inntekt	-3,8e-04	1,1e-04	0,000	3,8e-04	2,1e-04	0,077	-0,001	1,4e-04	0,000
Inntekt <sup>2</sup>	2,4e-07	4,9e-08	0,000	-1,3e-06	4,8e-07	0,008	3,0e-07	2,5e-08	0,000
Privat*inntekt	-0,002	1,2e-04	0,000	-0,002	2,1e-04	0,000	-0,001	1,5e-04	0,000
Deltid	-0,089	0,022	0,000	-0,082	0,024	0,001	4,1e-04	0,061	0,995
Privat*deltid	-0,278	0,037	0,000	-0,293	0,043	0,000	-0,267	0,091	0,003
Gift	0,048	0,018	0,008	0,082	0,027	0,002	0,030	0,026	0,252
Tidligere gift	0,220	0,024	0,000	0,292	0,034	0,000	0,160	0,036	0,000
Bedriftsstørrelse	-2,1e-04	9,5e-06	0,000	-1,9e-04	1,2e-05	0,000	-2,6e-04	1,6e-05	0,000
Privat*bedriftsstr	3,5e-09	7,6e-07	0,996	4,9e-07	1,0e-06	0,636	9,6e-07	1,2e-06	0,405
Fraværsdager	3,2e-05	1,4e-06	0,000	2,8e-05	1,8e-06	0,000	3,9e-05	2,5e-06	0,000
Kvinnedominert	0,199	0,023	0,000	0,221	0,027	0,000	0,109	0,050	0,030
Privat*kvinnedom	-0,237	0,046	0,000	-0,271	0,052	0,000	-0,139	0,116	0,229
Mannsdominert	0,178	0,018	0,000	0,015	0,036	0,680	0,200	0,022	0,000
Gj.snittsalder	-2,8e-04	0,002	0,883	0,003	0,003	0,292	-0,005	0,003	0,051
Gj.snittsinnekt	7,8e-04	1,6e-04	0,000	7,9e-04	2,4e-04	0,001	9,1e-04	2,3e-04	0,000
Deltidsandel	0,571	0,051	0,000	0,653	0,062	0,000	0,421	0,091	0,000
Gml*ungbedrift	0,008	0,034	0,802	0,070	0,046	0,128	-0,063	0,050	0,206
Lav*høyinntbedrift	-1,101	0,042	0,017	-0,020	0,053	0,702	-0,214	0,070	0,083
Loglikelihood		-56 106			-29 830			-26 181	
Observasjoner		154 467			68 776			85 691	

<sup>1</sup> Avhengig variabel=1 dersom individet har minst en erstattet fraværsdag i år t.

<sup>2</sup> Estimaten som presenteres er koeffisienter, ikke marginaleffekter. Generelt kan vi uttrykke marginaleffekten som  $ME_j = f(X\beta) \cdot \beta_j$ . Marginaleffekter evaluert i gjennomsnittet av forklaringsvariablene får vi ved å multiplisere koeffisientene med  $f(\bar{X}\beta)$ . Her har vi  $f(\bar{X}\beta) = 6,272e-07$  for alle,  $f(\bar{X}\beta) = 9,434e-06$  for kvinner, og  $f(\bar{X}\beta) = 4,516e-07$  for menn. (Utgning ved hjelp av en av Stata statistiske funksjoner).



**Tabell A.2** Resultater fra estimering med lineær tilfeldig effekt modell. 1992-2000.<sup>1</sup>

	Alle			Kvinner			Menn		
	Koef.	St.feil	P>z	Koef.	St.feil	P>z	Koef.	St.feil	P>z
Arbeidsledighet	-1,483	0,079	0,000	-1,570	0,124	0,000	-1,040	0,105	0,000
Privat*ledighet	-0,256	0,099	0,009	-0,990	0,184	0,000	-0,438	0,119	0,000
Privat sektor	6,331	0,641	0,000	15,228	1,302	0,000	5,309	0,742	0,000
Kvinne	1,867	0,212	0,000						
Alder	-0,300	0,069	0,000	-0,450	0,122	0,000	-0,134	0,078	0,086
Alder <sup>2</sup>	0,005	7,8e-04	0,000	0,007	0,001	0,000	0,003	8,9e-04	0,000
Utdanning	-0,279	0,030	0,000	-0,262	0,055	0,000	-0,306	0,034	0,000
Inntekt	-0,013	0,001	0,000	-0,011	0,003	0,000	-0,013	0,001	0,000
Inntekt <sup>2</sup>	4,0e-06	2,5e-07	0,000	7,6e-06	6,0e-06	0,205	3,3e-06	2,2e-07	0,000
Privat*inntekt	-0,016	0,001	0,000	-0,041	0,003	0,000	-0,011	0,001	0,000
Deltid	-0,921	0,285	0,001	-1,055	0,382	0,006	1,048	0,572	0,067
Privat*deltid	-2,121	0,473	0,000	-3,425	0,662	0,000	-2,978	0,896	0,001
Gift	-0,026	0,214	0,905	-0,166	0,387	0,668	0,049	0,240	0,839
Tidligere gift	1,801	0,291	0,000	2,638	0,496	0,000	0,843	0,340	0,013
Bedriftsstørrelse	-0,002	1,0e-04	0,000	-0,002	1,7e-04	0,000	-0,001	1,2e-04	0,000
Privat*bedriftsstr	-8,5e-06	9,3e-06	0,360	1,6e-05	1,7e-05	0,362	3,9e-06	1,0e-05	0,702
Fraværsdager	2,3e-04	1,5e-05	0,000	2,9e-04	2,5e-05	0,000	1,9e-04	1,8e-05	0,000
Kvinnedominert	1,461	0,285	0,000	1,900	0,406	0,000	0,407	0,467	0,383
Privat*kvinnedom	-1,149	0,590	0,052	-2,219	0,802	0,006	0,052	1,097	0,962
Mannsdominert	0,630	0,210	0,003	-0,595	0,531	0,262	0,809	0,209	0,000
Gj.snittsalder	-0,077	0,023	0,001	-0,032	0,040	0,426	-0,088	0,026	0,001
Gj.snittsinntekt	0,015	0,002	0,000	0,022	0,004	0,000	0,012	0,002	0,000
Deltidsandel	5,504	0,626	0,000	6,648	0,953	0,000	3,305	0,849	0,000
Gml*ungbedrift	0,318	0,444	0,474	1,217	0,769	0,114	-0,564	0,504	0,263
Lav*høyinntbedrift	2,674	0,567	0,000	-1,117	0,869	0,198	7,018	0,743	0,000
Konstant	18,518	1,762	0,000	19,690	3,108	0,000	15,077	2,018	0,000
Observasjoner	154 467			85 691			68 776		
R <sup>2</sup>	0,0339			0,0267			0,0331		
Wald test	$\chi^2(25) = 4132,93$			$\chi^2(24) = 1630,69$			$\chi^2(24) = 2251,19$		
	Pr> $\chi^2 = 0,0000$			Pr> $\chi^2 = 0,0000$			Pr> $\chi^2 = 0,0000$		

<sup>1</sup> Avhengig variabel = Totalt antall erstattede fraværsdager i år t

### Appendiks 3: Utregning av marginaleffekter

*Fast effekt logitmodellen:*

Vi får marginaleffekter ved å multiplisere koeffisientene med  $f(X\beta)$ . For logit er

$f(X\beta) = P \cdot (1 - P)$ .  $P$  er gitt ved logitfunksjonen  $\frac{\exp(\bar{X}\beta)}{1 + \exp(\bar{X}\beta)}$ . For å få marginaleffekter

evaluert i gjennomsnittet av forklaringsvariablene har vi regnet ut gjennomsnittet av den lineære prediksjonen ( $\bar{X}\beta$ ), og satt denne inn i formelen for  $P$ .

Vi har  $\bar{X}\beta = 4,997462$  for alle,  $\bar{X}\beta = 8,148812$  for kvinner, og  $\bar{X}\beta = 4,2599844$  for menn (utregnet ved hjelp av Stata).

Viser videre utregning for menn:

$$\frac{\exp(\bar{X}\beta)}{1 + \exp(\bar{X}\beta)} = \frac{\exp(4,259984)}{1 + \exp(4,259984)} = 0,98607414$$

$$P \cdot (1 - P) = 0,98607414 \cdot (1 - 0,98607414) = \underline{0,01373193039}$$

Når vi multipliserer koeffisientene for menn med dette tallet, får vi marginaleffekter.