Arbeidsnotat
2/2000

Forholdene på arbeidsmarkedet, økonomiske incentiver og risikoen for å bli yrkeshemmet

Christian L. Wold Eide

Stiftelsen Frischsenteret for samfunnsøkonomisk forskning
Ragnar Frisch Centre for Economic Research

Arbeidsnotat 2/2000

Forholdene på arbeidsmarkedet, økonomiske incentiver og risikoen for å bli yrkeshemmet

Christian L. Wold Eide

Sammendrag: Rapporten analyserer mekanismene bak tilstrømmingen til yrkeshemming i 1996, med basis i registerbaserte individdata for hele Norges befolkning. Resultatene indikerer at de generelle forholdene på arbeidsmarkedet påvirker tilstrømmingen til gruppen av yrkeshemmede. Høy arbeidsledighet på hjemstedet medfører økt risiko for yrkeshemming. Personer som har vært gjennom en periode med ordinær arbeidsledighet har dessuten klart høyere sannsynlighet for å bli yrkeshemmet enn personer som ikke tidligere har vært ledige. Det er for øvrig store forskjeller i risiko for yrkeshemming mellom ulike yrkes- og utdannings-grupper.

Nøkkelord: yrkeshemming, arbeidsledighet, attføring

Kontakt: knut.roed@frisch.uio.no, www.frisch.uio.no, tlf 22 95 88 13

Rapport fra prosjektet "Forløp av arbeidsledighet" (internt prosjektnummer1401), finansiert av Arbeids- og administrasjonsdepartementet, Arbeidsavdelingen

Jeg ønsker å takke min veileder Knut Røed for veiledning, inspirasjon og bistand under arbeidet. Jeg ønsker også takke Tao Zhang og Tom Erik Aabø for hjelp og gode råd. Til sist vil jeg takke Sveinung Svea for nyttig bistand med redigering og layout.

ISBN 82-7988-010-0
ISSN 1501-9241

Innholdsfortegnelse

1. Innledning 3

2. Økonomiske aspekter ved yrkeshemming og attføring 6

3. Tidligere forskning 12

4. Datamaterialet 14

5. Empirisk metode 15

6. Økonometrisk analyse 24

7. Resultater av estimeringene 32

8. Konklusjon 64

Referanser: 67

Vedlegg 1: Variable benyttet i analysen 69

Vedlegg 2: Testing av modellene 80

Vedlegg 3: De fullstendige regresjonsresultater 85

Vedlegg 4: Deskriptiv statistikk 97

Tabelloversikt

Tabell 1: Estimater fra de ulike modeller for fylkesvis ledighet 33
Tabell 2: Estimater fra de ulike modeller for de ulike fylker 35
Tabell 3: Effekten av utdannelse på risikoen for å bli yrkeshemmet 39
Tabell 4: Effekten av yrke på risikoen for å bli yrkeshemmet 43
Tabell 5: Estimater fra de ulike modeller for tidligere SOFA status, modell 2 og B 46
Tabell 6: Estimater fra de ulike modeller for tidligere yrkeshemming 49
Tabell 7: Estimater fra de ulike modeller for effekten av dagpenger på risikoen for å bli yrkeshemmet 49
Tabell 8: Effekten av å være i arbeidsstyrken/i arbeid i de foregående år på risikoen for å bli yrkeshemmet 50
Tabell 9: Effekten av alder på risikoen for å bli yrkeshemmet 51

Tabell 10: Effekten av inntekt på risikoen for å bli yrkeshemmet 53
Tabell 11: Effekten av tidligere utbetalte sykepenger på risikoen for å bli yrkeshemmet 56
Tabell 12: Effekten av produktiviteten/evnen til å 'skaffe' seg lønn på risikoen for å bli yrkeshemmet 57
Tabell 13: Effekten av landbakgrunn på risikoen for å bli yrkeshemmet 60
Tabell 14: Effekten av sivilstatus på risikoen for å bli yrkeshemmet 61
Tabell 15: Sannsynligheten i % for at ulike mannlige tenkte person/arketyper blir yrkeshemmet 62
Tabell 16: Sannsynligheten i % for at ulike kvinnelige tenkte person/arketyper blir yrkeshemmet 63

Figuroversikt

Figur 1: Kumulativ frekvens for den estimerte sannsynligheten. Menn 29
Figur 2: Kumulativ frekvens for den estimerte sannnsynligheten. Kvinner 30
Figur 3: Andelen i % med de forskjellige estimerte sannsyneligheter. Menn 30
Figur 4: Andelen i % med de forskjellige estimerte sannsyneligheter. Kvinner..... 31
Figur 5: Den partielle effekten av hjemfylke på risikoen for å bli yrkeshemmet. Menn modell 1 37
Figur 6: Den partielle effekten av hjemfylke på risikoen for å bli yrkeshemmet. Kvinner modell A. 38
Figur 7: Den partielle effekten av utdannelse på risikoen for å bli yrkeshemmet. Menn modell 1,2 og 3. 41
Figur 8: Den partielle effekten av utdannelse på risikoen for å bli yrkeshemmet. Kvinner modell A, B og C 42
Figur 9: Den partielle effekten av yrke etter næring på risikoen for å bli yrkeshemmet. Menn modell 1,2 og 3. 44
Figur 10: Den partielle effekten av yrke etter næring på risikoen for å bli yrkeshemmet. Kvinner modell A,B og C 45
Figur 11: Den partielle effekten av antall måneder som ledig/på ordinære tiltak, i løpet av 1995, på risikoen for å bli yrkeshemmet i 1996. Menn modell 1. 48
Figur 12: Den partielle effekten av antall måneder som ledig/på ordinære tiltak, i løpet av 1995, på risikoen for å bli yrkeshemmet i løpet av 1996. Kvinner modell A. 48
Figur 13: Den partielle effekten av alder på risikoen for å bli yrkeshemmet. Menn modell 1,2 og 3. 52
Figur 14: Den partielle effekten av alder på risikoen for å bli yrkeshemmet. Kvinner modell A, B og C. 53
Figur 15: Den partielle effekten av inntekt i 1995 på risikoen for å bli yrkeshemmet i 1996. Menn modell 1. 55
Figur 16: Den partielle effekten av inntekt i 1995 på risikoen for å bli yrkeshemmet. Kvinner modell A. 55
Figur 17: Den partielle effekten av produktiviteten/evnen til å "skaffe" seg lønn på risikoen for å bli yrkeshemmet. Menn modell 1,2 og 3 58
Figur 18: Den partielle effekten av produktiviteten/evnen til å "skaffe" seg lønn på risikoen for å bli yrkeshemmet. Kvinner modell A,B og C. 59
Figur 19: Risikoen for at en gjennomsnittsperson (veid snitt av kjønnene i de ulike utvalg) blir yrkeshemmet i de forskjellige utvalg og modeller 64

1. Innledning

Målet for denne rapporten er å avdekke forhold som kan påvirke omfanget av og strømmen inn til yrkeshemming i Norge. I den forskningen som har vært gjort på arbeidsmarkedet har lite fokus vært rettet mot gruppen av yrkeshemmede. Oppmerksomheten har i stor grad vært rettet mot de helt ledige og deltagere på ordinære tiltak.

Yrkeshemmede defineres som personer som pga. fysiske, psykiske eller sosiale funksjonshemninger har vansker med å få og/eller beholde ordinært arbeide. Denne definisjonen inkluderer en sammensatt gruppe med vidt forskjellige årsaker til og grader av yrkeshemming. Den innbefatter alt fra folk med små slitasjeskader til personer med ulike grader av fysiske og psykiske utviklingshemninger til personer med sosial misstilpasning. Beslutningen om å registrere en person som yrkeshemmet treffes av en saksbehandler i trygdeetaten på grunnlag av råd fra lege. En konsulent i arbeidsmarkedsetaten fatter så vedtak om det er hensiktsmessig og nødvendig å tilby den yrkeshemmede attføring. Selv om det er lagt opp til en sekvensiell ansvarsdeling vektlegges nødvendigheten av samarbeide etatene i mellom. For en utfyllende beskrivelse av ansvarsdelingen se Ford og Hvinden (1997).

Ut fra definisjonen kunne en være tilbøyelig til å tro at risikoen for å bli yrkeshemmet hovedsakelig var forbundet med faren for å bli utsatt for fysiske, psykiske eller sosiale funksjonshemninger. Denne rapporten ønsker å avdekke om risikoen for å bli yrkeshemmet også avhenger av forhold på arbeidsmarkedet, av aktørenes økonomiske incentiver og av løpende politiske prioriteringer.

Hvordan skulle så forholdene på arbeidsmarkedet kunne påvirke omfanget av og strømmen inn til yrkeshemming? Skillet mellom de tre tilstandene arbeidsledig, yrkeshemmet og ufør er ikke nødvendigvis krystallklart. De generelle forholdene på arbeidsmarkedet kan tenkes å legge føringer for hvilke av disse tilstandene enkeltindividene blir plassert i. I perioder med mangel på arbeidskraft kan attføringsoptimismen tilta. Bedrede utsikter til å få og eventuelt beholde en jobb vil

kunne påvirke både saksbehandler og klient til å satse på attføring framfor uføretrygd. Likeledes vil myndighetene kunne ha incitamenter til å øke bevilgningene dersom attføringen ser ut til å ha sin tilsiktede virkning. På den annen side vil en person som blir registrert som arbeidsledig i gode tider kunne bli registrert som yrkeshemmet i perioder hvor arbeidsmarkedet er vanskeligere. Økonomiske nedgangstider karakterisert ved bemanningsreduksjoner kan også få følger for tilstrømningen til yrkeshemming. Personer som har vært ledige over lengre tid sliter ofte med å få seg en ny jobb. Bedrifter tvunget til å kutte i arbeidsstokken vil også kunne være tilbøyelige til avskjedige de minst produktive arbeiderne først. Dette kan være tidligere ledige/permitterte, attførte yrkeshemmede etc. Det er heller ikke utenkelig at enkelte bedrifter presser sine ansatte til å registrere seg som yrkeshemmet. Motivet for dette kan være ønsket om å motta lønnstilskudd. Det vil derfor være av interesse å teste følgende hypotese**:**

Situasjonen på arbeidsmarkedet virker inn på risikoen for å bli registrert som yrkeshemmet. Jo høyere ledigheten er jo større er sannsynligheten for å bli yrkeshemmet (H_1).

I denne rapporten ønsker jeg også å undersøke om en tidligere individuell ledighetshistorie/forhistorie som yrkeshemmet øker risikoen for å bli yrkeshemmet**.** En eventuell kausal sammenheng mellom tidligere ledighet og sannsynligheten for å bli yrkeshemmet kan bety at de samfunnsøkonomiske kostnadene knyttet til forbigående lavkonjunkturer er langt større enn det som reflekteres i det løpende produksjonstap. Økt risiko for yrkeshemming som følge av ledighetsopplevelser vil være et signal om at personkapitalen depresieres under arbeidsledighet. Dette kan i så fall underbygge hypotesen om hysterese i arbeidsmarkedet. Denne hypotesen predikerer at nivået på ledigheten i en periode vil ha betydning for det naturlige ledighetsnivået i senere perioder. Dersom en høy ledighet fører til at nivået på den naturlige ledigheten øker permanent omtaler en dette som en hystereseeffekt. Det at folk går fra ledighet til yrkeshemming kan være en indikasjon på at det naturlige ledighetsnivået tiltar, selv om dette ikke fanges opp av statistikken for ordinær ledighet.

Tidligere ledighet øker risikoen for å bli yrkeshemmet (H_2).

Myndighetenes, konsulentenes og klientenes incitamenter kan også være av betydning for hvem som defineres som yrkeshemmet. Attføringens formål spiller her en sentral rolle. Er det slik at en skal søke å attføre flest mulig dvs. gi alle like muligheter, eller fører begrensede ressurser til at det satses på de med størst muligheter til å få en ny jobb? Politikken og lovverket legger føringer for denne ressursallokeringen. Regjeringens ønske om bedret koordinasjon mellom trygdekontor, arbeidskontor og sosialkontor for å fremme "arbeidslinja" kom til uttrykk i attføringsmeldingen (St. meld nr 39 for 1991-1992). Endringen kom som følge av en målsetning om at det skulle bli vanskeligere å få uførepensjon dvs. forlate arbeidsstyrken for godt. Attføringen skulle søke å hindre at folk gikk fra sykepenger til uførepensjon. Dette skulle skje ved at personene ble definert som yrkeshemmet og deretter sendt på tiltak som skulle gjøre dem i stand til å få og siden beholde en jobb. For enkelte kan det imidlertid tenkes at veien innom yrkeshemming kun blir en formalitet på veien til uførhet. Selv om definisjonen av de yrkeshemmede har ligget fast ser en her at operasjonaliseringen eller bruken av definisjonen har blitt revidert. Dette kan tenkes å påvirke strømmen inn til yrkeshemming.

Også konsulentenes incitamenter vil kunne være av betydning for hvem som defineres som yrkeshemmet. Dersom en måler de enkelte kontorers/konsulenters suksess i antall vellykkede attføringstilfeller, i den betydning at de yrkeshemmede havner i jobb, vil dette kunne medføre at de ressurssvake i mindre grad havner på tiltak enn andre. Veien til uførhet vil i et slikt tilfelle være kort. Hvis hovedmålet ved hvert enkelt kontor er å holde antall ledige på et lavest mulig nivå vil dette kunne føre til at ledige blir registrert som yrkeshemmet. Resultatet kan bli skjult ledighet. Måten bevilgningene til arbeidsmarkedskontorene fastsettes på kan også være av betydning for hvem som defineres som yrkeshemmet og ledig. Praktiseringen av regelverket ved hvert kontor vil også kunne variere og danne grunnlag for en sedvane som ikke nødvendigvis er konsistent ved de ulike kontor.

Klientenes incitamenter kan være av betydning for hvem som blir registrert som yrkeshemmet. Vilkårene med hensyn til generøsiteten i trygdesystemet, tilbudet av tiltak, individenes alder- antall år igjen i arbeidsdyktig alder, utdannelse i forhold til tiltakenes

karakter, yrke, tidligere inntekt, arbeidserfaring, mulighet til å få og beholde en jobb etc. vil kunne påvirke individenes ønske om å bli registrert som ledig, yrkeshemmet eller uføre.

Klientenes incentiver virker inn på risikoen for å bli registrert som yrkeshemmet (H_3).

Risikoen for å bli yrkeshemmet kan også tenkes å påvirkes av hvilken bransje en er sysselsatt i, jobbens innhold og arbeidsmiljøet.

Gangen i rapporten:
Kapittel to gir kortfattede resonnementer som ligger bak hypotesene og motivasjonen for yrkesrettet attføring. Kapittel tre gir en kort innføring i tidligere forskning på dette området. I kapittel fire presenteres datamaterialet som har ligget til grunn for prosjektet[1]. Teorien bak den empiriske modellen som brukes i prosjektet er tema for kapittel fem. I kapittel seks følger så resultatene av estimeringene av de empiriske modellene. Testing av hypotesene står på agendaen i kapitel sju. Kapittel åtte er tilegnet en avsluttende konklusjon

2. Økonomiske aspekter ved yrkeshemming og attføring

Temaet yrkeshemming og attføring betraktes ut fra forskjellige synsvinkler innenfor de ulike fagfelt. I det følgende vil temaet bli omtalt ut fra et økonomisk ståsted. For en mer utførlig presentasjon av andre fagfelts syn på saken henvises det til Hansen (1996).

Kollektiv forsikring:

[1] Til tilrettelegging og estimeringen av modellene har jeg benyttet windows v6.12 av SAS

Dersom tilfellet er at yrkeshemming rammer vilkårlig, f.eks. gjennom yrkesskader, vil yrkesrettet attføring kunne begrunnes ut fra tanken om en kollektiv forsikringsordning på linje med dagpengeordningen. Dette vil også kunne være tilfellet dersom ledighet skyldes uforskyldte hendelser, og det er en kausal sammenheng mellom ledighet og yrkeshemming. Tanken er at en allmenn forsikring kan oppmuntre hvert enkelt individ til å ta større risiko. Det at hver enkelt er villig til å utsette seg for en høyere risiko kan føre til at samfunnets forventede verdiskapning stiger. Typisk kunne en tenke seg at det ville vært svært vanskelig å få besatt stillinger forbundet med høy risiko for å bli arbeidsledig og/eller yrkeshemmet dersom det ikke fantes et allment tilgjengelig tilbud for de ledige/yrkeshemmede.

En kan argumentere for at hver enkelt skulle forsikre seg selv gjennom en personlig ulykkesforsikring/livsforsikring. Et mulig problem med denne tankegangen er at det er de med størst risiko som har sterkest incentiv til å forsikre seg og dette vil slå ut i en høyere forsikringspremie og gjøre en slik forsikring mindre attraktivt for andre grupper. I en velferdsstat hvor en er opptatt av å utjevne de sosioøkonomiske forskjeller f.eks. med et offentlig helsevesen, skolevesen, offentlige universiteter etc. vil en kollektiv forsikring kunne være på sin plass ut fra tanken om en jevnere fordeling. Alternativt til en selvfinansiert forsikring kunne en tenke seg at lønna i en bedrift skulle kompensere for risikoen forbundet med å arbeide der. Myndighetene kunne også stilt krav til bedriftene om en forsikring av de ansatte. Asymmetrisk informasjon gjør det imidlertid vanskelig for arbeidstagerne å vite hva en rimelig lønn skulle være. Myndighetene/tilbydere av en slik tenkt forsikring vil også kunne få store problemer med å differensiere premiene på en slik forsikring til bedriftene ettersom de ikke innehar informasjon om hvor utsatt den enkelte arbeidstager er for en ulykke. Det at en har en universell forsikring kan føre til at det oppstår for mange arbeidsplasser med en høy risiko for yrkeshemming som følge av at samfunnet dekker kostnadene ved en yrkeshemming. Det er også mulig at det oppstår situasjoner preget av "moralsk hasard" dvs. at det spekuleres i muligheten for å få attføringspenger/uførepenger. Dette kan spesielt være tilfelle i situasjoner hvor det er vanskelig å stille og etterprøve en diagnose, f.eks. ved psykosomatiske lidelser.

Velferdsstaten og disincentiver:

Det er ikke til å komme bort fra at enkelte prøver å utnytte velferdsstatens universelle ordninger på måter som ikke var tiltenkt. Vaner og normer skaper interne sanksjonssystemer som fører til stigmatisering av folk som utnytter samfunnets generøsitet. Dette kan være et hinder for folk som i utgangspunktet kunne være tilbøyelige til å utnytte systemet. Lindbeck (1994) hevder at de økonomiske disincentiver påvirker vanene og normene på lengre sikt. Som et resultat av dette vil ordninger velferdsstaten tilbyr kunne skape flere likevektsløsninger og store omveltninger over tid ettersom normene/vanene påvirkes av disincentivene. Det vil derfor være av interesse å avdekke om risikoen for å bli yrkeshemmet påvirkes av den enkeltes incentiver. Ifølge Lindbeck hevder Lantto (1991) at myndighetene ut fra et normativt ståsted skal søke å tilstrebe en optimal kombinasjon av incentiver på den ene siden og behovsprøving og kontroll på den andre siden. Jo strengere kontrollen og behovsprøvingen er jo mer generøse kan ordningene være. I Norge er f.eks. retten til dagpenger forbundet med det at en har jobbet før og opptjent en viss inntekt. Innføringen av "arbeidslinja" kan indikere at myndighetene søker å vanskeliggjøre det å forlate arbeidsstyrken for godt gjennom uførepensjon. I modeller hvor normene påvirkes av incentivene får forskjellige endringer bare små effekter inntil et sjokk brått "aktiviserer" disincentivene. Fundamentet for velferdsstaten er at langt de fleste er i jobb. Dersom andelen som ikke deltar i arbeidslivet overstiger er viss grense vil dette kunne underminere hele velferdsstaten. Det hele er et spørsmål om kritisk masse.

Arbeid vs. fritid:

Dersom individenes incentiver, som igjen influeres av tidligere ledighet og ledighetsnivået, påvirker risikoen for å bli registrert som yrkeshemmet kan det være fruktbart å analysere dette innenfor en generell arbeid vs. fritidsmodell. Individene antas å maksimere egennytten og derigjennom finne den optimale kombinasjon av arbeid- lønn og fritid- trygd. I en slik modell vil presset mot trygdesystemet tilta når generøsiteten i trygdesystemet øker. Reservasjonslønna øker og som følge av det vil det generelle lønnsnivået bli presset oppover og sysselsettingen nedover ettersom arbeid relativt sett blir mindre lønnsomt. Kontrollapparatet, helsen, utdanningen, familiesituasjonen, yrkeserfaringen, lover og regler, egennytten av arbeid etc. vil virke inn på det optimale valg for hvert enkelt individ.

Tiltak for de yrkeshemmede:

Begrunnelsen for å sende yrkeshemmede på tiltak er at omskolering/etterutdanning kan gjøre yrkeshemmede i stand til å beholde en jobb og eventuelt få en ny. Tiltak kan sees på som en del av den kollektive forsikringen. De ulike typer tiltak vil også kunne påvirke individenes avveining og incentiver mht. valget mellom arbeid og fritid. Alternativet til tiltak vil ofte være at de yrkeshemmede blir uførepensjonert og dermed forsvinner ut av arbeidsstyrken for godt. Dersom den forventede gevinsten ved attføring overstiger utgiftene vil det ut fra et samfunnsøkonomisk ståsted være ønskelig at de yrkeshemmede deltar på tiltak. Selv i tilfeller hvor sannsynligheten for et vellykket attføringsutfall er svært liten i den betydning at den yrkeshemmede kommer tilbake i ordinær jobb, vil det for relativt unge arbeidstagere kunne være samfunnsmessig lønnsomt å sende disse på tiltak da utgiftene til uførepensjon over mange år er tilsvarende høye.

En kan se på tiltak som en investering i kunnskapskapital. En slik tilnærmingsmåte danner grunnlag for en mulig anvendelse av "human capital" modellen (Kjerstad og Aakvik 1997 presenterer en rekke arbeider på området). Modellens hovedresultat er at en person med høyere "kunnskapskapital" vil oppnå høyere lønn (og i større grad få en jobb) i arbeidsmarkedet enn en med et lavere nivå på "kunnskapskapitalen" alt annet likt. Modellen predikerer at dersom den forventede merinntekten ved attføring overstiger kostnadene ved å havne på tiltak vil individene ønske å havne på tiltak. Merinntekten

avhenger av den forventede inntekten som igjen avhenger av alder, utdanning, erfaring, kompetanse etc. fratrukket trygdeutbetalinger etc. Kostnadene påvirkes av den enkeltes helse, antallet pensjonspoeng den enkelte går glipp av når vedkommende mottar attføringspenger etc. Teoriens hovedbudskap er at integrasjon på arbeidsmarkedet i størst mulig grad bør være den enkeltes ansvar. Gitt eksistensen av et sosialt sikkerhetsnett er det imidlertid langt fra opplagt at individenes optimale valg samsvarer med samfunnsøkonomisk optimalitet. Teorien angir videre at det vil være mest lønnsomt å satse på de yngre da dette vil gi størst avkastning på sikt. Fra et rettferdighetssynspunkt kan det imidlertid også argumenteres for at en burde satse på de eldre, da denne gruppen står relativt svakere på arbeidsmarkedet. På samme måte kan en argumentere for at en på den ene siden burde satse på de mest funksjonsfriske, da det er størst muligheter for å attføre disse, eller for de tyngste tilfellene da disse vil ha størst problemer med å klare seg på egen hånd.

Hvilke tiltak skal en så sende de yrkeshemmede på? I følge Kjerstad og Aakvik (1997) skiller Becker (1975) mellom tiltak som gir generell og spesifikk kunnskap avhengig av hvor "flyttbar" kunnskapskapitalen er. Generell kunnskap bærer preg av å være universell i motsetning til spesifikk kunnskap som er tilpasset en enkelt arbeidsoppgave/jobb/bedrift etc. Ordinær skolegang kan tjene som eksempel på førstnevnte, mens opplæring i en bedrift er et eksempel på sistnevnte. Hovedresultatet til Becker (1975) er i følge Kjerstad og Aakvik (1997) at arbeiderne heller enn bedriftene vil bære kostnadene ved generell trening og at arbeiderne heller enn bedriftene vil motta gevinsten ved slik trening. En svakhet ved teorien er at den sier lite om sammenhengen mellom nivået på kunnskapskapitalen og måten den blir tilegnet på. Blant faktorer som påvirker selve opplæringsprosessen kan være: rasjonering på arbeidsmarkedet, rasjoneringen i tilgang til opplæring, måter lønninger blir fastlagt på, fagforeningens innflytelse, rykteeffekter, signaliseringsmekanismer, effektivitetslønn og strukturen i arbeidsmarkedet (Kjerstad og Aakvik 1997). I følge Kjerstad og Aakvik (1997) vektlegger Chapman (1993) tre forhold som viktige for utformingen av politikken på området. Disse vil igjen påvirke individenes incentiver:

- Eksternaliteter: Bedrifter vil ikke ha incentiv til å tilby tiltak av generell karakter da arbeidstagerne kan nytte disse i en annen jobb. Dersom arbeidstakeren begynner hos en konkurrent er investeringen bortkastet. Dette medfører at bedriftene ikke får den ønskede forventede avkastningen av investeringene i "human capital". Et typisk resultat kan være at bedriftene tilbyr effektivitetslønn for å holde på arbeidskraften.
- Asymmetrisk informasjon kan føre til at arbeidstakerne bruker utdannelsen som et signal. Tiltak fra det offentliges side kan føre til stigmatisering.
- Interne arbeidsmarkeder og lønn etter ansiennitet oppmuntrer til bedriftsspesifikk kunnskapstilegnelse. Eksterne arbeidsmarkeder oppmuntrer individet til å investere mer i generell kunnskap.

I tillegg vil samfunnets kostnader ved attføring være avhengig av tilstanden på arbeidsmarkedet. I perioder hvor det er et overskudd av arbeidskraft vil det at en styrker de yrkeshemmedes stilling på arbeidsmarkedet f.eks. gjennom lønnstilskudd kunne marginalisere andre grupper.

Institusjonelle forhold:
Institusjonelle forhold kan være av betydning for hvem som blir definert som yrkeshemmet. Organisasjonsstrukturen kan tjene som et eksempel. En kan skille mellom en poliarkisk struktur og en hierarkisk struktur. I en hierarkisk organisasjon må en gjennom flere nivåer for å få en godkjennelse på en søknad. Situasjonen før attføringsreformen kan typisk bære preg av å være hierarkisk. Individene måtte først gjennom trygdeetaten. Konsulentene i denne etaten videreformidlet så de individene en mente var skikket for attføring til arbeidsmarkedsetaten. I arbeidsmarkedsetaten ble det så endelig avgjort hvem som skulle på tiltak og typen tiltak. I et poliarki kan en derimot søke flere uavhengige instanser om godkjennelse. En kunne tenke seg en situasjon hvor en simultant og uavhengig kunne søke attføring i trygdeetaten og arbeidsmarkedsetaten.

Modeller predikerer at et poliarki slipper igjennom for mange personer med små muligheter til attføring. Et hierarki vil på den andre siden slippe for få personer med gode muligheter til å bli attført igjennom. For en detaljert beskrivelse se Sah og Stiglitz (1986).

Dette vil igjen påvirke den kollektive forsikringen som attføring av yrkeshemmede jo kan tenkes å være.

Søketeorien:
Arbeidsledige antas å være på utkikk etter en passende jobb. Tiden det tar før de kommer i jobb påvirkes av deres aktivitet i søknadsprosessen, og hva de er villige til å akseptere mht. lønn, arbeidstid, arbeidsoppgaver og reisetid, dvs. deres reservasjonskrav. Ledighet over lengre tid kan også føre til en depresiering av kunnskapskapitalen. Ved å tilby de ledige tiltak søker en å motvirke denne effekten. Dersom kvalifikasjonene til den ledige økes relativt mer ved å være på tiltak enn ved å være ledig vil dette kunne øke reservasjonskravene. For enkelte kan det tenkes at yrkeshemming og attføring kun sees på som en nødvendig "omvei" mot uførepensjon. Aktiviteten i søknadsprosessen kan også påvirkes i negativ retning av en yrkeshemming Arbeidsmarkedspolitikken i form av formidlingsbistand, kurstilbud og tiltak vil også påvirke den enkeltes incentiver. Inntektskompensasjonen individene mottar under ledigheten vil også være av viktighet. Muligens er det også slik at arbeidskontorene bevisst eller ubevisst bruker mest ressurser på de med størst muligheter til å få/beholde en jobb i det ordinære arbeidslivet.

3. Tidligere forskning

Attføringsforskningen er liten i omfang i forhold til den omfattende forskningen som har vært gjort på arbeidsledighet, sykefravær og uførepensjon. En årsak til det kan være at de ledige kun mangler jobb mens gruppen av yrkeshemmede i tillegg har helsemessige og/eller sosiale problemer. Sykefraværet regnes også som viktig da dette gjelder folk som ellers kunne vært i jobb. Uføretrygdede utgjør en sentral gruppe da disse har forlatt arbeidsstyrken for godt. Attføringsklienter kan være i en gråsone mellom disse tilstandene. Tidligere analyser har vektlagt hva som karakteriserer strømmen ut av attføring og hva som karakteriserer et vellykket attføringsutfall i den betydning at de som er under attføring kommer i jobb igjen. Hernæs og Strøm (1994) påviste at 20% av dem som i oktober 1990 startet i en attføringsperiode, begynte i jobb innen utgangen av 1991. Hansen (1996) undersøkte hvem det er som er på yrkesmessig attføring, hvilken trygd og arbeidssituasjon de hadde forut for yrkeshemmingen og hvilke tiltak som blir iverksatt for

disse. Han finner ut at de yrkeshemmede som gruppe står svakt, at de yrkeshemmede har en omfattende trygdehistorie bak seg og at det er relativt mange som er i en heller passiv stønadssituasjon. Kjerstad, Aakvik og Dahl (1997) evaluerer ulike tiltakskjeder. Konklusjonen deres er at mer spesifikt tilrettelagte tiltakstyper innenfor ordinært arbeidsliv gjør det bedre enn andre typer av tiltak.

Felles for alle disse undersøkelsene er at de benytter data fra tiden hvor trygdeetaten og arbeidsmarkedsetaten delte ansvaret for attføringen dvs. inntil 1.1 1994. I denne perioden hadde trygdeetaten det overordnede ansvaret for den yrkesrettede attføringen. Arbeidsmarkedsetaten var kun et rådgivende organ i slike saker. Den 1.1 1994 ble ansvaret for den yrkesrettede attføring samlet i arbeidsmarkedsetaten. Etaten fikk økte bevilgninger og flere stillinger. Antall tiltaksplasser ble også økt. Til tross for at ansvaret nå har tilfalt arbeidsmarkedsetaten spiller trygdeetaten fortsatt en viktig rolle. Folk må gjennom trygdeetaten for å komme til arbeidsmarkedsetaten. Etaten spiller derfor fortsatt en viktig rolle når en skal se på tilsiget av attføringstilfeller til arbeidsmarkedsetaten. For en detaljert studie av dette se Jessen (1997) og Ford og Hvinden (1997).

Melkerson (1999:5) fant i en undersøkelse for Sverige resultater som tydet på at de som var knyttet til arbeidsmarkedet i større grad kom på tiltak enn de som ikke var det. Resultatene tydet på at omlag halvparten av de yrkeshemmede ikke hadde vært på tiltak. I en annen rapport, Melkerson (1999:1) påviste hun at yrkeshemmede deltok på relativt flere tiltak enn andre ledige.

4. Datamaterialet

Data som benyttes i denne studien er paneldata dvs. at de er en kombinasjon av tverrsnittsdata (dvs. data for ulike personer) og tidsseriedata (data for ulike tidspunkt). Data er basert på offentlige registre, og gir opplysninger om:

- Opptjente pensjonspoeng for perioden 1971-1995.
- Ligningsopplysninger for tidsrommet 1992-1995. Personinntekten kan dekomponeres i lønnsinntekt, godtgjørelse fra jord- skogbruk fangst og fiske, lønn fra delingsforetak og inntekt for selvstendig næringsdrivende.
- Informasjon om trygdeutbetalinger i perioden 1992-1995. Kombinerer en dette datasettet med ligningsopplysningene blir en i stand til å skille ut ren arbeidsinntekt fra ligningsopplysningene. Trygdeutbetalingene kan dekomponeres i syketrygd, dagpenger, attføringspenger, attføringspenger i påvente av pensjon etc.
- Demografiske opplysninger fra 1993. Disse inkluderer bla. alder, kjønn, bostedskommune- fylke, landbakgrunn, innvandrerbakgrunn, utdanningens art, utdanningslengde og sivilstatus
- Opplysninger fra arbeidstakerregisteret og lønns og trekkoppgaver for perioden 1992-1994. Disse opplysningene nyttes til å identifisere næringstilknytningen for pågående eller avsluttet arbeidsforhold.
- Registrerte personers status i arbeidsmarkedsetaten hver måned (såkalt SOFA status). Statusen forteller bla. om personen er yrkeshemmet, helt ledig, jobber deltid, går på tiltak, om personen mottar attføringspenger, dagpenger, pensjon eller trygd og om og hvilket attføringstiltak personen er på. Komplette data finnes kun fra den perioden arbeidsmarkedsetaten har sittet med ansvaret for den yrkesrettede attføringen. Videre er det angitt demografiske kjennetegn som f.eks. alder, kjønn, bostedskommune/fylke, landbakgrunn, innvandrerbakgrunn, utdanningens art, utdanningslengde, sivilstatus, antall barn osv for de registrerte personer.

Begrensinger ved datamaterialet:

- Demografiske opplysninger er kun tilgjengelige for 1993. Dette gjør at personer som har flyttet til Norge etter dette ikke er registrert. Personer som har flyttet fra landet, eventuelt falt bort, inkluderes. Dette fører til at ikke alle personer taes med. Utvalgene en trekker blir derfor ikke 100% representative. Variable hentet fra dette datasettet vil også kunne være foreldet. Personer kan f.eks. ha tatt utdannelse, flyttet etc.
- De fleste variable registreres kun på årsbasis. Om personen blir yrkeshemmet eller ikke registreres på månedsbasis. Dersom en tar for seg de som ble yrkeshemmet i løpet av 1995 og ser på om personen mottok sykepenger i 1994 kan registreringsmåneden være av betydning. En kan være tilbøyelig til å tro at sammenhengen mellom det å motta sykepenger i 1994 og det å bli yrkeshemmet i 1995 er sterkere for en som blir yrkeshemmet i januar enn for en som blir det i desember. Det samme vil være tilfellet når en ser på inntekt forut for yrkeshemming, og antall måneder personen hadde vært i registrert i de ulike SOFA statuser forut for yrkeshemmingen etc.
- Fullt ut sammenlignbare data fra arbeidsmarkedsetaten strekker seg over et relativt kort tidsrom (1995-1997). Dette fører til at en ikke kan måle langtidseffekter knyttet til f.eks. konjunktursvingninger etc.
- Sykepenger registreres ikke for alle ansatte i offentlig sektor. Videre registreres fødsels og adopsjonspenger som sykepenger.
- En rekke interessante variable finnes det ikke data for. Blant de variable det kunne ha vært ønskelig å ha opplysninger om finner er: Årsaken til yrkeshemming dvs. diagnose, om personen mottok sosialhjelp forut for yrkeshemmingen, antall dager en person hadde vært sykemeldt etc.

5. Empirisk metode

Hvordan skal en så teste hypotesene H_1, H_2 og H_3. Tentative svar kan en søke ved å estimere kvalitative responsmodeller. Modeller av denne typen karakteriseres ved at den avhengige variabelen har et begrenset antall utfall. I tilfeller hvor den avhengige variabelen kun har to mulige utfall omtales den som dikotom eller binær. Personen kan bli yrkeshemmet eller ikke. I dette prosjektet er en interessert i å avdekke om

ledighetsnivået (H_1), individenes ledighetshistorie (H_2) og individuelle incentiver (H_3) påvirker risikoen for å bli yrkeshemmet. For å avdekke om ledighetsnivået virker inn på risikoen for å bli yrkeshemmet taes det i analysen i bruk variable for hjemfylke og ledighet i hjemfylke. Motivasjonen for dette er at fullt ut sammenlignbare data kun er tilgjengelig for en for så vidt kort periode (1995-1997). Et for så vidt kort tidsrom gjør det vanskelig å få innsyn i hvordan risikoen for å bli yrkeshemmet varierer med nivået på ledigheten for landet sett under et. Ved å se på de ulike fylker vil en få en større spredning i ledighetsnivået. Hypotesen om at en tidligere ledighetshistorie påvirker risikoen for å bli yrkeshemmet testes direkte ved bruk av variable for individuell SOFA status i de ulike år. Incentivene tenkes å avhenge av alder, tidligere inntekt, kjønn, utdannelse, yrkesbakgrunn, utbetalte sykepenger og evne til å skaffe seg lønn/produktivitet. En kan også tenke seg at incentivene avhenger av individenes individuelle ledighetshistorie og nivået på ledigheten i hjemfylket. For å søke å rendyrke effekten av variablene benyttes en rekke kontrollvariable. Blant disse er: ekteskapelig status, innvandrerbakgrunn, om personen var i arbeidsstyrken dvs. i jobb eller i SOFA. Det finnes imidlertid en lang rekke variable det ikke er tilgjengelige data for. Disse ikke observerbare kjennetegnene vil kunne gi opphav til uobserverbar heterogenitet. Etter å ha foretatt estimeringene gjør modellapparatet det mulig å estimere sannsynligheten for å bli yrkeshemmet gitt visse bakgrunnskarakteristika. En kan også få et inntrykk av hvordan endringer i forklaringsvariablene påvirker risikoen for å bli yrkeshemmet. Blant de mest anvendte modellene er den lineære sannsynlighetsmodellen, probit modellen og logit modellen. For en utmerket innføring i diskrete sannsynlighetsmodeller vises det til Long (1997).

Generaliserte lineære modeller har tre komponenter (Agresti, 1996):

- Den stokastiske komponenten består av den avhengige variabelen (Y_i) og dens sannsynlighetsfordeling. Dersom person i er yrkeshemmet antar Y_i verdien 1 ellers får Y_i verdien 0.
- Om et individ- i blir yrkeshemmet eller ikke kan tenkes å påvirkes av en rekke forklaringsvariable- X_{ki}. Variablene kan være f.eks. alder, kjønn, utdanning etc. som

er spesifikke for hvert enkelt individ. Andre forklaringsvariable kan være av mer generell karakter f.eks. ledigheten i hjemfylke etc. Den systematiske komponenten spesifiserer disse forklaringsvariablene og deres parametere. Parameterene ivaretar den marginale effekten forklaringsvariablene har på den avhengige variabelen. $\boldsymbol{\beta'X_i}$ er en vektor av de k parameterene β (hvor β' er β transponert) og de k forklaringsvariablene X_i. Fotskriften i indikerer at det er individ i en ser på.
$\boldsymbol{\beta'X_i} = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots + \beta_k X_{ki}$

- Sammenhengen mellom den avhengige variabelen (Y_i) og forklaringsvariablene $\boldsymbol{\beta'X_i}$ beskrives av den valgte modellen/regresjonsligningen/link- funksjonen. Amemiya (1981) antyder at valg av passende spesifikasjon av modellen kan kompensere for et mindre godt valg av fordelingsfunksjon.

Hvilken modell skal en så velge ?

I det følgende skal det sees på den linære sannsynlighetsmodellen, logit modellen og probit modellen.

Den lineære sannsynlighetsmodellen:
Denne modellen antar at forventningen til den avhengige variabelen er en lineær funksjon av forklaringsvariablene X_i.
Av forutsetningen om at Y_i er binomisk fordelt følger det at:

$$E[Y_i | \mathbf{X_i}] = 1 \cdot [\boldsymbol{\beta'X_i}] + 0 \cdot [1 - \boldsymbol{\beta'X_i}] = \boldsymbol{\beta'X_i}$$

$$Y_i = E[Y_i] + (Y_i - E[Y_i])$$
$$= \boldsymbol{\beta'X_i} + u_i$$

Navnet på modellen henspeiler på at sannsynligheten β_k er lineært avhengig av X_k. Den marginale endringen målt i form av sannsynlighet ved en enhets endring i X_k er konstant lik β_k.

Modellens egenskaper :

- At endringen i sannsynlighet er konstant kan føre til at den estimerte sannsynligheten havner utenfor intervallet [0,1] for tilstrekkelig små eller store verdier av **X**. Dette bryter med definisjonen av sannsynlighet.
- Variansen er ikke konstant. Den endres med verdien på X_k og dermed oppstår det heteroskedastisitet. Dette skyldes at restleddene ikke er normalfordelte da de kun antar to verdier (se tabell). Dette medfører at minste kvadraters metode ikke er fullt ut effisient selv om forventningen til restleddet er 0.

$$E[u|X_i] = (\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X_i})(1 - \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X_i}) + (1- \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X_i})(0 - \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X_i}) = 0$$

$$Var[u_i] = E[u_i - E[u_i]]^2 = (\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X})(1 - \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}) = [P(Y_i=1)][1 - P(Y_i = 0)]$$

Dette problemet kan kontrolleres for/reduseres ved å veie regresjonsligningen.

y_i	$P(Y_i)$	u_i
0	$1-\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X_i}$	$-\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X_i}$
1	$\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X_i}$	$1-\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X_i}$

- R^2 vil være et dårlig mål da verdien kun vil avhenge av hvor tett samlet observasjonene ligger rundt 0 og 1.

For å bøte på de ovennevnte problemene kan en innføre en lineær diskriminantfunksjon. Det er også mulig å "trunkere" modellen. Dette gjøres ved å sette sannsynligheten lik 1 når estimatet overstiger 1 og sette den lik 0 når estimatet er mindre enn 0.

Logit og probit modellen:

Observasjoner av variabelen Y_i antar kun verdiene 0 og 1. En kan imidlertid tenke seg at en har å gjøre med en underliggende ikke observerbar latent variabel y_i* jfr. McFadden (1984). Den underliggende ikke observerbare sammenhengen kan skrives:

$y_i^* = \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X_i} + u_i$.

Variabelen y_i^* og restleddet- u_i kan anta alle mulige verdier. Verdien på y_i^* påvirkes av nivået på $\mathbf{X_i}$- individenes bakgrunnskarakteristika.

Dummyvariabelen Y_i får verdi 1 dersom $y_i^* > 0$. Dette inntreffer når $u_i > -\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X_i}$. Dersom $u_i \leq -\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X_i}$ antar Y_i verdien 0. Under denne formuleringen er $\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X_i}$ den forventede verdien til $E[y_i^* | X_i]$. Sannsynligheten for at dummyvariabelen Y_i antar verdien 1 eller 0 er gitt ved:

$$P(Y_i = 1) = P(y_i^* > 0) = P(\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}_i + u_i > 0) = P(u_i > -\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}_i)$$
$$= 1 - F(-\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X_i}) = F(\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X_i})$$

$$P(Y_i = 0) = P(y_i^* \leq 0) = 1 - F(\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X_i}) = F(-\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X_i})$$

Dette forutsetter at fordelingen er symmetrisk.

$0 \leq F(\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X_i}) \leq 1$ medfører $0 \leq P(Y_i) \leq 1$

F er den kumulative tetthetsfunksjonen. De observerte Y_i- ene er realiseringer av den binomiske prosessen med sannsynligheter som gitt over. Sannsynligheten varierer fra individ til individ avhengig av verdien på de uavhengige variable $\mathbf{X_i}$.

Antar i det følgende at utfallene $(Y_1, Y_2, \ldots Y_n)$ er stokastisk uavhengige. Med dette menes det at det at en person blir yrkeshemmet ikke påvirker sannsynligheten for at en annen blir det.
Forutsetningen om stokastisk uavhengighet fører til at et datasett gitt ved $\{Y_1^{obs}, Y_2^{obs}, \ldots\ldots, Y_i^{obs}\}$ vil ha simultan punktsannsynligheten gitt ved

$$\prod_{Y_i=1} F(\beta X_i) \prod_{Y_i=0} (1 - F(\beta X_i))$$

M.a.o. er den simultane punktsannsynligheten gitt ved produktet av punktsannsynlighetene. Punktsannsynligheten avhenger av fordelingen, parameterene, antallet variable og verdien på de uavhengige variable. Den simultane punktsannsynligheten avhenger i tillegg av antallet observasjoner. Jo større antall jo lavere simultan sannsynlighet. Parameterene estimeres så ved hjelp av Maximum Likelihood metoden dvs. at de estimerte parametere β_k er de som maksimerer:

$$L(\boldsymbol{\beta}', \sigma^2 | \mathbf{Y}, \mathbf{X}) = \prod_{Y_i=1} F(\beta X_i) \prod_{Y_i=0} (1 - F(\beta X_i))$$

I denne funksjonen kan en tenke seg at en holder verdien på de uavhengige variable (X_{ki}**)** fast mens en varierer de ukjente parameterene β_k (gitt en fordelingsfunksjon). Forskjellige verdier på parametere vil gi ulike verdier for $L(\boldsymbol{\beta}', \sigma^2 | \mathbf{Y}, \mathbf{X})$. Denne variasjonen viser graden av overensstemmelse mellom det observerte datasettet og den estimerte modellen. Intuitivt virker det rimelig å velge de parametere β_k som maksimerer $L(\boldsymbol{\beta}', \sigma^2 | \mathbf{Y}, \mathbf{X})$ dvs. maksimerer den simultane punktsannsynligheten. Dette kalles Maximum Likelihood estimatet. Formålet med prosedyren er å finne de parameter som med størst sannsynlighet har generert de observerte verdier. Sagt på nok et vis prøver en å estimere en modell som på best mulig måte gjenskaper det en observerer i virkeligheten.

Estimatene fra en maksimum likelihood vil være konsistente (dvs. at skjevheten og variansen går mot null når antallet observasjoner går mot uendelig), asymptotisk normalfordelte og asymptotisk effisiente. Fordelingsfunksjonen avhenger av de forutsetningene en gjør om restleddet (u_i). Dersom en forutsetter at restleddet er normalfordelt vil dette gi opphav til probit/normit modellen. Antar en derimot at restleddet er logistisk fordelt kan en anvende logit modellen.

Logit modellen:

Bruker den logistiske fordelingsfunksjonen. Den er gitt ved:

$$P(Y_i = 0) = F(-\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X_i}) = \frac{e^{(-\beta' X_i)}}{1+e^{(-\beta' X_i)}} = \frac{1}{1+e^{(\beta' X_i)}}$$

$$P(Y_i = 1) = F(\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X_i}) = \frac{e^{(\beta' X_i)}}{1+e^{(\beta' X_i)}} = \frac{1}{1+e^{(-\beta' X_i)}}$$

Likelihood funksjonen kan da skrives som:

$$L(\boldsymbol{\beta}', \sigma^2 | \mathbf{Y}, \mathbf{X}) = \prod_{Y_i=1} \frac{1}{1+e^{(\beta' X_i)}} \prod_{Y_i=0} \frac{1}{1+e^{(-\beta' X_i)}}$$

$$= \prod_{i=1}^{n} \left(\frac{1}{1+e^{(\beta' X_i)}}\right)^{1-Y_i} \left(\frac{1}{1+e^{(-\beta' X_i)}}\right)^{Y_i}$$

Uttrykkene ovenfor er ekvivalente da et av de to nederste vil være lik en, avhengig av om variabelen Yi antar verdien 0 eller 1. I det øverste uttrykket havner en observasjon kun under det ene produkttegnet. Setter uttrykket på felles brøkstrek og får:

$$= \frac{e^{(\beta')\sum_{i=1}^{n} X_i Y_i}}{\prod_{i=1}^{n}(1+e^{(\beta' X_i)})}$$

$$\ln L(\boldsymbol{\beta}', \sigma^2 | \mathbf{Y}, \mathbf{X}) = \beta' \sum_{i=1}^{n} X_i Y_i - \sum_{i=1}^{n} \ln(1+e^{(\beta' X_i)})$$

Ved å derivere log likelihoodfunksjonen med hensyn på β_k maksimerer likelihood funksjonen sannsynligheten for at det som har inntruffet faktisk skal inntreffe. Dataprogrammer løser dette ved iterasjon. En mulig prosedyre er Newton - Raphson metoden. Denne finner en startverdi (kan f.eks. være at alle parameterverdiene settes lik 0 eller estimatene fra en lineær sannsynlighetsmodell) og gjør så bruk av en iterativ prosedyre for å finne konvergensområdet. Det at den logistiske fordelingen er monotont voksende og derfor har en invers funksjon (logiten) gjør at en kan benytte seg av Taylor

approksimasjon. Gradienten bestemmer i hvilken retning en skal lete dvs. bruke større eller mindre estimater enn startverdien. Hesse matrisen gir en et anslag for hvor langt en skal gå for å finne en ny startverdi. Etter estimeringen av β- ene kan en så estimere sannsynligheten for at $Y_i = 1$ eller $Y_i = 0$ gitt verdien på X. En kan også danne en odds ratio ved å se på forholdet mellom sannsynligheten for at $Y_i = 1$ og $Y_i = 0$. Får da:

$$\frac{\Pr(Y_i = 1)}{\Pr(Y_i = 0)} = \frac{p_i}{1 - p_i} = \frac{\frac{1}{1 + e^{(-\beta' X_i)}}}{\frac{1}{1 + e^{(\beta' X_i)}}} = e^{(\beta' X_i)}$$

Tar logaritmen på begge sider og får den såkalte "logiten":

$$\ln\left[\frac{p_i}{1 - p_i}\right] = \boldsymbol{\beta' X_i}$$

M.a.o. er logiten lineær både i X_{ki} og β_k. Selv om logiten kan anta alle verdier ligger sannsynligheten i intervallet [0,1].

Probit modellen:
Dersom en antar at restleddet er normalfordelt kan en benytte probit/normit modellen. Gitt at restleddet har forventning = 0 og varians lik σ^2 vil sannsynlighetene for hvert av utfallene være gitt ved:

$$P(y_i = 0) = F(-\boldsymbol{\beta' X_i}) = \int_{-\infty}^{-\beta' X / \sigma} \sqrt{\frac{1}{2\Pi}} e^{(-\frac{t^2}{2})} dt$$

$$P(y_i = 1) = F(\boldsymbol{\beta' X_i})$$

Gitt at $\phi(\cdot)$ er tetthetsfunksjonen og $\varphi(\cdot)$ er fordelingsfunksjonen i normalfordelingen vil likelihoodfunksjonen se ut som:

$$L = \prod \varphi(-\boldsymbol{\beta' X_i}) \cdot [1 - \varphi(-\boldsymbol{\beta' X_i})]$$

$$\ln L = \sum_{i=1}^{n} (y_i \ln \varphi(-\beta' X_i)) + \sum_{i=1}^{n} ((1 - y_i) \ln(1 - \varphi(-\beta' X_i))$$

Tilsvarende som i logit modellen setter en $\partial \ln L/\partial \beta_k = 0$ og finner β_k ene ved iterasjon.

Sammenligning av modellene:
i) For å estimere endringen i sannsynligheten for å tilhøre en gruppe når en av de uavhengige variablene endres på marginen må en finne de deriverte. Den deriverte av sannsynligheten for de tre modellene:

Lineær: $\frac{\partial P_i}{\partial x_{ki}} = \beta_k$

Logit: $\frac{\partial P_i}{\partial x_{ki}} L = \frac{e^{(\beta' x_i)}}{(1+e^{(\beta' x_i)})^2} \cdot \beta_k$

Probit: $\frac{\partial P_i}{\partial x_{ki}} \varphi = \phi(\boldsymbol{\beta}' \mathbf{X_i}) \beta_k$

Det er verdt å merke seg at mens endringen i sannsynlighet er konstant i den lineære modellen så er endringen i sannsynlighet ikke konstant i probit og logit modellene. Denne endringen er avhengig av nivået på $\mathbf{X_i}$ og de andre β-ene.

ii) Sannsynlighetene i probit og logit modellene vil ligge i intervallet [0,1]. I den lineære modellen kan det tenkes at sannsynligheten blir liggende utenfor dette intervallet noe som bryter med definisjonen av sannsynlighet.

iii) Den logistiske og den normale kumulative fordelingsfunksjonen avviker lite fra hverandre. Forskjellen er at den logistiske fordelingsfunksjonen har en tyngre hale. Det er derfor mulig å sammenligne estimatene for β-ene for de to modellene dersom en ikke har for mange observasjoner (i halene) og dersom gjennomsnittsverdien for sannsynligheten ikke ligger for langt unna 0.5. I så tilfelle kan en multiplisere logit koeffisientene med 0.625 (eller $\sqrt{\frac{3}{\pi}}$ da den logistiske fordelingen har varians $\frac{\pi^2}{3}$ slik Amemiya (1981) foreslår. Amemiya foreslår også at man som en tommelfinger regel kan anta at den

lineære sannsynlighetsmodellenes parametere og logit modellens parametere er forbundet ved:

$\beta_{\text{Lineær modell}} \cong 0.25\beta$ logit for β ene unntatt konstantleddet.
$\beta_{\text{Lineær modell}} \cong 0.25\beta$ logit + 0.5 for konstantleddet.

Maddala (1983) foreslår at modellene kan sammenlignes ved å :

i) Summere de kvadrerte avvik fra de estimerte sannsynligheter.
ii) Sammenligne prosentantallet for korrekte prediksjoner.
iii) Se på de deriverte av sannsynlighetene, som over.

I fortsettelsen har jeg valgt å benytte meg av logit modellen for ulike populasjoner. Den lineære sannsynlighetsmodellen har som nevnt flere mangler. Forskjellene mellom logit og probit modellen er heller små. Valget har falt på logit modellen da det er enklere å beregne de estimerte sannsynligheter.

6. Økonometrisk analyse

De data som er tilgjengelige gjør det mulig å analysere risikoen for å bli yrkeshemmet i løpet av 1995, 1996 og 1997. I rapporten har jeg valgt å rette fokus på risikoen for å bli yrkeshemmet i 1996, gitt at en ikke var registrert som yrkeshemmet i 1995. Bakgrunnen for valget av dette året er at det er for dette året mest data er tilgjengelig. Estimeringene er imidlertid også utført for årene 1995 og 1997. I det følgende er en opptatt av å estimere effekten av de ulike forklaringsvariable på risikoen for å bli yrkeshemmet for seks ulike utvalg eller risikopopulasjoner. For å havne i de ulike risikopopulasjoner stilles det krav om at personen må være mellom 20 og 67 år dvs. i arbeidsdyktig alder. De ulike risikopopulasjoner defineres som følger:

- Alle menn/kvinner i arbeidsdyktig alder. Disse populasjonen vil kunne tjene som en referanse for delpopulasjonene under. Modellene som estimeres på grunnlag av disse populasjonene omtales i fortsettelsen som- Modell 1 (menn) og Modell A (kvinner).

På bakgrunn av disse modellen kan en estimere den ubetingede sannsynligheten for at en mann/kvinne i yrkesaktiv alder blir yrkeshemmet.

- Menn/kvinner som var registrert i SOFA registeret året før dvs. 1995. Hensikten med å foreta dette utvalget er å undersøke hvordan en tidligere ledighetshistorie virker inn på risikoen for å bli yrkeshemmet. Videre vil en være i stand til å undersøke om effekten av de ulike forklaringsvariable på risikoen for å bli yrkeshemmet for de som har vært i ledighetsregisteret i vesentlig grad avviker fra befolkningen sett under et. Populasjonene gir opphav til Modell 2 (menn) og Modell B (kvinner). På bakgrunn av disse modellen kan en estimere sannsynligheten for at en mann/kvinne i yrkesaktiv alder blir yrkeshemmet, gitt at vedkommende var registrert i ledighetsregisteret året før.
- Menn/kvinner som hadde en lønnsinntekt høyere enn 120000 kr. i 1995. I denne gruppen finner en personer som var i arbeid i året før. Populasjonene gir opphav til Modell 3 (menn) og Modell C (kvinner). På bakgrunn av disse modellen kan en estimere sannsynligheten for at en person blir yrkeshemmet, gitt at vedkommende var i arbeid året før.

I de empiriske modellene forutsettes det at forklaringsvariablene har lik virkning på den avhengige variable for den populasjonen en analyserer. For å ta hensyn til at forklaringsvariablene kan virke ulikt ser jeg på de ovennevte populasjoner. F.eks. vil effekten av det å miste jobben kunne ha ulik virkning på risikoen for å bli yrkeshemmet for kvinner og menn. Kvinner kan tenkes å forlate arbeidsstyrken ved ledighet. Menn på den annen side kan i større grad tenkes å bli registrert som ledig i SOFA registeret. Dersom det er slik at en tidligere ledighet virker inn på risikoen for å bli yrkeshemmet kan det å miste jobben derfor slå ulikt ut for kvinner og menn. Også effekten av en endring i utbetalt lønn kan være vidt forskjellig for menn og kvinner. Andelen deltidsarbeidene er langt høyere for kvinner enn menn. Endringer i lønna kan derfor være nært knyttet til hvor mye kvinner ønsker å delta i arbeidslivet. For menn vil en lønnsreduksjon i større grad kunne komme som følge av en permittering, sykdom eller oppsigelse. Næringstilhørighet kan også tenkes å slå forskjellig ut. Kvinner og menn ansatt innefor bygg og anlegg, transport og lager etc vil nok ha svært forskjellige

arbeidsoppgaver og dermed være utsatt for ulik risiko for å bli yrkeshemmet. Dette vil også kunne være tilfellet for ulike grupper av menn om enn i kanskje mindre grad. Av interesse kunne det vært å skille mellom de som er ansatt i offentlig og privat sektor. Årsaken til ledighet vil kunne være vidt forskjellig for disse gruppene. At folk ansatt i det offentlige blir ufrivillig avskjediget er ikke vanlig. Dermed vil en eventuell ledighet kunne bære preg av å være frivillig. Dette i motsetning til folk ansatt i det private. De ulike sektorenes konjunkturavhengighet vil også kunne være vidt forskjellige, noe som igjen vil virke inn på risikoen for å bli ledig. Også problemet med at personer ansatt i det offentlige ikke blir registrert med sykepenger vil bli omgått. Ved å se på de to sistnevnte utvalgene som er delpopulasjoner/utvalg av det førstnevnte søker en å skape mer homogene grupper. I homogene grupper vil nok de ulike variable få likere utslag enn i heterogene grupper. For å ta høyde for at variablene har ulik virkning for de ulik grupper kunne en alternativt ha operert med ulike samspillsvariable. En kunne for eksempel tenke seg at effekten av utdanning vil være ulik for forskjellige aldersgrupper. For å ta hensyn til dette kunne en innført samspillsledd ved å multiplisere en dummyvariabel som tar verdien en hvis individet tilhører en aldersgruppe og null ellers med utdanningsvariabelen. Dermed kan en estimere om utdanning slår ut forskjellig for de ulike aldersgrupper. Ved bruk av en slik fremgangsmåte vil en lett kunne få svært mange variable. I fortsettelsen vil analysene bli gjennomført separat for menn og kvinner og de ulike risikopopulasjoner ved bruk av en logit modell.

Tolkning av parametrene:

P- verdien indikerer om en forklaringsvariabel signifikant virker inn på risikoen for å bli yrkeshemmet. En p- verdi på 0.01 indikerer at den uavhengige variabelen med 99% sannsynlighet influerer risikoen for å bli yrkeshemmet. Fortegnet på estimatet for en forklaringsvariabel indikerer om risikoen for å bli yrkeshemmet tiltar eller avtar med verdien på forklaringsvariabelen. Størrelsen på estimatet (og standardavviket) sier noe om hvor stor effekt forklaringsvariabelen har på den avhengige variabelen. Dersom estimatet for en forklaringsvariabel er positivt og signifikant, indikerer det at en økt verdi for denne variabelen på statistisk grunnlag øker faren for å bli yrkeshemmet. Et positivt fortegn for en parameter for en dummyvariabel og en p- verdi mindre eller lik 0.01 betyr

at en med 99% sikkerhet kan si at det å tilhøre denne gruppen øker risikoen for å bli yrkeshemmet sett i forhold til det å tilhøre referansegruppen.

Det er viktig å være klar over at sannsynligheten for å bli yrkeshemmet er avhengig av nivået på alle forklaringsvariablene. Dette ser en ut fra:

$$P(Y_i = 0) = \frac{1}{1 + e^{(\beta' X_i)}}$$

En er derfor nødt til å anta verdier for de ulike forklaringsvariable. En mulighet er å sette verdien av de kontinuerlige variable lik gjennomsnittet for populasjonen. For dummyvariable kan en sette verdien lik andelen i de forskjellige grupper. Ved en slik fremgangsmåte kan en omtale resultatet en får som sannsynligheten for at en tenkt gjennomsnittsperson blir yrkeshemmet. Alternativt kan en danne ulike interessante arketyper/persontyper og se på hvordan risikoen for å bli yrkeshemmet varierer for disse (se s. 64-65).

For å være i stand til å danne seg et inntrykk av hvordan risikoen for å bli yrkeshemmet varierer med verdien på en variabel, kan en se på den partielle effekten eller den deriverte av variabelen. Den partiell deriverte er gitt ved:

$$\frac{\partial P_i}{\partial x_{ki}} L = \frac{e^{(\beta' x_i)}}{(1 + e^{(\beta' x_i)})^2} \cdot \beta_k$$

Den partielle effekten av en forklaringsvariabel kan en studere ved å holde nivået på alle de andre forklaringsvariable konstant og så variere verdien på variabelen en er interessert i å analysere effekten av.

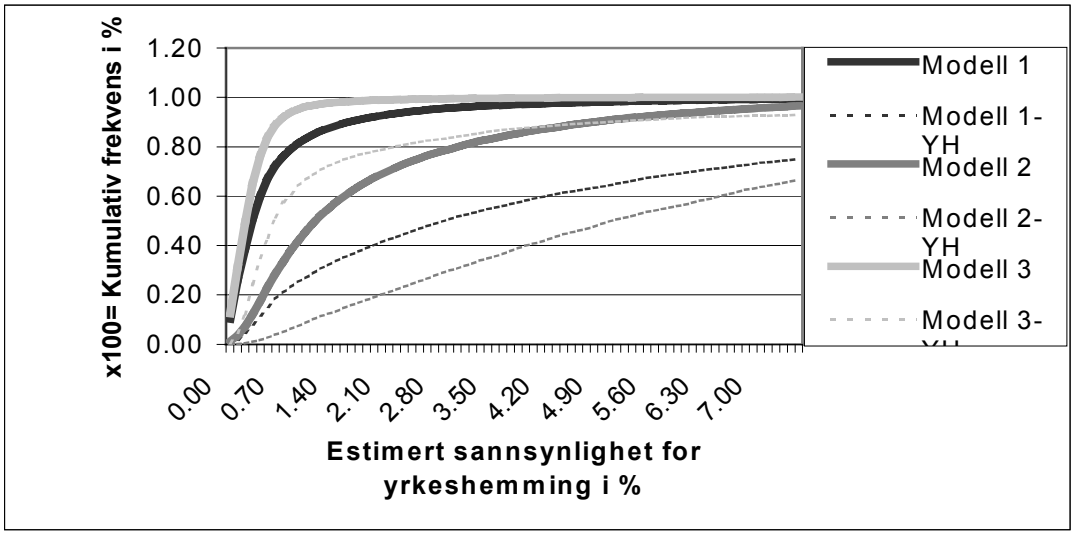
De estimerte sannsynlighetene er ikke direkte sammenlignbare for de ulike modellene. Hovedsakelig skyldes dette at en ikke innehar data for en lang rekke variable. Disse ikke observerbare kjennetegnene vil kunne ha en ulik sammensetting for de ulike populasjoner. Om individene har mottatt sosialtrygd eller ikke kan f.eks. tenkes å være av

stor betydning for risikoen for å bli registrert som yrkeshemmet. Andelen som har mottatt sosialtrygd vil sannsynligvis være vidt forskjellig for de ulike populasjoner. Effekten av de ulike variablene kan også være avvikende for de forskjellige populasjoner. Endringen i inntekt fra 1994-1995 kan tjene som et eksempel. For de som var i SOFA registeret i 1995 kan en inntektsreduksjon tilskrives det at personen ble ledig. For de som var i jobb kan en reduksjon i inntekt ha helt andre årsaker f.eks. færre arbeidstimer, lønnsreduksjon etc. Et inntektsfall som følge av sykdom søkes kontrollert for ved å innføre en variabel for utbetalte sykepenger.

Estimatene er også dannet på grunnlag av forskjellige populasjoner. Dersom en benytter populasjonen av alle menn/kvinner i yrkesaktiv alder (modell 1/A) vil dette gi opphav til et sett estimater. Innenfor referansepopulasjonen vil muligens de som blir yrkeshemmet inneha "ekstreme" verdier for de uavhengige variable f.eks. utbetalte sykepenger, antall måneder som ledig året før etc. I utvalget som består av de som var registrert i SOFA i 1995 kan det hende at variabelverdiene for de som blir yrkeshemmet er mer "normale" sett i forhold til resten av risikopopulasjonen. Dersom en ønsker å rendyrke effekten av de ulike modellens estimater, dvs. se bort fra at populasjonene er ulike, ved å ta i bruk en ekvivalent gjennomsnittsperson for de forskjellig modeller kan dette få konsekvenser for tolkbarheten. Mulig er det at denne ekvivalente gjennomsnittspersonen innehar "ekstreme" verdier sett i forhold til de observasjoner de ulike modellene er estimert på grunnlag av. Modellene predikerer best sannsynligheten for å bli yrkeshemmet for observasjonsverdier som ikke er ulike de observasjoner den faktisk er beregnet på grunnlag av. Dersom en søker å estimere en sannsynligheten for en "ekstrem person" vil modellene være mindre egnet til å frembringe troverdige estimater.

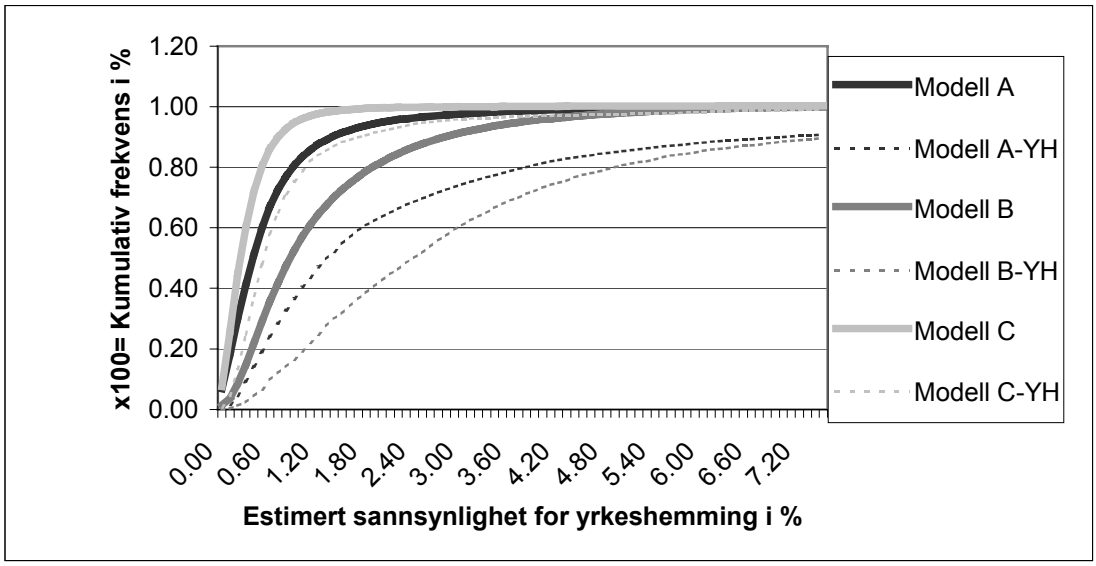
Fordelingen av de estimerte sannsynligheter:
For å få et inntrykk av de ulike modellenes forklaringskraft kan det være instruktivt å se på fordelingen av de estimerte sannsynlighetene. Dersom det ikke later til å være noen vesentlig forskjell i de estimerte sannsynligheter tyder modellen på at det er relativt vilkårlig hvem som blir rammet av en yrkeshemming. Modellen vil således kunne ha en lav forklaringskraft. En kan også sammenligne fordelingen av de estimerte sannsynligheter for de som faktisk ble yrkeshemmet med hele populasjonen sett under

ett. En liten forskjell på disse populasjonene kan tyde på at modellen har lav prediksjonskraft.



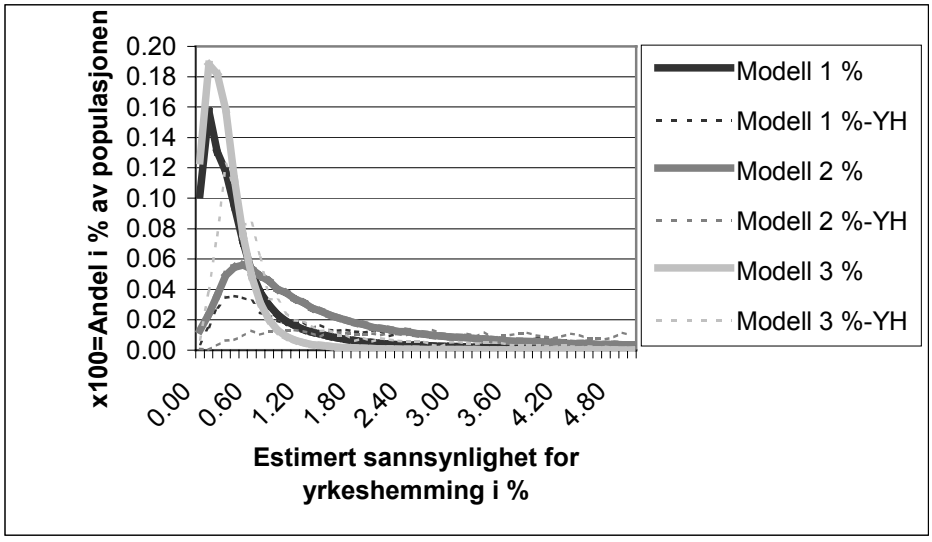
Figur 1: Kumulativ frekvens for den estimerte sannsynligheten. Menn

I populasjon 1 hadde 26% av befolkningen en estimert sannsynlighet mindre enn 0.1%. Andelene som hadde en estimert sannsynlighet for å bli yrkeshemmet lavere enn 0.5% og 0.9% var henholdsvis 67% og 83%. I populasjon 1,2 og 3 var andelene som hadde en estimert sannsynlighet for å bli yrkeshemmet lavere enn 0.5% henholdsvis 67%, 32% og 84%. For de som faktisk ble yrkeshemmet var andelen som hadde en estimert sannsynlighet mindre enn 0.5% i utvalgene 1,2 og 3 henholdsvis 15%, 3% og 43%. Resultatene kan indikere at modell 1 og 2 i sterkere grad evner å predikere hvem som blir yrkeshemmet enn modell 3. Dette kan igjen være en indikasjon på at det er mer tilfeldig hvem som blir yrkeshemmet blant de som var i arbeid året før.



Figur 2: Kumulativ frekvens for den estimerte sannnsynligheten. Kvinner

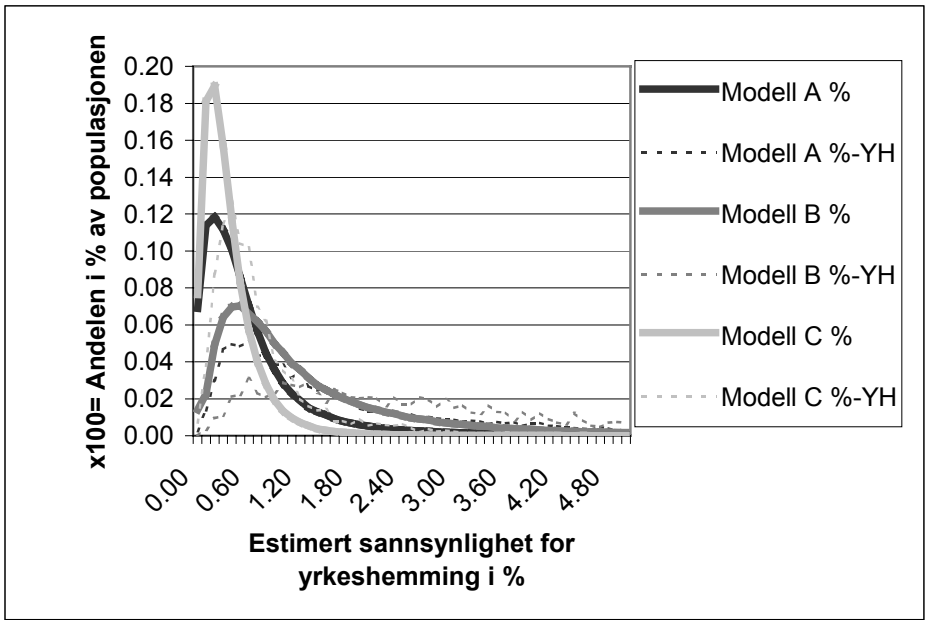
I populasjon A, B og C var andelene som hadde en estimert sannsynlighet for å bli yrkeshemmet lavere enn 0.5% henholdsvis 60%, 29% og 80%. For de som faktisk ble yrkeshemmet var andelen som hadde en estimert sannsynlighet mindre enn 0.5% i utvalgene A, B og C henholdsvis 19%, 7% og 48%. Resultatene avviker ikke mye fra de resultater en har fra modellene for menn.



Figur 3: Andelen i % med de forskjellige estimerte sannsyneligheter. Menn

Ut fra andelen i % med de forskjellige estimerte sannsynligheter for å bli yrkeshemmet kan en få et inntrykk av hva "gjennomsnittsrisikoen" for å bli yrkeshemmet er i de ulike

utvalg. En får også et inntrykk av hvordan de estimerte sannsynligheter varierer i de ulike populasjoner (en kunne strengt tatt sett det samme ut fra de kumulative estimerte sannsynlighetene). I modell 1 og 3 kan det se ut til at "gjennomsnittssannsynligheten" for populasjonene 1 og 3 ligger rundt 0.3 % (den ubetingede (modell 1) sannsynligheten for at en gjennomsnittsmann blir yrkeshemmet er estimert på s. 64) . For populasjonene bestående av menn som var registrert i SOFA i 1995 kan tallene tyde på at "gjennomsnittssannsynligheten" ligger på rundt 0.5%. Variansen i denne populasjonen er imidlertid noe høyere. Forskjellene i fordelingene av de estimerte sannsynligheter for å bli yrkeshemmet for populasjonene kan være en første indikasjon på at en tidligere ledighetshistorie øker risikoen for å bli yrkeshemmet.



Figur 4: Andelen i % med de forskjellige estimerte sannsyneligheter. Kvinner

Resultatene synes å indikere at forskjellene kjønnene i mellom mht. de estimerte sannsynligheter er heller små. For modell A og C ligger "gjennomsnittssannsynligheten" for å bli yrkeshemmet på rundt 0.3% (den ubetingede (modell A) sannsynligheten for at en gjennomsnittskvinne blir yrkeshemmet er estimert på s. 65). For modell B synes den å være rundt 0.5%.

7. Resultater av estimeringene

I dette kapitlet har jeg valgt å drøfte estimeringsresultatene basert på følgende tematiske inndeling:

- Forhold på arbeidsmarkedet.
- Arbeidsmiljøet.
- Tidligere ledighet.
- Individenes personkapital/"human capital".

For hvert tema har jeg valgt å presentere estimatene for de aktuelle variable. Hovedvekten er lagt på modellene (1 og A) som er estimert på grunnlag av risikopopulasjonene bestående av alle menn/kvinner i yrkesaktiv alder (20-67 år). Disse modellene estimerer den ubetingede sannsynligheten for at en mann/kvinne i yrkesaktiv alder blir yrkeshemmet. Modellene estimert på grunnlag av risikopopulasjonene bestående av de som var ledige i løpet av 1995 (modellene 2 og B) og de som var i jobb i 1995 (modellene 3 og C) kan sees på sees på som spesialtilfeller av modellene 1 og A. Modell 2/B estimerer sannsynligheten for at en mann/kvinne som var registrert som ledig i løpet av 1995 ble yrkeshemmet i 1996. Modell 3/C estimerer sannsynligheten for at en mann/kvinne som var i arbeid i 1995 ble yrkeshemmet i 1996. Dersom estimatene fra modellene 2/B eller 3/C vesentlig avviker fra modellene 1/A eller dersom en apriori skulle være tilbøyelig til å tro at de skulle kunne avvike i vesentlig grad, rapporteres også disse estimatene. I tabellene oppgis navn på variable og variabelens estimat, standardavvik og p- verdi. For å indikere hvordan sannsynligheten for å bli yrkeshemmet avhenger av verdien for de enkelte variable har jeg satt alle de andre forklaringsvariable lik sitt gjennomsnitt og så variert verdien på den variabelen jeg undersøker. Avslutningsvis vil jeg drøfte hypotesene i lys av de ovennevte tema.

Forhold på arbeidsmarkedet

Med forhold på arbeidsmarkedet mener jeg her nivået på ledigheten og forskjeller i næringsstruktur.

Nivået på ledigheten:
De data som er tilgjengelig spenner over et forholdsvis kort tidsrom (1995-1997). For å undersøke hvordan nivået på ledigheten virker inn på risikoen for å bli yrkeshemmet, kan det derfor være formålstjenlig å se på nivået på ledigheten i de ulike fylker. M.a.o søker jeg å kompensere for mangelen på variasjon over tid ved å se på regionale variasjoner. Modellene som er estimert er tilsvarende modellene: 1,2,3,A,B og C bortsett fra at dummyene for hjemfylke er erstattet med en kontinuerlig variabel for ledigheten i hjemfylke (modell*).

	Modell 1*			**Modell 2***			**Modell 3***		
Variabel	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi
FYLKESVIS LEDIGHET I 95	0,0645	0,016	0,0001	0,0413	0,0246	0,094	0,0769	0,028	0,006

	Modell A*			**Modell B***			**Modell C***		
Variabel	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi
FYLKESVIS LEDIGHET I 95	0,0736	0,0145	0,0001	0,0248	0,0269	0,3569	0,1208	0,0289	0,0001

Tabell 1: Estimater fra de ulike modeller for fylkesvis ledighet

Resultatene tyder på at jo høyere ledigheten i hjemfylket er, jo større er den ubetingede risikoen (modell 1* og A*) for å bli yrkeshemmet. Dette synes også å gjelde når en forutsetter at personene hadde vært i jobb året før (modell 3* og C*). Resultatene ser m.a.o. ut til å underbygge hypotesen om at situasjonen på arbeidsmarkedet påvirker risikoen for å bli yrkeshemmet. For de som hadde vært ledige i 1995 (modell 2* og B*) ser ledighetsnivået ut til å være av mindre betydning. Apriori kunne en være tilbøyelig til å tro at et høyt nivå på ledigheten ville resultere i et press på de ledige mot yrkeshemming. Denne effekten kan imidlertid være relativt svak i en periode med

avtagende ledighet. Hva resultatet ville blitt i en periode med tiltagende ledighet, det kan ikke de tilgjengelige data gi svar på.

Næringsstrukturen:

Næringsstrukturen i de forskjellige fylker kan være av betydning for risikoen for å bli yrkeshemmet. Med næringsstruktur menes det her i hvilken grad næringslivet er differensiert, om næringslivet preges av ved nedskjæringer, omstillinger eller nyetableringer, i hvilken grad næringslivet påvirkes av konjunktursvingninger etc. Et lite differensiert næringsliv kan gjøre det vanskelig å finne en alternativ anvendelse for arbeidskraft som ikke møter visse krav m.h.t. funksjonsdyktighet. Dersom næringsstrukturen i et fylke er særlig utsatt for konjunktursvingninger kan dette knytte folk til ledighetsregisteret noe som igjen kan føre folk inn i yrkeshemming (se H_2). Viktig er det å være klar over at det i modellen er kontrollert for effekten av yrke etter næring. Denne inndelingen er imidlertid svært grov. Det å være ansatt i industrien vil ikke nødvendigvis innebære det samme i de ulike fylker. Videre vil det også kunne eksistere andre forskjeller mellom fylkene f.eks. ulike praksiser ved trygde- og arbeidsmarkedskontorene, forskjell i bevilgningene til arbeidsmarkeds og trygdekontorene og , ulike arbeidsmarked i de ulike fylker mht. etterspørselen etter ulike typer arbeidskraft etc. I det følgende brukes Oslo som referansefylke. Dette innebærer at estimatene for de ulike fylker må tolkes i forhold til det å bo i Oslo. F.eks. vil et positivt signifikant estimat for et fylke innebære at risikoen for å bli yrkeshemmet er signifikant høyere i dette fylket enn i Oslo.

	Modell 1			Modell 2			Modell 3		
Variabel	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi
ØSTFOLD	-0,0466	0,0526	0,3755	-0,0358	0,0842	0,6706	0,0865	0,1027	0,3992
AKERSHUS	-0,1194	0,0527	0,0236	-0,0292	0,0831	0,7248	0,0381	0,1002	0,7037
HEDMARK	0,0025	0,0572	0,9649	0,2139	0,0861	0,0129	-0,1413	0,1196	0,2373
OPPLAND	0,0119	0,0584	0,8379	0,0738	0,0919	0,4221	0,1557	0,1097	0,1558
BUSKERUD	0,1740	0,0539	0,0012	0,1716	0,0866	0,0475	0,2943	0,1021	0,0040
VESTFOLD	0,1639	0,0549	0,0028	0,2898	0,0832	0,0005	0,4355	0,1009	0,0001
TELEMARK	0,1674	0,0571	0,0034	0,1604	0,0886	0,0704	0,3807	0,1060	0,0003
AUST AGDER	0,1838	0,0680	0,0069	0,2449	0,1055	0,0202	0,2703	0,1274	0,0339
VEST AGDER	0,3675	0,0577	0,0001	0,4219	0,0903	0,0001	0,5162	0,1068	0,0001
ROGALAND	0,0359	0,0510	0,4806	0,2443	0,0778	0,0017	0,1522	0,0970	0,1168
HORDALAND	-0,1313	0,0482	0,0065	-0,0504	0,0748	0,5007	-0,0824	0,0957	0,3893
SOGN OG FJORDANE	0,1788	0,0751	0,0172	0,3753	0,1225	0,0022	0,3387	0,1266	0,0074
MØRE OG ROMSDAL	-0,0265	0,0578	0,6460	0,1317	0,0912	0,1489	0,0722	0,1069	0,4995
SØR TRØNDELAG	0,0248	0,0523	0,6348	0,0960	0,0804	0,2329	0,0860	0,1035	0,4061
NORD TRØNDELAG	0,1022	0,0639	0,1096	0,1896	0,0954	0,0470	0,2501	0,1177	0,0336
NORDLAND	0,2924	0,0496	0,0001	0,3736	0,0760	0,0001	0,4957	0,0943	0,0001
TROMS	0,2287	0,0563	0,0001	0,2934	0,0856	0,0006	0,4061	0,1081	0,0002
FINNMARK	0,5707	0,0644	0,0001	0,7386	0,0930	0,0001	0,9404	0,1142	0,0001
	Modell A			**Modell B**			**Modell C**		
Variabel	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi
ØSTFOLD	-0,0674	0,0564	0,2321	-0,4366	0,1157	0,0002	0,0319	0,1147	0,7811
AKERSHUS	-0,0405	0,0485	0,4039	-0,0836	0,0975	0,3912	-0,0394	0,0920	0,6685
HEDMARK	-0,0650	0,0619	0,2934	-0,2008	0,1166	0,0850	-0,1872	0,1324	0,1575
OPPLAND	-0,0396	0,0616	0,5203	-0,1542	0,1162	0,1844	-0,2062	0,1347	0,1259
BUSKERUD	0,1670	0,0537	0,0019	0,0261	0,1070	0,8073	0,1810	0,1051	0,0849
VESTFOLD	0,0172	0,0584	0,7689	-0,0275	0,1097	0,8020	0,2856	0,1119	0,0107
TELEMARK	0,2027	0,0594	0,0006	-0,0611	0,1156	0,5971	0,4079	0,1162	0,0004
AUST AGDER	0,1031	0,0737	0,1618	0,2160	0,1316	0,1008	0,3504	0,1472	0,0173
VEST AGDER	0,2103	0,0617	0,0007	-0,0534	0,1232	0,6646	0,4471	0,1248	0,0003
ROGALAND	-0,2579	0,0543	0,0001	-0,1807	0,1021	0,0769	-0,3086	0,1127	0,0062
HORDALAND	-0,3274	0,0528	0,0001	-0,2643	0,0981	0,0070	-0,4598	0,1104	0,0001
SOGN OG FJORDANE	0,0381	0,0781	0,6256	0,1276	0,1460	0,3820	0,0605	0,1494	0,6853
MØRE OG ROMSDAL	-0,1391	0,0592	0,0187	-0,1532	0,1101	0,1640	-0,2940	0,1281	0,0217
SØR TRØNDELAG	0,0413	0,0547	0,4495	-0,3252	0,1109	0,0034	-0,0265	0,1108	0,8110
NORD TRØNDELAG	0,0050	0,0698	0,9434	-0,1546	0,1239	0,2121	0,0147	0,1467	0,9202
NORDLAND	0,2612	0,0535	0,0001	0,2225	0,0991	0,0248	0,3140	0,1031	0,0023
TROMS	0,1184	0,0612	0,0530	-0,0650	0,1194	0,5861	0,2233	0,1165	0,0553
FINNMARK	0,2515	0,0754	0,0008	0,2232	0,1338	0,0953	0,4319	0,1329	0,0012

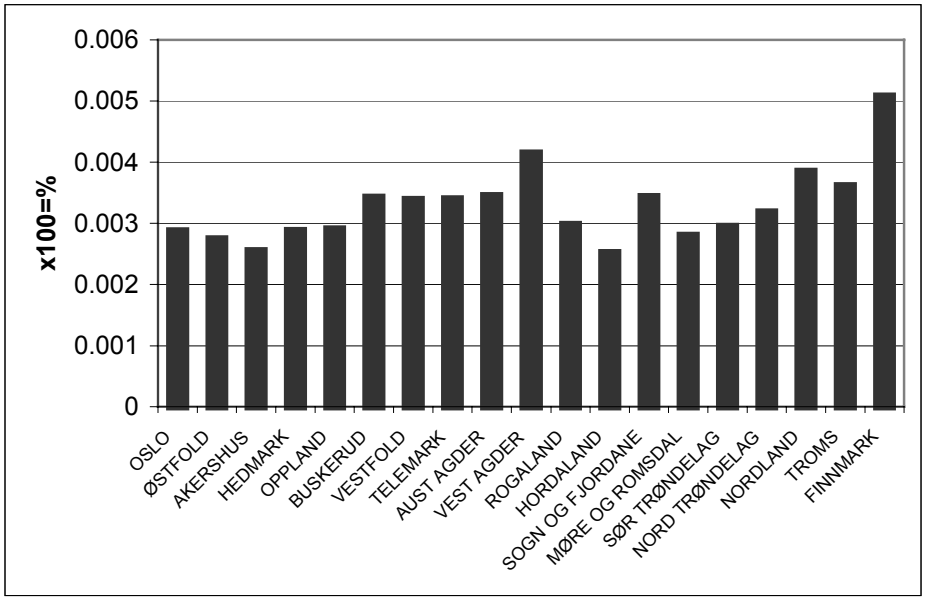
Tabell 2: Estimater fra de ulike modeller for de ulike fylker

Menn:
Blant menn, uavhengig av utvalg, synes det som om det å være bosatt i fylkene Buskerud, Vestfold, Aust Agder, Vest Agder Sogn og Fjordane, Nordland, Troms og Finmark å være forbundet med en høyere risiko for å bli yrkeshemmet sett i forhold til det å være bosatt i Oslo. Særlig Finnmark, Vest Agder og Nordland skiller seg ut med en relativt høy risiko for yrkeshemming. For befolkningen sett under ett (modell 1) tyder resultatene på at det å være bosatt i Hordaland og Akershus er forbundet med en signifikant lavere risiko for yrkeshemming. Hedmark og Rogaland skilte seg ut ved at faren for å bli yrkeshemmet kun var signifikant større for de som hadde vært registrert i SOFA registeret. I Telemark var ikke resultatet for denne populasjonen (modell 2) signifikant mens den var det for de to andre. I Nord Trøndelag var risikoen for yrkeshemming ikke signifikant for modell 1 mens den var det i de to andre modellene.

Kvinner:
Blant kvinner, for alle populasjoner, skiller Hordaland seg ut som et fylke med en redusert fare for yrkeshemming relativt til Oslo. Fylkene Rogaland og More og Romsdal hadde også en redusert risiko for yrkeshemming i forhold til Oslo for modell A og C. Kvinner registrert i SOFA i løpet av 1995 og bosatt i Sør Trøndelag og Østfold hadde en lavere risiko for å bli yrkeshemmet enn deres medsøstre i Oslo. For modell A hadde kvinner fra Buskerud, Telemark, Vest Agder, Vest Agder, Nordland, Troms, Finmark en økt risiko sett i forhold til Oslo for å bli yrkeshemmet. For de sysselsatte skilte de samme fylkene seg ut i tillegg til Vestfold og Aust Agder. Blant de som hadde vært i SOFA kan det synes som om de regionale forskjeller var mindre.

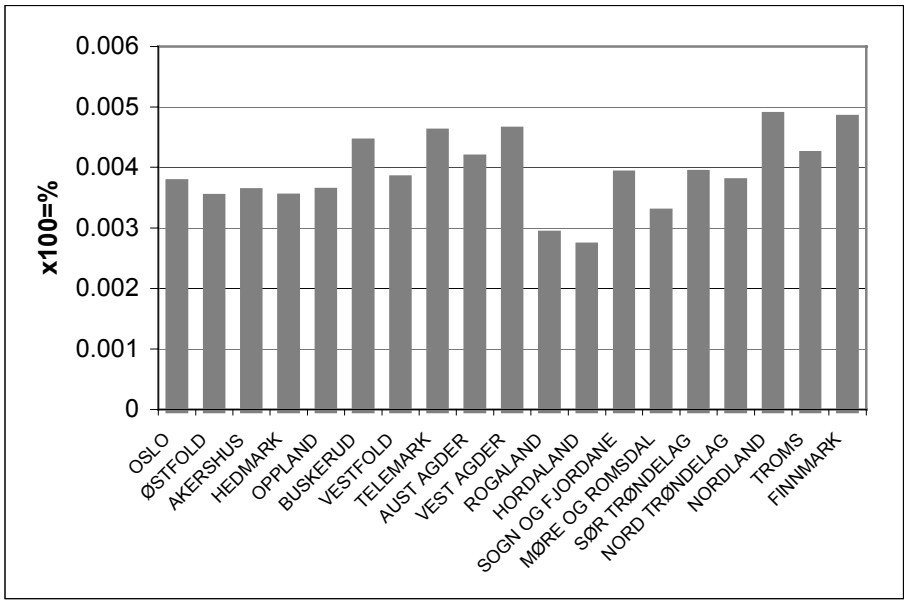
En mulig årsak til at risikoen for å bli yrkeshemmet varierer såpass sterkt for fylkene kan være at forskjeller i næringsstrukturen virker gjennom de mekanismer som er skissert over. Særlig Finmark kan tjene som et eksempel på et fylke som på mange måter har et ensidig og konjunkturutsatt næringsliv. Det er også mulig at regelverket praktiseres ulikt ved de forskjellige kontorene i de ulike fylker. Bevilgningene og prioriteringene til arbeidsmarkedskontorene kan også tenkes å være ulik. Det kan m.a.o. se ut til at det også er andre regionale ulikheter enn forskjeller i ledigheten som virker inn på risikoen for å

bli yrkeshemmet. En skal imidlertid være forsiktig med å tolke resultatene da analysen kun er gjort for årene 1995, 1996 og 1997. I denne perioden var situasjonen på arbeidsmarkedet preget av en tilbakegang i ledigheten. Hva som skjer i en periode med vekst i ledigheten gir data ikke svar på. Det kan f.eks. tenkes at en økning i ledigheten "presser" folk over i yrkeshemming. Figur 5 og 6 illustrerer den estimerte sannsynligheten for å bli yrkeshemmet for hvert fylke, når alle forklaringsvariablene (bortsett fra fylke) settes lik sitt gjennomsnittet.



Figur 5: Den partielle effekten av hjemfylke på risikoen for å bli yrkeshemmet. Menn modell 1

Tallene kan tyde på at en gjennomsnittsmann bosatt i Finmark alt annet likt har omlag 1.8 ganger så stor sannsynlighet for å bli yrkeshemmet som en mann bosatt i Oslo. Også for de andre fylkene er det tildels store forskjeller.



Figur 6: Den partielle effekten av hjemfylke på risikoen for å bli yrkeshemmet. Kvinner modell A

Også for kvinner er de fylkesvise forskjeller relativt store. Alt annet likt har en kvinne bosatt i Nordland eller Finmark nesten 1.3 gang så stor risiko for å bli yrkeshemmet sett i forhold til en kvinne bosatt i Oslo. En kvinne bosatt i Sogn og Fjordane har på den annen side ca. 0.75 gang så stor risiko for å bli yrkeshemmet som en bosatt i Oslo. Dette kan skyldes forskjeller i yrkesdeltagelsen blant kvinner i de ulike fylker.

Arbeidsmiljøet:

Utdannelse, yrkesbakgrunn og næringsstrukturen kan tenkes å virke inn på individenes arbeidsmiljø. Næringsstrukturens innvirkning på risikoen for å bli yrkeshemmet har jeg allerede søkt å avdekke.

Utdannelse:

	Modell 1			Modell 2			Modell 3		
Variabel	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi
VID_1	0,0287	0,0239	0,2291	0,0116	0,0359	0,7461	-0,0398	0,0459	0,3857
VID_A	-0,8381	0,0469	0,0001	-0,8419	0,073	0,0001	-0,5615	0,0829	0,0001
VID_Y	-0,2535	0,035	0,0001	-0,3753	0,0588	0,0001	-0,1524	0,0563	0,0068
UNI3LA	-0,2607	0,1814	0,1506	-0,3465	0,4898	0,4793	-0,3828	0,2355	0,104
UNI3OK	-1,2314	0,075	0,0001	-1,0872	0,1275	0,0001	-1,1648	0,1171	0,0001
UNI3HE	-0,4004	0,2426	0,0988	0,4812	0,6096	0,4299	-0,6974	0,3276	0,0333
UNI3UN	-0,7989	0,0796	0,0001	-0,6594	0,1265	0,0001	-0,4903	0,1488	0,001
UNI4	-0,7265	0,1004	0,0001	-0,728	0,2012	0,0003	-0,6474	0,1413	0,0001
UNI5	-1,6525	0,1311	0,0001	-0,5881	0,2162	0,0065	-1,7834	0,1952	0,0001

	Modell A			Modell B			Modell C		
Variabel	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi
VID_1	-0,0243	0,0264	0,3567	0,0331	0,0476	0,4873	-0,1275	0,059	0,0306
VID_A	-0,709	0,0444	0,0001	-0,5961	0,0819	0,0001	-0,5505	0,0931	0,0001
VID_Y	-0,1207	0,0538	0,0247	-0,0143	0,1036	0,8905	0,0536	0,1012	0,5961
UNI3LA	-0,5646	0,1045	0,0001	0,4407	0,2776	0,1124	-0,6855	0,1595	0,0001
UNI3OK	-1,1904	0,0952	0,0001	-0,9111	0,1939	0,0001	-1,2973	0,1817	0,0001
UNI3HE	-0,4199	0,0769	0,0001	0,812	0,2704	0,0027	-0,3913	0,1131	0,0005
UNI3UN	-0,7916	0,0725	0,0001	-0,7243	0,1636	0,0001	-0,5918	0,1421	0,0001
UNI4	-0,6944	0,0795	0,0001	-0,5799	0,2199	0,0084	-0,627	0,1296	0,0001
UNI5	-1,638	0,1811	0,0001	-1,5168	0,5111	0,003	-1,6453	0,3012	0,0001

Tabell 3: Effekten av utdannelse på risikoen for å bli yrkeshemmet

Menn: I referansepopulasjonen og blant de som hadde vært i arbeid i 1995 kan det se ut til at det, alt annet likt, var de som ikke hadde utdannelse utover grunnskolen som var mest utsatt for å bli yrkeshemmet. Videregående allmenne fag, økonomiutdannelse og langvarig utdannelse kan se ut til å redusere risikoen. I utvalget bestående av de som hadde vært i SOFA året før var den største forskjellen at en utdannelse innenfor helsesektoren økte risikoen for å bli yrkeshemmet.

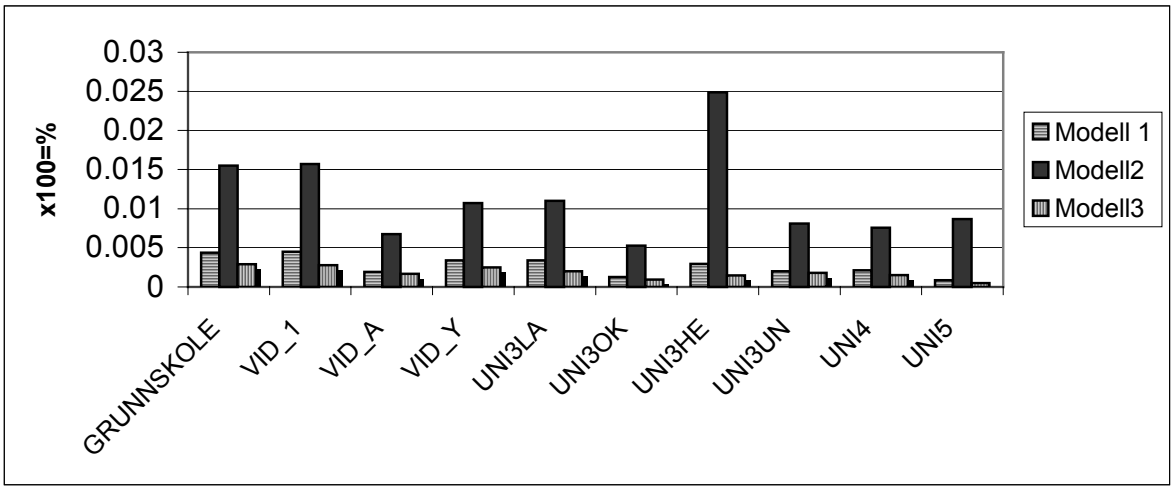
Kvinner: Også for kvinner kan det se ut som om de som avsluttet utdanningen med grunnskole var utsatt for størst risiko for å bli yrkeshemmet. Blant de som hadde vært i SOFA året før kan det se ut til at en lærerutdannelse, helsefaglig utdannelse og yrkesskole økte risikoen.

Det kan tenkes at det er en korrelasjon mellom utdannelse og helse. Lav utdannelse innebærer ofte belastende og monotont arbeid. Risikoen for å bli rammet av en yrkesskade vil så igjen kunne virke inn på sannsynligheten for å bli yrkeshemmet. Personer rammet av en skade som gjør dem uskikket til å utføre fysisk arbeide vil kunne omskoleres. Folk ute av stand til å sitte ved skrivebordet vil på den annen side kunne ha små muligheter for omskolering. Det kan også tenkes at en lavere utdannelse gir svekkede incentiver til å jobbe som følge av lavere lønn, lavere egenverdi av arbeidet etc. Individenes utdannelse kan også påvirke hvem som blir registrert som yrkeshemmet. Folk med lang utdannelse vil muligens ha lite igjen for å følge et tiltak. Et attføringstiltak vil ventelig ikke styrke deres kvalifikasjoner i nevneverdig grad. For de med lite utdannelse kan attføring styrke individets kvalifikasjoner på arbeidsmarkedet. Dette er i tråd med "human capital" modellen som predikerer at en person med en høyere "kunnskapskapital" vil oppnå høyere lønn (og ha større mulighet for å få en jobb) i arbeidsmarkedet enn en med lavere nivå på "kunnskapskapitalen" alt annet likt. Resultatene kan også sees i lys av en generell arbeid vs. fritidsmodell. "Nytten" av å følge et attføringstiltak for en person med lang utdannelse vil ventelig være lavere enn for en med en kort utdannelse. Resultatet kan bli at det særlig er de med relativt kort utdannelse som vil være tjent med å havne på tiltak. Dette kan igjen være med på å avgjøre hvem som blir registrert som ufør og hvem som blir registrert som yrkeshemmet. Utfallet vil avhenge av klientens og saksbehandlerens incentiver.

En undersøkelse av (Bell og Nickell, 1994) har vist at det har vært en reduksjon i etterspørselen etter ukvalifisert/ufaglært arbeidskraft i OECD området. Høyere ledighet blant personer med svake kvalifikasjoner kan skyldes at:

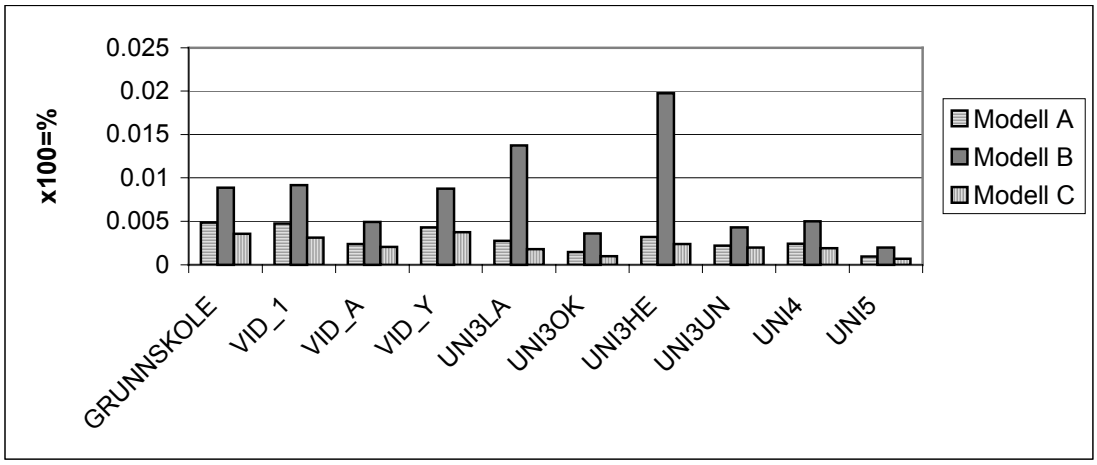
- bedriftene "legger opp et forråd" av vel kvalifisert arbeidskraft i perioder med høy ledighet. Dette kan skyldes at de vel kvalifiserte er i stand til å utføre de arbeidsoppgaver som var tiltenkt utført av mindre kvalifiserte arbeidstagere.
- de ufaglærte har en større "turn over" rate en de faglærte. En høyere "turn over" rate kan skyldes at ufaglærte i mindre grad innehar "human capital" som knytter dem til bedriften.

- størrelsen på trygdebeløpet sett i forhold til lønna er større for de med lav lønn enn de med høy lønn. Dette vil igjen kunne svekke incentivene
- en minstelønn vil redusere etterspørselen etter ufaglært arbeidskraft. En minstelønn vil også kunne øke tilbudet av ufaglært arbeidskraft da incentivene til å ta utdannelse *kan* svekkes for denne gruppen. En minstelønn kan skyldes lover, fagforeninger, stønadssystemet - alternativ inntekten, eller effektivitetslønn. En økt ledighet og en individuell ledighetshistorie vil i sin tur kunne virke inn på risikoen for å bli yrkeshemmet jfr. H_1 og H_2.



Figur 7: Den partielle effekten av utdannelse på risikoen for å bli yrkeshemmet. Menn modell 1,2 og 3

Det kan synes som det er visse forskjeller mellom risikopopulasjonene. For modell 1 og 3 synes det som om de som ikke hadde en utdannelsene utover grunnskole og yrkesskole er særlig rammet av risikoen for å bli yrkeshemmet. Dette kan tolkes som et utslag av belastning forbundet med yrke. Det kan også tolkes som et utslag av ikke observerbar heterogenitet. Sannsynligheten for å bli yrkeshemmet var også relativt stor for de med utdanning innen helse og utdanningsfagene. Blant de som var i SOFA registeret i 1995 kan det synes som om risikoen er særlig høy for de med helsefaglig utdannelse. Dette kan igjen tolkes som et utslag av belastning forbundet med yrke.



Figur 8: Den partielle effekten av utdannelse på risikoen for å bli yrkeshemmet. Kvinner modell A, B og C

Den partielle effekten av utdannelse synes ikke å avvike i vesentlig grad for kvinner sett i forhold til menn. For de som var registrert i SOFA i 1995 syntes det som at det særlig var de med lærerutdannelse og helsefaglig utdannelse som løp en stor risiko for å bli yrkeshemmet. Sett i forhold til de med kun grunnskole hadde de med lærerutdannelse en og en halv gang så høy risiko for å bli yrkeshemmet. For de med helsefaglig utdannelse mer enn doblet risikoen seg.

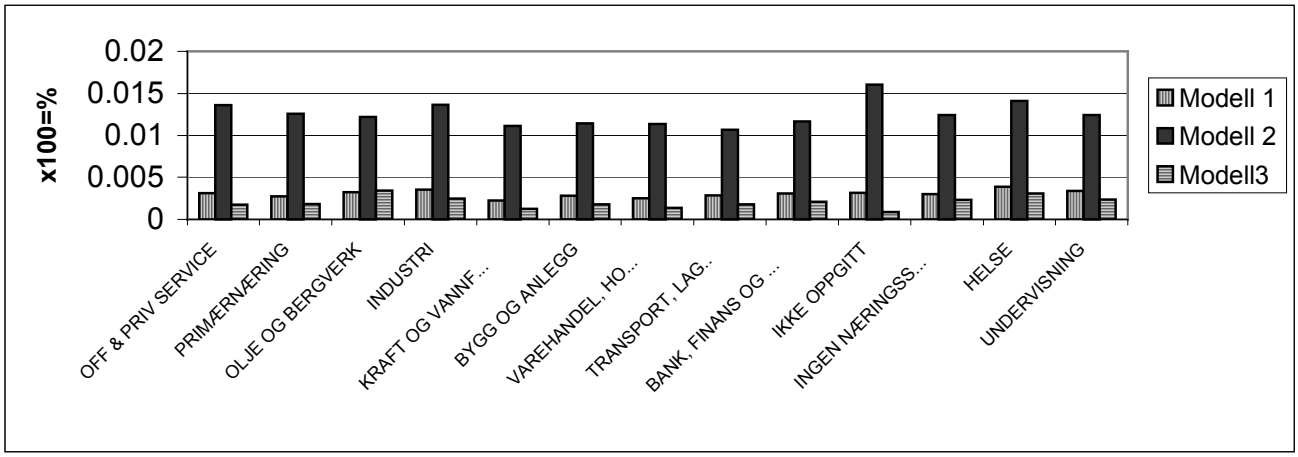
Yrke:

	Modell 1			Modell 2			Modell 3		
Variabel	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi
PRIMÆRNÆRING	-0,1271	0,0575	0,0271	-0,0798	0,0804	0,3209	0,0456	0,1249	0,7149
OLJE OG BERGVERK	0,0287	0,1138	0,8008	-0,1104	0,2111	0,601	0,6769	0,15	0,0001
INDUSTRI	0,1221	0,0329	0,0002	0,00442	0,0483	0,9271	0,347	0,06	0,0001
KRAFT OG VANNFORSYNING	-0,3461	0,1294	0,0075	-0,2027	0,2225	0,3622	-0,3208	0,1848	0,0825
BYGG OG ANLEGG	-0,1036	0,0407	0,0109	-0,176	0,0595	0,0031	0,0115	0,0724	0,8737
VAREHANDEL, HOTELL OG RESTAURANT	-0,2189	0,0381	0,0001	-0,1833	0,0549	0,0008	-0,2494	0,0738	0,0007
TRANSPORT, LAGER OG TELEKOM	-0,0918	0,0443	0,0383	-0,246	0,0741	0,0009	0,0181	0,0741	0,8067
BANK, FINANS OG FORSIKRING	-0,0183	0,0493	0,7109	-0,1582	0,0753	0,0356	0,1711	0,0889	0,0543
IKKE OPPGITT	0,0038	0,165	0,9816	0,1657	0,2269	0,4651	-0,7082	0,7186	0,3244
INGEN NÆRINGSSTATUS	-0,0363	0,0476	0,4456	-0,0928	0,0728	0,2024	0,2831	0,1026	0,0058
HELSE	0,2199	0,0671	0,0011	0,0364	0,106	0,7314	0,5693	0,1087	0,0001
UNDERVIS	0,0715	0,0693	0,3019	-0,0927	0,1087	0,394	0,298	0,1114	0,0075
	Modell A			**Modell B**			**Modell C**		
Variabel	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi
PRIMÆRNÆRING	-0,1426	0,0822	0,0827	0,1168	0,1196	0,3285	0,3243	0,242	0,1802
OLJE OG BERGVERK	-0,438	0,2588	0,0905	0,1408	0,4563	0,7576	-0,0125	0,3424	0,9709
INDUSTRI	-0,0329	0,04	0,4105	0,0276	0,0693	0,6904	0,0135	0,0776	0,862
KRAFT OG VANNFORSYNING	-0,5558	0,2319	0,0165	-0,7146	0,5048	0,1569	-0,7369	0,4501	0,1016
BYGG OG ANLEGG	-0,356	0,1074	0,0009	-0,1582	0,1718	0,3571	-0,4032	0,225	0,0732
VAREHANDEL, HOTELL OG RESTAURANT	-0,2885	0,0329	0,0001	-0,188	0,0572	0,001	-0,474	0,0747	0,0001
TRANSPORT, LAGER OG TELEKOM	-0,0981	0,058	0,0909	-0,063	0,1177	0,5927	-0,1225	0,0977	0,2098
BANK, FINANS OG FORSIKRING	-0,5196	0,0601	0,0001	-0,4119	0,1087	0,0002	-0,8677	0,125	0,0001
IKKE OPPGITT	-0,0557	0,2016	0,7822	0,1464	0,312	0,639	-17,2057	3996	0,9966
INGEN NÆRINGSSTATUS	-0,1465	0,0555	0,0083	-0,1415	0,0984	0,1507	0,4194	0,1485	0,0048
HELSE	0,1312	0,036	0,0003	-0,0334	0,0766	0,6627	0,217	0,0602	0,0003
UNDERVISNING	0,0174	0,0518	0,7369	-0,2193	0,1153	0,0572	0,0688	0,0903	0,4459

Tabell 4: Effekten av yrke på risikoen for å bli yrkeshemmet

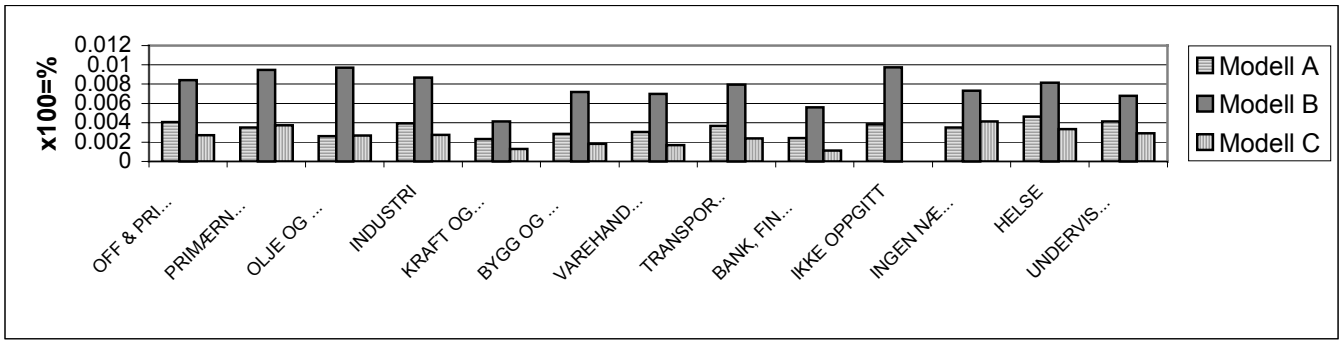
Utdannelsen kan i mange henseender gi indikasjoner på yrke, eventuelt tidligere yrke. Det er derfor ikke overraskende at virkningen av utdannelse og yrke ikke er ulik. Kvinner

og menn sysselsatt innenfor industrien, helsesektoren og offentlig og privat service virksomhet ser ut til å være særlig utsatt for å bli yrkeshemmet



Figur 9: Den partielle effekten av yrke etter næring på risikoen for å bli yrkeshemmet. Menn modell 1,2 og 3

For de menn som hadde vært i arbeide i 1995 kan det synes som om personer ansatt innenfor næringene olje og bergverk, industrien, helse og undervisning var særlig utsatt for å bli yrkeshemmet. Menn ansatt innen olje og bergverk hadde nesten dobbelt så stor sannsynlighet for å bli yrkeshemmet som folk ansatt innen offentlige og private service næringer. Ansatte innenfor industrien og helsesektoren hadde henholdsvis rundt 1.5 og 1.75 gang så stor risiko for å bli yrkeshemmet som folk ansatt innen offentlige og private service næringer. For denne gruppen ser det mao. ut til at jobbens karakter er av avgjørende betydning for risikoen for å bli yrkeshemmet. For utvalget bestående av alle menn i yrkesaktiv alder var det særlig menn ansatt innenfor industrien, helsesektoren og undervisningssektoren som tenderte til å bli yrkeshemmet. For de som hadde vært i ledighetsregisteret var det særlig de uten oppgitt næringsstatus (dvs. ingen registrert næringsstatus i perioden 1992-1995) som tenderte til å bli yrkeshemmet året etter.



Figur 10: Den partielle effekten av yrke etter næring på risikoen for å bli yrkeshemmet. Kvinner modell A,B og C

For de kvinner som hadde tjent mer enn 120000 kr. i løpet av 1995 var det særlig kvinner med yrker innen primærnæringene, helsevesenet og undervisningssektoren som tenderte til å bli yrkeshemmet. En skal imidlertid være klar over at en stor andel kvinner jobber deltid. Dermed vil en inntektsgrense på 120000 kr. ikke nødvendigvis indikere hvem som er i arbeide men heller hvem som jobber heltid. For utvalget bestående av alle kvinner i yrkesaktiv alder var det særlig yrker innen private og offentlige servicenæringer, primærnæringene, industrien, transportnæringen , helsevesenet og undervisningssektoren som tenderte til å bli yrkeshemmet. For utvalget bestående av de kvinner som hadde vært ledige var det særlig de som ikke hadde registrert noe tidligere yrke (dvs. ingen registrert næringsstatus i perioden 1992-1995) som hadde en høyere risiko for å bli yrkeshemmet.

Tidligere ledighet:

I ledighetsregisteret (SOFA) kan en person være registrert som helt ledig (HL), delvis sysselsatt (DS), deltager på ordinært tiltak (FS) og yrkeshemmet (YH). I dette avsnittet er jeg interessert i å avdekke hvordan en tidligere SOFA status i perioden 1992-1995 virker inn på risikoen for å bli yrkeshemmet i 1996. I det følgende skiller jeg mellom det å ha vært innom en kategori og antall måneder et individ har vært registrert med en status. Dette for å søke å skille virkningen av insidensen og lengden av en SOFA status på risikoen for å bli yrkeshemmet (dvs. persistensen). I tabellen under oppgis kun effektene av registrerte statuser i 1995. For effekten av ledighets statuser i perioden 1992-1994 se vedlegg 3.

	Modell 1			Modell 2		
Variabel	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi
ANTALL MND HL 95	0,0709	0,0062	0,0001	0,0646	0,0066	0,0001
ANTALL MND DS 95	0,0230	0,0113	0,0421	0,0158	0,0115	0,1703
ANTALL MND FS 95	0,0632	0,0090	0,0001	0,0604	0,0091	0,0001
HL 95	0,3133	0,0371	0,0001	0,2045	0,0501	0,0001
DS 95	-0,0965	0,0493	0,0504	-0,0983	0,0505	0,0516
FS 95	0,0853	0,0487	0,0797	0,0434	0,0493	0,3784

	Modell A			Modell B		
Variabel	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi
ANTALL MND HL 95	0,1019	0,0085	0,0001	0,0729	0,0090	0,0001
ANTALL MND DS 95	0,0434	0,0099	0,0001	0,0286	0,0105	0,0063
ANTALL MND FS 95	0,0496	0,0118	0,0001	0,0431	0,0120	0,0003
HL 95	0,1139	0,0472	0,0158	-0,0752	0,0580	0,1945
DS 95	-0,1536	0,0581	0,0082	-0,1012	0,0627	0,1068
FS 95	0,2360	0,0660	0,0003	0,1300	0,0673	0,0532

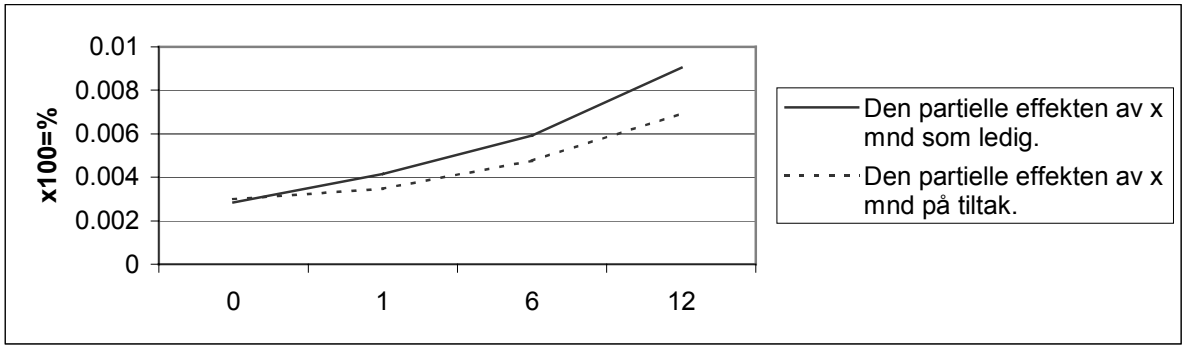
Tabell 5: Estimater fra de ulike modeller for tidligere SOFA status, modell 2 og B

Menn:

Det å ha vært ledig i 1995 synes å øke menns risiko for å bli yrkeshemmet i 1996. Det ser også ut til å være en positiv sammenheng mellom antall måneder en mann er ledig og vedkommendes risiko for å bli yrkeshemmet. Antall måneder på ordinære tiltak ser ut til å ha den samme effekten. Det å ha vært delvis sysselsatt ser isolert sett ut til redusere risikoen for yrkeshemming. For populasjonen bestående av alle menn i yrkesaktiv alder kan det synes som om det er en sammenheng mellom antall måneder som delvis sysselsatt og risikoen for å bli yrkeshemmet. For de menn som var i SOFA synes ikke dette å være tilfellet. For de signifikante estimater er estimatenes størrelsene forbausende like for populasjonene. Det at en ledighetsstatus langt tilbake synes å være av betydning kan indikere at sannsynligheten for å bli yrkeshemmet er større for de langtidsledige (se vedlegg 3).

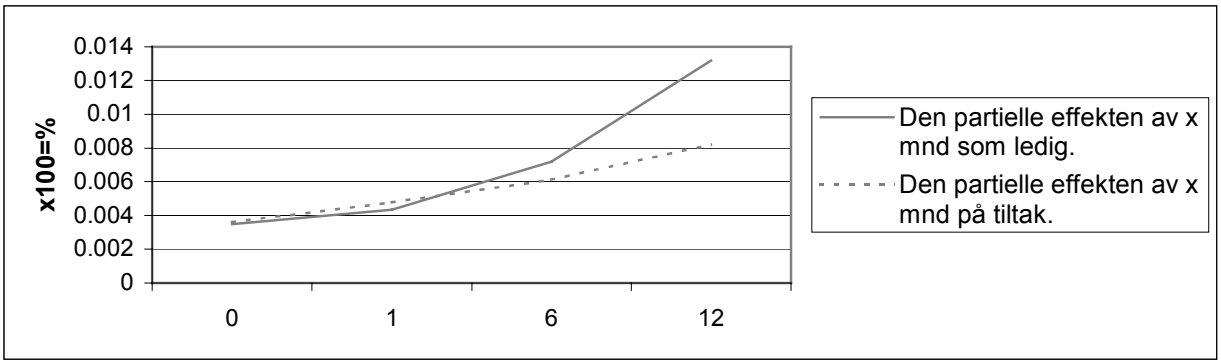
Kvinner:
For populasjonen av yrkesaktive kvinner ser det å ha vært ledig eller på tiltak ut til å øke risikoen for yrkeshemming. Det er verdt å merke seg at det å ha vært på tiltak synes å øke risikoen mer enn det å ha vært ledig. Det å ha vært delvis sysselsatt synes isolert sett å redusere risikoen for yrkeshemming. Antall måneder en hadde vært ledig ser ut til å øke risikoen for yrkeshemming for begge grupper. Antall måneder på tiltak og antall måneder som delvis sysselsatt ser ut til å øke faren for begge grupper, om enn i en mindre grad en ledighetens varighet. Også det å ha en lang ledighetshistorie synes å ha signifikant betydning på risikoen for å bli yrkeshemmet (se vedlegg 3).

Resultatene synes å styrke hypotesen om at en individuell ledighetshistorie øker risikoen for yrkeshemming. Det å være ledig ser m.a.o. ut til å kunne være en innfallsport til yrkeshemming. Ut fra de data en sitter med kan en ikke vite om dette skyldes at personene ikke er skikket til å arbeide eller om dette kan være et eksempel på skjult ledighet. For å kunne uttale seg om det måtte en kjenne til diagnosen som ligger til grunn for yrkeshemmingen. En skulle imidlertid kunne tro at det å være yrkeshemmet er forbundet med større problemer for å komme tilbake i jobb enn det å være ledig. Resultatene kan derfor sees på som en støtte til teorien om hysterese. Det at det å ha vært på tiltak øker risikoen for yrkeshemming kan bety at de som ikke kommer ut i jobb etter et avsluttet tiltak risikerer å bli registrert som yrkeshemmet. Det er også mulig at det skjer en seleksjon under de ordinære tiltakene. Dersom yrkeshemming kun er et "stopp" på vei mot uførhet kan dette tolkes som at denne gruppen blir gitt opp. I så tilfelle kan resultatene være med på å underbygge "human capital" teorien. I en generell arbeid vs. fritids modell vil en forverret helsesituasjon, en lavere forventet inntekt og en depresiert kunnskapskapital som følge av ledighet over lengre tid kunne forårsake at fritid blir relativt rimeligere. Individene vil derfor kunne være tilbøyelige til å ønske seg mere fritid. Søketeorien kan være med på å gi tilsvarende prediksjoner. Resultatene kan taes til inntekt for begge modeller. En skal imidlertid være klar over at resultantene gjelder for en periode hvor arbeidsmarkedet var i bedring



Figur 11: Den partielle effekten av antall måneder som ledig/på ordinære tiltak, i løpet av 1995, på risikoen for å bli yrkeshemmet i 1996. Menn modell 1

En mann som hadde vært ledig i 12 måneder i 1995 hadde omlag tre ganger så stor risiko for å bli yrkeshemmet som en som ikke hadde vært registrert som ledig, alt annet likt. Det kan se ut som om risikoen for å bli yrkeshemmet stiger relativt jevnt med antall måneder som ledig og antall måneder på tiltak. En som hadde vært på tiltak i tolv måneder hadde, alt annet likt litt, over dobbelt så stor risiko for å bli yrkeshemmet som en som ikke hadde vært på tiltak.



Figur 12: Den partielle effekten av antall måneder som ledig/på ordinære tiltak, i løpet av 1995, på risikoen for å bli yrkeshemmet i løpet av 1996. Kvinner modell A

Alt annet likt har en kvinne som har vært ledig i 12 måneder litt over tre og en kvart gang så stor sannsynlighet for å bli yrkeshemmet som en som ikke hadde vært registrert som ledig. Økningen i risiko var litt mindre for antall måneder en kvinne hadde vært på tiltak.

Tidligere yrkeshemming:

En tidligere yrkeshemming ser ut til å øke faren for å bli yrkeshemmet. Dette gjelder alle gruppene og for begge kjønn. Resultatene kan m.a.o. tyde på at det er vanskelig å forlate en yrkeshemming. En skal imidlertid være forsiktig med å gi tolkninger av kausal art. Det kan være nærliggende å tolke resultatene som utslag av ikke observerbar heterogenitet.

	Modell 1			Modell 2			Modell 3		
Variabel	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi
YH 92	0,7303	0,0713	0,0001	0,6588	0,1016	0,0001	0,9685	0,1851	0,0001
YH 93	0,7062	0,0705	0,0001	0,7527	0,0978	0,0001	1,1514	0,1821	0,0001
YH 94	0,9199	0,079	0,0001	0,7364	0,1126	0,0001	0,6416	0,2246	0,0043

	Modell A			Modell B			Modell C		
Variabel	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi
YH 92	0,855	0,0938	0,0001	0,8847	0,1615	0,0001	0,4282	0,3089	0,1657
YH 93	0,7429	0,0912	0,0001	0,9422	0,1581	0,0001	1,346	0,2693	0,0001
YH 94	1,1008	0,1033	0,0001	0,6267	0,1991	0,0016	1,1638	0,3378	0,0006

Tabell 6: Estimater fra de ulike modeller for tidligere yrkeshemming

Dagpenger:

Det at en person har mottatt dagpenger året før ser ut til å redusere sannsynligheten for å bli yrkeshemmet. Resultatet gjelder når en har kontrollert for ledighetens omfang. Dette kan tyde på at personene som er i SOFA registeret foregående år og blir yrkeshemmet ikke har rett til dagpenger. Dette kan skyldes at de ikke har rett til dagpenger, at de har vært ledige lenge eller at de mottar en annen form for kompensasjon f.eks. tiltakspenger. Mange har sannsynligvis aldri vært i ordinært arbeid i det hele tatt. For en innføring om rettigheter til dagpenger se Røed, Torp og Aabø (1999).

	Modell 2			Modell B		
Variabel	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi
DAGPENGER 95	-8,29E-06	7,08E-07	0,0001	-0,00001	1,231E-06	0,0001

Tabell 7: Estimater fra de ulike modeller for effekten av dagpenger på risikoen for å bli yrkeshemmet

I arbeidsstyrken/i arbeid:

Det å ha vært i arbeidsstyrken, dvs. registrert i SOFA registeret eller i jobb, i 1995 ser isolert sett ut til å redusere sannsynligheten for å bli yrkeshemmet. Resultatet gjelder så

vel kvinner som menn. M.a.o. kan det se ut til at en del av de yrkeshemmede ikke har vært en del av arbeidsstyrken.

Det at en person har vært i arbeid året før ser ut til å redusere risikoen for å bli yrkeshemmet Betydningen av å ha vært i arbeid synes å være signifikant flere år tilbake for kvinner og menn.

	Modell 1			**Modell 2**			**Modell 3**		
Variabel	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi
I ARBEIDSSTYRKEN 95	-0,332	0,0413	0,0001						
I ARBEIDSSTYRKEN 94	-0,1177	0,0473	0,0129	-0,2253	0,0851	0,0082	0,1924	0,3331	0,5635
I ARBEID 95	-0,2068	0,0346	0,0001	-0,3004	0,0525	0,0001			
I ARBEID 94	-0,1003	0,038	0,0083	-0,1183	0,0499	0,0177	0,0697	0,2057	0,7347
I ARBEID 93	-0,0249	0,0362	0,4917	-0,0644	0,0478	0,1777	-0,1189	0,1191	0,3182
I ARBEID 92	-0,0921	0,0351	0,0087	-0,1885	0,0471	0,0001	0,0559	0,1099	0,6111

	Modell A			**Modell B**			**Modell C**		
Variabel	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi
I ARBEIDSSTYRKEN 95	-0,6712	0,0419	0,0001						
I ARBEIDSSTYRKEN 94	0,0987	0,0508	0,0518	-0,2126	0,0962	0,027	-0,6122	0,4819	0,204
I ARBEID 95	0,0954	0,0393	0,0151	-0,0354	0,0727	0,6265			
I ARBEID 94	0,1286	0,0475	0,0067	-0,2348	0,0702	0,0008	0,8584	0,5297	0,1051
I ARBEID 93	0,1553	0,0446	0,0005	-0,0105	0,0682	0,8777	0,2931	0,2222	0,1872
I ARBEID 92	-0,0637	0,0423	0,1322	-0,223	0,0656	0,0007	0,2008	0,1686	0,2338

Tabell 8: Effekten av å være i arbeidsstyrken/i arbeid i de foregående år på risikoen for å bli yrkeshemmet

Individenes personkapital/"human capital"

Individenes personkapital/"human capital" kan tenkes å påvirkes av: alder, inntekt og den enkeltes evner. Utdanning, yrke, evne til å skaffe seg inntekt/produktivitet, tidligere yrkeshemming, utbetalte sykepenger og endringene i utbetalingene *kan* tjene som mål på evnene. En forhistorie i ledighetsregisteret kan også tenkes å affektere personkapital/-"human capital". Effektene av utdannelse, yrke, tidligere ledighetshistorie og tidligere yrkeshemming har jeg sett på tidligere.

Alder:

	Modell 1			**Modell 2**			**Modell 3**		
Variabel	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi
ALDER35-44	-0,0409	0,0307	0,1827	0,0217	0,0482	0,6528	-0,1013	0,0557	0,0689
ALDER45-49	-0,1866	0,0419	0,0001	-0,0196	0,0701	0,7799	-0,1989	0,0735	0,0068
ALDER50-54	-0,3772	0,0458	0,0001	-0,1399	0,0789	0,076	-0,2986	0,079	0,0002
ALDER55-59	-0,7043	0,0535	0,0001	-0,2846	0,0935	0,0023	-0,3904	0,0889	0,0001
ALDER60-65	-2,0193	0,0797	0,0001	-1,3759	0,1387	0,0001	-1,2857	0,1314	0,0001
ALDER65-67	-3,7897	0,2392	0,0001	-3,5936	0,5064	0,0001	-2,9839	0,5815	0,0001

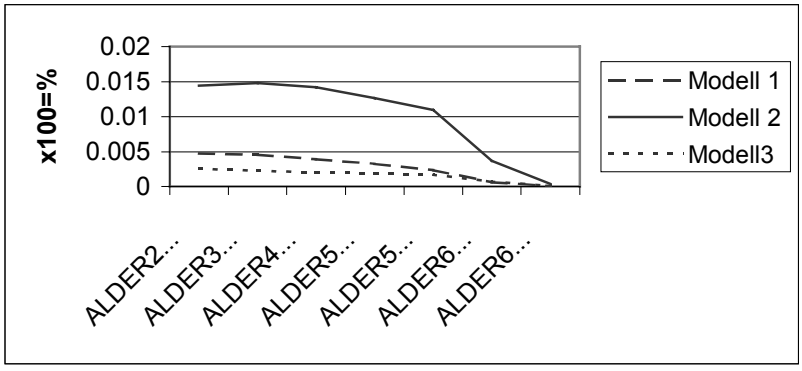
	Modell A			**Modell B**			**Modell C**		
Variabel	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi
ALDER35-44	0,4784	0,0323	0,0001	0,6968	0,0603	0,0001	0,2362	0,0675	0,0005
ALDER45-49	0,417	0,0424	0,0001	0,729	0,0854	0,0001	0,1455	0,0852	0,0879
ALDER50-54	0,145	0,0464	0,0018	0,6266	0,0967	0,0001	-0,0139	0,0921	0,8803
ALDER55-59	-0,3215	0,0574	0,0001	0,396	0,1233	0,0013	-0,1601	0,1098	0,1448
ALDER60-65	-1,7164	0,1001	0,0001	-0,433	0,1943	0,0259	-1,2121	0,1946	0,0001
ALDER65-67	-4,0494	0,4099	0,0001	-16,8848	1007,5	0,9866	-2,3763	0,7114	0,0008

Tabell 9: Effekten av alder på risikoen for å bli yrkeshemmet

Menn: Risikoen for å bli yrkeshemmet ser ut til å avta med alderen. I referansepopulasjonen og den populasjonen som består av de som hadde vært i arbeid i 1995 avtar risikoen signifikant for å bli yrkeshemmet for de over 45 år sett i forhold til

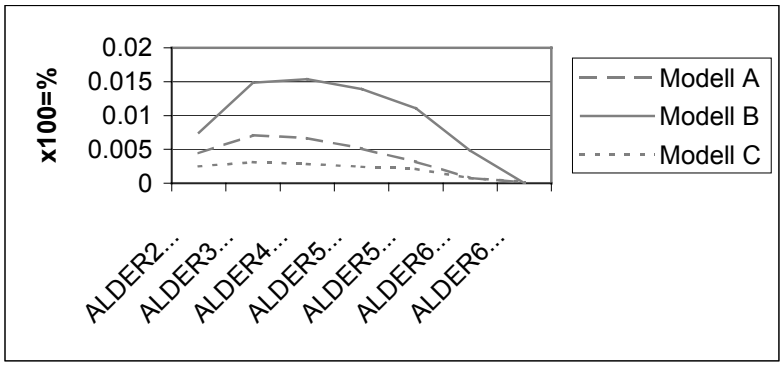
den yngste gruppen. I populasjonen som består av de som hadde vært i SOFA i 1995 avtar sannsynligheten signifikant først med de som er i aldersgruppen over 55 år. Kvinner: Også for kvinnene ser risikoen for å bli yrkeshemmet ut til å reduseres med alderen, med unntak av den aller yngste aldersgruppen.

Det at risikoen for å bli yrkeshemmet avtar med alderen kan skyldes at arbeidsmarkedskontorene i liten grad søker å attføre de med relativt få yrkesaktive år igjen. Dette er i tråd med "human capital" modellen som argumenterer for at det vil være mest lønnsomt å satse på de yngre da dette vil gi størst avkastning på sikt. Det kan også være tilfellet at eldre personer i liten grad selv ønsker å bli registrert som yrkeshemmet, som følge av at de har relativt få yrkesaktive år igjen. Reservasjonskravene kan derfor være høye for denne gruppen. Også avveiingen mellom arbeid og fritid kan trekke i retning av et ønske om mer fritid for de eldre. Det er også sannsynlig at eldre individer i større grad blir uførepensjonert enn yngre. Videre finnes det en rekke ordninger som gjør det enklere for eldre arbeidstagere å tre ut av arbeidslivet, bla. førtidspensjonering, avtalefestet pensjon (AFP), retten til å motta dagpenger over lengre tid etc. Kvinner har i tillegg en større tilbøyelighet til å tre ut av arbeidsstyrken enn menn. Dette kan igjen begrunnes ut fra forsørgerrollen. Om det er klientenes, saksbehandlernes eller en kombinasjon av deres incentiver som gir disse resultatene, det gir ikke data svar på.



Figur 13: Den partielle effekten av alder på risikoen for å bli yrkeshemmet. Menn modell 1,2 og 3

Jo eldre en mann er jo mindre er risikoen for å at vedkommende blir yrkeshemmet alt annet likt. Risikoen ser ut til å avta relativt jevnt til menn blir rundt 60, deretter avtar den raskt.



Figur 14: Den partielle effekten av alder på risikoen for å bli yrkeshemmet. Kvinner modell A, B og C

For kvinner ser det ut til at risikoen for å bli yrkeshemmet er størst for de mellom 35 og 50 år. For den yngste gruppen er risikoen lavere. For de over 50 avtar risikoen raskt.

Inntekt:

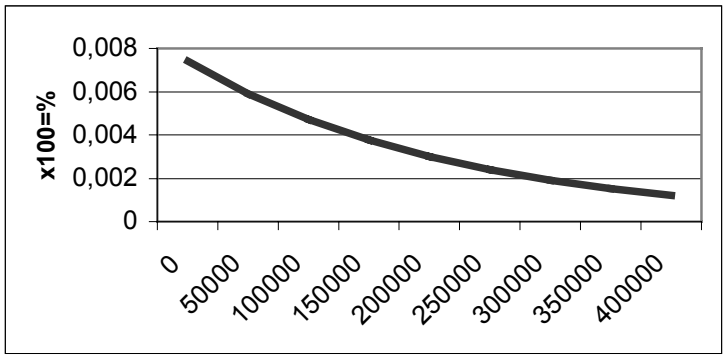
	Modell 1			**Modell 2**			**Modell 3**		
Variabel	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi
MAKSIMALINNTEKT	1,63E-06	1,88E-07	0,0001	9,88E-07	3,29E-07	0,0026	1,18E-06	5,43E-07	0,0293
LØNNSINNTEKT I 95	-4,54E-06	2,26E-07	0,0001	-4,58E-06	5,29E-07	0,0001	-5,68E-06	4,56E-07	0,0001
ENDRING I INNTEKT 94-95	-1,10E-06	1,63E-07	0,0001	-8,98E-07	4,20E-07	0,0324	-1,26E-06	3,13E-07	0,0001
ENDRING I INNTEKT 93-94	-1,00E-06	1,63E-07	0,0001	-1,34E-06	3,78E-07	0,0004	-1,17E-06	3,11E-07	0,0002
ENDRING I INNTEKT 92-93	-9,40E-07	1,71E-07	0,0001	-1,13E-06	3,44E-07	0,001	-1,08E-06	3,01E-07	0,0003
	Modell A			**Modell B**			**Modell C**		
Variabel	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi
MAKSIMALINNTEKT	1,066E-06	2,721E-07	0,0001	-1,51E-06	5,423E-07	0,0054	5,55E-07	8,74E-07	0,5258
LØNNSINNTEKT I 95	-5,04E-06	3,333E-07	0,0001	-4,95E-06	9,44E-07	0,0001	-9,11E-06	8,97E-07	0,0001
ENDRING I INNTEKT 94-95	-3,23E-06	2,726E-07	0,0001	-2,68E-06	7,903E-07	0,0007	-1,35E-06	5,26E-07	0,0103
ENDRING I INNTEKT 93-94	-2,41E-06	3,304E-07	0,0001	-1,49E-06	7,047E-07	0,0342	-6,06E-07	6,42E-07	0,3457
ENDRING I INNTEKT 92-93	-2,86E-06	2,825E-07	0,0001	-9,31E-07	6,607E-07	0,159	-1,16E-06	5,60E-07	0,0382

Tabell 10: Effekten av inntekt på risikoen for å bli yrkeshemmet

Jo høyere arbeidsinntekt en person hadde i 1995 jo lavere var sannsynligheten for å bli yrkeshemmet. Resultatet er signifikant for begge kjønn og alle grupper. Utslagene er

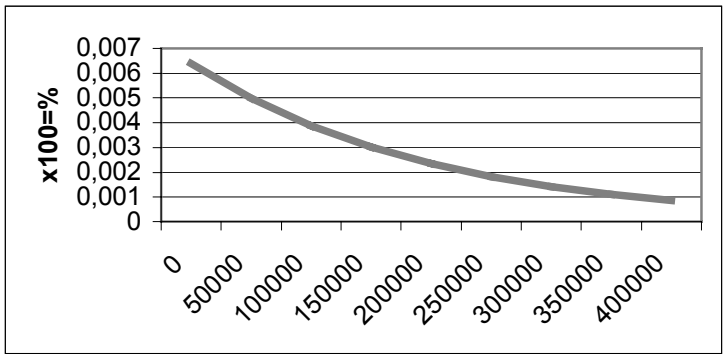
relativt store. En person i modell 1 eller A med 300000 kr. i inntekt i 1995 hadde gitt de samme karakteristika halvparten så lav sannsynlighet for å bli yrkeshemmet som en person som hadde 100000 kr. i inntekt samme år. Det synes også som om risikoen for å bli yrkeshemmet i 1996 var høyere jo lavere inntekten var i 1995 forhold til den høyeste inntekten personen hadde opptjent i sitt yrkesaktive liv. Dvs. at risikoen øker med en redusert inntekt. Også parametrene for endringen i inntekt fra 1994-1995, 1993-1994 og 1992-1993 indikerer dette. Dette kan tyde på at det skjer en gradvis reduksjon i inntekt forut for yrkeshemming. En skal imidlertid være forsiktig med å uttale seg om den gruppen som var i SOFA året før. Dette da en redusert inntekt ikke nødvendigvis virker likt for denne gruppen. En inntektsreduksjon kan for denne gruppen være direkte forårsaket av arbeidsledighet. For de kvinner som hadde en inntekt over 120000 kr. i 1995 var ikke sammenhengen mellom en inntektsreduksjon og risikoen for å bli yrkeshemmet like tydelig. Dette kan skyldes at en inntektsreduksjon virker ulikt for kvinner og menn. Blant kvinner er andelen deltidsansatte høyere enn for menn. Dette kan medføre at lønna er mindre stabil for kvinner enn menn. Kvinner kan også være mer tilbøyelige til å bli hjemmeværende enn menn.

En skal være forsiktig med å tolke resultatene. Det kan f.eks. tenkes at det er en korrelasjon mellom inntekt (alder) og helse som ikke fanges opp. En rekke lidelser kan være sosialt betont. En lav inntekt innebærer ofte belastende arbeid noe som igjen øker risikoen for yrkeshemming. Det at en kontrollerer for yrke etter næring kan styrke forklaringskraften. En kommer imidlertid ikke bort fra at folk med samme yrke etter næring kan ha vidt forskjellige arbeidsoppgaver avhengig av inntekten. Det at det blir kontrollert for utdannelse kan avhjelpe dette. Det er også mulig at en høyere alder og lavere inntekt gir mindre incentiver til å arbeide noe som er i tråd med arbeid vs. fritidsmodellen.



Figur 15: Den partielle effekten av inntekt i 1995 på risikoen for å bli yrkeshemmet i 1996. Menn modell 1

Det kan synes som om den partielle effekten av inntekt er stor. En mann med 50000 kr. i inntekt hadde alt annet likt nesten tre ganger så stor risiko for å bli yrkeshemmet som en som hadde 300000 kr. i inntekt i 1995. En skal imidlertid være forsiktig med å tolke resultatene på denne måten. Trolig finnes det en rekke ikke observerbare kjennetegn, kjennetegn en ikke har data for og derfor ikke kan kontrollere for, bak disse forskjellene.



Figur 16: Den partielle effekten av inntekt i 1995 på risikoen for å bli yrkeshemmet. Kvinner modell A

Inntekten ser også ut til å være av vesentlig betydning for kvinners risiko for å bli yrkeshemmet

Sykepenger:

	Modell 1			Modell 2			Modell 3		
Variabel	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi
SYKEPENGER 94	0,000035	7,93E-07	0,0001	0,000033	1,42E-06	0,0001	0,000044	1,55E-06	0,0001
SYKEPENGER 94-95	-0,00001	7,94E-07	0,0001	-0,00001	1,43E-06	0,0001	-0,00001	1,55E-06	0,0001
SYKEPENGER 93-94	-7,01E-06	7,26E-07	0,0001	-6,54E-06	1,26E-06	0,0001	-8,32E-06	1,40E-06	0,0001
SYKEPENGER 92-93	-1,00E-06	6,14E-07	0,1027	-1,71E-06	1,01E-06	0,0905	-2,75E-06	1,17E-06	0,0188

	Modell A			Modell B			Modell C		
Variabel	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi
SYKEPENGER 94	0,000025	8,142E-07	0,0001	0,000023	1,611E-06	0,0001	0,00003	2,26E-06	0,0001
SYKEPENGER 94-95	-0,00001	8,103E-07	0,0001	-7,67E-06	1,634E-06	0,0001	-7,62E-06	2,07E-06	0,0002
SYKEPENGER 93-94	-8,14E-06	7,641E-07	0,0001	-0,0000087	1,437E-06	0,0001	-7,55E-06	1,85E-06	0,0001
SYKEPENGER 92-93	-5,68E-06	6,239E-07	0,0001	-0,0000053	1,119E-06	0,0001	-4,72E-06	1,51E-06	0,0017

Tabell 11: Effekten av tidligere utbetalte sykepenger på risikoen for å bli yrkeshemmet

Det at en person hadde mottatt sykepenger året før ser ut til å øke risikoen for å bli yrkeshemmet både for menn og kvinner. En skal være forsiktig med å tolke denne variabelen. Dette da beløpet sykepenger personer mottar er avhengig både av tidligere lønn og antall dager personen har vært sykemeldt. De data en sitter inne med gjør det ikke mulig å skille de to effektene. Også det at en hadde fått økt utbetalingene av sykepenger, dette kan indikere at antall dager i løpet av året som sykemeldt har tiltatt, fra 1995 i forhold til 1994 synes å øke risikoen for å bli yrkeshemmet. Det er viktig å være klar over at fødselspenger også gir sykepenger. Folk ansatt i offentlig sektor får heller ikke registrert utbetalte sykepenger i det registeret som benyttes i denne undersøkelsen. Dette kan føre til at betydningen av sykepenger forut for yrkeshemming underdrives, spesielt for kvinner.

Produktiviteten eller evnen til å "skaffe" seg lønn:

	Modell 1			Modell 2			Modell 3		
Variabel	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi
RELINNT1	-0,238	0,0424	0,0001	-0,2185	0,0696	0,0017	-0,0746	0,0722	0,302
RELINNT2	-0,0857	0,035	0,0143	-0,1367	0,0571	0,0166	-0,0226	0,0558	0,6851
RELINNT4	0,1306	0,038	0,0006	0,1191	0,0582	0,0408	0,0982	0,065	0,1305
RELINNT5	0,2568	0,0363	0,0001	0,209	0,0548	0,0001	0,159	0,0668	0,0173
RELINNT6	0,3236	0,0357	0,0001	0,2927	0,053	0,0001	0,154	0,0724	0,0334
RELINNT7	0,4683	0,0369	0,0001	0,3842	0,0551	0,0001	0,2808	0,0847	0,0009

	Modell A			Modell B			Modell C		
Variabel	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi
RELINNT1	-0,1502	0,0384	0,0001	-0,0456	0,0704	0,5172	0,1609	0,0758	0,0338
RELINNT2	-0,0785	0,0331	0,0177	-0,054	0,0603	0,3702	0,0645	0,0621	0,2987
RELINNT4	0,0033	0,039	0,9326	0,0276	0,068	0,685	-0,2353	0,09	0,0089
RELINNT5	0,0161	0,04	0,688	-0,0432	0,0726	0,5522	-0,2449	0,0983	0,0127
RELINNT6	0,0806	0,041	0,0495	0,037	0,0734	0,6142	-0,3795	0,12	0,0016
RELINNT7	0,2392	0,044	0,0001	0,0796	0,0839	0,3427	-0,5745	0,1951	0,0032

Tabell 12: Effekten av produktiviteten/evnen til å 'skaffe' seg lønn på risikoen for å bli yrkeshemmet

Denne variabelen dannes ved å sette sammen grupper av folk med lik utdannelse og likt antall års arbeidserfaring. Deretter klassifiseres personene i hver gruppe i undergrupper avhengig av den maksimale inntekten personene har opptjent i løpet av sine yrkesaktive liv (RELLINNT1-RELLINNT7, hvor førstnevnte gruppe utgjøres av de med 10% høyest maksimalinntekt og sistnevnte av de med 10% lavest maksimalinntekt). M.a.o. ser en bort fra effekten av utdannelse og ansiennitet på lønna. Det at gruppene består av folk med lik utdannelse og likt antall års arbeidserfaring gjør at en kan se på inntekten som et uttrykk for produktivitet eller evne til å "skaffe" seg lønn, alt avhengig av avlønningssystemet (for en fullstendig beskrivelse av hvordan variabelen er dannet se vedlegg 2).

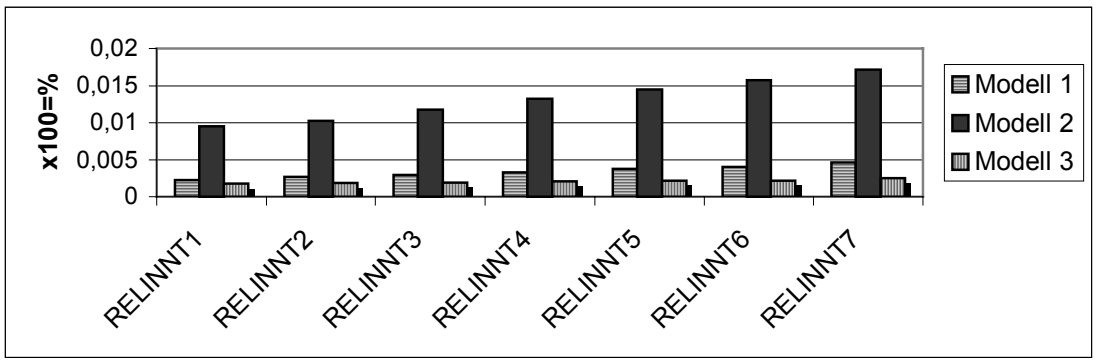
Menn:

I alle de tre populasjonene av menn (modell 1,2 og 3) tilsier resultatene at de med lavest produktivitet eller minst evne til å skaffe seg lønn løper størst risiko for å bli yrkeshemmet. For de som befinner seg i SOFA registeret i 1995 (modell 2) har de som befinner seg blant de med 10% høyest maksimalinntekt under halvparten så stor sannsynlighet for å bli yrkeshemmet som de som er blant de med 10 % lavest

maksimalinntekt. Dette er også tilfellet for befolkningen sett under et. Resultatene kan være med på å indikere at yrkeshemming ikke er et resultat av en tilfeldig prosess. Ens posisjon på arbeidsmarked, incentiver og de sosiale forhold ser ut til å kunne være av avgjørende betydning.

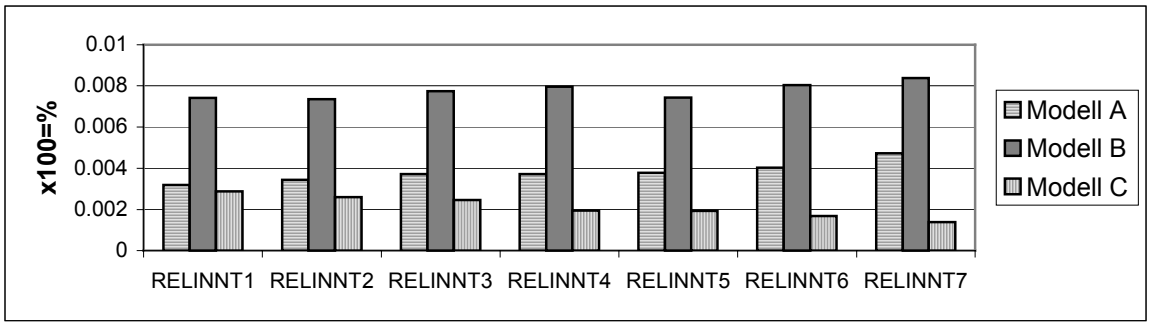
Kvinner:

Også for den kvinnelige befolkningen sett under et (modell A) er det slik at risikoen for å bli yrkeshemmet er størst blant de med minst produktivitet eller evne til å skaffe seg lønn. Forskjellene synes imidlertid å være mindre for kvinner enn menn. For de kvinnene som er SOFA registrert i 1995 (modell B) er forskjellene små. En mulig årsak til dette kan være at lønnsforskjellene blant kvinner er mindre enn for menn. Dette kan igjen ha sitt opphav i at flere kvinner jobber deltid, at lønningene for kvinner ikke er like differensierte som for menn noe som igjen kan ha sin årsak i at andelen som jobber i offentlig sektor er større for kvinner enn menn, at en god del kvinner utelukkende har vært hjemmeværende etc. Små lønnsforskjeller vil kunne føre til at grupperingen av folk etter inntekt vil kunne bli relativt vilkårlig. For de kvinnene som tjener mer enn 120000 kr. (modell C) i 1995 er det de med relativt størst inntekt som har størst risiko for å bli yrkeshemmet. Dette kan skyldes at de med størst inntekt er de som jobber mest (er i arbeid) og jo mer en jobber jo større er sannsynligheten for å bli rammet av en yrkesskade. Det kan også være en sammenheng mellom hvor mye en jobber og hvor tilbøyelig en er til å la seg registrere som ledig og yrkeshemmet kontra det å tre ut av arbeidsstyrken.



Figur 17: Den partielle effekten av produktiviteten/evnen til å "skaffe" seg lønn på risikoen for å bli yrkeshemmet. Menn modell 1,2 og 3

For de menn som hadde vært i SOFA i 1995 hadde de med lavest historisk opptjent inntekt, gitt utdannelse og antall yrkesaktive år, mer enn dobbelt så stor risiko for å bli yrkeshemmet som de som var i den gruppen som bestod av de med høyest maksimalt opptjent inntekt. Det samme var tilfellet for populasjonen av menn sett under et. For de som var i arbeid i 1995 var forskjellene mindre. Dette kan igjen skyldes sensurering av de høyeste inntekter (se s. 75).



Figur 18: Den partielle effekten av produktiviteten/evnen til å "skaffe" seg lønn på risikoen for å bli yrkeshemmet. Kvinner modell A,B og C

For kvinner sett under et kan det synes som om de med lavest relativ inntekt, gitt utdannelse og antall yrkesaktive år, løper størst risiko for å bli yrkeshemmet. Risikoen deres var 1.5 ganger så høy som de med høyest inntekt og lik utdannelse og likt antall yrkesaktive år. For de som hadde vært i SOFA syntes det ikke å være noen systematisk variasjon. For de som hadde vært i arbeid i 1995 syntes det å være de med høyest inntekt som hadde størst risiko for å bli yrkeshemmet.

Kontrollvariable: I det følgende kommenterer jeg kort effekten av ulike kontrollvariable.

Landbakgrunn:

	Modell 1			Modell 2			Modell 3		
Variabel	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi
NORDEN	-0,1616	0,0644	0,0121	-0,0197	0,0926	0,8317	0,0377	0,1134	0,7396
OECD	-0,2323	0,0646	0,0003	-0,016	0,0962	0,868	0,1874	0,112	0,0942
ØST EUROPA	-0,442	0,1138	0,0001	-0,5496	0,1548	0,0004	0,1762	0,2237	0,4311
ASIA INKL. TYRKIA	-0,3588	0,0554	0,0001	-0,6068	0,0766	0,0001	0,0472	0,1386	0,7337
AFRIKA	-0,5613	0,0953	0,0001	-0,7652	0,1241	0,0001	-0,0608	0,2959	0,8373
SØR OG MELLOM AMERIKA	-0,3913	0,1428	0,0061	-0,6957	0,2011	0,0005	-0,1839	0,3593	0,6087

	Modell A			Modell B			Modell C		
Variabel	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi
NORDEN	-0,1028	0,0662	0,1206	0,2045	0,1107	0,0648	-0,2212	0,1412	0,1172
OECD	-0,2254	0,0737	0,0022	-0,0189	0,1305	0,8847	-0,0562	0,1575	0,7214
ØST EUROPA	-0,1879	0,1226	0,1252	-0,4701	0,1976	0,0173	0,0773	0,293	0,792
ASIA INKL. TYRKIA	-0,415	0,0755	0,0001	-0,5082	0,1082	0,0001	-0,2788	0,2354	0,2363
AFRIKA	-0,1461	0,1505	0,3318	-0,4569	0,2392	0,0561	0,1414	0,4172	0,7346
SØR OG MELLOM AMERIKA	-0,2589	0,1667	0,1206	-0,6692	0,2658	0,0118	0,5767	0,3391	0,089

Tabell 13: Effekten av landbakgrunn på risikoen for å bli yrkeshemmet

Menn: En utenlandsk bakgrunn ser ut til å trekke i retning av en redusert risiko for å bli yrkeshemmet. Dersom en ser på de som hadde en inntekt over 120000 ser det ut til at en utenlandsk landbakgrunn ikke gjør noen forskjell på risikoen. Videre tyder resultatene på at folk som kommer fra vestlige land er mer like resten av befolkningen mht. faren for å bli yrkeshemmet. Blant kvinnene er det særlig de med bakgrunn fra Asia og Tyrkia som er utsatt for en lavere risiko. Forskjellene i risiko kan være forbundet med yrkesdeltagelse.

Sivilstatus:

	Modell 1			Modell 2			Modell 3		
Variabel	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi
UGIFT	0,0717	0,0293	0,0146	0,0315	0,0496	0,5246	0,0452	0,0481	0,3473
ENKE MANN	0,4068	0,142	0,0042	0,7452	0,2188	0,0007	0,2126	0,2741	0,4379
SKILT	0,1615	0,0391	0,0001	0,1075	0,0635	0,0905	0,3125	0,067	0,0001
SEPARERT	0,2441	0,0582	0,0001	0,0379	0,0934	0,6844	0,3057	0,1044	0,0034

	Modell A			Modell B			Modell C		
Variabel	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi	Estimat	St. avvik	P-verdi
UGIFT	0,3414	0,03	0,0001	0,3164	0,0575	0,0001	0,2922	0,0608	0,0001
ENKE	-0,151	0,1026	0,1413	0,2763	0,1995	0,1661	0,1646	0,1946	0,3976
SKILT	0,6489	0,0341	0,0001	0,528	0,0663	0,0001	0,6622	0,0644	0,0001
SEPARERT	0,6709	0,0528	0,0001	0,5631	0,0962	0,0001	0,7957	0,0991	0,0001

Tabell 14: Effekten av sivilstatus på risikoen for å bli yrkeshemmet

Risikoen for å bli yrkeshemmet for alle populasjoner sett under et ser ut til å være større for de som ikke er gift eller som er skilt og separert sett i forhold til de gifte. Dette kan skyldes uobserverbar heterogenitet. Den største forskjellen blant kjønnene ser ut til å være at det å være enke reduserer risikoen for å bli yrkeshemmet mens den tiltar voldsomt for enkemenn. Dette kan skyldes at enker i mindre grad er/forblir i arbeidsstyrken og derfor er mindre utsatt for å bli yrkeshemmet. For menn som har vært i SOFA i 1995 ser sivilstatus (bortsett fra det å bli enkemann) ut til å være uten betydning for faren for å bli yrkeshemmet. For de som hadde en lønnsinntekt over 120000 ser det å være skilt og separert ut til å øke risikoen for å bli yrkeshemmet. Dette ser også ut til å være tilfellet for ugifte kvinner (ikke for menn).

Tenkte persontyper:

En annen måte å visualisere modellens estimater på og teste hypotesene på er å se på grupper/personer med ulike karakteristika. Typepersonene en danner er lik

"gjennomsnittspersonen" med hensyn til alt annet enn de karakteristika som definerer gruppen. Ser på risikoen ut fra referansepopulasjonene. Persontypene en skal se nærmere på er som følger:

- En vanlig "gjennomsnitts" arbeidstager som er i jobb.
- En arbeidstager som er i jobb med høy lønn (400000 for menn 200000 for kvinner) og som tilhørte gruppen som hadde høyest historisk inntekt blant de med lik utdannelse og relativt likt antall yrkesaktive år.
- En arbeidstager som er i jobb med relativt lav lønn (150000 for menn og 50000 for kvinner) og som tilhørte gruppen som hadde lavest høyest historisk inntekt blant de med lik utdannelse og relativt likt antall yrkesaktive år.
- En "gjennomsnitts" person som var sykemeldt et halvt år før.
- En person som ble arbeidsledig i løpet av 1995. Forut for dette var vedkommende en vanlig "gjennomsnitts" arbeidstager.
- En person som hadde vært ledig i hele perioden 1993-1995 og hadde vært ledig eller vært på tiltak.
- En person som hadde vært yrkeshemmet i 12 måneder i 1992 og siden hadde vært ledig og på tiltak siden 1993.
- En person som hadde vært yrkeshemmet i 12 måneder i 1994 og ellers hadde vært ledig og på tiltak siden 1993.

	Gjennomsnitts	Vanlig sysselsatt	Høy inntekt	Lav inntekt	Vanlig arbeidstager som var blitt sykemeldt året før	Arbeidstager som nylig har blitt ledig	Langtidsledig	Langtidsledig yrkeshemmet i 1992	Langtidsledig yrkeshemmet i 1994
Mann	0.305	0.233	0.085	0.514	16.602	0.387	5.333	8.090	14.067

Tabell 15: Sannsynligheten i % for at ulike mannlige tenkte person/arketyper blir yrkeshemmet

Det er verdt å merke seg at sannsynligheten for å bli yrkeshemmet reduseres for de som er i jobb. Jo høyere lønn og jo høyere opp i lønnsfordelingen en befinner seg jo lavere er risikoen for yrkeshemming. En skal imidlertid være forsiktig med å tolke dette dit hen at dersom en person får økt lønna med 200000 kr. så vil dette umiddelbart redusere individets sannsynlighet for å bli yrkeshemmet. Mange variable som det ikke blir

kontrollert for ligger bak resultatene. Tallene indikerer også at sannsynligheten for å bli yrkeshemmet øker med utbetalte sykepenger. Her skal en imidlertid trå varsomt. Nivået på sykepenger bestemmes av lønna forut for yrkeshemmingen. Mer korrekt ville det vært å brukt et mål på antall dager en person har vært sykemeldt. Desverre innehar en ikke slike data. Videre tyder tallene på at jo lenger en har gått ledig jo større er risikoen for å bli yrkeshemmet. En tidligere yrkeshemming spiller også en signifikant rolle. Jo nærmere denne er i tid jo større er risikoen. Viktig er det å være klar over at en ikke kan sammenligne tallene for menn og kvinner direkte.

	Gjennomsnitts	Vanlig sysselsatt	Høy inntekt	Lav inntekt	Vanlig arbeidstager som var blitt sykemeldt året før	Arbeidstager som nylig har blitt ledig	Langtidsledig	Langtidsledig yrkeshemmet i 1992	Langtidsledig yrkeshemmet i 1994
Kvinne	0.367	0.329	0.184	0.915	3.668	0.284	2.550	4.141	9.187

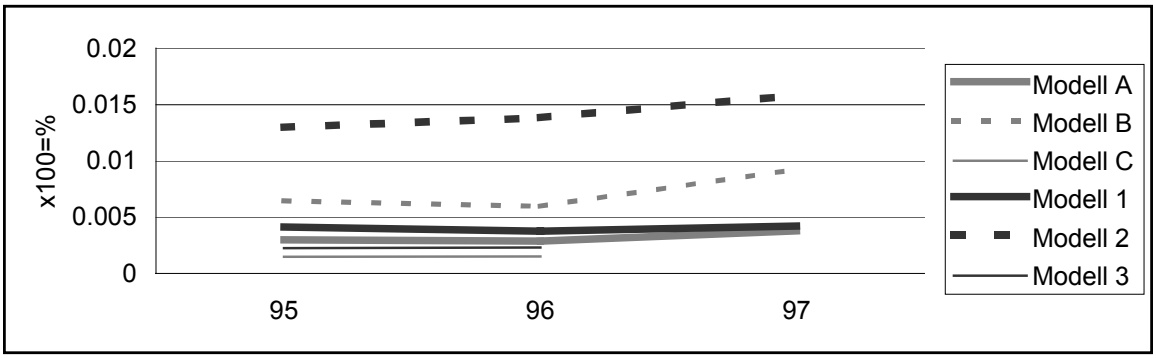
Tabell 16: Sannsynligheten i % for at ulike kvinnelige tenkte person/arketyper blir yrkeshemmet

Det å være i jobb reduserer risikoen for yrkeshemming. Jo høyere lønn jo mindre er risikoen for å bli yrkeshemmet. Sykemelding fører til en økt risiko for yrkeshemming. Effekten undervurderes nok da fødselspenger og stønad ved adopsjon registreres som sykepenger. I tillegg registreres det ikke om folk i offentlig sektor får utbetalt sykepenger. Det kan videre se ut som om ledighet over lengre tid ikke har den samme effekten som for menn. Dette kan skyldes at kvinner som har vært ledige lenge trekker seg ut av arbeidsstyrken. En tidligere yrkeshemming øker også risikoen for å bli yrkeshemmet. Det at ikke effekten er større kan skyldes at yrkeshemmede kvinner forlater arbeidsstyrken i større grad enn menn. Resultatene både for menn og kvinner mht. arketyper synes å støtte opp under de hypotesene jeg har fremsatt.

Sammenligning av kjønnene:

For å kunne sammenligne estimatene for menn og kvinner direkte må en korrigere for at populasjonene er svært forskjellig satt sammen. F.eks. er andelen deltidsansatte høyere for kvinner enn menn. Viktig er det også å være klar over at variablene kan ha ulik effekt

for kjønnene. Det å bli ledig kan føre til at kvinner forlater arbeidsstyrken mens menn i større grad havner i SOFA registeret. Med dette friskt i minne blir det her gjort et forsøk på å sammenligne kjønnene. Dette er gjort ved å korrigere for ulik sammensetning av befolkningene. Korrigeringen skjer ved å multiplisere andelen som tilhører en kategori med antallet i populasjonen. Dette gjøres for begge kjønn. Legger så disse størrelsene sammen og deler på totalt antall menn og kvinner i populasjonene. En skal være forsiktig med å se på utviklingen over tid da resultatene stammer fra tildels ulike modeller.



Opplysninger for enkelte variable finnes heller ikke for alle år.

Figur 19: Risikoen for at en gjennomsnittsperson (veid snitt av kjønnene i de ulike utvalg) blir yrkeshemmet i de forskjellige utvalg og modeller

Resultatene kan tyde på at kvinner isolert sett er mindre utsatt for å bli yrkeshemmet enn menn. Videre tyder resultatene på at de som befinner seg i SOFA registeret er utsatt for større risiko for å bli yrkeshemmet enn befolkningen sett under et. De som hadde vært i arbeid i 1995 ser ut til å være mindre disponert for risikoen for å bli yrkeshemmet enn befolkningen sett under ett. Det kan tenkes at en har med to ulike grupper å gjøre. Den ene gruppen blir yrkeshemmet etter lengre tids ledighets/SOFA opphold mens den andre består av folk som blir yrkesskadet.

8. Konklusjon

Ut fra definisjonen av de yrkeshemmede kunne en være tilbøyelig til å tro at risikoen for å bli yrkeshemmet utelukkende var forbundet med faren for å bli rammet av fysiske, psykiske eller sosiale funksjonshemninger. Målet for denne rapporten har vært å avdekke forhold som påvirker omfanget av og strømmen inn til yrkeshemming i Norge. Forhold

som ikke nødvendigvis er forbundet med faren for å bli rammet av fysiske, psykiske eller sosiale funksjonshemninger. Særlig fokus har vært rettet mot forhold ved arbeidsmarkedet og incentiver som kan tenkes å virke inn på risikoen for å bli yrkeshemmet. For å snevre inn fokus ble følgende hypoteser fremsatt:

- **Situasjonen på arbeidsmarkedet virker inn på risikoen for å bli registrert som yrkeshemmet. Jo høyere ledigheten er jo større er faren for å bli yrkeshemmet (H_1).**
- **Tidligere ledighet øker risikoen for å bli yrkeshemmet (H_2).**
- **Klientenes incentiver påvirker risikoen for å bli registrert som yrkeshemmet (H_3).**

Resultatene estimeringene har gitt synes å støtte opp under de ovennevnte hypotesene, uavhengig av risikopopulasjon selv om eksistensen av uobserverbar heterogenitet gjør det vanskelig å trekke sterke konklusjoner. Korrelasjonen reflekterer nødvendigvis ikke kausalitet. Det er også mulig å knytte resultatene opp mot prediksjoner økonomiske modeller gir. Det at det kan synes som om ledighet kan være en forløper for yrkeshemming kan støtte opp under teorien om hysterese. Dersom en nedgangskonjunktur fører til at flere blir yrkeshemmet, gjennom at flere blir ledige, vil dette kunne ha alvorlige implikasjoner. At klientenes og/eller saksbehandlernes incentiver synes å påvirke faren for å bli yrkeshemmet kan være med på å underbygge resultater fra modeller hvor folk avveier nytten av fritid mot nytten av arbeidstid og søkerteorien. Klientenes incentiver antas å være avhengig av kjønn, alder, inntekt og evner. Evnene kan i sin tur være avhengig av utdannelse, yrke, produktivitet, evne til å skaffe seg lønn og eventuell sykdom (sykepenger og endringen i utbetalte sykepenger). Det at yrkeshemming i særlig grad ser ut til å ramme utsatte grupper gjør at en kan forsvare yrkesrettet attføring ut fra tanken om et sosioøkonomisk sikkerhetsnett eller en kollektiv forsikringsordning, noe som igjen kan begrunnes ut fra tanken om at en skal søke å tilstrebe en velferdsstat for alle.

Spørsmålet som reiser seg er i hvilken grad definisjonen av det å være yrkeshemmet er hensiktsmessig. Det kan synes som om det å være yrkeshemmet er relatert til situasjonen i arbeidsmarkedet og den enkeltes incentiver, ikke nødvendigvis til individenes faktiske fysiske og psykiske situasjon. Dette kan igjen tolkes som et innslag av skjult ledighet. En kan spørre seg om det ikke ville vært hensiktsmessig å skille mellom folk som var yrkeshemmet, som følge av fysiske og psykiske årsaker, og de som defineres som yrkeshemmet pga. deres relativt svake stilling på arbeidsmarkedet.

Referanser:

Agreseti, A (1996): *An Introduction to Categorical Data Analysis*, John Wiley & Sons, INC.

Amemiya, T. (1981) " Qualitative Response Models: A Survey ". *Journal of Economic Literature* Vol XIX (December 1981), pp 1483-1536.

Becker (1975): *Human Capital*. New York: Columbia University Press.

Bell B. and Nickell S (1994): *The collapse in demand for the unskilled and unemployment across the OECD,* Oxford Review of Economic Policy, VOL. 11, NO.1.

Chapman P.G. (1993): *The economics of training.* London: LSE Handbooks in Economics, Havester Wheatsheaf.

Ford, M. og Hvinden, B (1997): "Lokal tilpassing i og mellom etatene / Medisinsk rehabilitering og yrkesrettet attføring", NOVA Rapport 9a/97.

Hansen, H.T. (1996): "Hvem er på attføring og hva blir gjort ?", SNF- rapport 32/96, Bergen: SNF.

Hernæs E. and Strøm S. (1994): Fra ledighet til jobb, SNF- Arbeidsnotat nr. 28/1994

Jessen, J. T (1997): "Brukere i attføringsapparatet: Tilfredshet og medvirkning, NOVA Rapport 9b/97.

Kjerstad, E. og Aakvik, A (1997): "Effekter av spesifikke og generelle attføringstiltak- en analyse av ressursfordelingen i attføringssektoren", SNF-rapport 56/97, Bergen: SNF.

Kjerstad, E., Aakvik, A. og Dahl, S. Å. (1997):" Effekter av tiltakskjeder – en analyse av ressursfordelingen i attføringssektoren", SNF-rapport 18/97, Bergen:SNF.

Lantto, K (1991): Optimal Deterrents to Malingering. Ph.D. thesis, Department of Economics, University of Stockholm, 1991.

Lindbeck, A (1994): Welfare State Disincentives with Endogenous Habits and Norms. (Seminar paper / Institute for International Economic Studies, University of Stockholm ; 589)

Long, S. L (1997): *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*, SAGE Publications, Inc.

McFadden, D.L (1984*): Handbook of Econometrics*, Volume 2, Elsevier Publishers BV.

Melkersson, M. (1999):"Unemployment duration and heterogeneous search behaviour among disabled workers", IAFU - OFFICE OF LABOUR MARKET POLICY EVALUATION, working paper 1999:5.

Melkersson, M. (1999): "Policy programmes only for a few? Participation in labour market programmes among Swedish disabled Swedish workers", IAFU - OFFICE OF LABOUR MARKET POLICY EVALUATION, working paper 1999:1.

Røed, K. Torp, H og Aabø T.-E (1999): "Arbeidsledighet, arbeidsmarkedspolitikk og jobbsøking i Norge", utkast jan. 1999.

Sah, R.K og Stiglitz J.E: The architetecture of economic systems: Hierachies and Polyarchies", American Economic Review, vol 76, september 1986.

Wonnacott & Wonnacott (1979): *Econometrics, second edition*, John Wiley & Sons.

Vedlegg 1: Variable benyttet i analysen:

Alder: Har valgt å dele inn befolkningen i syv aldersgrupper. Disse blir behandlet som dummyvariable. Dersom individet befinner seg innenfor et aldersintervall får variabelen for dette aldersintervallet verdien en. De andre aldersdummyene får verdien null Et alternativ til å operere med dummyvariable ville vært å anta at yrkeshemmingen var relatert til alder gjennom en kontinuerlig funksjon, f.eks. lineært. En annen mulighet ville kunne være å anta at sammenhengen var positiv men avtagende. En mulig fremgangsmåte kunne da ha vært å trekke fra gjennomsnittet og så kvadrere uttrykket. Ønsker imidlertid ikke å anta noe om funksjonssammenhengen. I prinsippet kunne en estimert den kontinuerlige effekten av alder ved å dummyer for hver eneste aldersgruppe I vårt tilfelle hvor alle personer mellom 20 og 67 år er inkludert ville vi da ha fått 67-20=47 ulike grupper. En slik analyse blir imidlertid lett uoversiktlig. Det vil også være vanskelig å få estimert så mange koeffisienter presist. Deler derfor opp i aldersgrupper. Disse aldersgruppene er valgt da en er interessert i å avdekke om risikoen for å bli yrkeshemmet er større for noen grupper enn andre.

Alderskategorier/dummyer: Folk i aldersgruppen 25-34 utgjør referansegruppen.
Ald35_44: Personer i aldersgruppen 35-44.
Ald45_49: Personer i aldersgruppen 45-49.
Ald50_54: Personer i aldersgruppen 50-54.
Ald55_59: Personer i aldersgruppen 55-59.
Ald60_65: Personer i aldersgruppen 60-65.
Ald65_67: Personer i aldersgruppen 65-67.

Landbakgrunn: For å undersøke om landbakgrunn skulle være av betydning for om en person blir yrkeshemmet eller ikke opererer en her med syv dummyer for landbakgrunn. De ulike kategoriene er Norge, Norden, OECD (Vest-Europa, Nord-Amerika og Oseania), Øst-Europa, Asia og Tyrkia, Afrika og Sør- og Mellom-Amerika.

Opplysningene om landbakgrunn og innvandringskategori er valgt er hentet fra SSB's Befolkningsstatistikk system.

Landbakgrunn- dummyer: Folk med norsk landbakgrunn utgjør referansegruppen:
NORDEN: Personer med nordisk landbakgrunn.
OECD: Personer fra landene i Vest-Europa, Nord-Amerika og Oseania.
O_EUROP: Personer fra landene i Øst-Europa.
ASIA_TYR: Personer med bakgrunn fra Asia og Tyrkia.
AFRIKA: Personer med afrikansk bakgrunn.
S_M_AM: Personer fra Sør- og Mellom-Amerika.

Sivilstatus: De ulike dummyene for sivilstatusene er gift, ugift, enkemann/kvinne, skilt og separert.

Utdanning: I Standard for utdanningsgruppering i offentlig norsk statistikk (Sf.U), revidert 1989, finnes over 2000 ulike utdanningstyper i Norge. De forskjellige utdanninger er angitt med en sekssifret kode hvor det første tallet angir utdanningsnivået, det andre fagfelt, det tredje faggruppe, det fjerde utdanningstype og de to siste angir enkeltutdanning (Sf.U 1989 s.11-14). Kun den høyeste sist fullførte utdanning registreres. I det følgende opererer en med følgende utdanningsgrupper.

Også for utdanning opererer en med en dummyvariable. Disse er som følger:

Grunnskole:
Ingen utdanning utover obligatorisk grunnskole, dvs. opptil ni års skolegang. Denne variabelen utgjør referansegruppen.

Videregående skole:
VID_1: Et til to års utdanning utover obligatorisk grunnskole
VID_A: Tolvårig utdanning av type: allmenne fag og administrasjonsfag. Koder som begynner med 41 og 44.

VID_Y: Tolvårig utdanning som ikke er inkludert i ovennevnte gruppe f.eks. yrkesskole.

Universitet og høyskoleutdanning:
UNI3_LA: Utdanning innenfor undervisningsfag eller pedagogiske fag. Koder som begynner med: 530,531,532,533,534,536,538,539 og 63.
UNI3OK: Ingeniør og økonomiutdanning av et til tre års varighet. Koder som begynner med: 541,641,56,58,59,66,68,69,55(ikke 5511,5512,5519,5520,5529,5542,5549 og 65 (ikke 6549)
UNI3HE: Utdanning innen helse eller helsevern. Koder som begynner med: 57 og 67.
UNI3UN: Annen utdanning på universitet og høyskolenivå av et til tre års varighet
UNI4: Alle fireårige utdannelser på universitet eller høyskolenivå som ikke er nevnt tidligere bortsett fra siviløkonomer dvs utdanninger med fagkode 641103, 641104, 641200, 641201 og 641701.
UNI5: Universitetsutdanning med varighet over fire år i tillegg til siviløkonomer dvs. med kodene 641103, 641104, 641200, 641201 og 641701.

Arbeid etter næring i 1994: Klassifiseringen etter næring følger Statistisk Sentralbyrås standard for næringsgrupper. Kodene er angitt med 4 siffer. De ulike grupper er som følger:

MISSING: Mangler næringskategori dvs. ikke i jobb- eller inntekt under 1G=37820 (1994). Dette er gjort for å forsøke å skille ut de som mottok feriepenger for foregående år og ikke jobbet inneværende år.
MISSNAR: Ikke oppgitt eller utilstrekkelig oppgitt næringsstatus, kode (0000).
PRIMARN: Primærnæringer - jordbruk, skogbruk, fangst og fiske. Første siffer i koden er 1.
OLJEBERG: Oljeutvinning og bergverksdrift. Første siffer i koden er 2.
INDUSTRI: Første siffer i koden er 3.
KRAFTH2O: Kraft- og vannforsyning. Første siffer i koden er 4.
BYGGANLE: Bygge- og anleggvirksomhet. Første siffer i koden er 5.
VAHOTRE: Varehandel, hotell og restaurantvirksomhet. Første siffer i koden er 6.

TRLAPOTE: Transport, lagring, post og telekommunikasjoner. Første siffer i koden er 7.
BAFIFOTJ: Bank og finansieringsvirksomhet, forsikringsvirksomhet, eiendomsdrift og forretningsmessig tjenesteyting. Første siffer i koden er 8.
Offentlig, sosial og privat tjenesteyting bortsett fra undervisning (931) og helse og veterinærtjenester (933) Første siffer i koden er 9. Denne gruppen utgjør referansegruppen
UNDERVIS: Undervisning (931).
HELSE: Helse og veterinærtjenester (933).

Inntektsberegning fra pensjonspoeng og sensurerte inntekter
Pensjonsgivende inntekt defineres i skatteloven som personinntekt. Det finnes flere former for fradrag bla. alderspensjon. Personinntekt omfatter inntekt som i hovedsak skyldes lønn fra personlig innsats samt utbytte fra delingsforetak. I tillegg kommer dagpenger, sykepenger, fødselspenger, adopsjonspenger og enkelte ytelser fra folketrygden. Pensjonspoeng måles i antall grunnbeløp (G). Nivået på Folketrygdens grunnbeløp vedtas av Stortinget hvert år. Utviklingen i grunnbeløp:

I perioden fra 1967 til 1970 ga bruttoinntekten fra 1 G til maksimalt 8 G.
I 1971 ble grensen for maksimalt antall opptjente pensjonspoeng hevet til 12 G. Årsaken til dette var at andelen av befolkningen som hadde en inntekt som tilsvarte mer enn 8 G hadde vokst
Fra 1992 måtte de med inntekt tilsvarende mer enn 6 G ha en høyere inntekt enn tidligere for å få like mange G som før. Sagt på en annen måte økte verdien av G.

Hovedregelen for beregning av pensjonspoeng er at den delen av den pensjonsgivende inntekten som overstiger det gjennomsnittlige grunnbeløpet, divideres med grunnbeløpet. Pensjonspoeng fra og med 1971 til og med 1991 ble beregnet som følger:

$$inntekt \leq 1G \Rightarrow PP = 0$$

$$1G < inntekt \leq 8G \Rightarrow PP = \frac{inntekt \div G}{G} \quad ,\in [1,7]$$

$$8G < inntekt \leq 12G \Rightarrow PP = 7 + \frac{inntekt \div 8G}{3G} \quad ,\in (7,8.333...]$$

$$12G < inntekt \Rightarrow PP = 8.333...$$

Pensjonspoeng fra og med 1992 ble beregnet på følgende måte:

$$inntekt \leq 1G \Rightarrow PP = 0$$

$$1G < inntekt \leq 6G \Rightarrow PP = \frac{inntekt \div G}{G} \quad ,\in [1,5]$$

$$6G < inntekt \leq 12G \Rightarrow PP = 5 + \frac{inntekt \div 6G}{3G} \quad ,\in (5,7]$$

$$12G < inntekt \Rightarrow PP = 7$$

Ved å invertere formlene for beregning av pensjonspoeng finner en pensjonsgivende inntekt.

Pensjonsgivende inntekt fra og med 1971 til og med 1991:

$$PP = 0 \Rightarrow inntekt < G$$

$$PP \in \rangle 0,7 | \Rightarrow inntekt = (PP + 1)G$$

$$PP \in \rangle 7,8.333... | \Rightarrow inntekt = \{3(PP \div 7) + 8\}G$$

$$PP = 8.333... \Rightarrow inntekt \geq 12G$$

Pensjonsgivende inntekt fra 1992:

$$PP = 0 \Rightarrow inntekt < G$$

$$PP \in \rangle 0,5 | \Rightarrow inntekt = (PP + 1)G$$

$$PP \in \rangle 5,7 | \Rightarrow inntekt = \{3(PP \div 5) + 6\}G$$

$$PP = 12 \Rightarrow inntekt \geq 12G$$

Den nominelle rekonstruerte inntektsserien deflateres med en konsumprisindeks der 1995 er basisår. Målet for inntekt vil dermed angi kjøpekraft i 1995-kroner. Prisindeksen er hentet fra Statistisk sentralbyrå.

Veksten i grunnbeløpet har vært lavere enn nominell lønnsvekst fra 1971 til 1995. Gjennomsnittlig nominell lønn har vokst med 643 prosent. den tilsvarende veksten i grunnbeløpet har vært på 425 prosent. Underreguleringen av grunnbeløpet innebærer i praksis en reell senkning av den nedre og den øvre grensen for pensjonsgivende inntekt. Senkningen av den nedre grensen innebærer at kravet for å bli registrert som yrkesaktiv, avtar med observasjonsårene i datagrunnlaget. Reduksjonen av den øvre grensen innebærer at det er flere individer med en sensurert inntekt.

Indeks for grunnbeløp og nominell lønn. Vekst i utbetalt timelønn totalt[2]

år	gjennomsnittlig grunnbeløp	indeks for utvikling i G	prosentvis vekst i timelønn fra foregående år	indeks for nominell lønn	Konsumpris-indeks
1971	7400	100		100	100
1972	7900	107	11.16	111	107
1973	8500	115	11.17	124	115
1974	9533	129	15.29	142	126
1975	10800	146	17.28	167	141
1976	12000	162	15.62	193	154
1977	13383	181	12.25	217	168
1978	14550	197	10.12	239	181
1979	15200	205	4.30	249	190
1980	16633	225	9.22	272	211
1981	18658	252	12.16	305	240
1982	20667	279	11.94	342	267
1983	22333	302	8.88	372	289
1984	23667	320	8.60	404	307
1985	25333	342	8.08	436	325
1986	27433	371	9.14	476	348
1987	29267	396	11.32	530	379
1988	30850	417	5.92	562	404
1989	32275	436	4.57	587	422
1990	33575	454	5.10	617	440
1991	35033	473	5.09	649	455
1992	36167	489	2.73	666	465
1993	37033	500	3.51	690	476
1994	37820	511	3.04	711	483
1995	38847	525	4.57	743	494

Kilder: Finansdepartementet og SSB.

Andelen yrkesaktive menn med maksimalt antall pensjonspoeng vokser fra det første til det siste observasjonsåret for alle årskull. Ved 42 års alder har 12,86 prosent av de yrkesaktive i 1953- årskullet sensurerte inntekter. For personer født i 1938 og 1945 er tilsvarende andeler henholdsvis 7,26 og 11,42 prosent ved 42 års alder. Forskjellene skyldes at årskullene har ulikt inntektspotensial og at inntektene er hentet fra ulike observasjonsår. Andelene med sensurert inntekt er ikke spesielt høy for kvinner, uansett hvilket år de er født. Kvinner født sent har høyere innslag av sensurering enn kvinner født tidlig. Dette kan skyldes at andelen yrkesaktive kvinner har økt.

[2] Tabellen er hentet fra T. Karterud. "Har avkastningen av utdannelse endret seg?". Hovedoppgave i sosialøkonomi ved UiO januar 2000.

Maksimalinntekt opptjent i perioden 1967-1995: Den høyeste inntekten målt i form av kjøpekraft beregnet i 1995 kroner et individ har opptjent i perioden 1967-1995 gir en indikasjon på hvilket inntektspotensial personen har. For de personer en ikke innehar opplysninger om opptjente pensjonspoeng beregnes maksimalinntekten ut fra høyeste ligningsinntekt i perioden 1992-1995.
MAXINNT: Maksimalinntekten målt i faste kr**.**

Lønnsinntekten for årene 1994-1995
Lønnsinntekten er definert som ligningsinntekten fratrukket dagpenger, sykepenger, fødselspenger og adopsjonspenger. Ligningsinntekten oppgis i kr. og det er derfor ingen innslag av sensurering.
LONNARB95: Lønnsinntekt i 95.

Endringen i inntekt fra foregående år: Dette beløpet er beregnet på grunnlag av data fra ligningsfilene i perioden 1992-1995. Beløpet fåes ved å ta inntekten i et år og trekke fra inntekten året før. En slik variabel vil gi svar på om det finnes indikasjoner på at inntekten synker før yrkeshemming. Et slikt inntektsfall kan skyldes en reduksjon i arbeidstiden. I yrker hvor lønna i stor grad er knyttet til produktiviteten kan en reduksjon indikere en redusert arbeidsevne.
INNT9594: Endringen i inntekt fra 1994-1995 i kr.
INNT9493: Endringen i inntekt fra 1993-1994 i kr.
INNT9392: Endringen i inntekt fra 1992-1993 i kr.

Relativ inntekt: Denne variabelen sammenligner folk av samme kjønn med relativt likt antall yrkesaktive år dvs. erfaring og lik utdannelse. Et yrkesaktivt år defineres som et år med inntekt høyere enn to ganger grunnbeløpet. De ulike kategorier for antall yrkesaktive år er gitt ved:

[0,2], ⟨2,5], ⟨5,10], ⟨10,15], ⟨15,20], ⟨20,25] og ⟨25,..⟩.

Totalt blir det da 2(kjønn)·7(kategorier av yrkeserfaring))·10(typer utdannelser)=140 grupper. Neste skritt er å angi hvor i inntektsfordelingen blant de i samme gruppe hvert enkelt individ befinner seg. Intervallene i inntektsfordelingen er delt i prosent:

[0,10], ⟨10,20], ⟨20,30], ⟨30,40], ⟨40,60], ⟨60,80] og ⟨80,100].

I det første intervallet befinner de seg som er blant de med 10% lavest maksimalinntekt. Deretter finner en de som er blant de med ⟨10-20)% lavest inntekt osv. Bruken av maksimalinntekt gjør at denne variabelen sier noe om personens inntektspotensial. Dersom produktiviteten er nært knyttet til lønna kan en tolke variabelen som et mål på personens produktivitet sett i forhold til de som er i den gruppen personen sammenlignes med. Gitt en slik tolkning vil en gruppere de med samme kjønn, relativt lik erfaring og lik utdannelse etter produktivitet. I hvor stor grad lønna gjenspeiler produktiviteten varierer for offentlig og privat sektor, for de ulik bransjer og ulike stillinger. Mulig er det også at en kan se på produktiviteten som et mål på personens evner. Alternativt kan en tolke variabelen som et mål på individets evne til å skaffe seg en høy lønn.

RELLINT1: [0,10]
RELLINT2: ⟨10,20]%
: ⟨20,30]% referansegruppen.
RELLINT4: ⟨30,40]%
RELLINT5: ⟨40,60]%
RELLINT6: ⟨60,80]%
RELLINT7: ⟨80,100]%

Fylkesvariabel: Har også en dummyvariabel for hvilket fylke individet kommer fra. Dette for å undersøke om det eksisterer regionale/geografiske forskjeller. Oslo utgjør referansefylke.

Ledighet i hjemkommunen etter kjønn:
KLEDKJ95: Ledigheten i hjemkommunen etter kjønn i 1995.

KLEDKJ96: Ledigheten i hjemkommunen etter kjønn i 1996.

Ledighet i hjemfylke:
FYLED96: Ledighet i hjemfylke i 1996.

Utbetalte sykepenger i de ulike år: Beregnet på grunnlag av ligningsfilen.
SYKEP95: Utbetalte sykepenger i 1995.

Endringen i utbetalte sykepenger fra foregående år: Beregnet på grunnlag av ligningsfilene
SYKE9594: Endringen i utbetalte sykepenger fra 1994-1995 i kr.
SYKE9493: Endringen i utbetalte sykepenger fra 1993-1994 i kr.
SYKE9392: Endringen i utbetalte sykepenger fra 1992-1993 i kr.

Utbetalte dagpenger fra året før: Beregnet på grunnlag av ligningsfilene.
DAGP95: Utbetalte dagpenger i 1995.

Utbetalte uførepenger fra året før: Beregnet på grunnlag av ligningsfilene.
UFOREP95: utbetalt uførepensjon i 1995.

Antall måneder i de forskjellige SOFA- statuser i årene 1992-1997:
Ser på antall måneder under de forskjellige SOFA statuser i årene før. De ulike statuser er helt ledig, delvis sysselsatt, på tiltak og yrkeshemmet. I tillegg angis det også en **Dummy variabel** for om personen hadde statusen eller ikke i dette året. Årsaken til at en har med både antall måneder og en dummyvariabel for om personen var i registeret eller ikke er å undersøke o det er varigheten og/eller det at en har vært registrert i registeret som er av betydning.

ANTHL92/93/94/95: Antall måneder som ledig i 92/93/94/95.
HL92/93/94/95: Dummyvariabel for om personen var ledig eller ikke i 92/93/94/95.

ANTDS92/93/94/95: Antall måneder som delvis sysselsatt i år i.
DS 92/93/94/95: Dummyvariabel for om personen var delvis sysselsatt eller ikke i år i.

ANTFS92/93/94/95: Antall måneder på tiltak i år i.
FS92/93/94/95: Dummyvariabel for om personen var på tiltak eller ikke i år i.

ANTYH92/93/94/95: Antall måneder som yrkeshemmet i år i.
YH92/93/94/95: Dummyvariabel for om personen var yrkeshemmet eller ikke i år i.

I arbeidsstyrken:

For å være i arbeidsstyrken må individet enten være i arbeide eller være registrert i SOFA registeret som helt ledig, delvis sysselsatt, på tiltak eller yrkeshemmet.
ARBSTR95: Dummyvariabel I arbeidsstyrken i 1995.
ARBSTR94 : I arbeidsstyrken i 1995

I arbeid:

For at en person skal bli definert som å være i arbeid må personen være registrert i Arbeidstakerregisteret, eller bedriften må ha levert inn lønns og trekkoppgave for en arbeidstager eller lønnsinntekten må ha oversteget grunnbeløpet.

I_ARB95, **I_ARB94**, **I_ARB93**, **I_ARB92**.

Vedlegg 2: Testing av modellene:

For hver av modellene rapporterer jeg følgende testobservatorer:

- Likelihoodverdien, eller rettere sagt logaritmen til likelihooden multiplisert med -2. Jo lavere nivået på denne størrelsen er jo større utsagnskraft vil modellen ha. Det kan være informativt å teste en modell med restriksjoner på β-ene. En kan f.eks. teste en modell hvor alle β-ene settes lik 0 mot den modellen en bruker. Dersom denne restriksjonen reduserer likelihooden signifikant kan en forkaste hypotesen om at alle β-ene er lik null. På samme vis kan en nytte forskjellen i estimatet for likelihooden for å teste om en skal inkludere en ny variabel eller ikke. En tester de to likelihoodene en får og ser om avviket er signifikant. Eks: La L være -2log likelihooden for den estimerte modellen og la L_k^* være tilsvarende for en korresponderende modell pålagt k lineære restriksjoner. Under hypotesen om at alle de k restriksjonene er gyldige vil $(L_k^* - L) \approx \chi^2(k)$. Dette er en såkalt likelihood ratio test, som forutsetter at modellen estimeres både med og uten de nevnte restriksjoner.
- Wald testen estimerer først modellen uten restriksjoner. Deretter finnes avviket mellom estimatene med og uten restriksjoner. Jo større avviket er jo mindre plausibelt er det at restriksjonen er sann. Avviket veies med krumningen til likelihoodfunksjonen. Jo større krumningen er jo raskere endres likelihoodestimatet og jo større er betydningen av de innførte restriksjoner.
- Akaike's (AIC) informasjonskriterium veier likelihoodverdien med antall parametere en bruker i modellen.
- Score testen eller Lagrange Multiplikator (LM) testen estimerer modellen kun med restriksjoner. Testen finner helningen til logaritmen til likelihood funksjonen gitt restriksjonene. Dersom hypotesen om at restriksjonene er sann vil helningen være nær null.

Testresultater:

Modell 1:

Populasjon - hele den mannlige befolkningen i yrkesaktiv alder (20-67 år) som ikke hadde vært registrert som yrkeshemmet i løpet av 1995.

Criterion	Intercept Only	Intercept and Covariates	Chi-Square for Covariates
AIC	131669.02	105563.21	
SC	131681.11	106892.96	
-2 LOG L	131667.02	105343.21	26323.810 with 109 DF (p=0.0001)
Score			59487.561 with 109 DF (p=0.0001)

Modell 2:

Populasjon - den delen av den mannlige yrkesaktive befolkningen som hadde vært registrert i SOFA registeret i løpet av 1995 og ikke hadde vært registrert som yrkeshemmet samme år.

Criterion	Intercept Only	Intercept and Covariates	Chi-Square for Covariates
AIC	46570.825	39792.591	
SC	46581.051	40907.255	
-2 LOG L	46568.825	39574.591	6994.234 with 108 DF (p=0.0001)
Score			9919.969 with 108 DF (p=0.0001)

Modell 3:

Populasjon - de menn som hadde hatt en lønnsinntekt på 120000 kr. eller mer i løpet av 1995 og ikke hadde vært registrert som yrkeshemmet i løpet av 1995.

Criterion	Intercept Only	Intercept and Covariates	Chi-Square for Covariates
AIC	45456.862	40603.625	
SC	45468.571	41856.588	
-2 LOG L	45454.862	40389.625	5065.237 with 106 DF (p=0.0001)
Score			13283.816 with 106 DF (p=0.0001)

Modell A:

Populasjon - hele den kvinnelige befolkningen i yrkesaktiv alder (20-67 år) som ikke hadde vært registrert som yrkeshemmet i løpet av 1995.

Criterion	Intercept Only	Intercept and Covariates	Chi-Square for Covariates
AIC	112664.96	99797.999	
SC	112677.02	101124.60	
-2 LOG L	112662.96	99577.999	13084.961 with 109 DF (p=0.0001)
Score			20473.264 with 109 DF (p=0.0001)

Modell B:

Populasjon - den delen av den kvinnelige yrkesaktive befolkningen som hadde vært registrert i SOFA registeret i løpet av 1995 og ikke hadde vært registrert som yrkeshemmet samme år.

Criterion	Intercept Only	Intercept and Covariates	Chi-Square for Covariates
AIC	29416.748	26869.542	
SC	29426.938	27980.208	
-2 LOG L	29414.748	26651.542	2763.206 with 108 DF (p=0.0001)
Score			3413.539 with 108 DF (p=0.0001)

Modell C:

Populasjon - de kvinner som hadde hatt en lønnsinntekt på 120000 kr. eller mer i løpet av 1995 og ikke hadde vært registrert som yrkeshemmet i løpet av 1995.

Criterion	Intercept Only	Intercept and Covariates	Chi-Square for Covariates
AIC	29585.571	27841.759	
SC	29596.848	29059.725	
-2 LOG L	29583.571	27625.759	1957.812 with 107 DF (p=0.0001)
Score			2700.726 with 107 DF (p=0.0001)

Ut fra resultatene ser vi at det å inkludere de k- forklaringsvariablene og deres parametere β_k- signifikant øker modellenes forklaringskraft sett i forhold til en modell utelukkende bestående av konstantledd. I teorien kunne en ha bygd opp modellen trinn for trinn ved å inkludere en variabel ad gangen og så testet om likelihooden for den utvidede modellen var signifikant høyere enn for modellen uten denne variabelen. En slik prosedyre fordrer imidlertid at en går varsomt frem. Dersom en utelukker en ikke signifikant variabel kan det resultere i at de resterende parametrene ikke blir forventningsrette. Dette skyldes at en ikke kontrollerer for de variable en utelater. I tillegg vil det være problematisk å skille ut de partielle effekter av variable som er korrelert. Dette vil føre til at den av de korrelerte variable som introduseres først i modellen tilskrives all betydning. Rekkefølgen en introduserer variablene vil derfor være av viktighet (Wonnacott & Wonnacott, 1979). Resultatene indikerer også at jo flere observasjoner som ligger til grunn for analysen jo høyere er nivået på -2 likelihooden. Dette skyldes at jo flere observasjoner en tar med jo vanskeligere er det å estimere en modell som predikerer det en faktisk observerer. I rapporten har jeg valgt å ikke utføre en trinnvis estimering av modellene I stedet har jeg valgt å inkludere de variable data er tilgjengelige for. Etter å ha foretatt estimeringen kan en så se på signifikansen av de ulike parametere direkte.

Vedlegg 3: De fullstendige regresjonsresultater

Modell 1
Antall personer i utvalget: 1314025
Av disse ble 11477 yrkeshemmet i løpet av 1996

Variabel	Estimat	St. avik	P-verdi	%	Variabel	Estimat	St. avik	P-verdi	%
INTERCPT	-3,8476	0,089	0,0001		**ANTHL92**	0,0163	0,00577	0,0048	0,57
ALD35_44	-0,0409	0,0307	0,1827	0,23	**ANTHL93**	-0,00758	0,00603	0,2087	0,59
ALD45_49	-0,1866	0,0419	0,0001	0,12	**ANTHL94**	0,00932	0,00607	0,1249	0,54
ALD50_54	-0,3772	0,0458	0,0001	0,11	**ANTHL95**	0,0709	0,00622	0,0001	0,48
ALD55_59	-0,7043	0,0535	0,0001	0,07	**ANTDS92**	0,0384	0,0129	0,003	0,22
ALD60_65	-2,0193	0,0797	0,0001	0,08	**ANTDS93**	-0,00706	0,0132	0,5919	0,25
ALD65_67	-3,7897	0,2392	0,0001	0,04	**ANTDS94**	0,0119	0,0129	0,3557	0,23
NORDEN	-0,1616	0,0644	0,0121	0,02	**ANTDS95**	0,023	0,0113	0,0421	0,24
OECD	-0,2323	0,0646	0,0003	0,03	**ANTFS92**	0,00469	0,00933	0,6148	0,24
O_EUROPA	-0,442	0,1138	0,0001	0,01	**ANTFS93**	-0,00144	0,00888	0,8714	0,28
ASIA_TYR	-0,3588	0,0554	0,0001	0,02	**ANTFS94**	0,012	0,00868	0,1684	0,27
AFRIKA	-0,5613	0,0953	0,0001	0,01	**ANTFS95**	0,0632	0,00895	0,0001	0,20
S_M_AM	-0,3913	0,1428	0,0061	0,00	**ANTYH92**	-0,00826	0,0089	0,3533	0,09
UGIFT	0,0717	0,0293	0,0146	0,42	**ANTYH93**	-0,0398	0,00921	0,0001	0,08
ENKE_M	0,4068	0,142	0,0042	0,01	**ANTYH94**	0,00257	0,0112	0,8194	0,04
SKILT	0,1615	0,0391	0,0001	0,06	**HL92**	0,1295	0,0361	0,0003	0,14
SEPARERT	0,2441	0,0582	0,0001	0,02	**HL93**	0,2418	0,0359	0,0001	0,14
VID_1	0,0287	0,0239	0,2291	0,31	**HL94**	0,133	0,0363	0,0003	0,13
VID_A	-0,8381	0,0469	0,0001	0,10	**HL95**	0,3133	0,0371	0,0001	0,11
VID_Y	-0,2535	0,035	0,0001	0,15	**DS92**	-0,1555	0,0562	0,0056	0,06
UNI3LA	-0,2607	0,1814	0,1506	0,01	**DS93**	-0,1165	0,0531	0,0283	0,07
UNI3OK	-1,2314	0,075	0,0001	0,08	**DS94**	-0,1239	0,0513	0,0157	0,07
UNI3HE	-0,4004	0,2426	0,0988	0,00	**DS95**	-0,0965	0,0493	0,0504	0,06
UNI3UN	-0,7989	0,0796	0,0001	0,03	**FS92**	0,2265	0,0489	0,0001	0,06
UNI4	-0,7265	0,1004	0,0001	0,03	**FS93**	0,0955	0,0481	0,0471	0,06
UNI5	-1,6525	0,1311	0,0001	0,06	**FS94**	0,1413	0,047	0,0026	0,06
PRIMARN	-0,1271	0,0575	0,0271	0,03	**FS95**	0,0853	0,0487	0,0797	0,05
OLJEBERG	0,0287	0,1138	0,8008	0,01	**YH92**	0,7303	0,0713	0,0001	0,01
INDUSTRI	0,1221	0,0329	0,0002	0,20	**YH93**	0,7062	0,0705	0,0001	0,01
KRAFTH2O	-0,3461	0,1294	0,0075	0,01	**YH94**	0,9199	0,079	0,0001	0,01
BYGGANLE	-0,1036	0,0407	0,0109	0,09	**ARBSTR95**	-0,332	0,0413	0,0001	0,91
VARHOTRE	-0,2189	0,0381	0,0001	0,14	**ARBSTR94**	-0,1177	0,0473	0,0129	0,92
TRLAPOTE	-0,0918	0,0443	0,0383	0,09	**I_ARB95**	-0,2068	0,0346	0,0001	0,80
BAFIFOTJ	-0,0183	0,0493	0,7109	0,08	**I_ARB94**	-0,1003	0,038	0,0083	0,89
MISSNAR	0,0038	0,165	0,9816	0,00	**I_ARB93**	-0,0249	0,0362	0,4917	0,89
MISSING	-0,0363	0,0476	0,4456	0,11	**I_ARB92**	-0,0921	0,0351	0,0087	0,89
HELSE	0,2199	0,0671	0,0011	0,03	**KLEDKJ95**	-0,0285	0,00757	0,0002	4,90
UNDERVIS	0,0715	0,0693	0,3019	0,05	**RELINNT1**	-0,238	0,0424	0,0001	0,20
MAXINNT	1,63E-06	1,88E-07	0,0001	257929,65	**RELINNT2**	-0,0857	0,035	0,0143	0,20
LONNARB4	-4,54E-06	2,26E-07	0,0001	196758,31	**RELINNT4**	0,1306	0,038	0,0006	0,10
INNT9594	-1,10E-06	1,63E-07	0,0001	10416,47	**RELINNT5**	0,2568	0,0363	0,0001	0,10
INNT9493	-1,00E-06	1,63E-07	0,0001	8904,54	**RELINNT6**	0,3236	0,0357	0,0001	0,10
INNT9392	-9,40E-07	1,71E-07	0,0001	9603,30	**RELINNT7**	0,4683	0,0369	0,0001	0,10
SYKEP95	0,000035	7,93E-07	0,0001	1667,45					
SYKE9594	-0,00001	7,94E-07	0,0001	219,15					
SYKE9493	-7,01E-06	7,26E-07	0,0001	28,97					
SYKE9392	-1,00E-06	6,14E-07	0,1027	-120,52					
DAGP95	-9,37E-06	6,34E-07	0,0001	4246,47					

UFOREP95	-7,30E-06	4,81E-07	0,0001	7062,27
Variabel	Estimat	St. avik	P-verdi	%
OSTFOLD	-0,0466	0,0526	0,3755	0,06
AKERSHUS	-0,1194	0,0527	0,0236	0,10
HEDMARK	0,00252	0,0572	0,9649	0,04
OPPLAND	0,0119	0,0584	0,8379	0,04
BUSKERUD	0,174	0,0539	0,0012	0,05
VESTFOLD	0,1639	0,0549	0,0028	0,05
TELEMARK	0,1674	0,0571	0,0034	0,04
AUST_AGD	0,1838	0,068	0,0069	0,02
VEST_AGD	0,3675	0,0577	0,0001	0,03
ROGALAND	0,0359	0,051	0,4806	0,08
HORDALAN	-0,1313	0,0482	0,0065	0,10
SOGN_FJO	0,1788	0,0751	0,0172	0,02
MORE_ROM	-0,0265	0,0578	0,646	0,06
SOR_TRON	0,0248	0,0523	0,6348	0,06
NOR_TRON	0,1022	0,0639	0,1096	0,03
NORDLAND	0,2924	0,0496	0,0001	0,06
TROMS	0,2287	0,0563	0,0001	0,04
FINNMARK	0,5707	0,0644	0,0001	0,02

Modell 2
Antall personer i utvalget: 204082
Av disse ble 4946 yrkeshemmet i løpet av 1996

Variabel	Estimat	St. avik	P-verdi	%
INTERCPT	-3,3934	0,1484	0,0001	
ALD35_44	0,0217	0,0482	0,6528	0,18
ALD45_49	-0,0196	0,0701	0,7799	0,07
ALD50_54	-0,1399	0,0789	0,076	0,06
ALD55_59	-0,2846	0,0935	0,0023	0,04
ALD60_65	-1,3759	0,1387	0,0001	0,04
ALD65_67	-3,5936	0,5064	0,0001	0,02
NORDEN	-0,0197	0,0926	0,8317	0,03
OECD	-0,016	0,0962	0,868	0,03
O_EUROPA	-0,5496	0,1548	0,0004	0,01
ASIA_TYR	-0,6068	0,0766	0,0001	0,05
AFRIKA	-0,7652	0,1241	0,0001	0,02
S_M_AM	-0,6957	0,2011	0,0005	0,01
UGIFT	0,0315	0,0496	0,5246	0,67
ENKE_M	0,7452	0,2188	0,0007	0,00
SKILT	0,1075	0,0635	0,0905	0,06
SEPARERT	0,0379	0,0934	0,6844	0,02
VID_1	0,0116	0,0359	0,7461	0,39
VID_A	-0,8419	0,073	0,0001	0,11
VID_Y	-0,3753	0,0588	0,0001	0,14
UNI3LA	-0,3465	0,4898	0,4793	0,00
UNI3OK	-1,0872	0,1275	0,0001	0,05
UNI3HE	0,4812	0,6096	0,4299	0,00
UNI3UN	-0,6594	0,1265	0,0001	0,03
UNI4	-0,728	0,2012	0,0003	0,01
UNI5	-0,5881	0,2162	0,0065	0,01
PRIMARN	-0,0798	0,0804	0,3209	0,04
OLJEBERG	-0,1104	0,2111	0,601	0,01
INDUSTRI	0,00442	0,0483	0,9271	0,23
KRAFTH2O	-0,2027	0,2225	0,3622	0,01
BYGGANLE	-0,176	0,0595	0,0031	0,13
VARHOTRE	-0,1833	0,0549	0,0008	0,15
TRLAPOTE	-0,246	0,0741	0,0009	0,07
BAFIFOTJ	-0,1582	0,0753	0,0356	0,06
MISSNAR	0,1657	0,2269	0,4651	0,00
MISSING	-0,0928	0,0728	0,2024	0,07
HELSE	0,0364	0,106	0,7314	0,02
UNDERVIS	-0,0927	0,1087	0,394	0,03
MAXINNT	9,88E-07	3,29E-07	0,0026	187583,39
LONNARB4	-4,58E-06	5,29E-07	0,0001	100474,78
INNT9594	-8,98E-07	4,20E-07	0,0324	7317,26
INNT9493	-1,34E-06	3,78E-07	0,0004	2925,59
INNT9392	-1,13E-06	3,44E-07	0,001	2364,85
SYKEP95	0,000033	1,42E-06	0,0001	2778,55
SYKE9594	-0,00001	1,43E-06	0,0001	437,89
SYKE9493	-6,54E-06	1,26E-06	0,0001	74,51
SYKE9392	-1,71E-06	1,01E-06	0,0905	-97,26
DAGP95	-8,29E-06	7,08E-07	0,0001	26749,52
UFOREP95	-7,89E-09	1,74E-06	0.9964	- 341,63

Variabel	Estimat	St. avik	P-verdi	%
ANTHL92	0,0135	0,00722	0,0626	1,99
ANTHL93	-0,00032	0,00746	0,9661	2,36
ANTHL94	0,00495	0,00723	0,4931	2,72
ANTHL95	0,0646	0,00661	0,0001	3,08
ANTDS92	0,0449	0,0169	0,0079	0,60
ANTDS93	-0,0194	0,0168	0,248	0,78
ANTDS94	0,00504	0,0142	0,7234	1,05
ANTDS95	0,0158	0,0115	0,1703	1,53
ANTFS92	0,00369	0,0108	0,7321	0,87
ANTFS93	0,00739	0,0101	0,4648	1,06
ANTFS94	0,00401	0,00954	0,6743	1,26
ANTFS95	0,0604	0,00908	0,0001	1,28
ANTYH92	-0,0069	0,013	0,595	0,20
ANTYH93	-0,0513	0,0135	0,0001	0,17
ANTYH94	0,0176	0,0165	0,2862	0,10
HL92	0,0928	0,0474	0,0503	0,42
HL93	0,1454	0,0468	0,0019	0,50
HL94	0,1084	0,0467	0,0204	0,58
HL95	0,2045	0,0501	0,0001	0,74
DS92	-0,1637	0,0727	0,0244	0,16
DS93	-0,06	0,0662	0,365	0,20
DS94	-0,0309	0,0579	0,5928	0,27
DS95	-0,0983	0,0505	0,0516	0,42
FS92	0,2342	0,0583	0,0001	0,20
FS93	0,1086	0,0561	0,0529	0,23
FS94	0,1758	0,0525	0,0008	0,27
FS95	0,0434	0,0493	0,3784	0,31
YH92	0,6588	0,1016	0,0001	0,03
YH93	0,7527	0,0978	0,0001	0,03
YH94	0,7364	0,1126	0,0001	0,02
ARBSTR94	-0,2253	0,0851	0,0082	0,97
I_ARB95	-0,3004	0,0525	0,0001	0,68
I_ARB94	-0,1183	0,0499	0,0177	0,86
I_ARB93	-0,0644	0,0478	0,1777	0,84
I_ARB92	-0,1885	0,0471	0,0001	0,83
KLEDKJ95	-0,0658	0,0114	0,0001	5,22
RELINNT1	-0,2185	0,0696	0,0017	0,16
RELINNT2	-0,1367	0,0571	0,0166	0,18
RELINNT4	0,1191	0,0582	0,0408	0,11
RELINNT5	0,209	0,0548	0,0001	0,11
RELINNT6	0,2927	0,053	0,0001	0,12
RELINNT7	0,3842	0,0551	0,0001	0,12

OSTFOLD	-0,0358	0,0842	0,6706	0,05
AKERSHUS	-0,0292	0,0831	0,7248	0,07
HEDMARK	0,2139	0,0861	0,0129	0,04
OPPLAND	0,0738	0,0919	0,4221	0,04
BUSKERUD	0,1716	0,0866	0,0475	0,05
VESTFOLD	0,2898	0,0832	0,0005	0,05
TELEMARK	0,1604	0,0886	0,0704	0,04
AUST_AGD	0,2449	0,1055	0,0202	0,02
VEST_AGD	0,4219	0,0903	0,0001	0,04
ROGALAND	0,2443	0,0778	0,0017	0,07
HORDALAN	-0,0504	0,0748	0,5007	0,10
SOGN_FJO	0,3753	0,1225	0,0022	0,02
MORE_ROM	0,1317	0,0912	0,1489	0,05
SOR_TRON	0,096	0,0804	0,2329	0,06
NOR_TRON	0,1896	0,0954	0,047	0,04
NORDLAND	0,3736	0,076	0,0001	0,07
TROMS	0,2934	0,0856	0,0006	0,05
FINNMARK	0,7386	0,093	0,0001	0,03

Modell 3
Antall personer i utvalget: 899807
Av disse ble 3466 yrkeshemmet i løpet av 1996

Variabel	Estimat	St. avik	P-verdi	%	Variabel	Estimat	St. avik	P-verdi	%
INTERCPT	-4,9802	0,3691	0,0001		**ANTHL93**	0,0167	0,015	0,2658	0,38
ALD35_44	-0,1013	0,0557	0,0689	0,28	**ANTHL94**	-0,016	0,0189	0,3971	0,26
ALD45_49	-0,1989	0,0735	0,0068	0,14	**ANTHL95**	0,0727	0,032	0,0232	0,13
ALD50_54	-0,2986	0,079	0,0002	0,12	**ANTDS92**	0,0299	0,0217	0,1669	0,23
ALD55_59	-0,3904	0,0889	0,0001	0,08	**ANTDS93**	-0,0164	0,0228	0,471	0,25
ALD60_65	-1,2857	0,1314	0,0001	0,06	**ANTDS94**	-0,00817	0,0242	0,7355	0,21
ALD65_67	-2,9839	0,5815	0,0001	0,02	**ANTDS95**	-0,00548	0,0251	0,8269	0,16
NORDEN	0,0377	0,1134	0,7396	0,02	**ANTFS92**	-0,026	0,0223	0,2441	0,17
OECD	0,1874	0,112	0,0942	0,02	**ANTFS93**	-0,0131	0,0215	0,5421	0,19
O_EUROPA	0,1762	0,2237	0,4311	0,00	**ANTFS94**	0,0219	0,021	0,2967	0,16
ASIA_TYR	0,0472	0,1386	0,7337	0,01	**ANTFS95**	0,1364	0,0211	0,0001	0,08
AFRIKA	-0,0608	0,2959	0,8373	0,00	**ANTYH92**	-0,0696	0,0243	0,0041	0,05
S_M_AM	-0,1839	0,3593	0,6087	0,00	**ANTYH93**	-0,065	0,0246	0,0084	0,04
UGIFT	0,0452	0,0481	0,3473	0,35	**ANTYH94**	0,0174	0,0315	0,5799	0,02
ENKE_M	0,2126	0,2741	0,4379	0,00	**HL92**	0,1109	0,071	0,1185	0,11
SKILT	0,3125	0,067	0,0001	0,06	**HL93**	0,1373	0,0722	0,0574	0,11
SEPARERT	0,3057	0,1044	0,0034	0,02	**HL94**	0,0621	0,0792	0,4328	0,09
VID_1	-0,0398	0,0459	0,3857	0,30	**HL95**	0,2307	0,0922	0,0123	0,05
VID_A	-0,5615	0,0829	0,0001	0,09	**DS92**	-0,1155	0,098	0,2382	0,06
VID_Y	-0,1524	0,0563	0,0068	0,18	**DS93**	-0,1129	0,0962	0,2404	0,07
UNI3LA	-0,3828	0,2355	0,104	0,01	**DS94**	-0,0519	0,0994	0,6015	0,06
UNI3OK	-1,1648	0,1171	0,0001	0,10	**DS95**	-0,0582	0,106	0,5827	0,05
UNI3HE	-0,6974	0,3276	0,0333	0,00	**FS92**	0,3284	0,1078	0,0023	0,04
UNI3UN	-0,4903	0,1488	0,001	0,02	**FS93**	0,1322	0,1098	0,2286	0,04
UNI4	-0,6474	0,1413	0,0001	0,04	**FS94**	-0,0249	0,1153	0,8289	0,04
UNI5	-1,7834	0,1952	0,0001	0,09	**FS95**	-0,1226	0,1355	0,3658	0,02
PRIMARN	0,0456	0,1249	0,7149	0,02	**YH92**	0,9685	0,1851	0,0001	0,01
OLJEBERG	0,6769	0,15	0,0001	0,02	**YH93**	1,1514	0,1821	0,0001	0,01
INDUSTRI	0,347	0,06	0,0001	0,22	**YH94**	0,6416	0,2246	0,0043	0,00
KRAFTH2O	-0,3208	0,1848	0,0825	0,02	**ARBSTR94**	0,1924	0,3331	0,5635	1,00
BYGGANLE	0,0115	0,0724	0,8737	0,10	**I_ARB94**	0,0697	0,2057	0,7347	1,00
VARHOTRE	-0,2494	0,0738	0,0007	0,14	**I_ARB93**	-0,1189	0,1191	0,3182	0,99
TRLAPOTE	0,0181	0,0741	0,8067	0,10	**I_ARB92**	0,0559	0,1099	0,6111	0,98
BAFIFOTJ	0,1711	0,0889	0,0543	0,09	**KLEDKJ95**	-0,00216	0,0135	0,8734	4,84
MISSNAR	-0,7082	0,7186	0,3244	0,00	**RELINNT1**	-0,0746	0,0722	0,302	0,25
MISSING	0,2831	0,1026	0,0058	0,04	**RELINNT2**	-0,0226	0,0558	0,6851	0,22
HELSE	0,5693	0,1087	0,0001	0,03	**RELINNT4**	0,0982	0,065	0,1305	0,10
UNDERVIS	0,298	0,1114	0,0075	0,06	**RELINNT5**	0,159	0,0668	0,0173	0,09
MAXINNT	1,18E-06	5,43E-07	0,0293	299978,40	**RELINNT6**	0,154	0,0724	0,0334	0,08
LONNARB4	-5,68E-06	4,56E-07	0,0001	272046,40	**RELINNT7**	0,2808	0,0847	0,0009	0,06
INNT9594	-1,26E-06	3,13E-07	0,0001	20711,63					
INNT9493	-1,17E-06	3,11E-07	0,0002	15911,37					
INNT9392	-1,08E-06	3,01E-07	0,0003	15916,24					
SYKEP95	0,000044	1,55E-06	0,0001	1148,16					
SYKE9594	-0,00001	1,55E-06	0,0001	71,12					
SYKE9493	-8,32E-06	1,40E-06	0,0001	-5,66					
SYKE9392	-2,75E-06	1,17E-06	0,0188	54,17					
DAGP95	-0,00001	2,79E-06	0,0001	1736,28					
ANTHL92	0,00763	0,0144	0,5972	0,40					

Variabel	Estimat	St. avik	P-verdi	%

OSTFOLD	0,0865	0,1027	0,3992	0,05
AKERSHUS	0,0381	0,1002	0,7037	0,11
HEDMARK	-0,1413	0,1196	0,2373	0,04
OPPLAND	0,1557	0,1097	0,1558	0,04
BUSKERUD	0,2943	0,1021	0,004	0,05
VESTFOLD	0,4355	0,1009	0,0001	0,05
TELEMARK	0,3807	0,106	0,0003	0,04
AUST_AGD	0,2703	0,1274	0,0339	0,02
VEST_AGD	0,5162	0,1068	0,0001	0,03
ROGALAND	0,1522	0,097	0,1168	0,09
HORDALAN	-0,0824	0,0957	0,3893	0,10
SOGN_FJO	0,3387	0,1266	0,0074	0,03
MORE_ROM	0,0722	0,1069	0,4995	0,06
SOR_TRON	0,086	0,1035	0,4061	0,06
NOR_TRON	0,2501	0,1177	0,0336	0,03
NORDLAND	0,4957	0,0943	0,0001	0,05
TROMS	0,4061	0,1081	0,0002	0,03
FINNMARK	0,9404	0,1142	0,0001	0,02

Modell A
Antall personer i utvalget: 1276939
Av disse ble 9563 yrkeshemmet i løpet av 1996

Variabel	Estimat	St. avik	P-verdi	%	Variabel	Estimat	St. avik	P-verdi	%
INTERCPT	-4,5477	0,0867	0,0001	0,01	**ANTHL92**	0,0266	0,0083	0,0014	0,37
ALD35_44	0,4784	0,0323	0,0001	0,23	**ANTHL93**	-0,00504	0,00864	0,5598	0,39
ALD45_49	0,417	0,0424	0,0001	0,11	**ANTHL94**	0,0149	0,00858	0,0832	0,39
ALD50_54	0,145	0,0464	0,0018	0,10	**ANTHL95**	0,1019	0,00845	0,0001	0,38
ALD55_59	-0,3215	0,0574	0,0001	0,08	**ANTDS92**	0,037	0,00982	0,0002	0,37
ALD60_65	-1,7164	0,1001	0,0001	0,09	**ANTDS93**	0,00113	0,0102	0,9114	0,41
ALD65_67	-4,0494	0,4099	0,0001	0,05	**ANTDS94**	-0,00321	0,0104	0,7582	0,39
NORDEN	-0,1028	0,0662	0,1206	0,02	**ANTDS95**	0,0434	0,00985	0,0001	0,42
OECD	-0,2254	0,0737	0,0022	0,02	**ANTFS92**	0,00986	0,013	0,4471	0,23
O_EUROPA	-0,1879	0,1226	0,1252	0,01	**ANTFS93**	-0,0151	0,0123	0,2189	0,26
ASIA_TYR	-0,415	0,0755	0,0001	0,02	**ANTFS94**	-0,0037	0,0119	0,7567	0,25
AFRIKA	-0,1461	0,1505	0,3318	0,00	**ANTFS95**	0,0496	0,0118	0,0001	0,21
S_M_AM	-0,2589	0,1667	0,1206	0,00	**ANTYH92**	-0,00303	0,0114	0,7898	0,07
UGIFT	0,3414	0,03	0,0001	0,34	**ANTYH93**	-0,0631	0,0116	0,0001	0,06
ENKE_M	-0,151	0,1026	0,1413	0,03	**ANTYH94**	0,00431	0,0142	0,761	0,03
SKILT	0,6489	0,0341	0,0001	0,07	**HL92**	0,0663	0,0471	0,1592	0,09
SEPARERT	0,6709	0,0528	0,0001	0,02	**HL93**	0,1132	0,0461	0,0141	0,10
VID_1	-0,0243	0,0264	0,3567	0,38	**HL94**	0,0851	0,0462	0,0653	0,10
VID_A	-0,709	0,0444	0,0001	0,13	**HL95**	0,1139	0,0472	0,0158	0,10
VID_Y	-0,1207	0,0538	0,0247	0,04	**DS92**	-0,1153	0,0624	0,0648	0,07
UNI3LA	-0,5646	0,1045	0,0001	0,02	**DS93**	-0,0201	0,0589	0,7329	0,08
UNI3OK	-1,1904	0,0952	0,0001	0,04	**DS94**	-0,0264	0,0573	0,6446	0,08
UNI3HE	-0,4199	0,0769	0,0001	0,04	**DS95**	-0,1536	0,0581	0,0082	0,08
UNI3UN	-0,7916	0,0725	0,0001	0,04	**FS92**	0,1482	0,0693	0,0326	0,05
UNI4	-0,6944	0,0795	0,0001	0,04	**FS93**	0,1244	0,0669	0,0632	0,06
UNI5	-1,638	0,1811	0,0001	0,02	**FS94**	0,1272	0,0652	0,0512	0,06
PRIMARN	-0,1426	0,0822	0,0827	0,01	**FS95**	0,236	0,066	0,0003	0,05
OLJEBERG	-0,438	0,2588	0,0905	0,00	**YH92**	0,855	0,0938	0,0001	0,01
INDUSTRI	-0,0329	0,04	0,4105	0,07	**YH93**	0,7429	0,0912	0,0001	0,01
KRAFTH2O	-0,5558	0,2319	0,0165	0,00	**YH94**	1,1008	0,1033	0,0001	0,01
BYGGANLE	-0,356	0,1074	0,0009	0,01	**ARBSTR95**	-0,6712	0,0419	0,0001	0,84
VARHOTRE	-0,2885	0,0329	0,0001	0,17	**ARBSTR94**	0,0987	0,0508	0,0518	0,84
TRLAPOTE	-0,0981	0,058	0,0909	0,04	**I_ARB95**	0,0954	0,0393	0,0151	0,68
BAFIFOTJ	-0,5196	0,0601	0,0001	0,06	**I_ARB94**	0,1286	0,0475	0,0067	0,82
MISSNAR	-0,0557	0,2016	0,7822	0,00	**I_ARB93**	0,1553	0,0446	0,0005	0,82
MISSING	-0,1465	0,0555	0,0083	0,15	**I_ARB92**	-0,0637	0,0423	0,1322	0,81
HELSE	0,1312	0,036	0,0003	0,14	**KLEDKJ95**	-0,0129	0,00924	0,1614	4,51
UNDERVIS	0,0174	0,0518	0,7369	0,08	**RELINNT1**	-0,1502	0,0384	0,0001	0,20
MAXINNT	1,066E-06	2,721E-07	0,0001	160781,80	**RELINNT2**	-0,0785	0,0331	0,0177	0,20
LONNARB4	-0,00000504	3,333E-07	0,0001	110958,64	**RELINNT4**	0,0033	0,039	0,9326	0,10
INNT9594	-0,00000323	2,726E-07	0,0001	6083,56	**RELINNT5**	0,0161	0,04	0,688	0,10
INNT9493	-0,00000241	3,304E-07	0,0001	5387,70	**RELINNT6**	0,0806	0,041	0,0495	0,10
INNT9392	-0,00000286	2,825E-07	0,0001	5724,82	**RELINNT7**	0,2392	0,044	0,0001	0,10
SYKEP95	0,000025	8,142E-07	0,0001	2997,72					
SYKE9594	-0,00001	8,103E-07	0,0001	248,97					
SYKE9493	-0,00000814	7,641E-07	0,0001	357,71					
SYKE9392	-0,00000568	6,239E-07	0,0001	144,30					
DAGP95	-0,00002	1,052E-06	0,0001	3097,02					
UFOREP95	-0,00000796	5,921E-07	0,0001	6771,89					

Variabel	Estimat	St. avik	P-verdi	%

OSTFOLD	-0,0674	0,0564	0,2321	0,06
AKERSHUS	-0,0405	0,0485	0,4039	0,11
HEDMARK	-0,065	0,0619	0,2934	0,04
OPPLAND	-0,0396	0,0616	0,5203	0,04
BUSKERUD	0,167	0,0537	0,0019	0,05
VESTFOLD	0,0172	0,0584	0,7689	0,05
TELEMARK	0,2027	0,0594	0,0006	0,04
AUST_AGD	0,1031	0,0737	0,1618	0,02
VEST_AGD	0,2103	0,0617	0,0007	0,03
ROGALAND	-0,2579	0,0543	0,0001	0,08
HORDALAN	-0,3274	0,0528	0,0001	0,10
SOGN_FJO	0,0381	0,0781	0,6256	0,02
MORE_ROM	-0,1391	0,0592	0,0187	0,05
SOR_TRON	0,0413	0,0547	0,4495	0,06
NOR_TRON	0,00496	0,0698	0,9434	0,03
NORDLAND	0,2612	0,0535	0,0001	0,05
TROMS	0,1184	0,0612	0,053	0,03
FINNMARK	0,2515	0,0754	0,0008	0,02

.

Modell B
Antall personer i utvalget: 196731
Av disse ble 2805 yrkeshemmet i løpet av 1996

Variabel	Estimat	St. avik	P-verdi	%	Variabel	Estimat	St. avik	P-verdi	%
INTERCPT	-3,6962	0,1727	0,0001	0,01	**ANTHL92**	0,0153	0,0112	0,1712	1,31
ALD35_44	0,6968	0,0603	0,0001	0,20	**ANTHL93**	-0,00974	0,0115	0,3985	1,60
ALD45_49	0,729	0,0854	0,0001	0,08	**ANTHL94**	0,0127	0,0104	0,2217	2,03
ALD50_54	0,6266	0,0967	0,0001	0,06	**ANTHL95**	0,0729	0,00904	0,0001	2,49
ALD55_59	0,396	0,1233	0,0013	0,04	**ANTDS92**	0,0409	0,014	0,0035	1,20
ALD60_65	-0,433	0,1943	0,0259	0,03	**ANTDS93**	-0,00627	0,0139	0,652	1,52
ALD65_67	-16,8848	1007,5	0,9866	0,01	**ANTDS94**	-0,00201	0,0124	0,8712	1,97
NORDEN	0,2045	0,1107	0,0648	0,02	**ANTDS95**	0,0286	0,0105	0,0063	2,73
OECD	-0,0189	0,1305	0,8847	0,02	**ANTFS92**	0,0174	0,016	0,2763	0,78
O_EUROPA	-0,4701	0,1976	0,0173	0,01	**ANTFS93**	-0,0262	0,0148	0,0765	0,99
ASIA_TYR	-0,5082	0,1082	0,0001	0,04	**ANTFS94**	0,00451	0,0134	0,736	1,25
AFRIKA	-0,4569	0,2392	0,0561	0,01	**ANTFS95**	0,0431	0,012	0,0003	1,35
S_M_AM	-0,6692	0,2658	0,0118	0,01	**ANTYH92**	-0,021	0,0202	0,2984	0,13
UGIFT	0,3164	0,0575	0,0001	0,52	**ANTYH93**	-0,0864	0,0216	0,0001	0,11
ENKE_M	0,2763	0,1995	0,1661	0,01	**ANTYH94**	0,0125	0,0273	0,6472	0,06
SKILT	0,528	0,0663	0,0001	0,07	**HL92**	0,0707	0,0648	0,2752	0,31
SEPARERT	0,5631	0,0962	0,0001	0,03	**HL93**	0,0187	0,0618	0,7622	0,37
VID_1	0,0331	0,0476	0,4873	0,45	**HL94**	0,0236	0,0589	0,6882	0,47
VID_A	-0,5961	0,0819	0,0001	0,16	**HL95**	-0,0752	0,058	0,1945	0,62
VID_Y	-0,0143	0,1036	0,8905	0,04	**DS92**	-0,1704	0,0904	0,0594	0,21
UNI3LA	0,4407	0,2776	0,1124	0,00	**DS93**	0,027	0,0805	0,737	0,27
UNI3OK	-0,9111	0,1939	0,0001	0,03	**DS94**	-0,0191	0,072	0,7911	0,35
UNI3HE	0,812	0,2704	0,0027	0,00	**DS95**	-0,1012	0,0627	0,1068	0,52
UNI3UN	-0,7243	0,1636	0,0001	0,03	**FS92**	0,1697	0,0896	0,0582	0,17
UNI4	-0,5799	0,2199	0,0084	0,02	**FS93**	0,2112	0,0824	0,0104	0,20
UNI5	-1,5168	0,5111	0,003	0,01	**FS94**	0,0938	0,0758	0,216	0,26
PRIMARN	0,1168	0,1196	0,3285	0,02	**FS95**	0,13	0,0673	0,0532	0,31
OLJEBERG	0,1408	0,4563	0,7576	0,00	**YH92**	0,8847	0,1615	0,0001	0,02
INDUSTRI	0,0276	0,0693	0,6904	0,11	**YH93**	0,9422	0,1581	0,0001	0,02
KRAFTH2O	-0,7146	0,5048	0,1569	0,00	**YH94**	0,6267	0,1991	0,0016	0,01
BYGGANLE	-0,1582	0,1718	0,3571	0,02	**ARBSTR94**	-0,2126	0,0962	0,027	0,96
VARHOTRE	-0,188	0,0572	0,001	0,25	**I_ARB95**	-0,0354	0,0727	0,6265	0,62
TRLAPOTE	-0,063	0,1177	0,5927	0,04	**I_ARB94**	-0,2348	0,0702	0,0008	0,86
BAFIFOTJ	-0,4119	0,1087	0,0002	0,06	**I_ARB93**	-0,0105	0,0682	0,8777	0,84
MISSNAR	0,1464	0,312	0,639	0,00	**I_ARB92**	-0,223	0,0656	0,0007	0,82
MISSING	-0,1415	0,0984	0,1507	0,07	**KLEDKJ95**	-0,0452	0,0168	0,0071	4,76
HELSE	-0,0334	0,0766	0,6627	0,10	**RELINNT1**	-0,0456	0,0704	0,5172	0,19
UNDERVIS	-0,2193	0,1153	0,0572	0,05	**RELINNT2**	-0,054	0,0603	0,3702	0,21
MAXINNT	-0,00000151	5,423E-07	0,0054	132797,11	**RELINNT4**	0,0276	0,068	0,685	0,11
LONNARB4	-0,00000495	9,44E-07	0,0001	69955,62	**RELINNT5**	-0,0432	0,0726	0,5522	0,10
INNT9594	-0,00000268	7,903E-07	0,0007	5513,26	**RELINNT6**	0,037	0,0734	0,6142	0,10
INNT9493	-0,00000149	7,047E-07	0,0342	1229,69	**RELINNT7**	0,0796	0,0839	0,3427	0,08
INNT9392	-9,31E-07	6,607E-07	0,159	3044,23					
SYKEP95	0,000023	1,611E-06	0,0001	6023,21					
SYKE9594	-0,00000767	1,634E-06	0,0001	-646,01					
SYKE9493	-0,0000087	1,437E-06	0,0001	1322,87					
SYKE9392	-0,0000053	1,119E-06	0,0001	891,14					
DAGP95	-0,00001	1,231E-06	0,0001	19793,57					
UFOREP95	5,234E-06	2,209E-06	0,0178	366,87					

Variabel	Estimat	St. avik	P-verdi	%

OSTFOLD	-0,4366	0,1157	0,0002	0,06
AKERSHUS	-0,0836	0,0975	0,3912	0,07
HEDMARK	-0,2008	0,1166	0,085	0,05
OPPLAND	-0,1542	0,1162	0,1844	0,05
BUSKERUD	0,0261	0,107	0,8073	0,05
VESTFOLD	-0,0275	0,1097	0,802	0,05
TELEMARK	-0,0611	0,1156	0,5971	0,04
AUST_AGD	0,216	0,1316	0,1008	0,02
VEST_AGD	-0,0534	0,1232	0,6646	0,04
ROGALAND	-0,1807	0,1021	0,0769	0,07
HORDALAN	-0,2643	0,0981	0,007	0,10
SOGN_FJO	0,1276	0,146	0,382	0,02
MORE_ROM	-0,1532	0,1101	0,164	0,06
SOR_TRON	-0,3252	0,1109	0,0034	0,07
NOR_TRON	-0,1546	0,1239	0,2121	0,04
NORDLAND	0,2225	0,0991	0,0248	0,07
TROMS	-0,065	0,1194	0,5861	0,04
FINNMARK	0,2232	0,1338	0,0953	0,02

Modell C
Antall personer i utvalget: 583888
Av disse ble 2257 yrkeshemmet i løpet av 1996

Variabel	Estimat	St. avik	P-verdi	%
INTERCPT	-4,7236	0,5568	0,0001	
ALD35_44	0,2362	0,0675	0,0005	0,29
ALD45_49	0,1455	0,0852	0,0879	0,15
ALD50_54	-0,0139	0,0921	0,8803	0,13
ALD55_59	-0,1601	0,1098	0,1448	0,08
ALD60_65	-1,2121	0,1946	0,0001	0,05
ALD65_67	-2,3763	0,7114	0,0008	0,01
NORDEN	-0,2212	0,1412	0,1172	0,03
OECD	-0,0562	0,1575	0,7214	0,02
O_EUROPA	0,0773	0,293	0,792	0,00
ASIA_TYR	-0,2788	0,2354	0,2363	0,01
AFRIKA	0,1414	0,4172	0,7346	0,00
S_M_AM	0,5767	0,3391	0,089	0,00
UGIFT	0,2922	0,0608	0,0001	0,30
ENKE_M	0,1646	0,1946	0,3976	0,02
SKILT	0,6622	0,0644	0,0001	0,09
SEPARERT	0,7957	0,0991	0,0001	0,03
VID_1	-0,1275	0,059	0,0306	0,36
VID_A	-0,5505	0,0931	0,0001	0,13
VID_Y	0,0536	0,1012	0,5961	0,04
UNI3LA	-0,6855	0,1595	0,0001	0,04
UNI3OK	-1,2973	0,1817	0,0001	0,06
UNI3HE	-0,3913	0,1131	0,0005	0,07
UNI3UN	-0,5918	0,1421	0,0001	0,04
UNI4	-0,627	0,1296	0,0001	0,08
UNI5	-1,6453	0,3012	0,0001	0,04
PRIMARN	0,3243	0,242	0,1802	0,00
OLJEBERG	-0,0125	0,3424	0,9709	0,01
INDUSTRI	0,0135	0,0776	0,862	0,09
KRAFTH2O	-0,7369	0,4501	0,1016	0,00
BYGGANLE	-0,4032	0,225	0,0732	0,01
VARHOTRE	-0,474	0,0747	0,0001	0,14
TRLAPOTE	-0,1225	0,0977	0,2098	0,06
BAFIFOTJ	-0,8677	0,125	0,0001	0,09
MISSNAR	-17,2057	3996	0,9966	0,00
MISSING	0,4194	0,1485	0,0048	0,02
HELSE	0,217	0,0602	0,0003	0,20
UNDERVIS	0,0688	0,0903	0,4459	0,12
MAXINNT	5,55E-07	8,74E-07	0,5258	218579,44
LONNARB4	-9,11E-06	8,97E-07	0,0001	197637,71
INNT9594	-1,35E-06	5,26E-07	0,0103	16850,62
INNT9493	-6,06E-07	6,42E-07	0,3457	14074,99
INNT9392	-1,16E-06	5,60E-07	0,0382	12622,98
SYKEP95	0,00003	2,26E-06	0,0001	959,84
SYKE9594	-7,62E-06	2,07E-06	0,0002	-680,03
SYKE9493	-7,55E-06	1,85E-06	0,0001	-186,85
SYKE9392	-4,72E-06	1,51E-06	0,0017	112,86
DAGP95	-3,37E-06	5,44E-06	0,5355	953,17
UFOREP95	0,00001	3,90E-06	0,0086	174,82

Variabel	Estimat	St. avik	P-verdi	%
ANTHL92	0,0105	0,0299	0,7245	0,21
ANTHL93	0,00412	0,0324	0,8986	0,18
ANTHL94	-0,0105	0,0403	0,7942	0,13
ANTHL95	-0,0457	0,0739	0,537	0,06
ANTDS92	0,0116	0,0207	0,5753	0,36
ANTDS93	-0,0141	0,0217	0,5181	0,38
ANTDS94	0,0214	0,0237	0,3652	0,31
ANTDS95	-0,0461	0,0266	0,0835	0,26
ANTFS92	-0,0258	0,0401	0,5191	0,14
ANTFS93	-0,0624	0,0411	0,1292	0,16
ANTFS94	-0,1146	0,046	0,0127	0,13
ANTFS95	-0,0169	0,0447	0,7052	0,07
ANTYH92	0,0222	0,0364	0,5422	0,04
ANTYH93	-0,1392	0,0381	0,0003	0,03
ANTYH94	-0,0141	0,0513	0,7828	0,01
HL92	0,0101	0,1298	0,9377	0,06
HL93	0,0918	0,1306	0,4818	0,06
HL94	0,0864	0,1476	0,5581	0,05
HL95	0,1836	0,1918	0,3385	0,03
DS92	0,015	0,1357	0,912	0,07
DS93	0,1529	0,1322	0,2476	0,07
DS94	-0,214	0,1428	0,134	0,06
DS95	-0,0479	0,1513	0,7513	0,05
FS92	0,1145	0,2028	0,5723	0,03
FS93	0,2004	0,2055	0,3295	0,03
FS94	0,2707	0,2131	0,204	0,03
FS95	0,4719	0,2328	0,0426	0,02
YH92	0,4282	0,3089	0,1657	0,01
YH93	1,346	0,2693	0,0001	0,00
YH94	1,1638	0,3378	0,0006	0,00
ARBSTR94	-0,6122	0,4819	0,204	1,00
I_ARB94	0,8584	0,5297	0,1051	1,00
I_ARB93	0,2931	0,2222	0,1872	0,99
I_ARB92	0,2008	0,1686	0,2338	0,98
KLEDKJ95	0,00759	0,019	0,6898	4,40
RELINNT1	0,1609	0,0758	0,0338	0,30
RELINNT2	0,0645	0,0621	0,2987	0,25
RELINNT4	-0,2353	0,09	0,0089	0,09
RELINNT5	-0,2449	0,0983	0,0127	0,07
RELINNT6	-0,3795	0,12	0,0016	0,06
RELINNT7	-0,5745	0,1951	0,0032	0,03

OSTFOLD	0,0319	0,1147	0,7811	0,05
AKERSHUS	-0,0394	0,092	0,6685	0,13
HEDMARK	-0,1872	0,1324	0,1575	0,04
OPPLAND	-0,2062	0,1347	0,1259	0,04
BUSKERUD	0,181	0,1051	0,0849	0,05
VESTFOLD	0,2856	0,1119	0,0107	0,04
TELEMARK	0,4079	0,1162	0,0004	0,03
AUST_AGD	0,3504	0,1472	0,0173	0,02
VEST_AGD	0,4471	0,1248	0,0003	0,03
ROGALAND	-0,3086	0,1127	0,0062	0,08
HORDALAN	-0,4598	0,1104	0,0001	0,10
SOGN_FJO	0,0605	0,1494	0,6853	0,02
MORE_ROM	-0,294	0,1281	0,0217	0,05
SOR_TRON	-0,0265	0,1108	0,811	0,06
NOR_TRON	0,0147	0,1467	0,9202	0,03
NORDLAND	0,314	0,1031	0,0023	0,05
TROMS	0,2233	0,1165	0,0553	0,04
FINNMARK	0,4319	0,1329	0,0012	0,02

Vedlegg 4

Deskriptiv statistikk

Hva karakteriserer gruppen av yrkeshemmede?

Innholdsfortegnelse

Utviklingen i de ulike SOFA grupper over tid, etter landsdel og etter kjønn 101

SOFA status før yrkeshemming 110

Forløpet/rekkefølgen av SOFA statuser før yrkeshemming 114

Utbetalte sykepenger før yrkeshemming 120

Arbeid etter næring forut for yrkeshemning 124

Inntekt forut for yrkeshemningen 128

Hvordan har inntekten endret seg forut for yrkeshemmingen? 131

Tiltak under yrkeshemming 134

SOFA status etter yrkeshemming 140

Veien fra yrkeshemming til uførhet 144

Stønad under yrkeshemming 145

Figur oversikt

Figur 1: Antallet: yrkeshemmede, yrkeshemmede på tiltakene SK og HO, helt ledige, på tiltak og delvis sysselsatte månedsvis i perioden januar 1992 - mars 1998. 101
Figur 2: Andelen de ulike SOFA grupper utgjør av arbeidstyrken etter landsdel i perioden 1992-1997. Den geografiske oppdelingen er valgt da Statistisk Sentralbyrå samler inn tall for arbeidsstyrken etter de angitte landsdeler. 104
Figur 3: "Sammenhengen" mellom andelen av arbeidsstyrken som er ledige og andelen av arbeidsstyrken som er yrkeshemmet i de forskjellig fylker 1992-1997. 106
Figur 4: Antallet yrkeshemmede etter kjønn i perioden 1992-1998. 107
Figur 5: Antall påbegynte og avsluttede forløp av yrkeshemming - månedsvis i perioden januar 1992 - mars 1998. 108
Figur 6: Andelen påbegynte og avsluttede forløp av yrkeshemming relativt til antall yrkeshemmede i perioden januar 1992 - mars 1998. 109
Figur 7: Sykepenger i 94 og 95 forut for yrkeshemmingen i 1995. 121
Figur 8: Dagpenger i 1994 og 1995 forut for yrkeshemming i 1995 for de som hadde vært i SOFA i perioden. 122
Figur 9: Arbeid etter næringskategori 1994 for menn som hadde tidligere næringsstatus og ble yrkeshemmet i løpet av 1995 og referansegrupper 126

Figur 10: Arbeid etter næringskategori 1994 for kvinner som hadde tidligere og ble yrkeshemmet i løpet av 1995 og referansegrupper 126
Figur 11: Inntekt i 1995, etter kategori, forut for yrkeshemming i 1996 128
Figur 12: Maksimalinntekten for menn i ulike utvalg 130
Figur 13: Maksimalinntekten for kvinner i ulike utvalg 130
Figur 14: Antall yrkeshemmede på de forskjellige tiltak. 135
Figur 15: Andelen yrkeshemmede menn på de forskjellige tiltakene. 136
Figur 16: Andelen yrkeshemmede kvinner på de forskjellige tiltakene 136
Figur 17: Stønadsformer under yrkeshemmingen månedsvis i perioden menn 1992-1998 146
Figur 18: Stønadsformer under yrkeshemmingen månedsvis i perioden kvinner 1992-1998 146
Figur 19: Uføretrygd og sykepenger under yrkeshemmingen månedsvis i perioden 1994-1998 147

Tabell oversikt

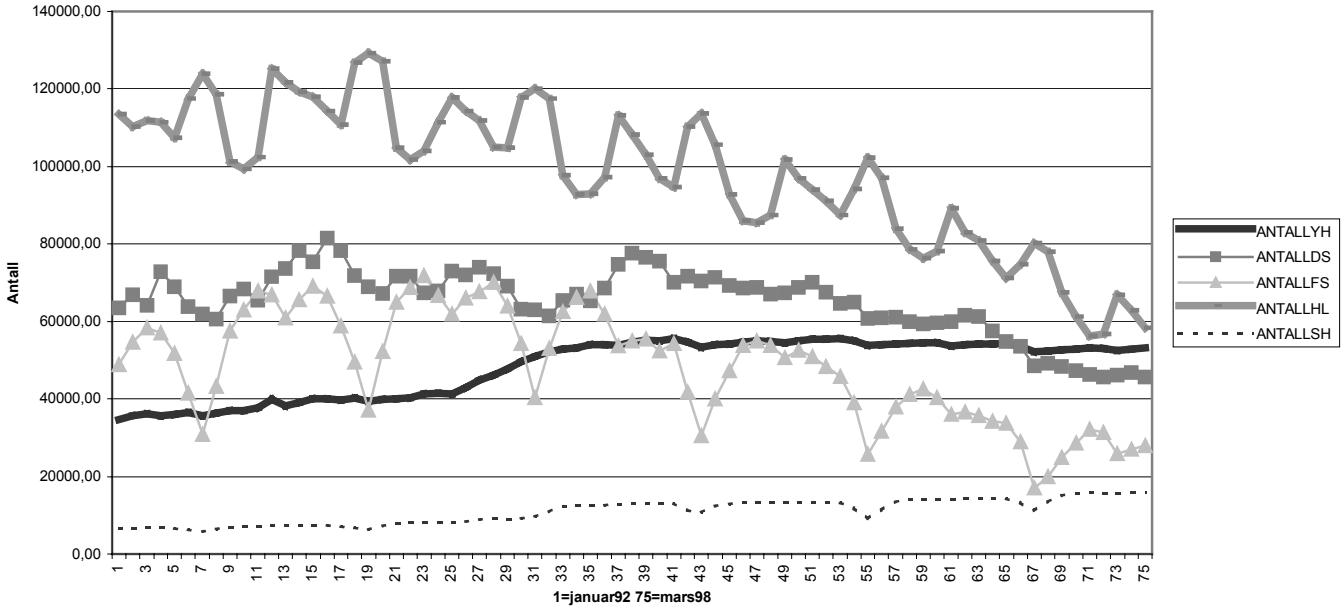
Tabell 1: Årlig relativ endring i de ulik SOFA kategorier i perioden 1992-1997. Tallene er laget på grunnlag av gjennomsnittstall for året. 102
Tabell 2: SOFA - status siste år før yrkeshemmingen inntraff (i løpet av 1996). 111
Tabell 3: SOFA - status siste tre år før yrkeshemmingen inntraff (i løpet av 1996) 113
Tabell 4: Forløpet av SOFA registreringer for de som ble yrkeshemmet i løpet av 1996 115
Tabell 5: Antall måneder i de forskjellig SOFA kategoriene for de en kjenner tidspunkt for innregistrering i SOFA. Betinger videre på at de hadde vært innom SOFA registeret og ble yrkeshemmet i løpet av 1996. 119
Tabell 6: Inntekten i 1994 og 1995 relativ til maksimalinntekten for de som ble yrkeshemmet i løpet av 1996 samt referansegrupper. 133
Tabell 7: Tiltak under yrkeshemmingen februar 1992 - februar 1998. 138
Tabell 8: Hvilke tiltak fulgte de som påbegynte og avsluttet første yrkeshemning i løpet av 1995-96. 139
Tabell 9: SOFA - forløp etter yrkeshemningen 141
Tabell 10: Andelen personer som ble uføretrygdet i det året de var yrkeshemmet eller var yrkeshemmet året før sett i forhold til antallet som ble uføretrygdet. 144

Innledning:

Formålet med dette prosjektet har vært å søke å få rede på hva som virker inn på omfanget av og strømmen inn til yrkeshemming i Norge. Utgangspunktet for dette kapitelet med deskriptiv statistikk har vært å benytte de data som er tilgjengelig i størst mulig grad til å karakterisere strømmen inn og omfanget av yrkeshemming. Til forskjell fra den multivariate analysen som tar hensyn til at det kan være et samspill mellom flere variable og derfor forsøker å isolerer de forskjellige effekter, vil en i denne analysen kun ta for seg hver enkelt variabel etter tur. En må derfor være bevisst at eventuelle samspill variable i mellom.

Utviklingen i de ulike SOFA grupper over tid, etter landsdel og etter kjønn

Antallet yrkeshemmede (YH) ved utgangen av hver måned sammenlignes med antallet i de andre gruppene i sofaregisteret: de helt ledige (HL), de på tiltak- ikke yrkeshemmet (FS) og de delvis sysselsatte (DS). Dette visualiserer utviklingen i de ulike gruppene over tid.



Figur 1: Antallet: yrkeshemmede (YH), yrkeshemmede på tiltakene SK og HO, helt ledige (HL), på tiltak (FS) og delvis sysselsatte (DS) månedsvis i perioden januar 1992 - mars 1998

Kommentar:

I følge arbeidsmarkedsetaten var registreringen av de yrkeshemmede i SOFA -registeret bortimot komplett ved inngangen til 1992. Unntaket var yrkeshemmede som fulgte tiltakene SK - skole og HO - hospitant i ordinære bedrifter. Disse ble først registrert i løpet av 1994 som følge av at arbeidsmarkedsetaten overtok ansvaret for den yrkesrettede attføringen.

- Antallet yrkeshemmede steg jevnt i perioden 1992-1994. I løpet av 1994 tiltok økningen i antall yrkeshemmede. Innregistreringen av yrkeshemmede som fulgte ovennevnte tiltak forklarer en del av denne veksten. Fra 1995 og utover har antallet yrkeshemmede stabilisert seg på et nivå rundt 53000 mot rundt 35000 i 1992 (en

relativ vekst på 34%). Av disse utgjorde yrkeshemmede på tiltakene SK og HO rundt 19000 i 1997 mot ca 9000 i 1992.

- Antallet helt ledige viser en synkende trend i hele perioden. Ved inngangen til 1992 var antallet omlag 105000 mot rundt 65000 ved inngangen til 1998 (en relativ nedgang på 62%). Forløpet er preget av sesongmessige variasjoner med topper ved årsskiftene og midtsommers.
- Også antallet folk på ordinære tiltak (dvs. ikke yrkeshemmede) viser store sesongmessige variasjoner. Dette kan skyldes at tiltakene tar til og avsluttes i visse måneder. Utviklingen viser imidlertid en jevn synkende trend. I januar 1998 var antallet på tiltak 26000 mot 49000 ved inngangen til 1992 (en relativ nedgang på 88%).
- Antallet delvis sysselsatte fluktuerte fram mot 1994 uten å følge noen spesiell trend. Etter den tid har imidlertid antallet sunket jevnt slik at det var omlag 46000 ved inngangen til 1998 mot 64000 ved inngangen til 1992 (en relativ nedgang på 69%).

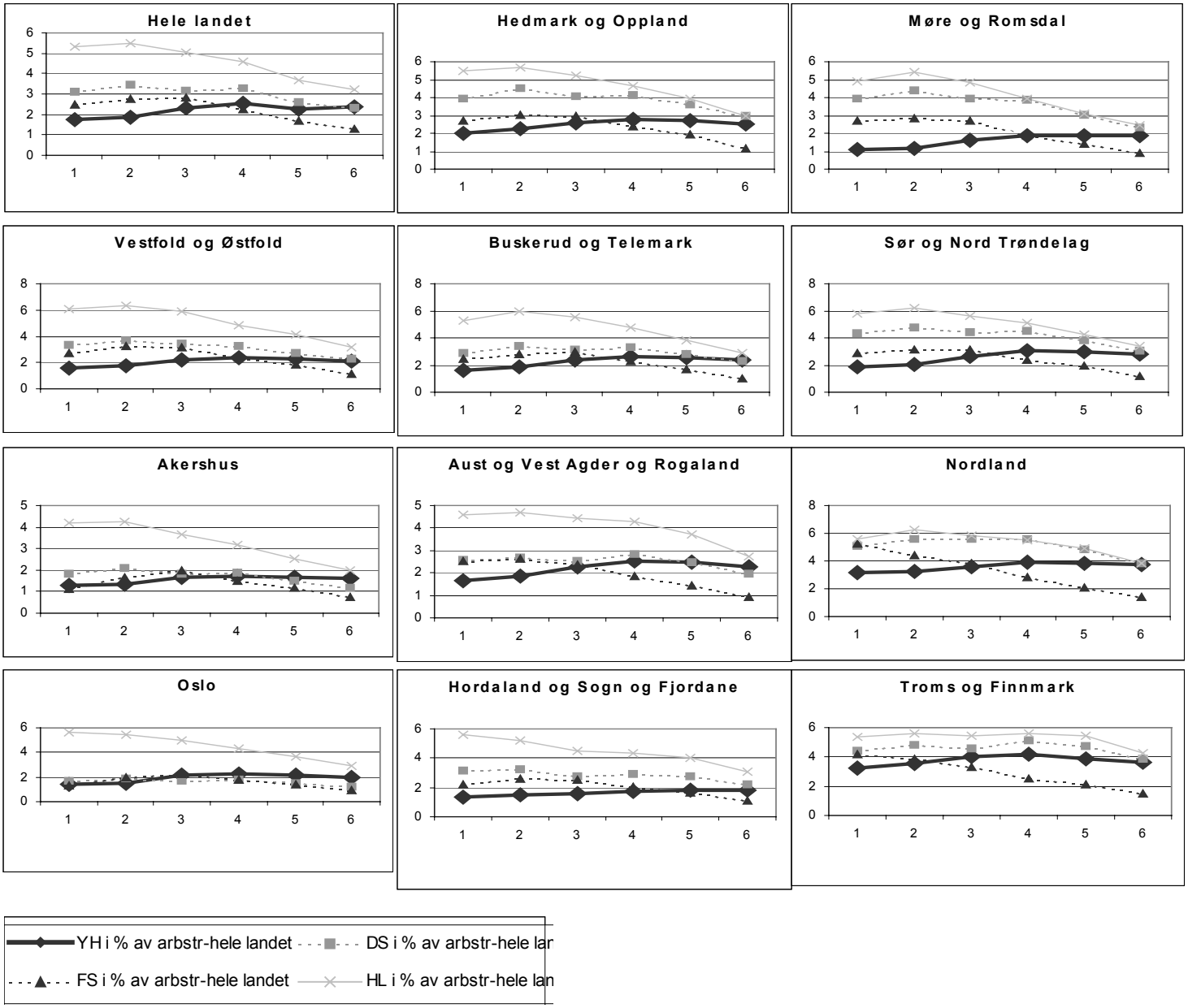
For å få et bedre inntrykk av endringen i de ulike grupper kan det være formålstjenlig å se på tall for årlig relativ vekst i de forskjellige SOFA - gruppene Tallene er beregnet med utgangspunkt i gjennomsnittet for året. Dette for å dempe sesongmessige fluktuasjoner.

	YH-årlig relativ vekst	DS-årlig relativ vekst	FS-årlig relativ vekst	HL-årlig relativ vekst
93-92	0,08631938	0,090688075	0,102382064	0,033995779
94-93	0,187108678	-0,073047844	0,028415174	-0,07679355
95-94	0,099680023	0,046673443	-0,247012622	-0,087320663
96-95	-0,089739891	-0,224012614	-0,294947144	-0,209862845
97-96	0,060285221	-0,099983891	-0,271461652	-0,120547296

Tabell 1: Årlig relativ endring i de ulik SOFA kategorier i perioden 1992-1997. Tallene er laget på grunnlag av gjennomsnittstall for året

Kommentar:
Interessant er det å se at mens antallet helt ledige, delvis sysselsatte og folk på tiltak har sunket utover 1990- tallet (dvs. etter 1993) har antallet yrkeshemmede ligget relativt stabilt etter økningen i løpet av 1994. Flere arbeidsplasser som følge av økonomiske oppgangstider ser mao. ikke ut til å påvirke nivået på antall yrkeshemmede. Det ser heller ikke ut å være tilfellet at de som forlater gruppene av helt ledige, delvis sysselsatte og folk på tiltak blir skjøvet over i yrkeshemning da antallet yrkeshemmede har vært relativt konstant i den tiden de andre gruppene har opplevd en reduksjon. I teorien kan det imidlertid være slik at en stor innstrømming oppveies av en stor utstrømming. Om dette er tilfelle vil bli diskutert på et senere stadium. Tallene kan tyde på at det er vanskelig å legge en yrkeshemningen bak seg. Gruppen av yrkeshemmede er imidlertid en svært heterogen gruppe og tenkes kan det at resultatene vil endres dersom en ser på mer homogene grupper hver for seg.

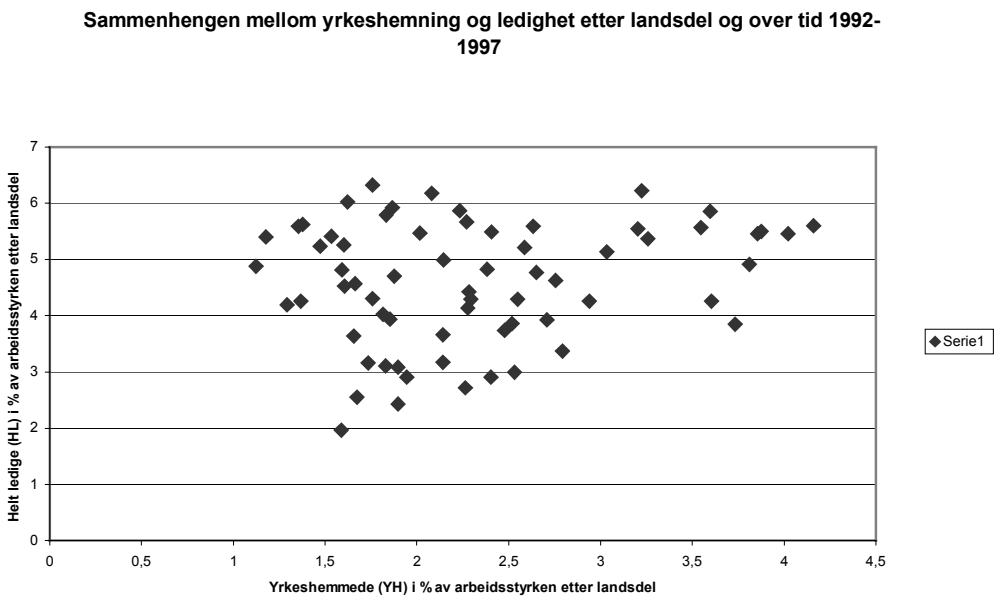
Hva som skjer i økonomiske nedgangstider gir data ikke svar på. Presses folk ut i yrkeshemning eller ligger antallet yrkeshemmede fast. Det kan tenkes at antallet yrkeshemmede vil tilta i økonomiske nedgangstider. Et visst inntrykk av hva tilfellet kan tenkes å være kan en imidlertid få ved å sammenligne fylker/landsdeler med ulik ledighetsrate. Er det slik at et fylke med relativt stor ledighet tenderer til å ha relativt mange yrkeshemmede ? For å gjøre det mulig å sammenligne tallene sees det på den andelen de yrkeshemmede, delvis sysselsatte, folk på tiltak, helt ledige utgjør av fylkets/landsdelens arbeidsstyrke i tidsrommet 1992-1997. Tall for landet sett under et er gitt som referanse.



Figur 2: Andelen de ulike SOFA grupper utgjør av arbeidstyrken etter landsdel i perioden 1992-1997. Den geografiske oppdelingen er valgt da Statistisk Sentralbyrå samler inn tall for arbeidsstyrken etter de angitte landsdeler

Kommentar:

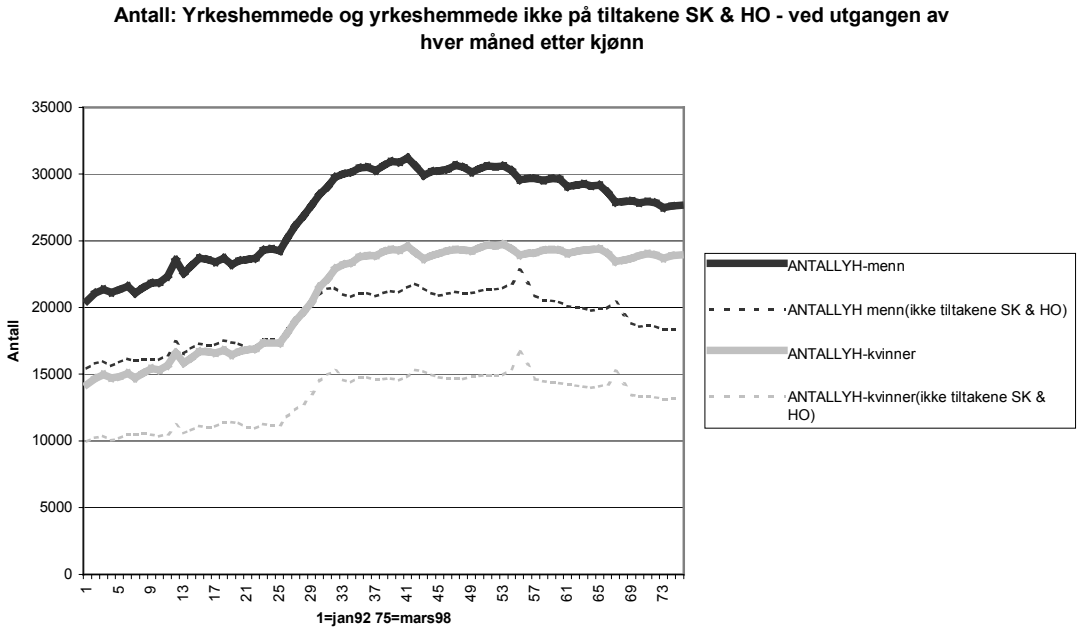
- Landet som helhet. Utviklingen i antall yrkeshemmede, delvis sysselsatte, folk på tiltak, helt ledige sett i forhold til arbeidsstyrken følger trenden som beskrevet over.
- Utviklingen i Vestfold og Østfold, Buskerud og Telemark, Hordaland og Sogn og Fjordane følger den trend vi ser for landet sett under ett.
- Akershus følger også trenden. Andelen som befinner seg i de forskjellige gruppen ligger imidlertid langt under landets.
- I Oslo har andelen ledige sunket jevnt fra 5.6% i 1992 til 2.9% i 1997 slik at den er lavere enn for landet sett under ett. Andelen delvis sysselsatte er lavere enn for landet sett under ett. Dette gjelder også andelen yrkeshemmede om enn i en mindre grad.
- I Hedmark og Oppland ligger andelen yrkeshemmede litt over landets. Det mest iøynefallende er imidlertid at andelen delvis sysselsatte har ligget over landets.
- Aust og Vest Agder følger landets utvikling men andelen helt ledige ligger under landets.
- Utviklingen i Møre og Romsdal skiller seg ut ved at andelen yrkeshemmede har økt (fra 1.1% i 1992 til 1.9% i 1997) mer enn i andre landsdeler. Fylket har med andre ord nærmet landets andel yrkeshemmede. Kan dette skyldes en senere innregistrering enn i andre fylker, eller skyldes det økonomiske/demografiske forhold.
- Utviklingen i Trøndelag har lignet på landets. Andelen yrkeshemmede 2.8% har imidlertid stabilisert seg på et noe høyere nivå enn for landet ellers - 2.4%.
- I Nordland har andelen yrkeshemmede økt markant . 1997 utgjorde andelen yrkeshemmede 3.7%. Dette til tross for at andelen ledige har gått nedover og ikke er langt unna tall for landet i 1997- 3.9% mot 3.2%. Også andelen delvis sysselsatte skiller seg ut.
- Troms og Finnmark skiller seg ut ved at andelen ledige ikke avtok før i 1996. Også andelen delvis sysselsatte er på Nordlands nivå. Andelen yrkeshemmede ligger over tall for landet. Toppåret var 1995 hvor 4.1% av arbeidsstyrken var yrkeshemmet. Etter dette har andelen avtatt noe slik at den i 1997 befinner seg på 3.6%. Mao. har både andelen ledige og andelen yrkeshemmede gått tilbake fra toppåret 1995.



Figur 3: "Sammenhengen" mellom andelen av arbeidsstyrken som er ledige og andelen av arbeidsstyrken som er yrkeshemmet i de forskjellig fylker 1992-1997

Kommentar:

Tallene kan tyde på at det er en svak positiv sammenheng mellom andelen ledige og andelen yrkeshemmede. Dersom en ser bort fra fylkene/landsdelene Akershus, Nordland, Troms og Finmark blir sammenhengen mindre tydelig. Tenkes kan det også at det er andre faktorer som må taes hensyn til når en sammenligner landsdelene som for eksempel - forskjellige næringsstrukturer - enkelte yrker kan tenkes å medføre større risiko for å bli yrkeshemmet - konjunkturer påvirker de ulike næringer på forskjellige måter, demografiske forhold - i enkelte fylker flytter unge ut, utdanningsforskjeller, etc. For å forsøke å rendyrke de ulike effektene kan det være formålstjenlig å benytte en flervariabel/multivariat analyse. I en slik analyse søker en å isolere de ulike effektene - mao. skille brutto fra nettoeffekter. Mer om dette under probit/logit- modellen.



Figur 4: Antallet yrkeshemmede etter kjønn i perioden 1992-1998

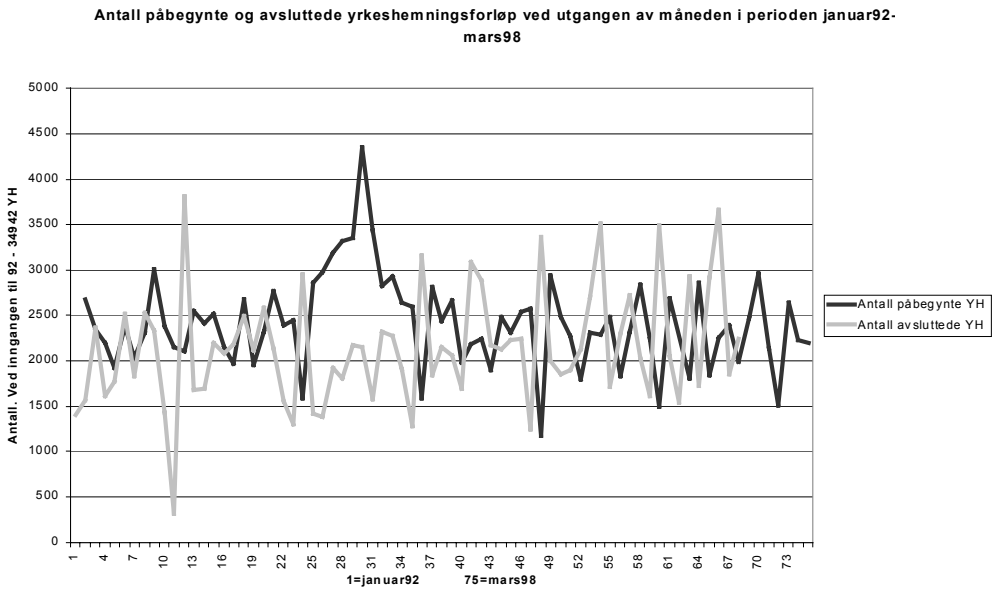
Kommentar:

Utviklingen var ikke ulik for kvinner og menn frem mot 1995. Antallet yrkeshemmede var imidlertid større for menn enn kvinner. Utviklingen fra 1995 har imidlertid vært forskjellig for kjønnene. Mens antallet yrkeshemmede menn har falt har antallet yrkeshemmede kvinner vært relativt stabilt. Årsakene til dette kan være flere. Kanskje er det slik at det er mennene som først kommer tilbake i jobb når situasjonen på arbeidsmarkedet bedres. Grunner til det kan være at kvinnene i større grad er marginaliserte på arbeidsmarkedet, at menn prioriteres ved seleksjon til tiltak eller følger tiltak som gir større muligheter for jobb, at antallet menn i yrker som er særlig utsatt for yrkeshemning er gått ned jfr. industrien, at det å være yrkeshemmet er relativt vanskeligere å kombinere med forsørgerrollen..... Tenkes kan det også at denne utviklingen skyldes den yrkesaktive befolkningens endrede sammensetning. Dersom den kvinnelige yrkesaktive befolkningen øker vil flere bli utsatt for muligheten for å bli yrkeshemmet. Dermed kan en eventuell økt innstrømming i risikogruppen oppveie

utstrømningen fra yrkeshemning og resultatet kan bli at antallet yrkeshemmede kvinner er forholdsvis konstant.

Innstrømming/utstrømming til/fra yrkeshemning:

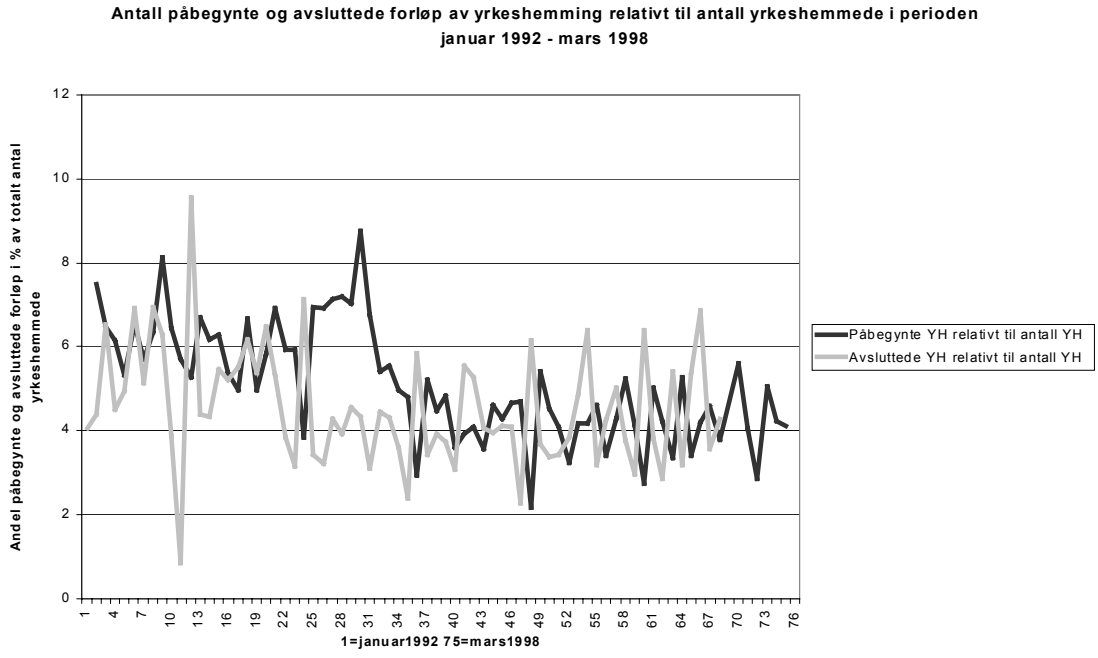
For å få en oversikt over endringen i antall yrkeshemmede kan det være formålstjenlig å se på antallet som påbegynner en periode med yrkeshemning og antallet som avslutter en periode med yrkeshemning. Strømmen inn og ut av en tilstand viser hvordan beholdningen endres. Tilfellet kan jo være at beholdningen er konstant selv om strømmen inn er stor da en stor innstrømming kan motsvares av en stor utstrømning. I teorien kunne det være slik at folk gikk fra ledighet til yrkeshemning til uførepensjon eller tilbake i jobb. Strømmen sier mao. noe om hvor stabil gruppen av yrkeshemmede er. Svaret vil imidlertid påvirkes av hva en definerer som en avsluttet/påbegynt yrkeshemning. For å ha avsluttet en yrkeshemning og påbegynt en ny periode forutsettes her at individet ikke har vært registrert som yrkeshemmet i mer enn fire sammenhengende måneder. Avbrudd på tre eller færre måneder kan skyldes at den yrkeshemmede ikke har blitt kalt inn til registrering eller selvforskyldt har holdt seg borte fra registrering.



Figur 5: Antall påbegynte og avsluttede forløp av yrkeshemming - månedsvis i perioden januar 1992 - mars 1998

Kommentar:

Mest iøynefallende er den store differansen mellom inn- og utstrømning i 1994. Noe av denne strømmen inn skyldes nok innregistreringen av de som fulgte tiltakene SK og HO. Svingningene mellom liten og stor utstrømning i november og desember utjevner hverandre. For tidsrommet etter 1994 ser en at strømen ut nok har vært noe høyere enn strømmen inn. Dette reflekterer den lille tilbakegangen en har opplevd i antall yrkeshemmede de senere år. Sesongmessige forskjeller synes også å eksistere. En stor innstrømming motsvares av en stor utstrømning noen måneder senere. Dette kan skyldes tiltakenes varighet og registreringspraksis.



Figur 6: Andelen påbegynte og avsluttede forløp av yrkeshemming relativt til antall yrkeshemmede i perioden januar 1992 - mars 1998

Andelen som avslutter og påbegynner et forløp av yrkeshemming har etter 1995 stabilisert seg på et nivå mellom 4% og 6% per måned. Dersom en antar at det ikke var noen innstrømming og det kun var en månedlig utstrømming på 5% ville dette bety at knapt 80% av populasjonen ville ha forlatt yrkeshemmingen i løpet av et år. Bak tallene

kan det imidlertid skjule seg store forskjeller. Det kan tenkes at noen grupper har en langt større ut/innstrømmingsrate enn andre grupper.

SOFA status før yrkeshemming

Forløpsanalyse:

Hvor kommer de yrkeshemmede fra ? For å finne svar på dette kan en se på SOFA - status forut for yrkeshemmingen. Har personene tidligere vært helt ledig, på tiltak, delvis sysselsatt, yrkeshemmet eller mangler de en tidligere SOFA - status. Tidligere trygdehistorie kan også være av interesse. Går veien direkte fra arbeid til yrkeshemming eller er individene syketrygdet forut for yrkeshemmingen. Opplysninger om inntektsutviklingen forut for yrkeshemningen er også av interesse. Synker inntekten i forkant av yrkeshemningens registrering eller er inntektsfallet momentant. Yrke utfra næring forut for yrkeshemningen kan også være relevant.

Ser spesielt på et utvalg som består av personer som ble yrkeshemmet i løpet av 1996. Skiller mellom de som har en registrert forhistorie som yrkeshemmet og de som ikke har det . Valget av denne kohorten gjøres da det er for perioden 1992-1995 mest data er tilgjengelig . For denne perioden innehar Frischsenteret trygdeopplysninger, ligningsopplysninger og næringsstatus på individnivå.

Deler inn i følgende kategorier:

- '0000000000' - I denne kategorien finner en de som ikke har registrert noen status som helt ledig, delvis sysselsatt, på tiltak, eller yrkeshemmet forut for yrkeshemmingen.
- 'HL00000000' - Denne koden angir at personen har vært registrert som helt ledig forut for yrkeshemmingen
- '00DS000000' - Individer med denne statusen har tidligere vært delvis sysselsatt. '00DSFS0000' - Statusen angir at personen har vært delvis sysselsatt og på tiltak forut for yrkeshemningen.

- 'HL00FS0000' - Dette er personer som tidligere har vært helt ledig og (senere) har vært på tiltak. De har ikke vært innom kategorien delvis sysselsatt.
- '0000FS0000' - Individer som kun har vært på tiltak. At for såvidt mange folk kommer rett inn på tiltak uten å ha en annen SOFA status kan skyldes ett av to: At arbeidsmarkedsetaten er flinke til å sende folk rett på tiltak eller manglende registreringer

Dersom en også ser på de som har en tidligere registrert status som yrkeshemmet får en dobbelt så mange koder hvor YH indikerer en tidligere yrkeshemming:

Hvor mange måneder en skal gå tilbake for å lete etter en tidligere SOFA - status får stor betydning for resultatene. I det følgende er det valgt å gå henholdsvis et år og tre år tilbake for å finne eventuell registreringer. Det blir her skilt mellom personer som blir registrert som yrkeshemmet for første gang (med forbehold om at datasettet kun er gyldig tilbake til 1992 og at personer derfor kan ha vært yrkeshemmet tidligere uten å ha blitt registrert f.eks. kan folk ha deltatt på tiltakene SK og HO forut for innregistreringen av disse) og andre gang.

1 gang YH 96	Alle siste år	Menn-siste år	Kvinner siste år
0	64.9	59.7	70.8
0000FS0000	3.4	3.6	3.1
00DS000000	3.4	2.6	4.4
00DSFS0000	0.5	0.5	0.6
HL00000000	12.7	15.6	9.3
HL00FS0000	8.1	9.9	6.1
HLDS000000	4.9	5.6	4.1
HLDSFS0000	2	2.6	1.4
	100%	100%	100%

YH96 2,3 & 4 gang	Menn-Ikke YH siste år før	Menn YH siste år før samt kode	Kvinner-Ikke YH siste år før	Kvinner YH siste år før samt kode
0	29.1	26.4	40	31.9
0000FS0000	1.7	1.9	1.2	1.9
00DS000000	0.7	0.4	1.2	0.7
00DSFS0000	0.2	0.1	0.2	0.2
HL00000000	11.7	11.2	6	7.5
HL00FS0000	6.3	3.3	3.2	2
HLDS000000	3.1	1.9	1.8	1.1
HLDSFS0000	1.6	0.3	0.9	0.3
	100%		100%	

Tabell 2: SOFA - status siste år før yrkeshemmingen inntraff (i løpet av 1996)

Kommentar:

Det var 18604 personer som ble registrert for første gang i SOFA som yrkeshemmet i løpet av 1996. Antallet kvinner og menn var relativt likt (47% kvinner). 64.9% av de innregistrerte hadde ikke vært registret i SOFA- året før. 12.7 % hadde kun vært innom ledighet. Gruppen som kun hadde vært innom ledighet eventuelt i kombinasjon med et eller flere tiltak utgjorde 20.8%. 3.4% hadde vært tidligere kun vært delvis sysselsatt. Andelen som hadde vært innom tiltak utgjorde 14%. Forholdsmessig flere kvinner manglet en forhistorie i SOFA (59.7% menn mot 70.8% kvinner). Andelen som hadde vært på tiltak var lavere for kvinner enn for menn (12.9% mot 16.6%). Andelen delvis sysselsatte forut for yrkeshemningen var også større for kvinnene enn mennene. Aldersmessig var det omlag fire ganger så mange menn som ble registrert første gang i alderen [35,44] i forhold til alderskohorten [55,64]. For kvinnene var forholdet omlag seks til en. For begge kjønn manglet den eldre gruppen tidligere SOFA status i større grad enn den yngre. Den eldre garde var også i mindre grad på tiltak enn den yngre.

Antallet personer som hadde vært registrert som yrkeshemmet tidligere (en til fire ganger tidligere) var 7642. Det at 29.1% av de som ble yrkeshemmet i 1996 hadde vært yrkeshemmet tidligere sier noe om hvor vanskelig det er å forlate denne kategorien. Videre kan det si noe om hvor vellykket tiltakene har vært. Det kan også si noe om registreringspraksisen. Av de som ble registrert som yrkeshemmet for andre, tredje eller fjerde gang var 37.9% menn. Andelen menn som hadde registrert en periode som yrkeshemmet i løpet av året før utgjorde 45.5%. For kvinnene var tallet 45.6%. 29.1% av mennene og 40% av kvinnene manglet en tidligere SOFA status i 1995. Kvinnen tenderte også i dette tilfellet til å mangle annen SOFA status i sterkere grad enn tilfellet var for menn. Blant de resterende utgjorde ledige brorparten.

1 gang YH 96	Alle siste 3 år	Menn siste 3 år	Kvinner siste 3 år
0	48,4	42	55,8
0000FS0000	2,4	2,4	2,4
00DS000000	3,6	2	5,4
00DSFS0000	0,8	0,6	1
HL00000000	12,7	14,9	10,2
HL00FS0000	14,1	17,2	10,6
HLDS000000	7,9	8,7	7,1
HLDSFS0000	10	12,3	7,4
	SUM=100%	SUM=100%	SUM=100%

Siste tre år YH96 234 gang	Ikke yrkeshemmet menn	Yrkeshemmet menn	Ikke yrkeshemmet kvinner	Yrkeshemmet kvinner
0	5,1	34,4	7,2	50,3
0000FS0000	0,3	3	0,1	4
00DS000000	0,1	0,9	0,2	2,3
00DSFS0000	0	0,2	0,1	0,4
HL00000000	2,1	21,2	1,6	13,5
HL00FS0000	2,1	16,9	1,6	9,1
HLDS000000	0,7	5,5	0,9	3,7
HLDSFS0000	1,6	5,9	1	3,8
	SUM=100%		SUM=100%	

Tabell 3: SOFA - status siste tre år før yrkeshemmingen inntraff (i løpet av 1996)

Kommentar:

Omlag halvparten (48.4%) av de som ble registrert som yrkeshemmet første gang i løpet av 1996 hadde ikke vært registrert i SOFA - registeret de siste tre år. 12.7% hadde kun en tidligere ledighetshistorie. Dersom en tok med de ledige som hadde vært på tiltak utgjorde gruppen 26.8%. Andelen som tidligere hadde vært delvis sysselsatt eventuelt i kombinasjon med ledighet og et eller flere tiltak utgjorde 21.5%. Forholdsmessig flere hadde vært innom alle kategoriene når en så på de siste tre år enn når en kun så på de siste året (10% mot 2.2%). Andelen som ikke hadde vært i SOFA tidligere var noe større for kvinner enn menn (55.8% mot 42%). Andelen kvinner som hadde vært på tiltak var imidlertid langt lavere for kvinner enn menn (21.4% mot 32.5%). Tallene kan også tyde på at kvinnene i større grad har vært delvis sysselsatt forut for yrkeshemmingen. Sett utfra alder var det også her en tendens til at de eldre manglet en tidligere SOFA - historie.

Blant de som hadde vært registrert som yrkeshemmet tidligere var andelen som manglet en tidligere SOFA historie siste tre år liten (5.1% for menn og 7.2% for kvinner). Det kan mao. se ut til at dette er en gruppe som går igjen i SOFA registertet og kun skifter status. Andelen som ikke har noen annen tidligere registrert SOFA status enn yrkeshemming er høyere for kvinner enn menn (50.3% mot 34.4%). Langt de fleste har naturlig nok en tidligere registrert status som yrkeshemmet (dette da en ser tilbake til og med 1993). Av de som har en registrert SOFA status har hovedparten vært innom ledighet i kombinasjon med et eller flere tiltak.

Forløpet/rekkefølgen av SOFA statuser før yrkeshemming

Tidspunktet for tidligere registrert SOFA kode er også av betydning. Dersom en person var helt ledig i noen måneder flere år tilbake trenger ikke det å ha noen betydning for at personen ble yrkeshemmet på et langt senere tidspunkt. SOFA registreringer tett opp til yrkeshemningen vil på den andre siden være av større interesse. For å ta høyde for dette vil et kontinuerlig fravær fra SOFA på tolv måneder (sykepenger gis i maksimalt tolv måneder) eller mer tolkes som et permanent avbrudd. Ser derfor på SOFA historien forut

for yrkeshemningen inntil personen har et 12 måneders fravær fra SOFA. Følger de som blir yrkeshemmet et spesielt forløp i SOFA. Går folk fra delvis sysselsetting- folk som ufrivillig har måttet slutte i hel stilling/permitterte til ledighet til tiltak eller er forløpet et annet.

Forløp før yrkeshemming	Menn første gang yrkeshemmet 96	Kvinner første gang yrkeshemmet 96
0	59,5	70,6
0000FS0000	1,5	1,4
DS00000000	0,9	1,7
DS00FS0000	0,2	0,4
DSHL000000	0,8	1,1
DSHLFS0000	0,6	0,8
HL00000000	8,4	6,4
HL00FS0000	6,8	5,5
HLDS000000	2,4	2,1
HLDSFS0000	2,6	1,7
NO_ST_SOFA	16,4	8,2
	SUM=100%	SUM=100%

Tabell 4: Forløpet av SOFA registreringer for de som ble yrkeshemmet i løpet av 1996

Denne variabelen registrerer rekkefølgen av SOFA statusene helt ledig (HL) og delvis sysselsatt (DS). Finner startmåned for første yrkeshemming og leter bakover i tid til en finner et 12 måneder langt avbrudd i SOFA helt tilbake til januar 1992. Dersom en ikke finner et slikt avbrudd får variabelen verdien (NO_ST_SOFA). Variabelen leses fra venstre til høyre. 'DSHL000000' skal bety at personen var delvis sysselsatt før vedkommende ble registrert som ledig. Om personen var på tiltak uten å være yrkeshemmet registreres dette som (FS). Denne registreringen skjer uavhengig av rekkefølge.

Av de 18604 førstegangsregistrerte yrkeshemmede i 1996 hadde 12.6% ikke hatt et avbrudd i SOFA på tolv eller flere måneder. Antallet kvinner og menn som ble yrkeshemmet er relativt jevnt fordelt. Andelene som hadde vært i SOFA i hele perioden var forskjellig for kjønnene henholdsvis 8.2% og 16.4%. Uten forhistorie i SOFA var 64.6%. Blant kvinnene utgjorde denne gruppen 70.6% mens den utgjorde 59.5% blant mennene. Dette kan skyldes at kvinnene i større grad kommer fra en stilling som hjemmeværende. En oppsplitting i to alders kohorter [35,44] og [55,64] for de som ble yrkeshemmet i løpet av 1995 for begge kjønn kan tyde på at de eldre tenderer til å mangle tidligere SOFA status i større grad enn de yngre. Resultatene kan tyde på at menn som blir yrkeshemmede har en lengre forhistorie i SOFA enn kvinner som i større grad mangler en slik forhistorie. De fleste av de som hadde vært i SOFA forut for yrkeshemmingen ser ut til å ha vært ledig eventuelt i kombinasjon med et eller flere tiltak. Andelen som har vært delvis sysselsatt er forholdsvis liten. Forholdsmessig flere kvinner har vært delvis sysselsatt enn menn. En hypotese om at folk kommer går fra delvis sysselsetting til ledighet til yrkeshemming styrkes ikke av resultatene. I den grad det er noen bevegelse mellom disse gruppene ser strømmen ut til å gå andre veien fra ledighet til delvis sysselsetting. En skal imidlertid være forsiktig med å trekke bastante konklusjoner da gruppen av ledige i utgangspunktet er større enn gruppen av delvis sysselsatte.

Antall mnd. i de forskjellige SOFA kategorier ble 1 gang YH96 menn ikke 0000000000 og NO_ST_SOFA

Variable	N	Mean	Std Dev	Minimum	Maximum
ANT. MND. HL FØR YH	2399	6.7444769	7.0779163	0	42.0000000
ANT. MND. DS FØR YH	2399	1.3793247	3.3543080	0	33.0000000
ANT. MND. FS FØR YH	2399	3.0971238	4.8389565	0	34.0000000

Antall mnd. i de forskjellige SOFA kategorier ble 1 gang YH96 kvinner

Variable	N	Mean	Std Dev	Minimum	Maximum
ANT. MND. HL FØR YH	1842	5.7269273	6.1880562	0	35.0000000
ANT. MND. DS FØR YH	1842	2.4071661	5.2399577	0	47.0000000
ANT. MND. FS FØR YH	1842	3.2605863	5.0646509	0	32.0000000

Antall mnd. i de forskjellige SOFA kategorier ble 234 gang YH96
menn

Variable	N	Mean	Std Dev	Minimum	Maximum
ANT. MND. HL FØR YH	1673	3.4202032	4.9459759	0	31.0000000
ANT. MND. DS FØR YH	1673	0.3825463	1.6739580	0	27.0000000

ANT. MND. FS FØR YH	1673	1.4052600	3.2449108	0
23.0000000				
ANT. MND. YH FØR YH	1673	9.8900179	8.6110729	0
42.0000000				

Antall mnd. i de forskjellige SOFA kategorier ble 234 gang YH96
kvinner

Variable	N	Mean	Std Dev	Minimum	Maximum
ANT. MND. HL FØR YH	1100	2.3009091	4.3447226	0	33.0000000
ANT. MND. DS FØR YH	1100	0.4927273	1.9504652	0	18.0000000
ANT. MND. FS FØR YH	1100	1.1045455	3.0072671	0	25.0000000
ANT. MND. YH FØR YH	1100	11.1045455	8.4802923	0	41.0000000

Tabell 5: Antall måneder i de forskjellig SOFA kategoriene for de en kjenner tidspunkt for innregistrering i SOFA. Betinger videre på at de hadde vært innom SOFA registeret og ble yrkeshemmet i løpet av 1996

Antallet registrerte måneder i de forskjellige statuser kan være av betydning.. Gjennomsnittlig antall måneder i de forskjellige SOFA - statuser er gitt under.

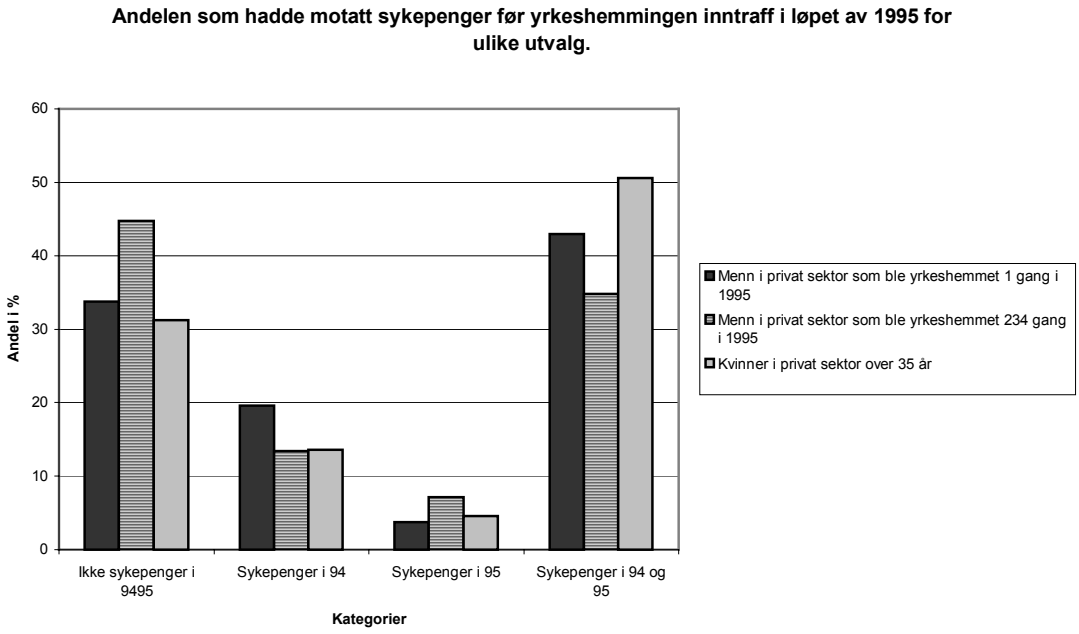
Tall for antall måneder i de forskjellige kategorier for de en kjenner hele forhistorien (til avbruddet på tolv måneder) til viser at mennene tenderer til å ha flere måneder med registrert ledighetsstatus forut for yrkeshemningen enn kvinnene. Kvinnene tenderer i større grad til å lengre forløp av delvis sysselsetting Resultatene tyder også på at historien er relativt lang. At standardavvikene er såpass store gjør at det er relativt stor variasjon i lengdene i de forskjellige kategoriene. For de som har vært yrkeshemmet tidligere er yrkeshemming den klart lengste kategorien. Deretter følger ledighet. Gjennomsnittet er imidlertid et svært grovt mål.

Hvor kommer så de personene som ikke er registrert i SOFA fra. Er de syketrygdet, kommer de rett fra jobb eller kommer de rett og slett utenfra arbeidsstyrken.

Utbetalte sykepenger før yrkeshemming

Mottok personene som ble yrkeshemmet sykepenger forut for den registrerte yrkeshemningen i 1995. Dette kan fortelle en noe om yrkeshemmingen karakter. 1995 velges da trygdedataene kun er tilgjengelig/brukbare på årsbasis. For å være i stand til å følge trygdeforløpet til folk som blir yrkeshemmet mot slutten av året kan det være formålstjenlig å ha trygdeopplysninger for det året de blir yrkeshemmet. At SOFA - dataene er angitt månedsvis mens ligningsopplysningene er gitt per år kan skape problemer. Om en person mottar sykepenger i desember før vedkommende blir yrkeshemmet i januar neste år er mer relevant enn om personen ble yrkeshemmet i desember året etter. Er det slik at personene går rett fra jobb til yrkeshemning eller har de sykepenger i periodene forut. Registrering av sykepenger og fødselspenger (omsorgspenger ved adopsjon) under samme kode i lønns- og trekkoppgavene fra Skattedirektoratet gjør det vanskelig å skille ut sykepengene. For å prøve å omgå dette problemet sees det i det følgende kun på menn sysselsatt i privat sektor. Dette da sykepenger ikke registreres for personer ansatt i det offentlige Et alternativ til kun å se på menn ville vært å se på personer over 35 år (dvs. i hovedsak utenfor reproduktiv alder).

Sykepenger forut for yrkeshemming i 1995:



Figur 7: Sykepenger i 1994 og 1995 forut for yrkeshemmingen i 1995

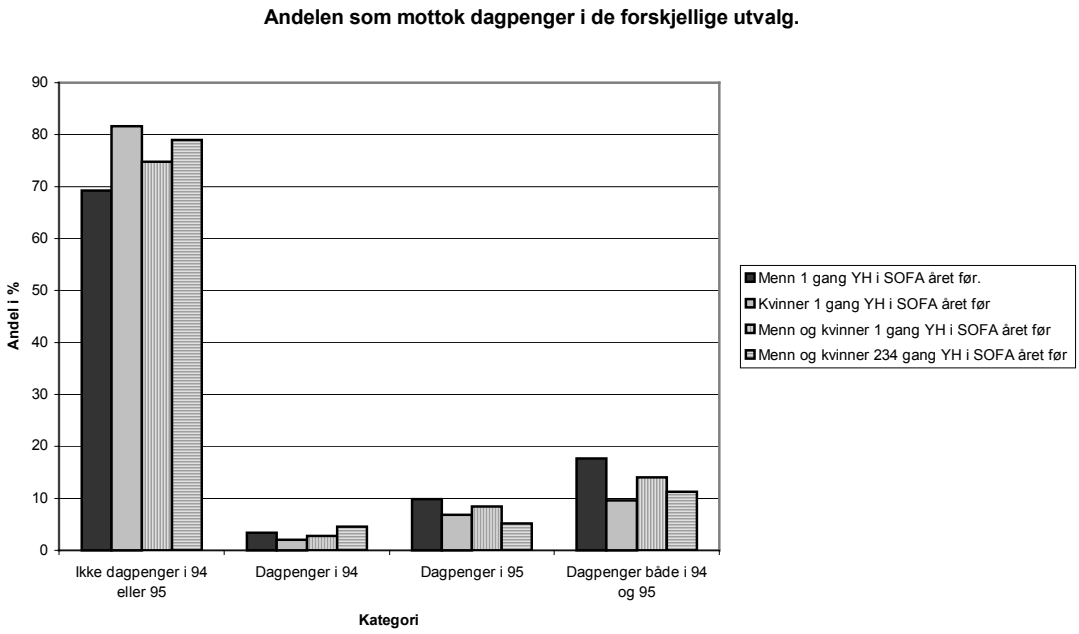
Kommentar:

64% av mennene (4273) som hadde jobbet i privat sektor i 1994 og ble yrkeshemmet i 1995 hadde mottatt sykepenger i denne perioden. Blant de som har mottatt sykepenger har brorparten mottatt sykepenger i begge årene. Dette kan tyde på at individene har hatt problemer over lengre tid før de blir yrkeshemmet Tallene er ikke overraskende da en apriori skulle kunne være tilbøyelig til å tro at syketrygd kunne være en forløper til yrkeshemningen. Det at en person plutselig blir yrkeshemmet kan skyldes en eller annen forandring av helsemessig karakter. Spesielt blant de som kommer rett fra en jobb skulle en være tilbøyelig til å tro at mange hadde vært sykemeldt i en periode og mottatt sykepenger. For de som har vært i SOFA registeret over lengere tid kunne det tenkes at yrkeshemningen oppsto mer gradvis og ikke nødvendigvis måtte inkludere en periode med sykdom/skade dvs. sykepenger men mer kom som følge av langvarig ledighet - dvs mer sosialt betont. Det at andelen som mottar sykepenger for den gruppen som tidligere har vært yrkeshemmet er mindre enn for de som blir registrert for første gang kan

indikere dette. Dette kan imidlertid også skyldes at en maksimalt kan motta sykepenger tolv måneder i strekk og må ha vært i jobb. Merkverdig er det også at antall menn under 35 (i 1995) som mottar sykepenger forut for yrkeshemningen er såpass stort. Blant kvinner over 35 finner en at andelen som har mottatt sykepenger forut for yrkeshemmingen er større enn de tilsvarende tall for menn. Om dette skylde fødselspenger eller ikke vites imidlertid ikke.

Hvilken betydning har tidligere næring for om personene mottar sykepenger forut for yrkeshemmingen ? Innenfor bank, finans, forsikring og finansiell tjenesteyting kan det se ut som om andelen som har mottatt sykepenger er relativt liten. Innenfor bygg og anlegg og industrien var det som ventet relativt flere som hadde mottatt sykepenger.

UTBETALTE DAGPENGER FØR YRKESHEMMING



Figur 8: Dagpenger i 1994 og 1995 forut for yrkeshemming i 1995 for de som hadde vært i SOFA i løpet av 1995

Omlag halvparten (42.2% for menn og 50.7% for kvinner) av de som ble yrkeshemmet første gang i 1995 og hadde en tidligere SOFA status hadde ikke mottatt dagpenger(1994-1995) i perioden forut for yrkeshemningen. Blant de som hadde mottatt

dagpenger var det en overvekt av de som hadde mottatt dagpenger i begge årene - langtidsledige. Blant de som hadde blitt registrert som yrkeshemmet før var andelen som ikke hadde mottatt dagpenger selv om de var i SOFA høyere (78.6% for menn og 87.4% for kvinner). Grunnen til at de som er ledige ikke mottar dagpenger kan skyldes at de ikke oppfyller kravene som stilles for å få dagpenger:

- For å kunne motta dagpenger må en ha hatt en arbeidsinntekt på minst 125% av folketrygden grunnbeløp (inntil 1996 75%).
- At en har mistet jobben eller fått arbeidstiden redusert med mer enn 40%.
- At en er arbeidsfør og er villig til å ta arbeid på kort varsel.

Årsaken kan også være at de yrkeshemmede har mottatt dagpenger over lengre tid. Dersom den ledige har en inntekt på min. 2 gangar grunnbeløpet kan vedkommende motta dagpenger i inntil (156 uker) tre år. Dersom inntekten er lavere enn dette er varigheten 78 uker. Inntil 1997 kunne en motta dagpenger i inntil 80 uker. Deretter måtte en ha et avbrudd på 13 uker for så å få kunne få dagpenger i nye 80 uker. Ventetiden falt bort fra og med 1997. Dersom personen var eldre enn 64 år faller tidsbegrensningen bort. Personer som fulgte tiltak kan avhengig av tiltaket motta tiltakspenger istedenfor/i tillegg til dagpenger. Valgte en tiltakspenger kunne en dermed strekke dagpengeperioden utover i tid. [3]

Det at forholdsvis mange befinner seg i SOFA registeret og ikke mottar dagpenger kan mao. bety at de har vært ledige over lang tid, at de ikke har hatt en tilstrekkelig inntekt forut for ledigheten eller at de ikke er arbeidsføre. Mao. selv om personene har hatt et avbrudd på tolv måneder eller mer fra SOFA så har de i denne perioden ikke vært knyttet til den vanlige arbeidsstyrken. Det kan se ut som om enkelte blir yrkeshemmet etter å ha vært i SOFA registeret over lang tid med forskjellige opphold og skifte i statuser.

[3] For en utførlig utredning om dette se Røed, Torp og Aabø (1999): "*Arbeidsledighet, arbeidsmarkedspolitikk og jobbsøking i Norge*". Utkast 12. januar 1999.

Dersom en ser på utbetalte dagpenger og SOFA status under ett ser en at det er særlig personer med en forhistorie som ledig som ikke har mottatt dagpenger. Dersom en ser på de som har vært på tiltak i kombinasjon med ledighet tiltar andelen som ikke har mottatt dagpenger. Dette kan skyldes at personene ikke har mottatt dagpenger men attføringspenger. Andelen som har mottatt dagpenger er forholdsmessig større for de som har vært delvis sysselsatt.

Arbeid etter næring forut for yrkeshemning

Klassifiseringen etter næring følger Statistisk Sentralbyrås standard for næringsgrupper. De ulike grupper er som følger:

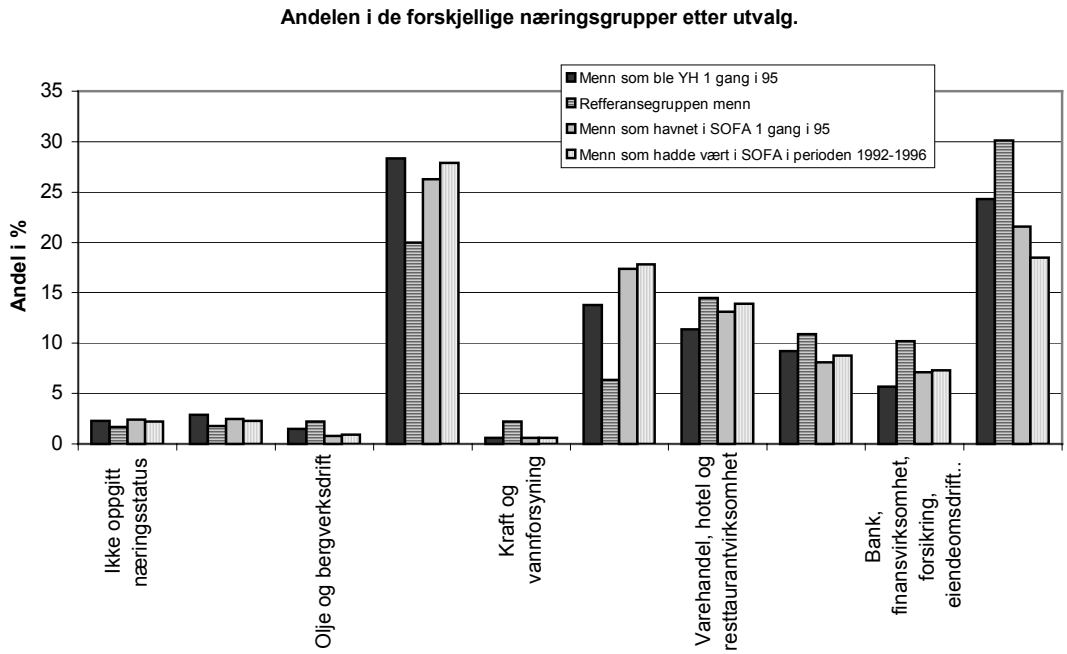
0. Mangler næringskategori - eller inntekt under 1G=37820 (1994). Dette er gjort for å forsøke å skille ut de som mottok feriepenger for foregående år og ikke jobbet inneværende år.
1. Ikke oppgitt eller utilstrekkelig oppgitt næringsstatus.
2. Primærnæringer - jordbruk, skogbruk, fangst og fiske.
3. Oljeutvinning og bergverksdrift.
4. Industri.
5. Kraft- og vannforsyning.
6. Bygge- og anleggsvirksomhet.
7. Varehandel, hotell og restaurantvirksomhet.
8. Transport, lagring, post og telekommunikasjoner.
9. Bank og finansieringsvirksomhet, forsikringsvirksomhet, eiendomsdrift og forretningsmessig tjenesteyting.
10. Offentlig, sosial og privat tjenesteyting.

Disse gruppene er videre delt opp i undergrupper. Bruk av disse hovedgruppene kan føre til at resultatene tilsløres. Forskjeller skulle kunne eksistere innenfor industri sektoren hvor en finner alt fra tungindustri til konfeksjonsindustri. Også gruppen som består av offentlig, sosial og privat tjenesteyting vil være lite homogen. I den vil alt fra funksjonærer til sykepleiere være inkludert. Muligens er det bedre å skille etter

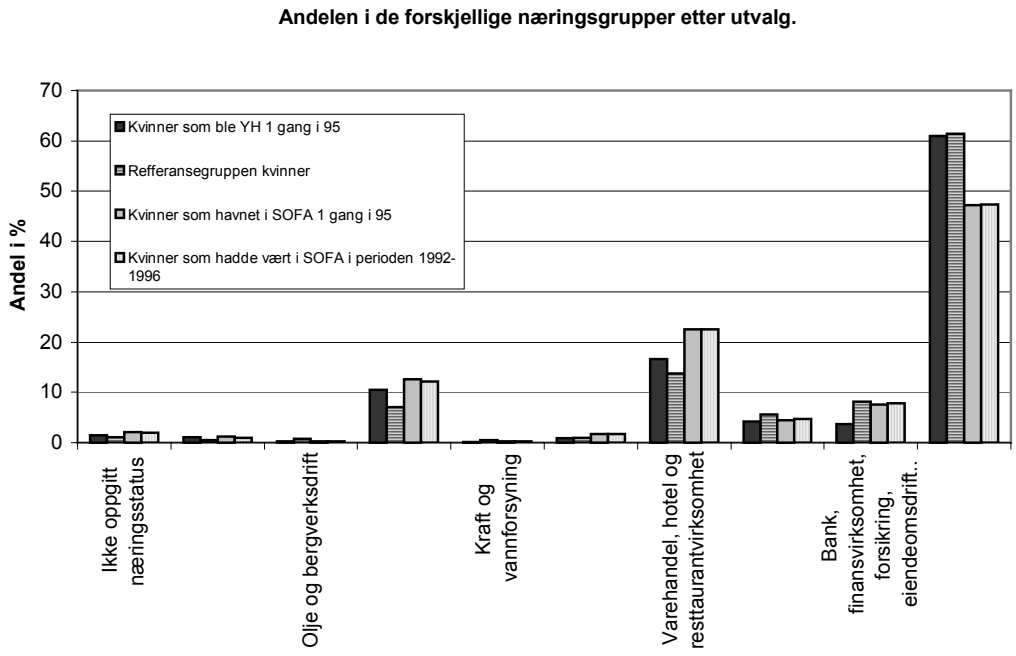
utdannelse. Dette vil bli gjort i den empiriske delen av rapporten. Da antallet som ble yrkeshemmet i løpet av 1995 ikke er veldig stort vil imidlertid en slik finere gruppering gjøre at antallet i hver gruppe blir lite. Videre må det nevnes at arbeidsgiver aktivt må melde fra om at arbeidsforholdet er avsluttet for at en person skal miste registreringen. Dette kan føre til at det er flere som har en næringsstatus uten nødvendigvis å være i jobb. For å kompensere for dette stilles det krav om at individet skal ha opptjent en inntekt større enn grunnbeløpet i folketrygden (i 1994 tilsvarte 1 G en inntekt på 37820 kr). Bakgrunnen for dette er å utelate de som kun har mottatt feriepenger og ikke arbeidet i 1994. En viss fare er det for at enkelte kan ha jobbet deltid og/eller hatt en inntekt mindre enn grunnbeløpet og dermed blir utelatt. Noe som igjen kan forskyve fordelingen mellom de ulik næringer.

Sammenligner yrke etter næring forut for yrkeshemming med to referansegrupper. Referansegruppene består av folk mellom 25 og 67. Videre stilles det krav til at personene enten skal ha hatt lønnsinntekt eller vært i SOFA registeret i perioden 1992-1995. Lager gruppene bestående av de som aldri har vært i SOFA registeret, de som ikke hadde vært i SOFA før 1995 men ble registeret i løpet av 1995 og de som kun hadde vært i SOFA i perioden 1992-1996 og ikke yrkeshemmet.

Apriori kunne en være tilbøyelig til å tro at folk sysselsatt innenfor transport og lager, industri og bygg og anlegg ville kunne få belastning og slitasjeskader som igjen kan føre til en yrkeshemning, ganske ulike de som er sysselsatt innenfor telekommunikasjonssektoren og finanssektoren. For kvinner skulle en forvente en overrepresentasjon av yrkeshemmede innen for offentlig sektor og industrien. Offentlig sektor inkluderer blant annet sykepleiere, hjelpepleiere etc.



Figur 9: Arbeid etter næringskategori 1994 for menn som hadde tidligere næringsstatus og ble yrkeshemmet i løpet av 1995 og referansegrupper



Figur 10: Arbeid etter næringskategori 1994 for kvinner som hadde tidligere næringsstatus og ble yrkeshemmet i løpet av 1995 og referansegrupper

Kommentar:

Omlag halvparten av de (55.6% for menn og 55.8% for kvinner) som ble yrkeshemmet i 1995 hadde ikke hatt en jobb som ga inntekt høyere enn folketrygdens grunnbeløp i året før. I referansegruppen bestående av folk som ikke hadde vært i SOFA i perioden 1992-1996 var de tilsvarende tallene 14.7% av mennene og 17.7% av kvinnene. I gruppen som besto av personer som ble registrert i SOFA for første gang i 1995 hadde 28.3% av mennene og 36.6% av kvinnene vært uten inntekt: Blant de som hadde vært i SOFA men ikke var yrkeshemmet i perioden hadde henholdsvis 21.6% og 32.1% vært uten inntekt. Mao. kan det se ut til at en god del av de som blir yrkeshemmet i stor grad ikke deltar i det ordinære arbeidslivet forut for yrkeshemmingen.

Ser så på de som har en registrert næringsstatus. Ser på hvilken næring de yrkeshemmede kommer fra. Dette blir angitt som andelen som kommer fra de ulike næringer. Blant mennene ser det ut som om de yrkeshemmede er overrepresentert innen næringene: industrien, bygg og anlegg. De yrkeshemmede er underrepresentert innenfor bank, finans, forsikring og finansiell tjenesteyting, varehandel, hotell og restaurant næringen offentlig og privat tjenesteyting.

Kvinnene er overrepresentert innenfor industrien, varehandelen hotell og restaurantnæringen. de er underrepresentert innenfor bank, finans, forsikring og finansiell tjenesteyting. I offentlig sektor kan det se ut til ikke å være noen forskjell.

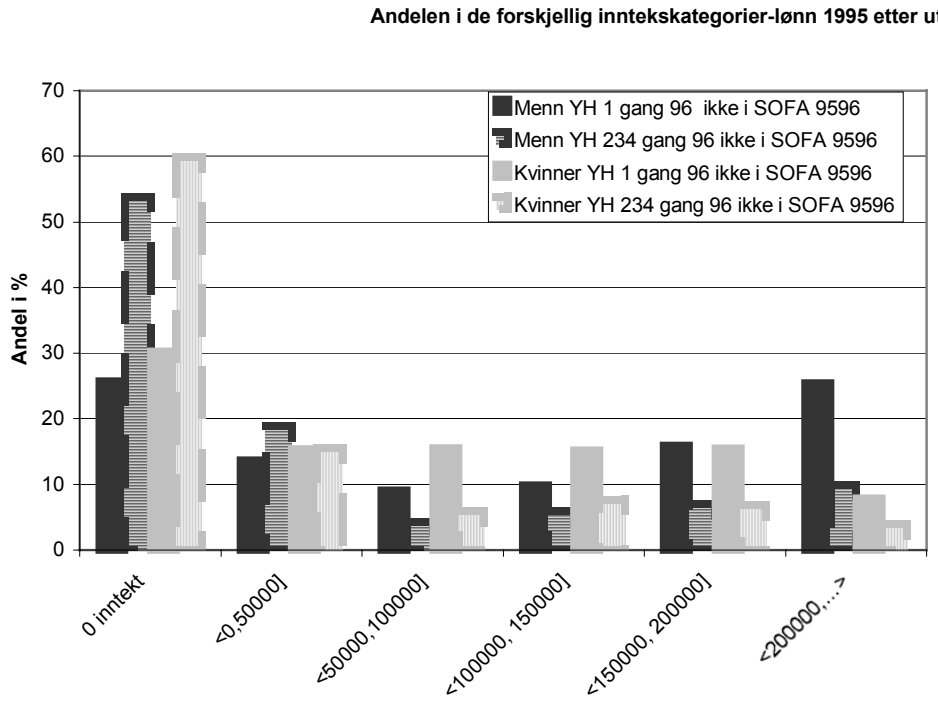
Dersom en sammenligner de som ble yrkeshemmet med de som ble registrert i SOFA (ikke yrkeshemmet) for første gang tyder resultatene på at andelene som kommer fra de ulike næringene er relativt like. De som blir registrert i SOFA (ikke yrkeshemmet) ligner mer på den gruppen som ikke har vært i SOFA. I denne gruppen er kvinnene underrepresentert innenfor privat og offentlig tjenesteyting - denne gruppen blir i mindre grad ledig og overrepresentert i varehandelen hotel og restaurantnæringen. Ser en på den gruppen som hadde vært i SOFA i løpet av perioden 1992-1995 er resultatene ikke ulike. Forskjellene eventuelt alderen skaper kan like gjerne tilskrives endringene i næringsstrukturen som har skjedd.

Inntekt forut for yrkeshemningen

Hvilken inntekt hadde de som ble yrkeshemmet hatt forut for yrkeshemmingen. deler inn i følgende inntektskategorier:

1. Uten inntekt.
2. Inntekt i intervallet: <0,50000]
3. Inntekt i intervallet: <50000,100000]
4. Inntekt i intervallet: <100000,150000]
5. Inntekt i intervallet: <150000,200000]
6. Inntekt i intervallet: <200000,.....>

Tabulerer inntekten året før yrkeshemmingen inntraff dvs. lønnsinntekten i 1995. Ser også på den høyeste inntekten individene har opptjent i løpet av sitt yrkesaktive liv.



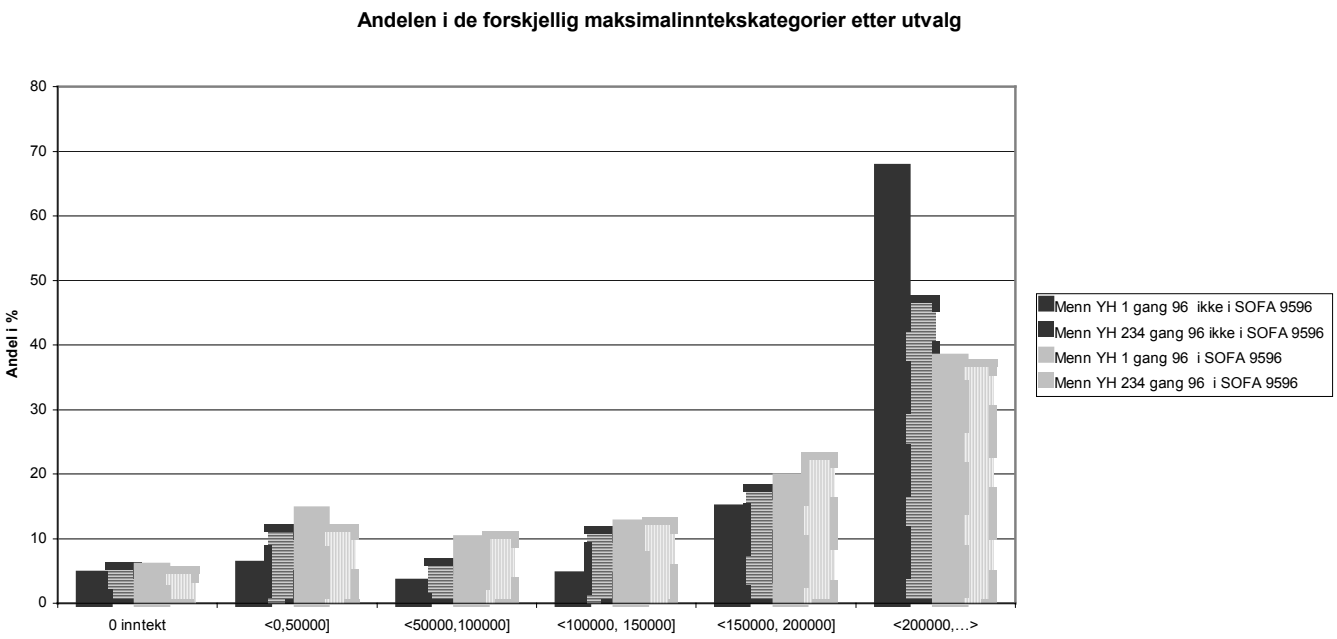
Figur 11: Inntekt i 1995, etter kategori, forut for yrkeshemming i 1996

Denne maksimalinntekten sier noe om individets inntektspotensial.

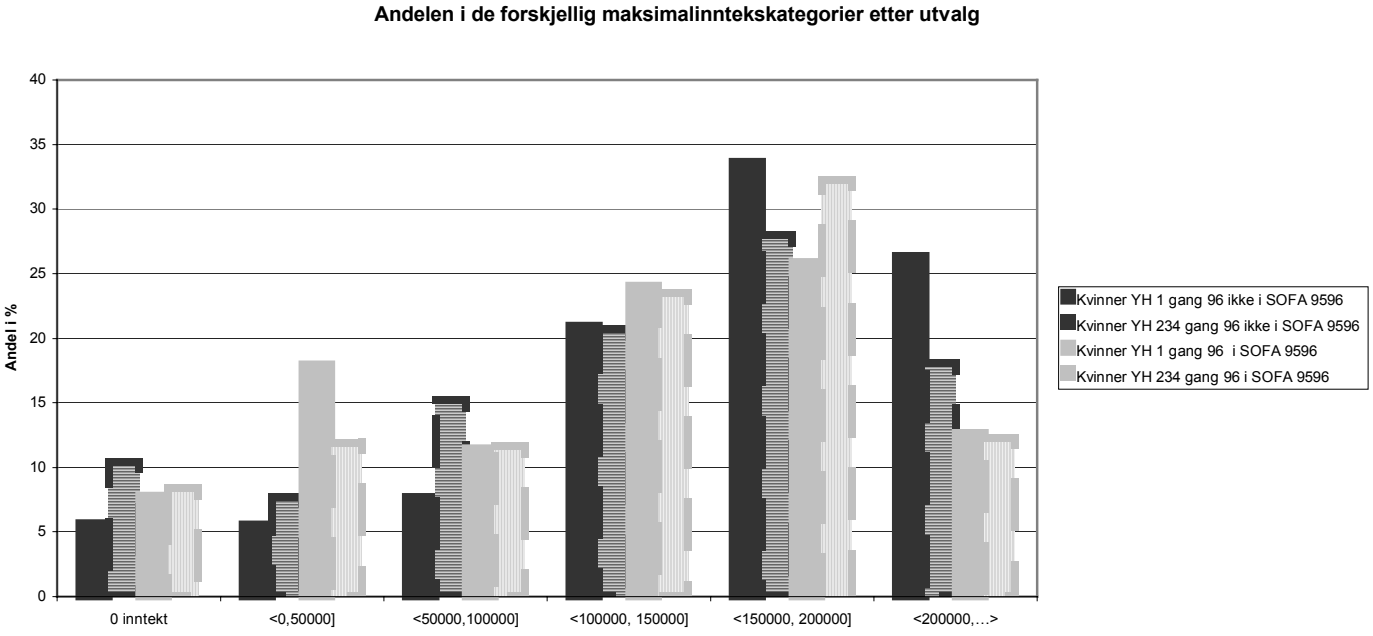
Kommentar:

Deler de yrkeshemmede opp i to grupper: de som hadde vært registrert som yrkeshemmet før og de som ikke hadde vært registrert før. Betinger videre på at personene ikke hadde vært i SOFA registeret i løpet av 1994 og 1995. Dette gjøres da de i SOFA registeret nok mottar en eller annen form for inntektskompensasjon.
Omlag en fjerdedel av de mennene som ble registrert yrkeshemmet for første gang i 1996 hadde ikke hatt noen registret inntekt i året før. Blant kvinnene var andelen litt høyere. Kvinnene var relativt jevnt fordelt i de andre kategoriene. Relativt få hadde hatt en inntekt over 200000. Mennene var mer ulikt fordelt i de forskjellige kategoriene. Det kan synes som om det er to hovedgrupper menn som blir yrkeshemmet. De som tidligere har hatt en lav inntekt og de som har hatt en høy inntekt. At det er en ulik fordeling for kjønnene er ikke rart da andelen deltidsarbeidende/hjemmeværende er langt større for kvinner enn menn.

Blant de som hadde vært registrert yrkeshemmet tidligere var det relativt få i de øvre inntektskategorier. Dette gjelder så vel kvinner som menn. Over halvparten har ikke hatt noen inntekt i løpet av 1995. Tallene tyder på at dette er en gruppe som har relativt større problemer på arbeidsmarkedet en de som ikke har vært registrert yrkeshemmet tidligere.



Figur 12: Maksimalinntekten for menn i ulike utvalg



Figur 13: Maksimalinntekten for kvinner i ulike utvalg

Opererer i det følgende med de samme gruppene som ovenfor. I tillegg skilles det mellom de som har vært registrert i SOFA i løpet av 1994-1995 og de som ikke har det.

Blant de mennene som ikke har vært yrkeshemmet tidligere og heller ikke var registrert i SOFA i løpet av 1994-1995 er det relativt mange som har hatt en høy inntekt. Relativt få er det som kun har hatt en lav inntekt gjennom hele det yrkesaktive liv. Verdt er det imidlertid å merke seg at 4.4% av mennene og 5.7% av kvinnene ikke har hatt noen registrert inntekt. Dette betyr at personene ikke har hatt noen inntekt over folketrygdens grunnbeløp i perioden 1967-1995 og heller ikke har hatt noen registrert lønnsinntekt i perioden 1992-1995. Mulig er det også at det er feil ved data, at personene ikke er registrert tidligere hos ligningskontoret f.eks. folk som har flyttet til Norge etc. Andelen som har vært i de den høyeste inntektskategorien synker markant når en ser på de som ble registrert som yrkeshemmet for andre, tredje eller fjerde gang. En SOFA status forut for yrkeshemmingen ser ut til å føre til at andelen i de øverste inntektskategorier synker ytterligere. Det at en har vært i SOFA tidligere ser ut til å ha mer å si enn om en har vært yrkeshemmet tidligere.

Trenden for kvinnene ser ut til å ligne trenden for mennene. Andelen i de høyere inntektskategorier synes imidlertid til å ligge lavere for alle gruppene.

Hvordan har inntekten endret seg forut for yrkeshemmingen?

Lager et utvalg bestående av personer som ble yrkeshemmet for første gang i løpet av 1996. Disse individene må videre mangle en SOFA historie i de to foregående årene dvs 1994 og 1995. En referansegruppe dannes av de som ikke hadde vært i SOFA. En annen av de som ble registrert som helt ledig, delvis sysselsatt eller på tiltak første gang i løpet av 1996 (i perioden 1992-1996).

Hvordan skal en se på skift i inntekten. En mulighet er å se på lønnsinntekten i 1994 og 1995 (dvs ligningsinntekten fratrukket eventuell trygd - sykepenger, dagpenger, attføringspenger og feriepenger av disse) relativt til året med den høyeste inntekten personen har hatt gjennom sitt yrkesaktive liv. Denne maksimalinntekten (pensjonspoeng i perioden 1967-1995 justert med konsumprisindeksen) sier noe om inntektspotensialet til personen. Angir fire kategorier 0 - dvs null inntekt , W - til og med 50% av maksimalinntekten, X fra 50% av maksimalinntekten til og med 90% av

maksimalinntekten og Y fra 90% og oppover. Av interesse vil det være å se om arbeidsinntekten faller i årene forut for yrkeshemningen. Et slikt fall kan indikere at personen ikke lenger (er i stand til å jobbe) arbeider like mye som tidligere. Dette kan videre gi indikasjoner på om yrkeshemmingen er akutt. Alternativt kunne en se på inntekten i 1994 og 1995 relativt til gjennomsnittsinntekten i 1992 og 1993. Problemet med en slik tilnærming kan være at individene allerede er merket av yrkeshemmingen. En annen mulighet er å gå gjennom disse årene og se lønnen i et år relativt til lønna i året før.

Kommentar:

Blant de som ble yrkeshemmet første gang i 1996 og heller ikke hadde vært i SOFA registeret de siste to år hadde 25.3% av kvinnene og 22.3% av mennene ikke hatt noen lønnsinntekt registrert hos ligningsmyndighetene. 37.4% av kvinnene og 38% av mennene hadde ikke hatt en endring i den relative inntekten innenfor de oppgitte intervaller (ser bort fra de uten inntekt). 26.1% av kvinnene og 27.2% av mennene hadde opplevd at deres inntekt relativt til maksimalinntekten hadde falt i løpet av to års perioden. De resterende 10.6% av kvinnene og 13.1% av mennene hadde en relativ inntektsoppgang innefor de intervallene som er angitt. De som var ansatt i offentlig sektor hadde i mindre grad kommet i en lavere inntektskategori i løpet av 1994-1995 enn de i privat sektor. Særlig blant kvinnene var forskjellen stor. 43.5% av de kvinnene som var ansatt i privat sektor i 1994 hadde opplevd en redusert relativ inntekt mot 29.2% av kvinnene i offentlig sektor. Blant mennene var andelene henholdsvis 37.55 mot 30.5%. Forskjellene kan skyldes at lønna er mer avhengig av timetallet/produktiviteten i det private enn i det offentlige. Det at lønnen blir klassifisert i relativt 'grove' intervaller betyr at forskjellene er relativt store. Tenkes kan det at lønnen reduseres også i det offentlige om enn i mindre grad slik at det ikke gjør noen forskjell når intervallene er såpass store. Blant mennene kunne det se ut som om at personer ansatt i bygg og anlegg hadde en større andel som fikk redusert lønn i forhold til i industrien. Dette kan skyldes forskjeller i lønnssystemer og muligheten til å fortsette i en jobb med yrkesskader. I næringer som industrien og bygg og anlegg skulle en forvente at en økende grad av yrkeshemning ville slå sterkt ut både i produktivitet og antall timeverk. Over halvparten av de menn og kvinner som hadde vært yrkeshemmet tidligere og ikke vært i SOFA registeret siste to år

hadde ikke hatt noen inntekt i toårsperioden. Andelen som hadde opplevd en lønnsoppgang var like stor som for de som ikke hadde vært yrkeshemmet tidligere. 14.6% av kvinnene og 11.8% av mennene hadde kommet i en lavere inntektskategori.

Ser i det følgende kun på de med inntekt i 1994 eller 1995.

Lønnsutvikling	Nedgang	Uendret	Oppgang	
Menn 1 gang YH96 ikke i SOFA	35	48	17	SUM=100%
Kvinner 1 gang YH96 ikke i SOFA	35	51	14	SUM=100%
Referansegrp menn	11	68	21	SUM=100%
Referansegrp kvinner	13	66	22	SUM=100%
Menn I SOFA 92-96 ikke YH	17	50	33	SUM=100%
Kvinner I SOFA 92-96 ikke YH	20	49	31	SUM=100%
Menn 1 gang i SOFA 96 ikke YH	23	51	26	SUM=100%
Kvinner 1 gang i SOFA 96 ikke YH	26	49	25	SUM=100%

Tabell 6: Inntekten i 1994 og 1995 relativ til maksimalinntekten for de som ble yrkeshemmet i løpet av 1996 samt referansegrupper

I den referansegruppen som består av folk i yrkesaktiv alder som ikke hadde vært i SOFA er tendensen at folk tilhører den samme inntektskategorien i de to årene. I denne gruppen har 12.4% av kvinnene og 11% av mennene opplevd å komme i en lavere inntektskategori i 1995 enn i 1994. Tilsvarende tall for de som ble yrkeshemmet første

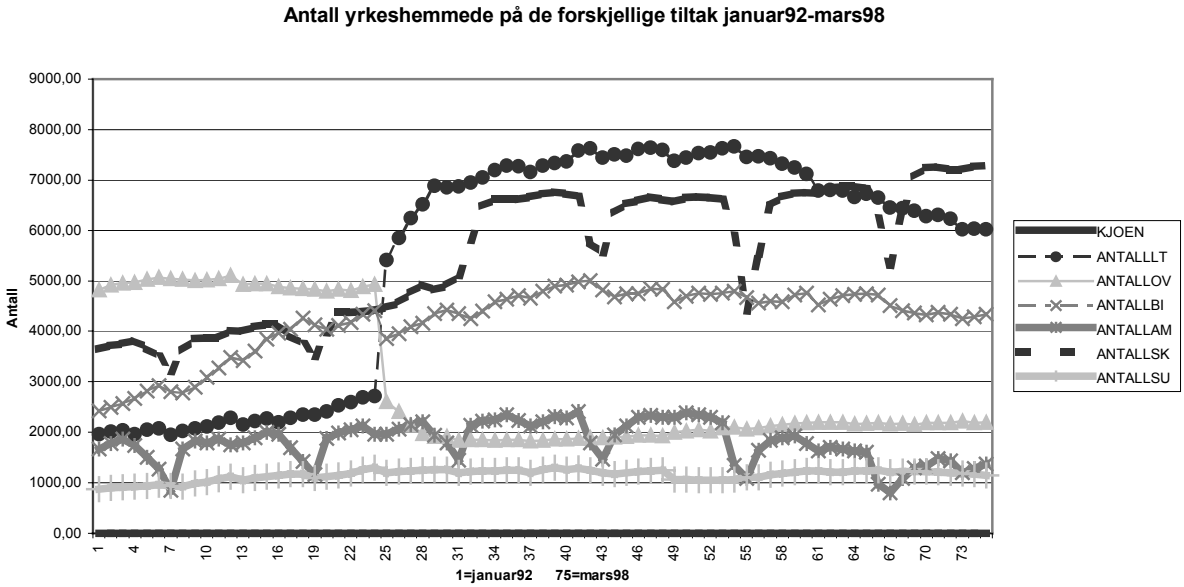
gang i 1996 og ikke hadde vært i SOFA de siste to årene er henholdsvis 34.7% for kvinner og 35.2% for menn. I et utvalg gjort blant de som havnet i SOFA første gang i 1996 uten en forhistorie i SOFA var tallene 25% for kvinner og 23.3% for menn.

Tiltak under yrkeshemming

Listen over mulige tiltak de yrkeshemmede kan komme på er lang og utfyllende. Kategoriserer i det følgende de enkelte tiltak i noen hovedkategorier.

- Lønnstilskudd tar sikte på å gjøre det lettere for yrkeshemmede å havne i det ordinære arbeidsliv gjennom at arbeidsgiver kompenseres for de yrkeshemmedes reduserte produktivitet. Dette tiltaket er tilgjengelig i så vel offentlig som privat virksomhet.
- Sysselsettingstiltak i offentlig virksomhet. Formålet er å gi yrkeshemmede arbeidstrening og erfaring i det å stå i jobb.
- Bedriftsintern attføring dekker de tiltak som søker å attføre bedriftenes egne ansatte så vel som opprettede praksisplasser for hospitanter. Også fadderordninger er her inkludert. En slik ordning går ut på at en av bedriftens ansatte mottar en kompensasjon mot at vedkommende bistår den yrkeshemmede. Kompensasjonen er ment å skulle fungere som lønn i det tidsrommet fadderen bistår de yrkeshemmede.
- AMO - arbeidsmarkedsopplæringskurs fungerer på samme måte som for de ledige. Det undervises i forskjellige arbeidsmarkedsrelaterte kurs. Formålet er å øke den yrkeshemmedes kvalifikasjoner.
- Utdanning innenfor skolens generelle utdanningssystem. Tiltaksformen dekker alt fra grunnskole til universitetseksamener.
- Tiltak for særlig utsatte grupper inkluderer mellom annet tiltaksplasser/arbeidsplasser i vernede bedrifter, arbeid med bistand, arbeidstreningsgrupper for de som ikke oppfyller vilkårene til attføring under folketrygdens §5. Dette er tiltak for folk med fysiske, psykiske, sosiale etc. problemer som gjør dem ute av stand til å fungere i det ordinære arbeidsliv og som (vel) derfor ikke er reelle arbeidssøkere.
- Venter på utredning/under utredning/venter på tiltak.

Utviklingen i de ulike tiltakskategoriene:

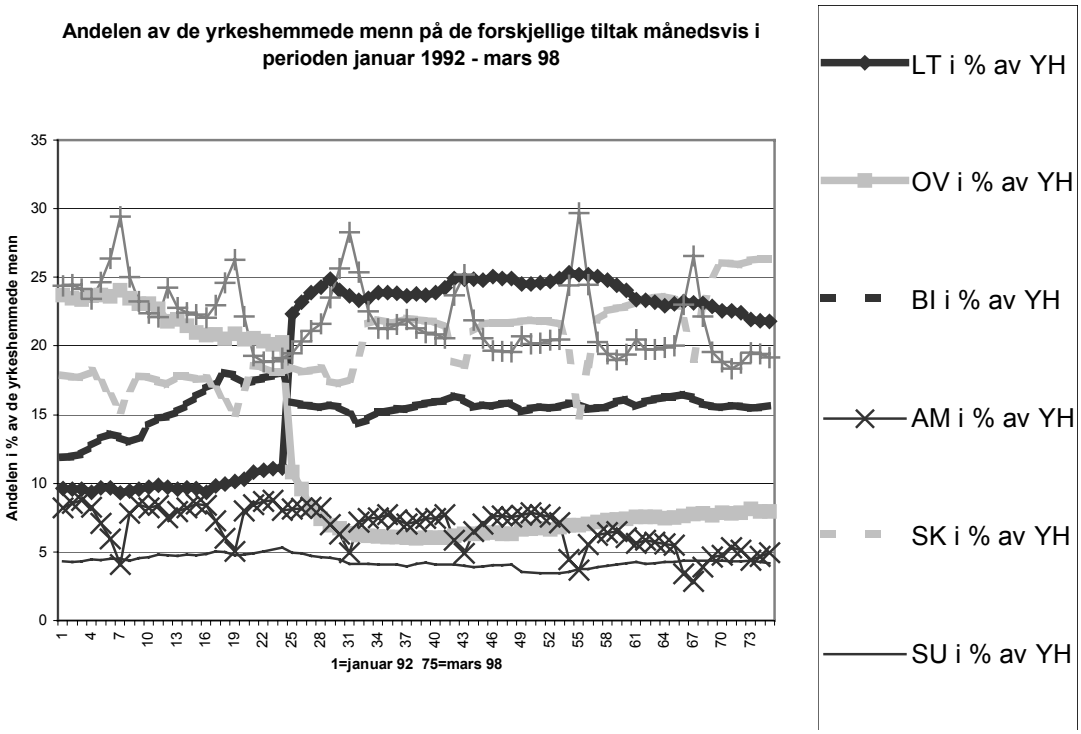


Figur 14: Antall yrkeshemmede på de forskjellige tiltak

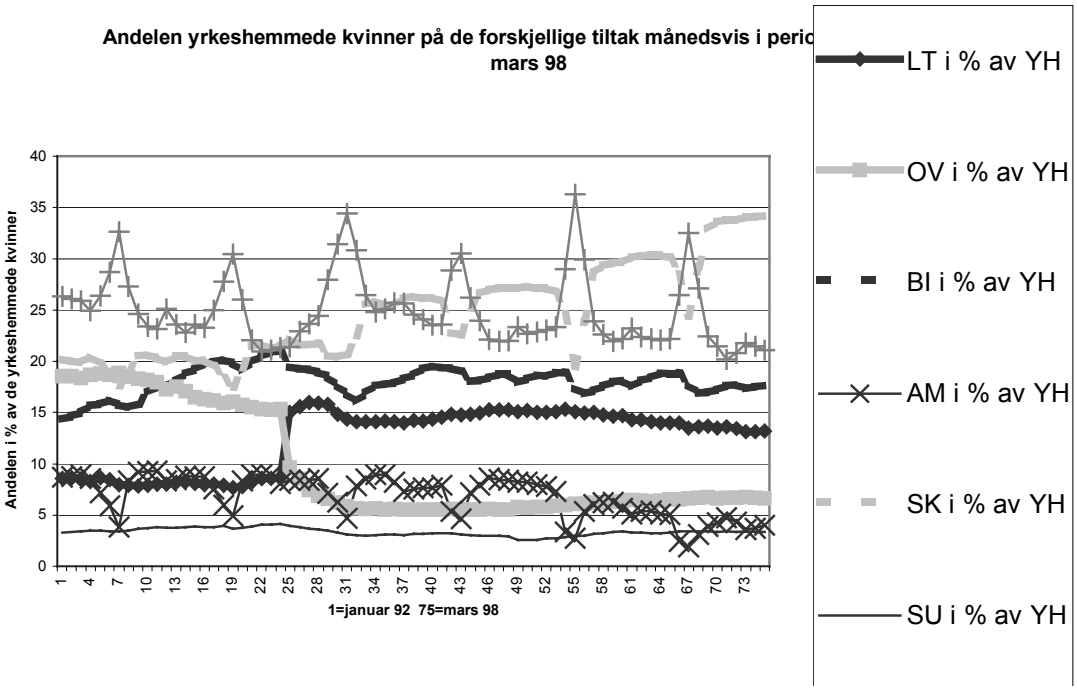
Kommentar:

Antallet yrkeshemmede på lønnstiltak firedoblet seg løpet av begynnelsen av 1994 (dette kan ha noe med innregistreringen av yrkeshemmede fra trygdeetaten å gjøre). Samtidig ble antallet på tiltak i offentlig virksomhet nesten halvert. Deretter har antallet i begge gruppene stabilisert seg. Antallet som deltar i bedriftsintern attføring har vokst jevnt i hele perioden. AMO- kursens rolle ser ut til å ha avtatt noe mens antallet i ordinær skole har økt jevnt. De sykliske svingningene skyldes oppstart og avslutningen av kursene i bestemte måneder. Gruppen bestående av særlig utsatte synes å h a økt jevnt og trutt. Dette *kan* skyldes målsettingen om å hindre tilstrømning til uførepensjon . I stedet for å bli uføretrygdet blir de her registrert som yrkeshemmede. Antallet på venting og utredning skiftet oppover i løpet av 1994. Svingningene i antallet i denne gruppen synes å skje i motfase til antallet på tiltakene skole og AMO. Mao. kan det se ut som om folk venter på å komme på disse tiltakene.

Relativ utvikling i de forskjellige tiltakskategorier etter kjønn:



Figur 15: Andelen yrkeshemmede menn på de forskjellige tiltakene



Figur 16: Andelen yrkeshemmede kvinner på de forskjellige tiltakene

Økningen i andelen menn på lønnstiltak er iøynefallende. Kvinner blir i langt mindre grad tilgodesett med dette tiltaket. Nedgangen i andelen i offentlig virksomhet skjer samtidig med økningen i andelen på lønnstiltak. Nedgangen er større for menn enn kvinner slik at andelene på tiltak i offentlig virksomhet etter kjønn i 1998 var relativt like. Andelen som er til bedriftsintern attføring er litt større for menn en kvinner. Utviklingen er imidlertid relativt lik. For AMO kursene ser det ikke ut til å være noen særlig forskjell utfra kjønn. Andelen kvinner som er i ordinær skolegang er større enn for menn. En ser også at andelen med særlig store problemer på arbeidsmarkedet er litt høyere for menn relativt til kvinner.

Arbeidsmarkedsetaten kategoriserer de yrkeshemmede i vente/utredning, formidling, arbeidstrening, kvalifisering og varig vernet.

I hovedsak vil det kun bli delt opp i fire grupper i fortsettelsen. Tiltaksgruppene vil være:

- Venter og under utredning.
- Særlig utsatte.
- Under utdanning: Skole og AMO - kurs.
- Formidlingstiltak: Lønnstilskudd, Offentlig virksomhet og Bedriftsintern attføring.

Derom en er interessert i å foreta en empirisk test av human capital modellen kan en slik oppdeling være hensiktsmessig. Denne teoretiske modellen skiller mellom generell kunnskap og (bedrifts)spesifikk kunnskap. Under utdanning vil typisk kunne reflektere gruppen av tiltak som gir generell kunnskap mens formidlingstiltak representerer mer (bedrifts)spesifikke tiltak.

Tiltaksforløp under yrkeshemningen for personer som blir registrert som yrkeshemmet for første gang. Ser kun på de en kan finne en start måned og en slutt måned for. Dvs. at personen ikke kan ha blitt yrkeshemmet før tidligst februar 1992 og senest må ha avsluttet yrkeshemningen i februar 1998.

Ser bort i fra *når* personene er på/under venting og utredning og *når* individene er på tiltak for særlig utsatte. Dette da det ikke er mange som befinner seg i grupper som inneholder kombinasjoner med tiltak for særlig utsatte. Det at en ser bort fra når en person er under venting og utredning skyldes at dette anses som mindre relevant da en skulle være tilbøyelig til å tro at det var før og i mellom tiltak. Mao. er en i det følgende ikke opptatt av rekkefølgen av disse to tiltakene. Apriori kunne en imidlertid være tilbøyelig til å tro at folk havnet på tiltak for særlig utsatte dersom de ikke lykkes med å komme ut i arbeid dvs. etter en lang periode som yrkeshemmet.

	Menn under første YH	Menn under andre YH	Kvinner under første YH	Kvinner under andre YH
000000VU	27,6	24,6	31,3	29,1
0000SUVU	4,7	4,7	3	3,1
FM0000VU	34,6	37,9	31,8	34,7
FM00SUVU	1,1	0,9	0,7	0,6
FMUD00VU	4,1	3,6	4,4	3,5
FMUDSUVU	0,2	0,2	0,1	0,1
UD0000VU	20,5	21,5	21,7	22,6
UD00SUVU	0,7	0,6	0,4	0,3
UDFM00VU	6,3	5,8	6,3	5,9
UDFMSUVU	0,3	0,2	0,2	0,1
	SUM=100%	SUM=100%	SUM=100%	SUM=100%
Antall obs.	49860	9067	38989	5756

Tabell 7: Tiltak under yrkeshemmingen februar 1992 - februar 1998

Det er en overraskende stor andel (27.6% for menn og 31.3% for kvinner) som kun har vært innom venting og utredning under yrkeshemmingen. Hvor blir det av disse ? Andelen som har vært innom formidlingstiltakene (FM) er litt større enn den gruppen som kun har vært innom utdanningstiltakene(UD). Denne forskjellen vokser når en ser på fordeling etter kjønn- mennene havner i større grad på førstnevnte tiltak mens andelen i de to tiltakstypene er mer like for kvinner. Det er videre litt flere som følger kurs rettet

mot utdanning i forkant av kvalifiseringstiltak enn motsatt. Forskjellen er imidlertid små. Andelen som er følger tiltaksgrupper for særlig utsatte grupper er litt mindre for kvinner en menn. Om dette skyldes at kvinner i større grad forsvinner ut av registeret, det sier tallene lite om. Videre kan data tyde på at de som havner på tiltak for særlig utsatte i liten grad har vært på noe annet tiltak forut for dette. Dette kan tyde på at de fleste som havner i denne gruppen gjør det med en gang.

Dersom en ser på den gruppen som har vært registrert som yrkeshemmet tidligere avviker ikke resultatene i særlig grad. Andelen som venter og er under utredning faller. Dette virker plausibelt da arbeidsmarkedsetaten muligens kjenner til deres tilstand. Videre øker andelen som følger kvalifiseringstiltak Tenkes kan det at de som blir yrkeshemmet for andre gang har vært innom utdanningstiltakene under forrige tiltakskjede eller at de er mindre tjent med/motivert/eldre enn den gruppen som ikke er registrert yrkeshemmet i datasettet tidligere. At det ikke er større forskjell på fordelingen på tiltaksgruppene når en ser på første og andre gangs yrkeshemming kan virke noe merkverdig. Dette *kan* tyde på at mange kun har hatt et opphold. Spesielt gjelder dette de som følger tiltak for de særlig utsatte.

	Menn under første YH	Kvinner under første YH
000000VU	30,6	37,8
0000SUVU	5,4	2,9
FM0000VU	34,1	32,2
FM00SUVU	0,8	0,5
FMUD00VU	3	2,7
FMUDSUVU	0,1	0,1
UD0000VU	20,4	19,5
UD00SUVU	0,9	0,4
UDFM00VU	4,5	3,9
UDFMSUVU	0,2	0
	SUM=100%	SUM=100%
Antall obs.	13313	9343

Tabell 8: Hvilke tiltak fulgte de som påbegynte og avsluttet første yrkeshemning i løpet av 1995-96

Det at en ser på en periode med kortere varighet gjør at det er forholdsvis flere som kun står oppført med venting og under utredning. Apriori skulle en også kunne forvente at det var forholdsvis færre som følger utdanningstiltak da en del av disse tiltakene kan ha lengre varighet f.eks. skole og kjeder av AMO - kurs. Dette synes imidlertid ikke å være tilfellet. Dersom en ser på den gruppen som hadde vært yrkeshemmet tidligere blir resultatene ikke ulike.

SOFA status etter yrkeshemming

Ser her på om og i tilfelle hvilken SOFA status individene får etter et avsluttet forløp av yrkeshemming. Interessant skulle det vært å se om den gruppen som forlot SOFA registeret hadde lønnsinntekt eller havnet på uførepensjon. Dette kunne igjen være en indikasjon på tiltakenes evne til å føre yrkeshemmede tilbake til den yrkesaktive befolkning. Innehar dessverre ikke slike data på det nåværende tidspunkt.

Velger her å se på den gruppen som avsluttet yrkeshemmingen i løpet av 1995. Dette gjøres for at det skal være mulig å følge denne gruppen en tid forover i tid fram til 1998. Rekkefølgen av DS og HL anses som av betydning - for de andre statusene YH og FS angis det kun om et individ er innom denne kategorien. I tillegg angis antall måneder individet er innom hver status.

	1 gang YH Menn	1 gang YH Menn kode samt YH	1 gang YH Kvinner	1 gang YH Kvinner kode samt YH	2, 3 & 4 gang YH Menn	2, 3 & 4 gang YH Menn kode samt YH	2, 3 & 4 gang YH Kvinner	2, 3 & 4 gang YH Kvinner kode samt YH
0	55,8	3,3	64,8	3,3	49,4	4,9	59,7	4,8
0000FS0000	1	0,2	0,8	0,1	1,2	0,3	1,1	0,2
DS00000000	0,9	0,1	1,5	0,1	0,9	0	1,4	0,1
DS00FS0000	0,2	0	0,2	0	0,1	0	0,5	0,1
DSHL000000	0,5	0,1	0,4	0	0,5	0	0,2	0
DSHLFS0000	0,2	0	0,1	0	0,1	0,1	0,1	0
HL00000000	8,2	1,3	6,9	0,7	8,8	2,4	8,4	1,1
HL00FS0000	2,5	0,5	1,7	0,3	2,4	0,7	2,1	0,5
HLDS000000	1,7	0,2	1,5	0,1	1,9	0,3	1,9	0,2
HLDSFS0000	0,7	0,1	0,5	0,1	0,6	0,2	0,4	0,1
NOEND_SOFA	22,6		16,9		25,2		17,1	
	SUM=100%		SUM=100%		SUM=100%		SUM=100%	
Antall obs	11240		8865		4133		2547	

Tabell 9: SOFA - forløp etter yrkeshemningen

Godt og vel halvparten (55.8% av mennene og 64.8% av kvinnene) av de som avsluttet et første forløp som yrkeshemmet i løpet av 1995 hadde ingen registrert SOFA status de første tolv månedene etter yrkeshemmingen. Andelen som forsvant fra SOFA var litt større for de som var registrert første gang som yrkeshemmet enn de som hadde en tidligere registrering (55.8.% mot 49.4% for mennene og 64.8% mot 59.7% for kvinnene). Tallene tyder også på at det er relativt flere som blir yrkeshemmet igjen blant de med flere forløp av yrkeshemming. Dette synes rimelig da det ikke lykkes å attføre de som var registrert for andre tredje eller fjerde gang ved første forsøk. Trolig tilhører de en gruppe med større problemer en de som er registrert for første gang. Andelen som en ikke

har registrert noen avslutning i SOFA for (dvs. tolv måneder fravær eller mer) er imidlertid ikke ulik for gruppene henholdsvis (25.2% for de med flere registrerte forløp og 22.6% for de førstegangsregistrerte menn, for kvinnene 17.1% mot 16.9%). Dette kan være en gruppe det er vanskelig å attføre (en kunne her ha sett bort fra den gruppen som har vært registrert på tiltak for den særlig utsatte gruppen og sett om dette hadde forandret konklusjonene). Andelen som blir registrert helt ledig eventuelt i kombinasjon med et tiltak er ganske lik for gruppene . Verdt er det også å merke seg at antallet personer som går fra ledighet til delvis sysselsetting er større enn motsatt

Tabell 11[4]

Sammenhengen mellom SOFA status før og etter yrkeshemmingen 1995-1996.

Kommentar:

En forholdsvis stor del av de som kommer inn i SOFA uten en forhistorie i dette registeret forlater yrkeshemmingen uten en der påfølgende SOFA status (62.7%). Litt flere er det som kommer inn uten en SOFA status enn de som forlater yrkeshemmingen uten SOFA status (72.8% mot 56.8%). En overraskende stor andel av de som har vært yrkeshemmet tidligere forsvinner fra SOFA - registeret. 49.8% av de som kom inn med en tidligere yrkeshemning forsvant ut av registeret (i mer enn tolv måneder). Blant de som kom fra tiltak er det relativt få som forlater SOFA registeret jfr. med de andre gruppene. Det at en stor andel av denne gruppen ikke har noen registrert slutt på SOFA-forløpet tyder på at tiltakene trekker ut i tid også etter at registreringen som yrkeshemmet faller bort.

Dersom en skiller mellom de som tidligere har vært registrert som yrkeshemmet og de som ikke har vært det ser en at andelen som blir yrkeshemmet øker for den gruppen som tidligere har vært yrkeshemmet (8.1% mot 5.7%). Dette kan tyde på at en her har med gjengangere å gjøre. Dvs folk som er i SOFA og kun skifter statuser.

[4] Se vedlegg SOFA status før yrkeshemming og SOFA status etter yrkeshemmingen.

Skiller en mellom menn og kvinner finner en interessante resultater. Tallene tyder på at den andelen som ikke har tidligere status og heller ikke får det er høyere for kvinner enn menn. Andelen som en ikke finner start og stopp mht. SOFA- forløpet er også betraktelig større for menn enn kvinner. Andelen som var/blir yrkeshemmet er større for menn enn kvinner men det synes ikke å være noen forskjell på prosessen.

Tabell 12[5]
VU: Tallene tyder på at de som havner på venting eller er under utredning i større grad enn resten mangler en forutgående og en påfølgende SOFA status. Dette kan få en til å tro at dette er en gruppe med mindre problemer enn andre grupper. Det at de ikke havner på noe tiltak kan tyde på dette. Det at andelene som tidligere har vært yrkeshemmet og blir yrkeshemmet på et senere tidspunkt er relativt store kan tyde på det motsatte. Mulig er det at denne gruppen er svært forskjellig, de med små problemer som ikke trenger oppfølging og en annen gruppe med store problemer.

SU: Andelen som mangler SOFA status ved inngangen til yrkeshemming er vesentlig lavere enn for andre grupper. Relativt færre er det også som forlater SOFA registeret ved avslutningen av en yrkeshemming. En skulle kunne forvente at andelene som kom fra en yrkeshemming eller gikk til en var større. Dette kan skyldes den store andelen som ikke har en start og/eller slutt måned for yrkeshemming. Det er også verdt å merke seg at den andelen av de som har vært på tiltak forut for yrkeshemmingen er relativt høy. Dette er tilfellet også for de som forlater yrkeshemmingen. At såpass mange mangler en start/avslutnings måned vil også øke denne andelen. Dette ser mao. ut til å være en gruppe som i langt mindre grad enn andre gruppene forlater SOFA registeret.

FM: Populasjonen bestående av folk som har vært på formidlingstiltak ligner i hovedsak på gruppene under ett Litt rart er det at det ikke er flere som har vært på ordinære tiltak før de blir yrkeshemmet. En skulle kunne være tilbøyelig til å tro at for de som ikke ble akutt yrkeshemmet så ville tiltak bli tilbudt først. Vanskelig er det å uttale seg om det da

en ikke kjenner til om yrkeshemmingen oppsto akutt. Det kunne vært gjort ved å betinge på at personene hadde hatt lønnsinntekt og ikke mottatt sykepenger forut for yrkeshemmingen. Det at det er så mange som en ikke kjenner start eller stopp tidspunktet for i SOFA kompliserer bildet.

UD: Gruppen bestående av de som har vært på utdanningstiltak har store andeler som mangler SOFA registrering forut for eller etter yrkeshemmingen. Det at det er færre som mangler en status både før og etter skyldes nok tiltakenes varighet.

UDFM:
FMUD:
FMSU:

Veien fra yrkeshemming til uførhet

Arbeidslinjas intensjon satt i system ved ansvarsoverføringen var å redusere tilstrømmingen til uføretrygd. Dette skulle skje ved at uføre fikk tilbud om å følge et tiltak for siden å skulle være i stand til å få/beholde en jobb. Hvordan har så denne utviklingen vært. Data for eventuelle trygdeutbetalinger (uføretrygd) finnes kun for tidsrommet 1992-1995. Da ansvarsoverføringen tok til i løpet av 1994 sier det seg selv at en med de data som for øyeblikket er tilgjengelige vil ha begrensede muligheter til å kunne trekke bastante slutninger.

Antall påbegynte uførepensjoner 93-95	Antall påbegynte uførepensjoner 93-95 etter 1+2,3 & 4 gang YH	Antall fra YH relativt til antall uførepensjoner
18897	354	1,873313224
20244	337	1,664690773
22296	414	1,856835307

Tabell 10: Andelen personer som ble uføretrygdet i det året de var yrkeshemmet eller var yrkeshemmet året før sett i forhold til antallet som ble uføretrygdet

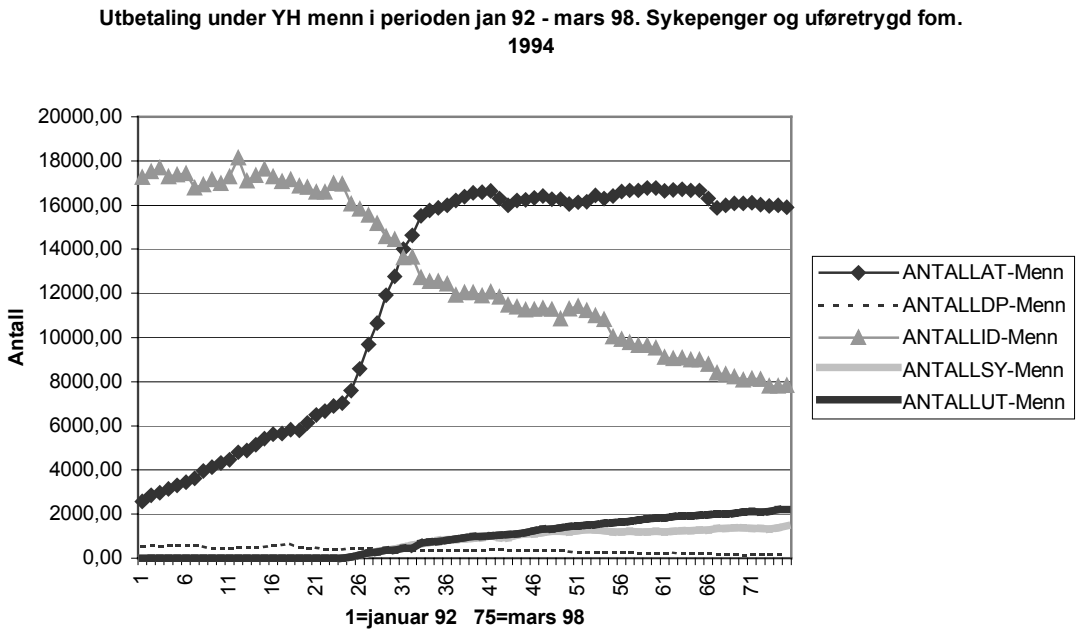
[5] Se vedlegg SOFA status før yrkeshemming og etter yrkeshemming 1995-1996 gitt tiltaksforløp under yrkeshemmingen og gitt at personen blir yrkeshemmet for første gang.

Tabellen viser andelen av de som ble uføretrygdet som hadde vært yrkeshemmet i inneværende eller foregående år sett i forhold til antallet som ble uføretrygdet. Andelen ligger på det samme nivået for de år en har tall for dvs 1992-1995. Antallet som blir registrert ufør etter en periode med yrkeshemming har vokst i takt med antallet som blir uførepensjonert.

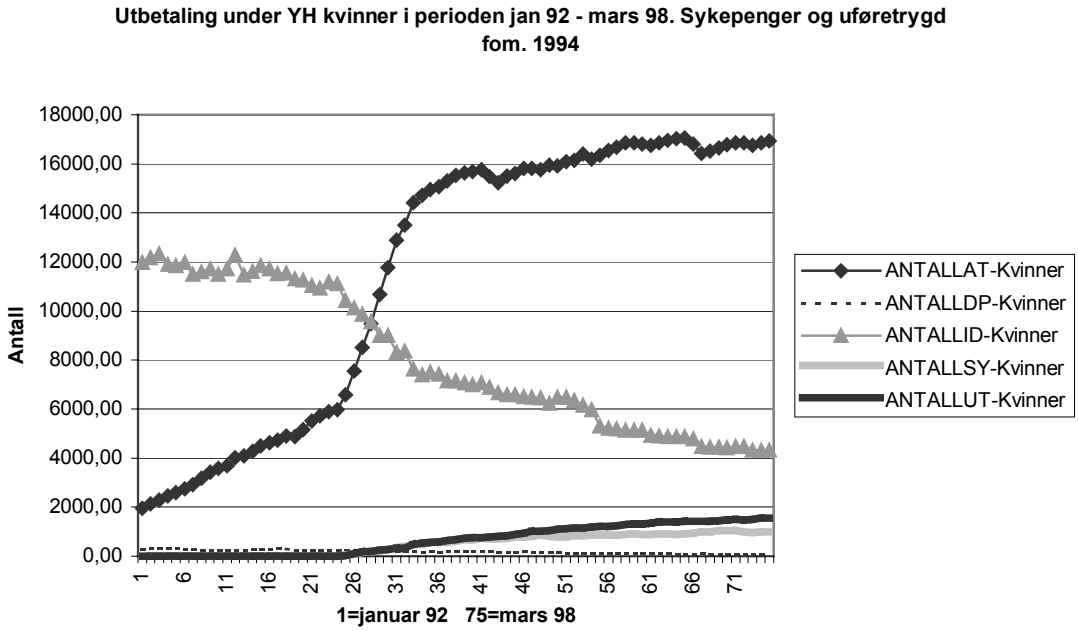
Tenkes kan det også at flere personer blir værende i arbeidsmarkedsetaten registre, folk som tidligere ville blitt uføretrygdet og slettet fra arbeidsmarkedsetatens registre. Mao. kan det tenkes at personenes tilstand blir redefinert i statistikken men er den samme i virkeligheten. Interessant kunne det være å se om antall personer registrert hos arbeidsmarkedsetaten med uføretrygd hadde vokst fra 1995 og fremover. Dette kan gi indikasjoner på om det ovennevnte er tilfellet.

Stønad under yrkeshemming

Fra og med 1995 tar arbeidsmarkedsetaten i bruk koder for om en person mottar sykepenger eller uføretrygd. Forut for dette registrerte en kun om individene mottok dagpenger, attføringspenger eller hadde søkt dagpenger. Informativt kan det være å undersøke om det er blitt flere som mottar uføretrygd samtidig med at de er yrkeshemmet hos arbeidsmarkedsetaten. Dataene gir imidlertid ikke opplysninger om hva som er skjedd med de som har forlatt arbeidsetatens registre og kun mottar uføretrygd.

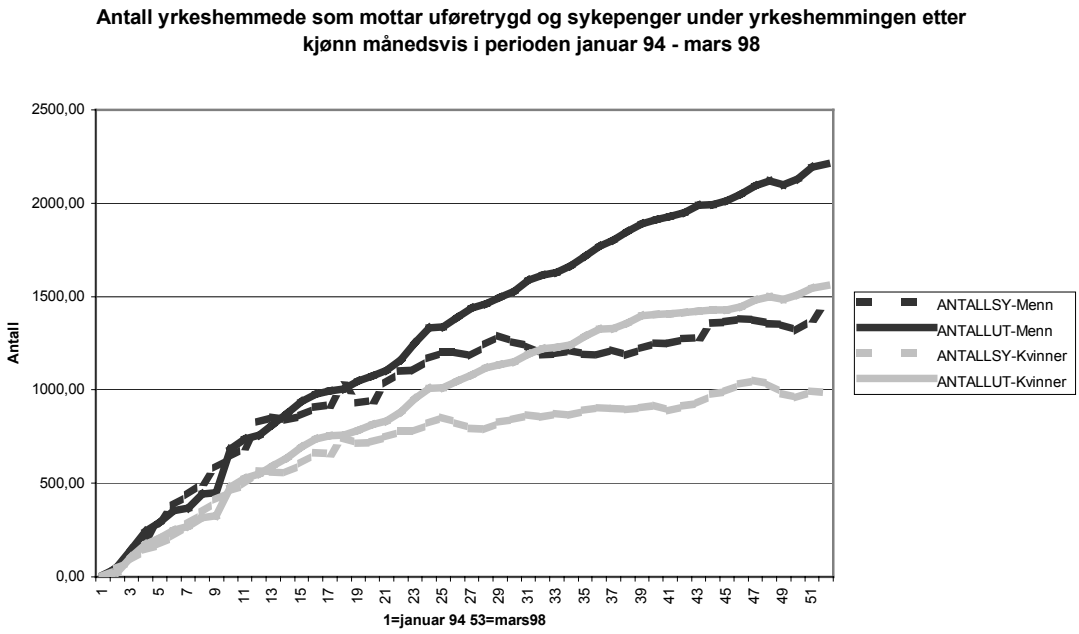


Figur 17: Stønadsformer under yrkeshemmingen månedsvis i perioden menn 1992-1998



Figur 18: Stønadsformer under yrkeshemmingen månedsvis i perioden kvinner 1992-1998

Antallet som har mottatt attføringspenger under yrkeshemming har økt ganske kraftig i perioden 1992 - 1998. Økningen kan ha flere årsaker blant disse kan være at flere er blitt yrkeshemmet eller at arbeidsmarkedsetaten kan ha overtatt ansvaret for utbetalingene. Mye av veksten skjer i løpet av 1994 hvor arbeidsmarkedsetaten overtok ansvaret for den yrkesrettede attføringen. Veksten kan også skyldes økningen i antallet yrkeshemmede som mottar lønnstilskudd. Mulig er det også at det har vært en endring av regelverket. Spesielt er det verdt å merke seg at antallet uten dagpenger har sunket dramatisk. Antallet personer med dagpenger har ligget på et svært stabilt lavt nivå. Dette er med på å bekrefte det ovennevnte om at de yrkeshemmede ser ut til å ha en lang forhistorie i SOFA eller ikke oppfyller kriteriene som stilles for å få dagpenger.



Figur 19: Uføretrygd og sykepenger under yrkeshemmingen månedsvis i perioden 1994-1998

Ut fra figuren ser det ut som at det har vært en økning i antall uføretrygdede yrkeshemmede. Dette kan skyldes at det har foregått en innregistrering av personer som tidligere kun fantes i trygdeetatens registre. Mulig er det også at dette er de personene som tidligere ville blitt uførepensjonert men som under det nye regimet blir registrert som yrkeshemmet og mottar uføretrygd. I 1998 utgjorde andelen av de yrkeshemmede som

mottar uføretrygd rundt 8% for menn og rundt 6.5% for kvinner. Andelen personer som mottar sykepenger under yrkeshemming ser ut til å ha stabilisert seg rundt 5% for menn og rundt 4% for kvinner.

Tabell 11: SOFA gruppe før og etter YH 1995-1996 (1 gangs Yrkeshemming)

SOFA STATUS FØR YH KRYSSET MED SOFA STATUS ETTER YH

PRESOFA Frequency Percent Row Pct Col Pct	POSTSOFA 0000000000	00000000YH	DS00FS0000	HL0000000	HL00FS0000	HLDS000000	HLDSFS0000	NOEND_SOFA	Total
0000000000	8343 48.78 65.61 83.84	708 4.14 5.57 72.32	92 0.54 0.72 66.67	431 2.52 3.39 57.09	181 1.06 1.42 52.16	77 0.45 0.61 49.04	14 0.08 0.11 27.45	2871 16.79 22.58 60.76	12717 74.36
00000000YH	0 0.00 0.00 0.00	145 0.85 73.98 14.81	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	51 0.30 26.02 1.08	196 1.15
DS00FS0000	74 0.43 51.75 0.74	5 0.03 3.50 0.51	6 0.04 4.20 4.35	10 0.06 6.99 1.32	2 0.01 1.40 0.58	3 0.02 2.10 1.91	2 0.01 1.40 3.92	41 0.24 28.67 0.87	143 0.84
HL00000000	364 2.13 41.04 3.66	27 0.16 3.04 2.76	7 0.04 0.79 5.07	78 0.46 8.79 10.33	46 0.27 5.19 13.26	13 0.08 1.47 8.28	8 0.05 0.90 15.69	344 2.01 38.78 7.28	887 5.19
HL00FS0000	280 1.64 35.13 2.81	26 0.15 3.26 2.66	5 0.03 0.63 3.62	57 0.33 7.15 7.55	45 0.26 5.65 12.97	11 0.06 1.38 7.01	2 0.01 0.25 3.92	371 2.17 46.55 7.85	797 4.66
HLDS000000	105 0.61 46.46 1.06	11 0.06 4.87 1.12	5 0.03 2.21 3.62	13 0.08 5.75 1.72	6 0.04 2.65 1.73	11 0.06 4.87 7.01	4 0.02 1.77 7.84	71 0.42 31.42 1.50	226 1.32
HLDSFS0000	62 0.36 38.99 0.62	7 0.04 4.40 0.72	2 0.01 1.26 1.45	9 0.05 5.66 1.19	6 0.04 3.77 1.73	4 0.02 2.52 2.55	0 0.00 0.00 0.00	69 0.40 43.40 1.46	159 0.93
NO_ST_SOFA	723 4.23 36.55 7.27	50 0.29 2.53 5.11	21 0.12 1.06 15.22	157 0.92 7.94 20.79	61 0.36 3.08 17.58	38 0.22 1.92 24.20	21 0.12 1.06 41.18	907 5.30 45.85 19.20	1978 11.57
Total	9951 58.18	979 5.72	138 0.81	755 4.41	347 2.03	157 0.92	51 0.30	4725 27.63	17103 100.00

SOFA gruppe før og etter YH 1995-1996 yrkeshemmet 2,3 eller 4 gang

SOFA STATUS FØR YH KRYSSET MED SOFA STATUS ETTER YH

PRESOFA / POSTSOFA Frequency Percent Row Pct Col Pct	0000000000	00000000YH	DS00FS0000	HL0000000	HL00FS0000	HLDS000000	HLDSFS0000	NOEND_SOFA	Total
0000000000	2000 36.02 52.85 68.78	266 4.79 7.03 58.85	30 0.54 0.79 76.92	175 3.15 4.62 65.79	70 1.26 1.85 55.56	46 0.83 1.22 64.79	20 0.36 0.53 80.00	1177 21.20 31.10 70.65	3784 68.14
00000000YH	638 11.49 58.86 21.94	90 1.62 8.30 19.91	7 0.13 0.65 17.95	57 1.03 5.26 21.43	33 0.59 3.04 26.19	12 0.22 1.11 16.90	2 0.04 0.18 8.00	245 4.41 22.60 14.71	1084 19.52
DS00FS0000	4 0.07 57.14 0.14	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	1 0.02 14.29 1.41	0 0.00 0.00 0.00	2 0.04 28.57 0.12	7 0.13
HL00000000	58 1.04 55.24 1.99	2 0.04 1.90 0.44	0 0.00 0.00 0.00	9 0.16 8.57 3.38	4 0.07 3.81 3.17	2 0.04 1.90 2.82	1 0.02 0.95 4.00	29 0.52 27.62 1.74	105 1.89
HL00FS0000	33 0.59 50.00 1.13	5 0.09 7.58 1.11	0 0.00 0.00 0.00	4 0.07 6.06 1.50	4 0.07 6.06 3.17	0 0.00 0.00 0.00	1 0.02 1.52 4.00	19 0.34 28.79 1.14	66 1.19
HLDS000000	6 0.11 50.00 0.21	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	2 0.04 16.67 0.75	0 0.00 0.00 0.00	1 0.02 8.33 1.41	0 0.00 0.00 0.00	3 0.05 25.00 0.18	12 0.22
HLDSFS0000	1 0.02 20.00 0.03	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	4 0.07 80.00 0.24	5 0.09
NO_ST_SOFA	168 3.03 34.29 5.78	89 1.60 18.16 19.69	2 0.04 0.41 5.13	19 0.34 3.88 7.14	15 0.27 3.06 11.90	9 0.16 1.84 12.68	1 0.02 0.20 4.00	187 3.37 38.16 11.22	490 8.82
Total	2908 52.37	452 8.14	39 0.70	266 4.79	126 2.27	71 1.28	25 0.45	1666 30.00	5553 100.00

Tabell 12: SOFA gruppe før og etter YH 1995-1996 1 gangs YH gitt TILTAK UNDER FØRSTE YH=000000VU

SOFA STATUS FØR YH KRYSSET MED SOFA STATUS ETTER YH

PRESOFA Frequency Percent Row Pct Col Pct	POSTSOFA 0000000000	00000000YH	DS00FS0000	HL00000000	HL00FS0000	HLDS000000	HLDSFS0000	NOEND_SOFA	Total
0000000000	3610 60.55 73.48 88.16	174 2.92 3.54 68.50	33 0.55 0.67 68.75	117 1.96 2.38 68.42	35 0.59 0.71 47.30	35 0.59 0.71 63.64	5 0.08 0.10 50.00	904 15.16 18.40 72.03	4913 82.41
00000000YH	0 0.00 0.00 0.00	38 0.64 80.85 14.96	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	9 0.15 19.15 0.72	47 0.79
DS00FS0000	28 0.47 57.14 0.68	3 0.05 6.12 1.18	2 0.03 4.08 4.17	1 0.02 2.04 0.58	0 0.00 0.00 0.00	2 0.03 4.08 3.64	0 0.00 0.00 0.00	13 0.22 26.53 1.04	49 0.82
HL00000000	121 2.03 55.25 2.95	8 0.13 3.65 3.15	1 0.02 0.46 2.08	19 0.32 8.68 11.11	8 0.13 3.65 10.81	3 0.05 1.37 5.45	2 0.03 0.91 20.00	57 0.96 26.03 4.54	219 3.67
HL00FS0000	58 0.97 38.41 1.42	2 0.03 1.32 0.79	2 0.03 1.32 4.17	6 0.10 3.97 3.51	14 0.23 9.27 18.92	1 0.02 0.66 1.82	0 0.00 0.00 0.00	68 1.14 45.03 5.42	151 2.53
HLDS000000	40 0.67 58.82 0.98	5 0.08 7.35 1.97	3 0.05 4.41 6.25	1 0.02 1.47 0.58	1 0.02 1.47 1.35	5 0.08 7.35 9.09	1 0.02 1.47 10.00	12 0.20 17.65 0.96	68 1.14
HLDSFS0000	12 0.20 41.38 0.29	2 0.03 6.90 0.79	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	2 0.03 6.90 2.70	2 0.03 6.90 3.64	0 0.00 0.00 0.00	11 0.18 37.93 0.88	29 0.49
NO_ST_SOFA	226 3.79 46.50 5.52	22 0.37 4.53 8.66	7 0.12 1.44 14.58	27 0.45 5.56 15.79	14 0.23 2.88 18.92	7 0.12 1.44 12.73	2 0.03 0.41 20.00	181 3.04 37.24 14.42	486 8.15
Total	4095 68.69	254 4.26	48 0.81	171 2.87	74 1.24	55 0.92	10 0.17	1255 21.05	5962 100.00

SOFA gruppe før og etter YH 1995-1996 1 gangs YH gitt TILTAK UNDER FØRSTE YH=0000SUVU

SOFA STATUS FØR YH KRYSSET MED SOFA STATUS ETTER YH

PRESOFA	POSTSOFA								
Frequency Percent Row Pct Col Pct	0000000000	00000000YH	DS00FS0000	HL0000000	HL00FS0000	HLDS000000	HLDSFS0000	NOEND_SOFA	Total
0000000000	156 23.39 49.68 64.46	13 1.95 4.14 48.15	0 0.00 0.00 0.00	15 2.25 4.78 28.30	5 0.75 1.59 20.00	0 0.00 0.00 0.00	1 0.15 0.32 33.33	124 18.59 39.49 40.13	314 47.08
00000000YH	0 0.00 0.00 0.00	6 0.90 75.00 22.22	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	2 0.30 25.00 0.65	8 1.20
DS00FS0000	2 0.30 66.67 0.83	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	1 0.15 33.33 16.67	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	3 0.45
HL00000000	23 3.45 28.05 9.50	1 0.15 1.22 3.70	1 0.15 1.22 50.00	11 1.65 13.41 20.75	8 1.20 9.76 32.00	2 0.30 2.44 33.33	0 0.00 0.00 0.00	36 5.40 43.90 11.65	82 12.29
HL00FS0000	21 3.15 20.39 8.68	1 0.15 0.97 3.70	0 0.00 0.00 0.00	13 1.95 12.62 24.53	4 0.60 3.88 16.00	0 0.00 0.00 0.00	1 0.15 0.97 33.33	63 9.45 61.17 20.39	103 15.44
HLDS000000	3 0.45 60.00 1.24	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	1 0.15 20.00 4.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	1 0.15 20.00 0.32	5 0.75
HLDSFS0000	4 0.60 57.14 1.65	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	3 0.45 42.86 0.97	7 1.05
NO_ST_SOFA	33 4.95 22.76 13.64	6 0.90 4.14 22.22	1 0.15 0.69 50.00	14 2.10 9.66 26.42	7 1.05 4.83 28.00	3 0.45 2.07 50.00	1 0.15 0.69 33.33	80 11.99 55.17 25.89	145 21.74
Total	242 36.28	27 4.05	2 0.30	53 7.95	25 3.75	6 0.90	3 0.45	309 46.33	667 100.00

SOFA gruppe før og etter YH 1995-1996 1 gangs YH og TILTAK UNDER FØRSTE YH=FM0000VU

SOFA STATUS FØR YH KRYSSET MED SOFA STATUS ETTER YH

PRESOFA	POSTSOFA								
Frequency Percent Row Pct Col Pct	0000000000	00000000YH	DS00FS0000	HL00000000	HL00FS0000	HLDS000000	HLDSFS0000	NOEND_SOFA	Total
0000000000	3138 54.10 72.24 85.32	202 3.48 4.65 69.42	31 0.53 0.71 63.27	112 1.93 2.58 51.38	49 0.84 1.13 55.68	21 0.36 0.48 38.89	3 0.05 0.07 15.79	788 13.59 18.14 56.17	4344 74.90
00000000YH	0 0.00 0.00 0.00	54 0.93 85.71 18.56	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	9 0.16 14.29 0.64	63 1.09
DS00FS0000	25 0.43 46.30 0.68	2 0.03 3.70 0.69	2 0.03 3.70 4.08	4 0.07 7.41 1.83	1 0.02 1.85 1.14	0 0.00 0.00 0.00	1 0.02 1.85 5.26	19 0.33 35.19 1.35	54 0.93
HL00000000	118 2.03 42.91 3.21	7 0.12 2.55 2.41	4 0.07 1.45 8.16	24 0.41 8.73 11.01	10 0.17 3.64 11.36	5 0.09 1.82 9.26	4 0.07 1.45 21.05	103 1.78 37.45 7.34	275 4.74
HL00FS0000	82 1.41 38.86 2.23	9 0.16 4.27 3.09	2 0.03 0.95 4.08	11 0.19 5.21 5.05	9 0.16 4.27 10.23	8 0.14 3.79 14.81	1 0.02 0.47 5.26	89 1.53 42.18 6.34	211 3.64
HLDS000000	31 0.53 38.75 0.84	4 0.07 5.00 1.37	1 0.02 1.25 2.04	7 0.12 8.75 3.21	1 0.02 1.25 1.14	4 0.07 5.00 7.41	2 0.03 2.50 10.53	30 0.52 37.50 2.14	80 1.38
HLDSFS0000	24 0.41 45.28 0.65	1 0.02 1.89 0.34	1 0.02 1.89 2.04	3 0.05 5.66 1.38	1 0.02 1.89 1.14	1 0.02 1.89 1.85	0 0.00 0.00 0.00	22 0.38 41.51 1.57	53 0.91
NO_ST_SOFA	260 4.48 36.11 7.07	12 0.21 1.67 4.12	8 0.14 1.11 16.33	57 0.98 7.92 26.15	17 0.29 2.36 19.32	15 0.26 2.08 27.78	8 0.14 1.11 42.11	343 5.91 47.64 24.45	720 12.41
Total	3678 63.41	291 5.02	49 0.84	218 3.76	88 1.52	54 0.93	19 0.33	1403 24.19	5800 100.00

SOFA gruppe før og etter YH 1995-1996 1 gangs YH og TILTAK UNDER FØRSTE YH=UD0000VU

SOFA STATUS FØR YH KRYSSET MED SOFA STATUS ETTER YH

PRESOFA	POSTSOFA								
Frequency Percent Row Pct Col Pct	0000000000	00000000YH	DS00FS0000	HL0000000	HL00FS0000	HLDS0000000	HLDSFS0000	NOEND_SOFA	Total
0000000000	1073 32.92 47.60 77.36	179 5.49 7.94 72.76	24 0.74 1.06 75.00	150 4.60 6.65 60.24	76 2.33 3.37 58.46	15 0.46 0.67 55.56	3 0.09 0.13 17.65	734 22.52 32.56 62.68	2254 69.16
00000000YH	0 0.00 0.00 0.00	32 0.98 62.75 13.01	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	19 0.58 37.25 1.62	51 1.56
DS00FS0000	15 0.46 51.72 1.08	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	4 0.12 13.79 1.61	1 0.03 3.45 0.77	0 0.00 0.00 0.00	1 0.03 3.45 5.88	8 0.25 27.59 0.68	29 0.89
HL00000000	64 1.96 31.68 4.61	9 0.28 4.46 3.66	1 0.03 0.50 3.13	21 0.64 10.40 8.43	16 0.49 7.92 12.31	2 0.06 0.99 7.41	2 0.06 0.99 11.76	87 2.67 43.07 7.43	202 6.20
HL00FS0000	77 2.36 33.19 5.55	13 0.40 5.60 5.28	1 0.03 0.43 3.13	22 0.68 9.48 8.84	15 0.46 6.47 11.54	2 0.06 0.86 7.41	0 0.00 0.00 0.00	102 3.13 43.97 8.71	232 7.12
HLDS000000	19 0.58 42.22 1.37	2 0.06 4.44 0.81	1 0.03 2.22 3.13	4 0.12 8.89 1.61	2 0.06 4.44 1.54	1 0.03 2.22 3.70	1 0.03 2.22 5.88	15 0.46 33.33 1.28	45 1.38
HLDSFS0000	15 0.46 33.33 1.08	4 0.12 8.89 1.63	0 0.00 0.00 0.00	6 0.18 13.33 2.41	3 0.09 6.67 2.31	1 0.03 2.22 3.70	0 0.00 0.00 0.00	16 0.49 35.56 1.37	45 1.38
NO_ST_SOFA	124 3.80 30.92 8.94	7 0.21 1.75 2.85	5 0.15 1.25 15.63	42 1.29 10.47 16.87	17 0.52 4.24 13.08	6 0.18 1.50 22.22	10 0.31 2.49 58.82	190 5.83 47.38 16.23	401 12.30
Total	1387 42.56	246 7.55	32 0.98	249 7.64	130 3.99	27 0.83	17 0.52	1171 35.93	3259 100.00

SOFA gruppe før og etter YH 1995-1996 1 gangs YH og TILTAK UNDER FØRSTE YH=UDFM00VU

SOFA STATUS FØR YH KRYSSET MED SOFA STATUS ETTER YH

PRESOFA / POSTSOFA	0000000000	00000000YH	DS00FS0000	HL0000000	HL00FS0000	HLDS000000	HLDSFS0000	NOEND_SOFA	Total
0000000000	204	70	2	22	7	3	1	150	459
	28.61	9.82	0.28	3.09	0.98	0.42	0.14	21.04	64.38
	44.44	15.25	0.44	4.79	1.53	0.65	0.22	32.68	
	66.45	84.34	50.00	62.86	58.33	42.86	100.00	56.82	
00000000YH	0	8	0	0	0	0	0	8	16
	0.00	1.12	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.12	2.24
	0.00	50.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	50.00	
	0.00	9.64	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.03	
DS00FS0000	3	0	1	1	0	0	0	1	6
	0.42	0.00	0.14	0.14	0.00	0.00	0.00	0.14	0.84
	50.00	0.00	16.67	16.67	0.00	0.00	0.00	16.67	
	0.98	0.00	25.00	2.86	0.00	0.00	0.00	0.38	
HL00000000	18	2	0	0	1	1	0	24	46
	2.52	0.28	0.00	0.00	0.14	0.14	0.00	3.37	6.45
	39.13	4.35	0.00	0.00	2.17	2.17	0.00	52.17	
	5.86	2.41	0.00	0.00	8.33	14.29	0.00	9.09	
HL00FS0000	25	1	0	1	0	0	0	22	49
	3.51	0.14	0.00	0.14	0.00	0.00	0.00	3.09	6.87
	51.02	2.04	0.00	2.04	0.00	0.00	0.00	44.90	
	8.14	1.20	0.00	2.86	0.00	0.00	0.00	8.33	
HLDS000000	8	0	0	1	1	1	0	8	19
	1.12	0.00	0.00	0.14	0.14	0.14	0.00	1.12	2.66
	42.11	0.00	0.00	5.26	5.26	5.26	0.00	42.11	
	2.61	0.00	0.00	2.86	8.33	14.29	0.00	3.03	
HLDSFS0000	4	0	1	0	0	0	0	7	12
	0.56	0.00	0.14	0.00	0.00	0.00	0.00	0.98	1.68
	33.33	0.00	8.33	0.00	0.00	0.00	0.00	58.33	
	1.30	0.00	25.00	0.00	0.00	0.00	0.00	2.65	
NO_ST_SOFA	45	2	0	10	3	2	0	44	106
	6.31	0.28	0.00	1.40	0.42	0.28	0.00	6.17	14.87
	42.45	1.89	0.00	9.43	2.83	1.89	0.00	41.51	
	14.66	2.41	0.00	28.57	25.00	28.57	0.00	16.67	
Total	307	83	4	35	12	7	1	264	713
	43.06	11.64	0.56	4.91	1.68	0.98	0.14	37.03	100.00

SOFA gruppe før og etter YH 95-96 1 gangs YH og TILTAK UNDER FØRSTE YH=FMUD00VU

SOFA STATUS FØR YH KRYSSET MED SOFA STATUS ETTER YH

PRESOFA / POSTSOFA Frequency Percent Row Pct Col Pct	0000000000	00000000YH	DS00FS0000	HL00000000	HL00FS0000	HLDS000000	HLDSFS0000	NOEND_SOFA	Total
0000000000	109 25.00 35.28 75.17	51 11.70 16.50 91.07	2 0.46 0.65 66.67	12 2.75 3.88 66.67	7 1.61 2.27 58.33	3 0.69 0.97 50.00	1 0.23 0.32 100.00	124 28.44 40.13 63.59	309 70.87
00000000YH	0 0.00 0.00 0.00	5 1.15 55.56 8.93	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	4 0.92 44.44 2.05	9 2.06
DS00FS0000	1 0.23 50.00 0.69	0 0.00 0.00 0.00	1 0.23 50.00 33.33	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	2 0.46
HL00000000	9 2.06 33.33 6.21	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	1 0.23 3.70 5.56	2 0.46 7.41 16.67	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	15 3.44 55.56 7.69	27 6.19
HL00FS0000	8 1.83 44.44 5.52	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	1 0.23 5.56 5.56	2 0.46 11.11 16.67	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	7 1.61 38.89 3.59	18 4.13
HLDS000000	1 0.23 25.00 0.69	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	3 0.69 75.00 1.54	4 0.92
HLDSFS0000	1 0.23 20.00 0.69	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	4 0.92 80.00 2.05	5 1.15
NO_ST_SOFA	16 3.67 25.81 11.03	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	4 0.92 6.45 22.22	1 0.23 1.61 8.33	3 0.69 4.84 50.00	0 0.00 0.00 0.00	38 8.72 61.29 19.49	62 14.22
Total	145 33.26	56 12.84	3 0.69	18 4.13	12 2.75	6 1.38	1 0.23	195 44.72	436 100.00

Publikasjoner fra Frischsenteret

Alle publikasjoner er tilgjengelig i Pdf-format på : www.frisch.uio.no

Rapporter

1/1999	**Arbeidsledighet, arbeidsmarkedspolitikk og jobbsøking i Norge**	Knut Røed, Hege Torp, Tom Erik Aabø
2/1999	**Egenskaper ved tildelingsformer for nasjonale klimagasskvoter**	Rolf Golombek, Michael Hoel, Snorre Kverndokk, Ove Wolfgang
3/1999	**Regionale virkninger av økte elektrisitetspriser til kraftkrevende industri**	Nils-Henrik M. von der Fehr, Trond Hjørungdal
4/1999	**Bedriftsnedleggelse og klimakvoter i norsk industri**	Rolf Golombek, Arvid Raknerud
5/1999	**Utdanning og livsinntekt i Norge**	Oddbjørn Raaum, Tom Erik Aabø, Thomas Karterud
1/2000	**Hvem er de ledige? En økonometrisk analyse av arbeidsledighetens sammensetning i Norge på 1990-tallet**	Morten Nordberg

Arbeidsnotater

1/1999	**Kan markedskreftene temmes i lønnsdannelsen?**	Colin Forthun
2/1999	**Inntektseffekter av utdanning i Norge – en litteraturoversikt**	Oddbjørn Raaum
1/2000	**Empirical Specification of the Model in "Early Retirement and Economic Incentives"**	Erik Hernæs, Steinar Strøm
2/2000	**Forholdene på arbeidsmarkedet, økonomiske incentiver og risikoen for å bli yrkeshemmet**	Christian L. Wold Eide

Memoranda

Serien publiseres av Sosialøkonomisk institutt, Universitetet i Oslo, i samarbeid med Frischsenteret. Listen under omfatter kun memoranda tilknyttet prosjekter på Frischsenteret. En komplett oversikt over memoranda finnes på www.sv.uio.no/sosoek/memo/.

3/1999	**The Economics of Screening Programs**	Steinar Strøm
7/1999	**What hides behind the rate of unemployment? Micro evidence from Norway**	Knut Røed, Tao Zhang
9/1999	**Monte Carlo Simulations of DEA Efficiency Measures and Hypothesis Tests**	Sverre A.C. Kittelsen
11/1999	**Efficiency and Productivity of Norwegian Colleges**	Finn R. Førsund, Kjell Ove Kalhagen
14/1999	**Unemployment Duration in a Non-Stationary Macroeconomic Environment**	Knut Røed, Tao Zhang
16/1999	**The effect of schooling on earnings: The role of family background studied by a large sample of Norwegian twins**	Oddbjørn Raaum, Tom Erik Aabø
17/1999	**Early Retirement and Economic Incentives**	Erik Hernæs, Marte Sollie, Steinar Strøm
18/1999	**Fewer in Number but Harder to Employ: Incidence and Duration of Unemployment in an Economic Upswing**	Erik Hernæs
19/1999	**Progressiv Taxes and the Labour Market**	Knut Røed, Steinar Strøm
22/1999	**Inequality, Social Insurance and Redistribution**	Karl Ove Moene, Michael Wallerstein
24/1999	**Do Voluntary Agreements Lead to Cost Efficiency**	Rolf Golombek, Espen R. Moen
25/1999	**Rent Grabbing and Russia's Economic Collapse**	Sheetal K. Chand and Karl Ove Moene
28/1999	**The role of foreign ownership in domestic environmental regulation under asymmetric infortmation**	Jon Vislie
29/1999	**Labor unions versus individualized bargaining with heterogeneous labor**	Jon Strand
32/1999	**Efficiency in the Provision of Municipal Nursing – and Home-Care Services: The Norwegian Experience**	Espen Erlandsen, Finn R. Førsund
33/1999	**Effects of Progressive Taxes under Decentralized Bargaining and Heterogeneous Labor**	Jon Strand
34/1999	**Reflections on Abatement Modelling**	Ove Wolfgang
35/1999	**Crime Induced Poverty Traps**	Halvor Mehlum, Karl Ove Moene, Ragnar Torvik

36/1999	**Statistical Discrimination and the Returns to Human Capital and Credentials**	Christian Brinch
38/1999	**Relative Unemployment Rates and Skill-Biased Technological Change**	Knut Røed
2/2000	**Married Men and Early Retirement Under the AFP Scheme**	Ole J. Røgeberg
5/2000	**Earnings Assimilation of Immigrants in Norway - A Reappraisal**	Pål Longva, Oddbjørn Raaum



Frischsenteret

Stiftelsen Frischsenteret for samfunnsøkonomisk forskning er en uavhengig stiftelse opprettet av Universitetet i Oslo. Frischsenteret utfører samfunnsøkonomisk forskning i samarbeid med Sosialøkonomisk institutt ved Universitetet i Oslo. Forskningsprosjektene er i hovedsak finansiert av Norges forskningsråd, departementer og internasjonale organisasjoner. De fleste prosjektene utføres i samarbeid mellom Frischsenteret og forskere ved andre norske og utenlandske forskningsinstitusjoner.

Frischsenteret
Gaustadalléen 21
0349 Oslo
Tlf: 22958810
Fax: 22958825
frisch@frisch.uio.no
www.frisch.uio.no