

Rapport
1/2000

Hvem er de ledige?
En økonometrisk analyse av
arbeidsledighetens
sammensetning i Norge på
1990-tallet

Morten Nordberg



*Stiftelsen Frichsenteret for samfunnsøkonomisk forskning
Ragnar Frisch Centre for Economic Research*

Hvem er de ledige? En økonometrisk analyse av arbeidsledighetens sammensetning i Norge på 1990-tallet

Morten Nordberg

Sammendrag: Arbeidsledigheten i Norge er blitt skjevere fordelt på 1990-tallet. Denne rapporten søker å teste om det er slik at personer med relativt sett svake kvalifikasjoner må bære en stadig større del av denne byrden. Mens andre undersøkelser i hovedsak har brukt utdanningslengde for å identifisere personer med lav produktivitet, fokuseres det i denne rapporten på personer som tidligere har hatt lav inntekt, sammenlignet med andre med de samme formelle kvalifikasjonene.

Konklusjonen er at personer som tidligere har hatt lav inntekt, relativt til andre med samme utdanning og erfaring, oftere er registret i ledighetsregisteret. De har høyere sannsynlighet for å *bli* ledige, og de har høyere sannsynlighet for å *forbli* ledige når de først har havnet i ledighetskøen. Begge disse effektene har blitt signifikant sterkere på 1990-tallet.

Nøkkelord: Arbeidsledighet, produktivitet, inntekt

Kontakt: morten.nordberg@bi.no, knut.roed@frisch.uio.no
www.frisch.uio.no

Rapport fra prosjektet "Sortering, utsatte grupper og arbeidsmarkedstiltak" (internt prosjektnummer 1203), finansiert av Norges Forskningsråd (NFR-prosjekt nr. 124613/510)

ISBN 82-7988-009-7
ISSN 1501-9721

Forord

Denne rapporten er en del av prosjektet "Sortering, utsatte grupper og arbeidsmarkedstiltak" finansiert av Norges forskningsråd. Rapporten er skrevet ved Stiftelsen Frischsenteret for samfunnsøkonomisk forskning, sommeren og høsten 1999.

Jeg vil takke Tao Zang, Tom Erik Aabø, Kåre Johansen og spesielt Knut Røed for inspirasjon, veiledning og bistand under arbeidet med denne rapporten.

Kapittel 1: Innledning	1
1.1 Bakgrunnen for problemstillingen	1
1.2 Videre disponering av rapporten	7
Kapittel 2: Problemstillingen i lys av tidligere studier	8
Kapittel 3: Datamaterialet	12
Kapittel 4: Økonometrisk analyse.	14
4.1 Statisk analyse	15
4.1.1 Gruppering av ulike utdanningstyper.	15
4.1.2 Relativ posisjon i inntektsfordelingen	17
4.1.3 Risikopopulasjonen	19
4.2.1 Økonometrisk statisk modell	22
4.2.2 Tolkningen av estimatene i modellen	25
4.2.3 Empiriske resultater	26
4.2.4 Bruk av estimatene for å studere utviklingen over tid	28
4.2.5 Mer om effekten av posisjonen i inntektsfordelingen.	36
4.2.6 Inntektsvariablenes betydning på sannsynligheten for å rammes av arbeidsledighet.	38
4.2.7 Har betydningen av posisjon i inntektsfordelingen økt for alle?	48
4.3 Dynamisk analyse	54
Kapittel 5: Oppsummering og konklusjoner:	61

Kapittel 1: Innledning

Hovedproblemstillingen i denne rapporten er om arbeidsledigheten i Norge har blitt skjevere fordelt, slik at personer med svake kvalifikasjoner må bære en stadig større del av den samlede arbeidsledighetsbyrden. Denne problemstillingen analyseres ved bruk av individdata, hvor jeg estimerer ledighetstilbøyeligheten for ulike grupper. Mens tidligere undersøkelser har benyttet et utdanningskriterium for å identifisere personer med svake kvalifikasjoner vil jeg benytte et kriterium basert på tidligere inntekt. Jeg vil også studere om eventuell ulikhet i ledighetstilbøyeligheten skyldes ulikhet i insidens (ulikhet i sannsynligheten for å bli ledig) og/eller persistens (ulikhet i sannsynligheten for å forbli ledig).

1.1 Bakgrunnen for problemstillingen

Med unntak av en periode på slutten av 1980-tallet og en periode på slutten av 1990-tallet, har arbeidsledigheten i Vest-Europa økt jevnt og trutt siden midten av 1960-tallet, fra ca. 2 prosent i 1964 til 10,5 prosent i 1997. Samtidig med økningen i arbeidsledigheten i Europa har man i USA opplevd at ledigheten svinger uten noen langsiktig trend. Sjokk gir umiddelbare og store effekter i arbeidsmarkedet, men det kan virke som om det raskt settes i gang mekanismer som trekker ledigheten tilbake mot utgangsløyet. I Europa ser det ut til at sjokkene har noe mindre effekt på kort sikt, men at stabiliseringsmekanismene som skal trekke ledigheten tilbake til utgangsløyet ikke er tilstede. Teoriene som søker å forklare den økte ledigheten i Europa må være konsistent med det faktum at ledigheten i USA ikke har økt.

En sentral forskjell på USA og Europa er graden av lønnsfleksibilitet. Lønssystemet i USA er sett på som å være mye mer fleksibelt enn i Europa. Dette skyldes dels at selve lønnsdannelsen er mer desentralisert, og dels at det sosiale sikkerhetsnettet er svakt i USA. Generelt er trygdesystemet mer "generøst" i Europa enn i USA. Et generøst trygdesystem bidrar ikke bare til å skape rigiditeter i lønnsdannelsen, men også til å redusere arbeidernes incentiver til å være i jobb, og dermed forlenge ledighetsperiodene. Ved første øyekast framstår dette som en plausibel forklaring på at arbeidsledigheten jevnt over er høyere i Europa enn i USA. Empirisk sett støtter imidlertid forklaringen på to problemer. For det første har disse forskjellene eksistert lenge før Europas

ledighetsproblem oppstod. For det andre finnes det flere mindre Europeiske land som også i dag kombinerer en generøs velferdsstat og sentralisert lønnsdannelse med lav arbeidsledighet. Sterke fagforeninger og generøse trygdeordninger kan altså ikke alene forklare at likevektsledigheten i en rekke europeiske land har økt.

I arbeidsmarkedsteorimodeller som fagforenings- og effektivitetlønnsmodeller, spiller risikoen for å rammes av arbeidsledighet en sentral rolle. Det at de ansatte kan bli ledige har en lønnsdempende effekt, og ofte blir det antatt at sannsynlighet for å rammes av arbeidsledighet er positivt korrelert med nivået på den aggregerte ledigheten (Layard et.al., 1991 kapittel 2 og 3). Men alle arbeidstakerne står ikke overfor den samme risikoen for å rammes av ledighet. Avhengig av blant annet bedrifters lønnsomhet, personlige egenskaper og formelle regler ved en eventuell nedbemanning, har noen mye sikrere jobber enn andre. Ved en eventuell oppsigelse er det noen som lett vil finne seg en ny jobb, mens det for andre vil være vanskelig. Dette betyr at den lønnsdempende effekten av ett gitt ledighetsnivå vil kunne variere mellom grupper.

I de fleste Europeiske land vil lønna i hovedsak bli bestemt ved kollektive forhandlinger mellom arbeidstakere og arbeidsgivere. Hvis det kun er en relativt liten gruppe som er utsatt for reell ledighetsrisiko, kan det tenkes at fagforeningene ikke tar hensyn til denne gruppen i lønnsforhandlingene. En slik effekt er kjent som “insider- outsider-effekten” (Lindbeck og Snower, 1988). Dette kan føre til at lønnsstrukturen blir mer sammenpresset i land hvor fagforeningene står sterkt. Det er altså ikke bare *ledighetsnivået* som kan tenkes å ha betydning for lønnsfastsettelsen, men også *ledighetsfordelingen*. Dersom det bare er en liten gruppe som har reell mulighet for å rammes av ledighet, kan man tenke seg at den lønnsdempende effekten av et bestemt ledighetsnivå er lavere enn om denne risikoen er jevnt fordelt.

En hypotese som har fått stor tilslutning er at det av en eller annen grunn (for eksempel teknologiske endringer), har skjedd en relativ endring i etterspørselen etter arbeidskraft i løpet av de siste 10-årene, slik at arbeidskraft med høy produktivitet har steget i verdi relativt til arbeidskraft med lav produktivitet (Krugman, 1994). Det er altså markedskrefter som trekker i retning av en økende lønnsulikhet. Hvis dette er riktig, samtidig som det er institusjonelle forhold som for eksempel fagforeninger og generøse

trygdeordninger som hindrer at lønningene tilpasser seg, vil dette kunne være en årsak til den økende ledigheten i Europa. Hvis en slik relativ etterspørselsendring har funnet sted vil den økte ledigheten i Europa og de økte lønnsforskjellene i USA kunne sees på som to sider av samme sak. I USA vil den minst produktive delen av arbeidsstyrken utsettes for stadig lavere lønn, mens den i Europa vil bli skjøvet ut i ledighet.

En måte å teste en slik hypotese på er å sammenligne den relative ledighetsraten for personer med lav og høy utdanning. Den relative ledighetsraten er ledighetsraten for en gruppe dividert med ledighetsraten for en annen gruppe. Kort fortalt har det vist seg at det med dette som utgangspunkt ikke er empirisk belegg for å hevde at den økte ledigheten i Europa kan forklares ved at relativ ledighetsrate for de med lav utdanning har økt. (Jackman et.al, 1997, Nickell og Bell, 1996, Manacorda og Petrongolo, 1999). Det er heller ikke belegg for å hevde at den relative ledighetsraten for de lavt utdannede er høyere i Europa enn i USA. En potensiell kritikk av disse studiene er at det ikke er opplagt at utdanning er det riktige sammenligningsgrunnlaget. Teorien om endring i relativ etterspørsel er nokså vag på dette punktet. Kanskje er det mer personlige egenskaper som i økende grad etterspørres? Dette kan for eksempel være dyktighet, kreativitet og kognitive egenskaper.

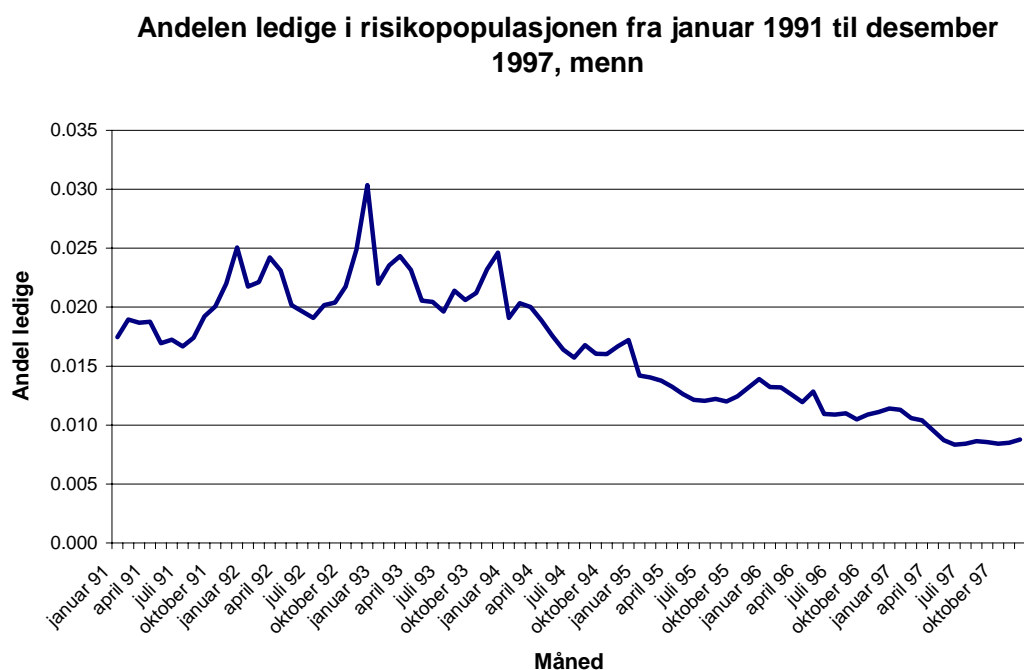
I denne rapporten vil jeg derfor ta i bruk et alternativt produktivitetsmål for å finne ut om det er slik at en gruppe mennesker med svake kvalifikasjoner utgjør en stadig større andel av de arbeidsledige. Problemstillingen i denne rapporten ligner på problemstillingen i Jackman et.al (1997), Nickell og Bell (1996), Manacorda og Petrongolo, (1999). Men framfor å sammenligne personer med ulike formell kvalifikasjoner skal sammenligne personer med de samme formelle kvalifikasjonene, men med ulike personlig egenskaper. For å identifisere slike personlige egenskaper benytter jeg et kvalifikasjonsmål basert på tidligere inntekt som sysselsatt. Perioden hvor ledigheten studeres er fra 1991 til 1997.

Det kan innvendes at Norge er et spesielt land i denne sammenhengen fordi vi i dag har en av Europas laveste ledighetsrater samtidig som lønnsulikhetene er relativt små. En annen forskjell er at ledighetsnivået i Norge har vært lavt i perioder hvor det har vært høyt i andre Europeiske land. Det kan imidlertid likevel være interessant å benytte

norske data til å studere hypotesen som ofte knyttes til Krugman (1994). Dersom denne hypotesen er riktig, det vil si at det faktisk har vært en relativ økning i etterspørselen etter bestemte typer arbeidskraft på grunn av for eksempel teknologiske endringer, er det nærliggende å tro at dette har hatt betydning også i Norge. Røed og Zang (1999) finner at resultatet fra blant andre Jackman et al.(1997), også gjelder for Norge på 1990- tallet. Det er svært få tegn til at personer med lav utdanning har kommet dårligere ut, eller belastes med en større andel av ledigheten over tid når man legger relativ ledighetsrate til grunn. Røed og Zang (1999) hevder imidlertid at det er ting som tyder på at det er en økende ulikhet i ledighetsfordelingen, slik at det synes å være en ikke- identifisert gruppe mennesker som tar en stadig større del av den totale ledighetsbyrden. I denne rapporten vil jeg konstruere et mål som kan bidra til å identifisere den gruppen som tilsynelatende har kommet dårligere ut. Dette målet er basert på individets posisjon i den utdannings- og yrkesspesifikke inntektsfordelingen, som er beregnet ut fra tidligere inntekt. Dersom dette målet ser ut til å identifisere denne gruppen i Norge, kan det tenkes at det kan bidra til å forklare noe av den økte ledigheten i Europa, og at hypotesen om relative skift i etterspørselen etter arbeidskraft likevel har noe for seg.

Selve målet blir forklart nærmere i avsnitt 4.1.2. Poenget er at det lages et inntektsmål som sier noe om hvor stor inntekt en person har relativt til en gruppe det er nærliggende å sammenligne personen med. Dette målet benyttes så i en økonometrisk analyse som sikter mot å forklare ledighetstilbøyeligheten for en gruppe nordmenn (risikopopulasjonen) på 1990-tallet. Jeg vil, av grunner som forklares i kapittel 4, i hovedsak fokusere på menn med en viss yrkeserfaring i denne rapporten. Figur 1 viser andelen i risikopopulasjonen som var helt arbeidsledige eller på ulike arbeidsmarkedstiltak i perioden som studeres.

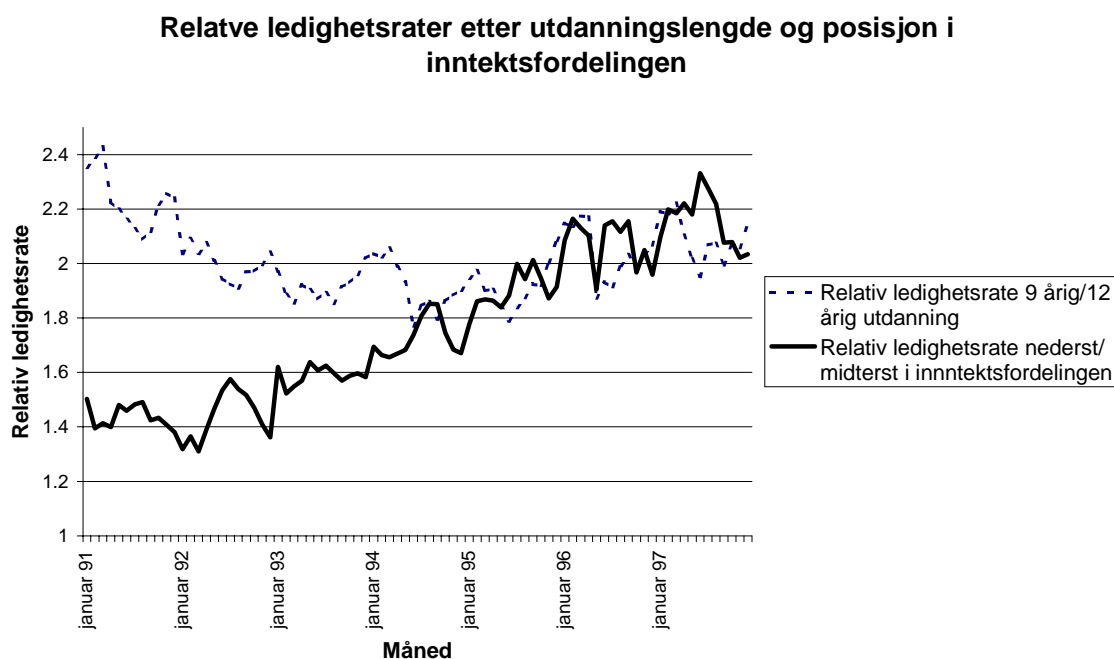
Figur 1



Figuren viser at ledigheten stiger fram til 1993 for deretter å falle. Utviklingen i ledighetsraten for de som inngår i risikopopulasjonen skiller seg ikke ut fra utviklingen for hele befolkningen (se Røed og Zang, 1999, Supplement). Andelen av de ledige i risikopopulasjonen ligger på rundt en tredjedel av nivået for hele befolkningen i perioden.

I figur 2 er det vist relative ledighetsrater i henhold til standard utdanningsmål, og i henhold til det alternative betingede inntektsmålet. De relative ledighetsratene er vist for hver måned fra januar 91 til desember 97. Det er her betinget på at personene er med i den benyttede risikopopulasjonen.

Figur 2



Relativ ledighetsrate for de med lav utdanning er større enn 1 i alle årene. Dette betyr at andelen av de med lav utdanning som er ledig er større enn andelen av de med noe lengre utdanning. Det samme er tilfelle når man ser på relativ posisjon i inntektsfordelingen. De med lavest inntekt, gitt utdanning og erfaring, er mer ledige enn de som ligger midt i inntektsfordelingen. Det interessante er imidlertid å se på utviklingen over tid i disse relative forholdene. Figuren viser at ut fra det “vanlige” produktivetsmålet, som er utdanningslengde, er det ingen tegn til at de med svake kvalifikasjoner, eller lav produktivitet, har kommet dårligere ut over tid. Når man benytter det andre produktivetsmålet som er relativ posisjon i inntektsfordelingen, ser det ut som om de med lav relativ inntekt utgjør en stigende andel av de arbeidsledige.

Det å bruke tidligere plassering i inntektsfordelingen som et produktivetsmål i denne sammenhengen er, så langt jeg kjenner til, ikke gjort tidligere.

1.2 Videre disponering av rapporten

Rapporten er organisert på følgende måte:

- I kapittel 2 ser jeg nærmere på tidligere undersøkelser og forklarer hvordan denne rapporten forholder seg til disse studiene.
- Kapittel 3 beskriver datamaterialet som disponeres.
- I kapittel 4 presenteres resultatene fra ulike økonometriske modeller, samt hvordan ulike variable er konstruert, og hvem som inngår i risikopopulasjonen. Spesielt legges det vekt på å forklare hvordan relativ posisjon i inntektsfordelingen påvirker sannsynligheten for å være registrert som arbeidsledig, og hvem som påvirkes av denne variabelen. I tillegg forklares hvordan det konstruerte produktivitetsmålet påvirker insidens og persistens av arbeidsledighet.
- Kapittel 5 er et sammendrag hvor konklusjonene presenteres.

Kapittel 2: Problemstillingen i lys av tidligere studier

Dette kapittelet gir en mer detaljert oversikt over noen av de relevante studiene knyttet til problemstillingen, og forklare hvor denne rapporten står i forhold til disse.

Som nevnt i kapittel 1 er utgangspunktet en hypotese om at det har skjedd en relativ endring i etterspørselen etter arbeidskraft, som har rammet de med lavest produktivitet. En relativ økning i etterspørselen etter høyt kvalifisert arbeidskraft vil neppe være noe problem hvis den ble møtt med en tilsvarende økning i tilbudet. Dersom det relative tilbudet ikke fullt ut tilpasser seg etterspørselsendringen, slik at det blir et økende misforhold mellom tilbud og etterspørsel etter høyt- og lavt kvalifisert arbeidskraft, vil dette kunne slå ut på to måter:

- 1) Hvis lønssystemet er fleksibelt vil de høyt kvalifiserte få høyere lønn, og de med svake kvalifikasjoner vil få lavere lønn. Med andre ord vil lønnsforskjellene øke.
- 2) Hvis lønssystemet er lite fleksibelt vil de med svake kvalifikasjoner i større grad utsettes for arbeidsledighet.

I USA hvor lønningene betraktes som fleksible vil en økende “mismatch” mellom høyt- og lavt kvalifisert arbeidskraft slå ut i økende lønnsforskjeller. I Europa, hvor lønnsfleksibiliteten er mindre, blir resultatet at ledigheten blant de minst kvalifiserte øker, og at de med gode kvalifikasjoner har sikrere jobber enn noen gang. Denne hypotesen knyttes ofte til Krugman (1994). Hypotesen har vært utgangspunktet for flere empiriske undersøkelser, hvor man har forsøkt å teste om økende “mismatch” kan være årsaken til den økende ledigheten i Europa. Jeg vil gjengi noen av dem her.

Med utgangspunkt i en CES produktfunksjon, hvor både “skilled” og “unskilled” arbeidskraft inngår, drøfter Nickell og Bell (1995) om en slik relativ etterspørselsendring har funnet sted, og om dette kan forklare den økte ledigheten i Europa. I så fall burde man observere en økning i den relativ ledighetsrate for de med lav utdanning i de Europeiske landene. I USA derimot vil, dersom hypotesen er riktig, en slik økning ikke finne sted. De empiriske studiene viser imidlertid noe annet. De finner at i landene Tyskland, Nederland, Spania, Storbritannia og Canada er økningen i arbeidsledigheten på 1980- tallet knyttet til en økning blant de med *høy* utdanning. I Norge, Sverige, Japan

og USA (!) har mesteparten av økningen i den samme tidsperioden kommet blant de med lav utdanning. Disse konklusjonene er altså basert på utviklingen i relativ ledighetsrate for personer med lav utdanning, i forhold til de med høy utdanning. I den første gruppen av land er gjennomsnittlig økning i ledigheten som skyldes økt "mismatch", estimert til å være 19 prosent, mens 81 prosent forklares av nøytrale sjokk. Det vil si at ledigheten både for de med lav- og de med høy utdanning øker. Disse resultatene tilsier at hypotesen om en relativ etterspørselsendring som slår ut i økt ledighet blant de lavt utdannede i Europa må forkastes.

Jackman et. al. (1997) tar i likhet med Krugman (1994), og Nickell og Bell (1995), opp spørsmålet om det kan tenkes at det Europeiske ledighetsproblemet og de økte lønnsforskjellene i USA er to sider av samme sak. Også her er utgangspunktet at man skiller mellom kvalifisert/faglært arbeidskraft og ukvalifisert/ufaglært arbeidskraft, og deler inn disse gruppene etter utdanningslengde. Ved å studere relativ ledighetsrate for de med lav utdanning fra 70- tallet til et stykke ut på 90 tallet, finner de at det bare er i Italia, Storbritannia og USA at de relative ledighetsratene for de lavt utdannede har økt. Den økte etterspørselen etter høyt kvalifisert arbeidskraft er, ifølge Jackman et. al.(1994), møtt med en tilsvarende økning i tilbudet. Poenget er at den økte ledigheten i Europa ikke kan forklares med rigid reallønn, fordi relativ ledighetsrate ikke er endret i vesentlig grad. Det er altså ikke slik at de med lav utdanning har blitt, relativt sett, mer ledige i løpet av de siste tiårene. Konklusjonen blir nok en gang at hypotesen som knyttes til Krugman (1994) viser seg ikke å holde empirisk.

Manacorda og Petrongolo,(1999) bekrefter i stor grad resultatene om at økende "mismatch" mellom grupper med ulik lengde på utdanningen, ikke er årsaken til den økte ledigheten i Europa. Unntaket er Storbritannia hvor "mismatch" er beregnet til å forklare mellom 28 og 45 % av den økte ledigheten på 6 prosentpoeng fra 1974 til 1992.

Layard et. al (1991, kapittel 6) ser på ledighetsrater innenfor enkelte yrker. Målet som benyttes for "mismatch" er variansen til ledighetsratene i ulike "delmarkeder". De deler arbeidsstyrken inn 7 ulike yrker og studerer om variansen har økt. Konklusjonen er at det kun er for Sverige at de finner indikasjoner på økende ulikhet mellom de ulike yrkesgruppene. De ser også på relativ ledighetsrate for "manual workers" i forhold til

“non-manual workers”. Det hevdes imidlertid at relative ledighetsrater for personer med ulik utdanning vil være et mer meningsfullt mål fordi utdanning er et relativt stabilt personlig kjennetegn.

Røed og Zang (1999) undersøker om de med lav utdanning utgjør en økende andel av de ledige i Norge. De finner at relativ ledighetsrate for personer med lav utdanning reduseres noe i perioden fra 1989 til 1997. Dette gjelder både sammenlignet med de med middels lang utdanning, og de med lang utdanning. For menn er det en svak økning helt på slutten av perioden, men det er ikke grunnlag for å si at de med lavest utdanning har kommet dårligere ut over tid.

Så langt ser altså konklusjonen ut til å være at det ikke har skjedd en relativ endring i etterspørselen etter arbeidskraft som kan forklare den økte ledigheten i Europa. Jackman et.al (1997), Nickell og Bell (1996), og Manacorda og Petrongolo, (1999) ser alle på forholdet mellom ledighetsraten for grupper med lav utdanning, og grupper med høy utdanning for å studere om det er en økning i “mismatch”. Det er minst to mulige innvendinger mot å bruke relativ ledighetsrate for utdanningsgrupper til å forklare om en slik etterspørselsendring har funnet sted eller ikke. Den viktigste innvendingen er at utdanningsnivå, eller antall år med utdanning, ikke nødvendigvis er den beste inndelingen for å skille “vinnere” og “tapere” i arbeidsmarkedet. Det at produktivitet og formell kompetanse er sterkt korrelert, og at lønnsrigiditeten i Europa først og fremst er knyttet til arbeidskraft med ulik utdanning, er altså en helt sentral forutsetning for at disse resultatene skal kunne si om en slik relativ etterspørselsendring har funnet sted eller ikke. En annen innvending er at relativ ledighetsrate ikke får fram eventuelle endringer mellom insidens og persistens, det vil si at den skiller ikke mellom hvor ofte en person blir arbeidsledig, og hvor lang tid det tar før personen kommer tilbake i ordinært arbeid. Mens høy relativ ledighetsrate for personer med lav utdanning ser ut til å være et rent insidensproblem i USA, dvs at de med lav utdanning lettere blir ledige, men ikke forblir ledig lenger enn personer med høy utdanning når de først har blitt ledige, er dette problemet i større grad et persistensproblem i Frankrike (Cohen et.al. 1997).

“Krugmans hypotese” bygger på observasjonen av at lønnsforskjellene i USA generelt har økt. Undersøkelser viser imidlertid at bare en liten del av de økte lønnsforskjellene

kan knyttes til utdanning, det vil si at de økte lønnsforskjellene først og fremst er et fenomen som observeres innenfor hver utdanningsgruppe (Katz og Murphy, 1992, s43-45; Gottschalk, 1997.s.31-33). Man kan derfor tenke seg at problemet først og fremst er lønns- og produktivetsfordelingen *gitt* utdanningstype, og ikke mellom ulike utdanningstyper. Det kan altså tenkes at selv om relativ ledighetsrate for de med lav utdanning er nokså konstant er det en gruppe mennesker som ikke er i stand til å forsvare den lønna som er fastsatt av fagforeningene, eller som ikke vil jobbe til den lønna de hadde fått hvis markedet fikk bestemme lønnsfastsettelsen. Poenget er at det som kjennetegner denne gruppen ikke nødvendigvis er at de har lav utdanning.

I denne rapporten vil jeg derfor fokusere på et utdanningsuavhengig produktivetsmål, med basis i tidligere inntekt. Tanken er at tidligere inntekt kan være et mål på en persons produktivitet, eller si noe om en persons evne til å skaffe seg lønnsinntekt. Mens de undersøkelsene det er referert til (Jackman et.al, 1997, Nickell og Bell 1996, Manacorda og Petrongolo, 1999) fokuserer på utdanningslengde, og tester om personer med lav utdanning har kommet dårligere ut, vil jeg fokusere på om de som ligger nederst i den *utdannings- og erfaringspesifikke inntektsfordelingen* har kommet dårligere ut. Hvordan dette inntektsmålet er konstruert blir beskrevet i avsnitt 4.1.2.

Cohen et. al. (1997) ser som nevnt på forskjeller i persistens og insidens for ulike alders- og utdanningsgrupper. Jeg vil undersøke om de som ligger nederst i inntektsfordelingen forblir ledige lenger når de først har blitt ledige, altså om ledigheten for de med lavest inntekt først og fremst er et persistensproblem, eller om det er et insidensproblem.

Kapittel 3: Datamaterialet

De data som benyttes er hentet fra tre grunddatasett.

Ett datasett inneholder demografiopplysninger for hele Norges befolkning mellom 16 og 69 år i 1993. Informasjon om alder, innvandringsbakgrunn, sivilstand, bosted og utdanningstype hentes fra dette datasettet. Utdanningsbakgrunn er en sentral opplysning for denne rapporten, både fordi utdanning inngår som forklaringsvariabel i de økonomiske modellene, og fordi utdanning benyttes som betingingsvariabel for å konstruere “produktivitetmålet”. I grunddatasettet hvor utdanningsopplysningene er hentet fra, er det oppgitt både utdanningslengde og utdanningstype etter Standard for utdanningsgruppering i offentlig norsk statistikk (SfU). Disse utdanningene er her beskrevet med en sekssifret kode hvor det første tallet angir utdanningsnivået, det andre angir fagfeltet, det tredje faggruppe, det fjerde angir utdanningsgruppe og de to siste tallene angir enkeltutdanning (SfU 1989 s.11-14). Det er høyeste fullførte utdanning, beregnet etter antall år, som er registrert i grunddatasettet. Hvis en person har en treårig og en fireårig utdanning er det altså kun den fireårige utdanningen som er registrert. Hvis personen har fullført flere utdanninger av lik varighet er det den sist fullførte som er oppgitt. Disse opplysningene disponeres bare for året 1993.

Det neste datasettet inneholder opplysninger om all registrert arbeidsledighet i Norge fra januar 1989 til mars 1998. For hver måned er det registrert hvem som var helt arbeidsledig eller på arbeidsmarkedstiltak i denne perioden.

Det tredje datasettet inneholder opptjente pensjonspoeng i perioden 1967-1995 for alle personer i Norge. Dette gjør det mulig å beregne pensjongivende inntekt opp til en øvre grense.

Pensjongivende inntekt er definert som personinntekt etter skatteloven, med fradrag for blant annet alderspensjon. Personinntekt omfatter inntekt som i hovedsak skyldes lønn fra personlig innsats, herunder inntekt fra delingsforetak. I tillegg kommer dagpenger, sykepenger, fødselspenger, adopsjonspenger og enkelte ytelser fra folketrygden.

Pensjonspoeng beregnes på grunnlag av pensjongivende inntekt målt i antall grunnbeløp (G). Folketrygdens grunnbeløp fastsettes årlig av Stortinget, og endringer gjøres gjeldene

fra mai måned hvert år. I denne undersøkelsen er grunnbeløpene for hvert år et veiet årsgjennomsnitt av grunnbeløpene før og etter fastsettelsen i mai måned.

Kapittel 4: Økonometrisk analyse.

I dette kapittelet vil jeg presentere ulike metoder for å teste om det er en gruppe mennesker som utgjør en økende andel av de arbeidsledige, og om denne gruppen kjennetegnes ved at personene i gruppen har hatt lav inntekt tidligere, sammenlignet med personer med lik utdanning og erfaring.

Det er et hovedskille mellom de empiriske modellene som presenteres. Den ene metoden er en tverrsnitt undersøkelse, eller en statisk modell, hvor jeg estimerer hvordan ulike variable påvirker den totale ledighetstilbøyeligheten, det vil si at jeg ikke skiller mellom hvor ofte en person er ledig og hvor lenge personen er ledig. Jeg skiller mellom om en person er registrert som arbeidsledig eller ikke, en eller annen gang i løpet av et kalenderår, og dette studeres i perioden 1991 til 1997. “Arbeidsledig” omfatter personer som enten er helt ledige, eller på ulike arbeidsmarkedstiltak. Modellen, som forklares i avsnitt 4.2.1, estimeres for alle årene¹.

En sentral forklaringsvariabel i denne rapporten er posisjonen i den utdannings- og yrkesspesifikke inntektsfordelingen. I den statiske modellen er denne variabelen beregnet ut fra inntektsopplysningene to år før jeg ser på om ledighet inntreffer eller ikke. Av årsaker som jeg kommer tilbake til i avsnitt 4.1.3 vil personer som er registrert som arbeidsledige i det året hvor inntektsopplysningene hentes, ikke være en del av risikopopulasjonen. Det som studeres er altså om en person er ledig en eller annen gang i løpet av år $\tau+2$, gitt at personen ikke var ledig i år τ , $\tau=1989, 1990, \dots, 1995$.

Den andre metoden er en paneldatundersøkelse, eller en dynamisk modell, hvor jeg skiller mellom hvor ofte en person er ledig og hvor lenge personen er ledig. I denne modellen betinges det på at personene som inngår i risikopopulasjonen ikke er ledige i år τ , $\tau=1989, 1990, \dots, 1995$. Deretter studeres om en person er registrert som arbeidsledig eller ikke i alle de neste 24 månedene, det vil si i år $\tau+1$ og $\tau+2$. Dette betyr at jeg studerer ledighetsforløpet til personer som ikke har vært ledige de siste 12 månedene i de

¹ Estimeringene er gjort med dataprogrammet SAS System for Windows v6.12.

neste 24 månedene. Denne modellen estimeres for alle τ , slik at man får 7 delvis overlappende kohorter².

I begge disse modellene studeres betydningen av tidligere relativ inntekt, og hvordan betydningen av denne variabelen endrer seg. Den første modellen studerer hva man kan kalle total ledighetstilbøyelighet, det vil si at man ikke skiller mellom insidens og persistens av ledighet. I den dynamiske modellen er hensikten nettopp å belyse denne forskjellen. Problemet med den siste modellen er at den er tidkrevende rent datateknisk. For å få estimert denne modellen må jeg begrense utvalget slik at bare en andel av de som er med i den første modellen inngår i risikopopulasjonen.

Hovedvekten i denne rapporten vil bli lagt på den statiske modellen. De sentrale variablene og begrensningen av risikopopulasjonen vil bli presentert i forbindelse med denne modellen. De endringer som gjøres underveis er forklart i forhold til dette.

4.1 Statisk analyse

I dette avsnittet vil jeg presentere den statiske modellen og resultatene fra estimeringen. Først vil jeg imidlertid forklare hvordan utdanningsvariablene og produktivitetsmålet er konstruert, og hvem som inngår i risikopopulasjonen.

4.1.1 Gruppering av ulike utdanningstyper.

I følge Standard for utdanningsgruppering i offentlig norsk statistikk (SfU), revidert 1989, finnes over 2000 ulike utdanningstyper i Norge. De ulike utdanningene må grupperes på en slik måte at forskjellen mellom de utdanningstypene som inngår i en gruppe ikke blir for store, samtidig som antall grupper ikke blir for mange. En sentral forskjell på ulike utdanninger er hvor lang utdanningen er. Det å bare legge utdanningslengde til grunn kan derimot bli for lite nyansert når tilbøyeligheten til å bli arbeidsledig studeres fordi det er stor forskjell på utdanninger av lik varighet. I analysen

² Estimeringene er gjort med dataprogrammet WSTATA release 6.

har jeg valgt å lage 10 ulike utdanningskategorier basert på både lengde og type* . Disse kategoriene er:

Grunnskole:

-**grun** er ingen utdanning utover obligatorisk grunnskole, dvs opptil 9 års skolegang.

Videregående skole:

-**vid_1** er videregående utdanning av lengde 1 eller 2 år utover obligatorisk skole.

-**vid_a** er 12 årig utdanning av type allmennfag og administrasjonsfag.

-**vid_y** er 12 årig utdanning som ikke er allmennfag eller administrasjonsfag.

Universitet og høyskoleutdanning:

-**uni3la** er undervisningsfag eller pedagogiske fag.

-**uni3ok** er ingeniør- og økonomiutdanning av varighet 1-3 år.

-**uni3he** er helseutdanning eller helsevern.

-**uni3un** er annen utdanning på universitets- og høyskolenivå med varighet 1-3 år.

-**uni4un** er alle 4 årige høyere utdanninger på universitets- eller høyskolenivå som ikke er i noen av gruppene over, bortsett fra “siviløkonomer”.

-**uni5un** er universitetsutdanning med varighet over 4 år samt “siviløkonomer”.

* Utdanningene som er inndelt etter type har følgende koder i SFU: **vid_a** har fagkode som begynner med 41 og 44 , **uni3la** har fagkode som begynner med 530, 531, 532, 533, 534, 536,538, 539 og 63, **uni3ok** begynner med 541,641,56, 58, 59,66, 68 69,55 (bortsett fra 5511, 5512,5519,5520, 5529, 5542, 5549) og 65(bortsett fra 6549), **uni3he** begynner med 57 og 67, **Uni4un** inneholder ikke 641103, 641104, 641200, 641201 og 641701, disse inngår i **uni5un**.

De som ikke er registrert med høyeste fullførte utdanning er slettet fra datasettet.

4.1.2 Relativ posisjon i inntektsfordelingen

En svært sentral forklaringsvariabel i denne rapporten er en persons relative posisjon i inntektsfordelingen to år før ledighet inntreffer eller ikke. Effekten av denne variabelen betegnes $\delta_{k\tau}$ i avsnitt 4.2.1, der $k=1,2,\dots,9$ svarer til decilen i den utdannings- og erfaringspesifikke inntektsfordelingen. $\tau = 1989, 1990, \dots, 1995$ svarer til det året posisjonen i inntektsfordelingen er beregnet.

Det å bruke inntekt to år før man ser på om ledighet inntreffer eller ikke som mål, er en avveining mellom at jeg ønsker å bruke inntektsopplysningene som er nærmest i tid til det året hvor man studerer om personen blir ledig, og at jeg ikke ønsker at målet kun skal være et insidensmål, eller et innstrømmingsmål. Hvis man bruker inntektsopplysningene fra året før man ser på om ledighet inntreffer betyr det at man studerer betydningen av inntekt for om personen blir ledig, gitt at personen ikke var ledig året før. Jeg ønsker at personer som er mye ledige i en periode skal ha større sannsynlighet for å bli registrert som ledige enn personer som er lite ledige. Kostnaden ved å benytte inntekt to år før, isteden for året før, er at jeg ikke får estimert modellen for året 1990. $\delta_{k\tau}$ er variabelen som er ment å ivareta effekten av “produktivitet” som ikke knyttes til utdanning. For å sikre at den relative posisjonen i inntektsfordelingen faktisk reflekterer arbeidsinntekt, har jeg valgt å utelukke personer som er ledige i inntektsåret fra risikopopulasjonen (se avsnitt 4.1.3).

Siden lønnsstrukturen i Norge i stor grad er bestemt av utdanning og erfaring, ønsker jeg å kontrollere for effekten av disse variablene. Inntektsmålet er ment å ivareta en produktivitetseffekt, og er basert på hvor stor inntekt en person har hatt relativt til personer med lik utdanning og erfaring. Man tenker seg at en persons posisjon i inntektsfordelingen, i en gruppe med like formelle ferdigheter, er positivt korrelert med personens produktivitet. Variabelen $\delta_{9\tau} - \delta_{k\tau}$, som vil bli introdusert senere i rapporten, er effekten av å ligge i den nederste decilen i forhold til den k -te decilen. Jeg vil i hovedsak fokusere på effekten av å ligge decil 9 i forhold til decil 5. Hvis denne

variabelen ivaretar den “uobserverte” produktiviteten, og effekten av denne øker over tid, kan det tenkes at hypotesen som reises av Krugman (1994) om at det har skjedd en endring i etterspørselen etter arbeidskraft, og at det er de minst produktive som i størst grad utsettes for ledighet er relevant også i Norge.

Utvalget grupperes slik at alle med like lang erfaring, samme kjønn og samme utdanningstype utgjør en gruppe. Ett års erfaring er gitt ved at personen hadde en inntekt over to ganger grunnbeløpet i Folketrygden i et år. Maksimalt antall år med erfaring er satt til 21 år. De ulike utdanningstypene er gruppert i 10 grupper som forklart over, og kjønn har to verdier. Dette betyr at jeg får opptil $21 \cdot 10 = 210$ ulike grupper når menn behandles separat. Når menn og kvinner studeres samlet blir antall ulike grupper 420. Innenfor hver slik gruppe beregnes relativ inntekt. Hver gruppe deles opp i 9 intervaller slik at i intervall 1 ligger de 20% som har den høyeste inntekten i sin gruppe, i gruppe 2 ligger de 10 prosent som ligger nest høyest, i gruppe 3 ligger de neste 10 % osv. Med unntak av den første gruppen er det altså like mange personer i hvert intervall.

Denne effekten er representert ved 9 dummy variable i regresjonene, Regru1-Regru9. Hvert individ har verdien 1 på en av disse og 0 på resten. Hensikten med dette er å få et mål på relativ inntekt som ikke er påvirket av de tre variablene det er betinget med hensyn på. Dette inntektsmålet er et relativt mål hvor andelen fra hver gruppe som ligger i den nederste decilen er lik for alle grupper.

Fordi de inntektsopplysningene som er tilgjengelig er sensurert, dvs at man ikke observerer inntekt over 12 ganger folketrygdens grunnbeløp, er det nødvendig å lage en annen inndeling for menn i den høyeste utdanningsgruppen. I noen få av disse gruppene vil over 30% ha maksimal inntekt. I disse tilfellene har jeg latt den øverste gruppen være de 40% med høyest inntekt, slik at det ikke er tilfeldig hvilken gruppe en person havner i. Resultatet av dette blir at ingen i denne gruppen vil ligge i de to neste intervallene. De inntektsdata som benyttes er som nevnt pensjonspoeng fra perioden 1967-1995, hvor inntektsopplysningene i perioden 1989-1995 brukes for å beregne relativ inntekt mens hele perioden brukes for å beregne erfaring.

4.1.3 Risikopopulasjonen

Som nevnt har jeg demografiopplysninger om hele Norges befolkning som er mellom 16 og 69 år i 1993 . I denne rapporten vil jeg se på hvordan ulike variable påvirker sannsynligheten for å rammes av arbeidsledighet, og hvordan betydningen av noen variable endres over tid. For å foreta denne sammenligningen estimeres en og samme modell for flere år. Det er derfor ønskelig at de gruppene som studeres er sammenlignbare. Dette betyr at det er nødvendig å redusere utvalget slik at den samme aldersgruppen er representert i hvert år. Jeg velger derfor å la personer som er mellom 20 og 60 år i det året modellen estimeres, være en del av risikopopulasjonen. Det er også ønskelig at de som inngår skal ha hatt muligheten til ha noe yrkeserfaring, slik at jeg har grunnlag for å tilordne dem en posisjon i inntektsfordelingen. Det stilles som krav at høyeste fullførte registrerte utdanning skal være avsluttet minst 3 år før posisjonen i inntektsfordelingen beregnes. Dette betyr at alle har hatt "muligheten" til å ha lønnet arbeid i minst 3 år.

Jeg ønsker et inntektsmål som kan si noe om en persons produktivitet. Det å bruke pensjonspoeng for å lage et slikt inntektsmål er ikke helt uproblematisk. Som nevnt i kapittel 3 er det ikke bare ordinær lønnsinntekt som gir pensjonspoeng.

Arbeidsledighetstrygd er pensjonsberettiget, og beregnes ut fra tidligere inntekt opp til 6 G. Dette kan bety at personer kan stå oppført med relativ lav inntekt i en periode fordi de har vært ledige. Dette er et problem siden personer som har vært mye ledig tidligere ventelig har større sannsynlighet for å bli ledige i perioden som studeres. Jeg forsøker imidlertid å benytte tidligere inntekt til å beregne et produktivitetsmål. Problemet er at denne inntekten kan være påvirket av individets ledighetshistorie. Uten å foreta en korrigerende vil derfor pensjongivende inntekt kunne fange opp to ulike effekter. Dette problemet løses ved å betinge på at personen ikke har vært ledig i det inntektsåret som legges til grunn for beregning av relativ posisjon i inntektsfordelingen. Personer som er registrert som ledige i minst 1 måned i det aktuelle inntektsåret, slettes fra risikopopulasjonen. Kostnadene ved dette er at man ikke får estimert modellen for de to første årene hvor ledighetsstatus er tilgjengelig, samt at man helt ekskluderer en gruppe mennesker som kan tenkes å være de som er mest utsatt for arbeidsledighet, nemlig de som har vært ledige tidligere.

Et annet problem er at man ikke ut fra pensjonspoengene kan si om en person har lav inntekt fordi han har lav timelønn, eller fordi personen jobber få timer i løpet av et år. Når inntekt benyttes som et mål på produktivitet er det ønskelig å sammenligne personer som har den samme arbeidsinnsatsen. Hvor mye en person jobber er ikke tilgjengelig informasjon, men ved å sette en nedre inntektsgrense for hvem som skal være en del av risikopopulasjonen, kan man hindre at personer som opplagt ikke er i heltidsjobb blir en del av risikopopulasjonen. En slik grense må imidlertid ikke settes så høyt at personer som er i heltidsjobb ekskluderes. Jeg har valgt å sette denne grensen til 3.5 ganger grunnbeløpet (G) i Folketrygden for inntektsåret 1989. Siden veksten i grunnbeløpene er noe lavere enn veksten i gjennomsnittlig timelønn i perioden, vektet minstekravet slik at det følger utviklingen timelønnsatsene³. Dette gjøres for at kravet til å være med i risikopopulasjonen ikke skal reduseres reelt sett. Minstekravet i året 1995⁴ er 3.7 G, noe som tilsvarer en inntekt på 143734 kroner. Det å sette et slikt krav til minsteinntekt løser opplagt ikke problemet helt. Det kan derfor tenkes at den gruppen som er mest interessant i denne sammenhengen er en gruppe som man forventer er i heltidsjobb.

Når man sammenligner menn og kvinner viser tallene at menn i mye større grad enn kvinner er i fulltidsjobb. I 1989 er andelen av de menn som er i arbeidsstyrken som jobber heltid 91.6 %, mens tilsvarende tall for kvinner er 51.1%.⁵ Dette er et argument for at den mest interessante gruppen å studere i denne sammenhengen er menn. Årsaken til at jeg i hovedsak vil se på menn er altså et dataproblem som ville latt seg løse dersom jeg hadde hatt opplysninger om hvem som er fulltidssysselsatt.

De ulike kravene som er satt til personer som inngår i risikopopulasjonen fører til at grupper som i stor grad er ledige, ikke er en del av denne populasjonen. Siden alle som er registrert som ledige en eller annen gang i løpet av kalenderåret to år før jeg ser på om ledighet inntreffer slettes fra utvalget, vil mange av de som trolig er mest utsatt for ledighet ekskluderes fra risikopopulasjonen. Kravet til minsteinntekt gjør at de aller fleste som har vært under utdanning to år tidligere slettes fra utvalget. Ungdom utgjør en

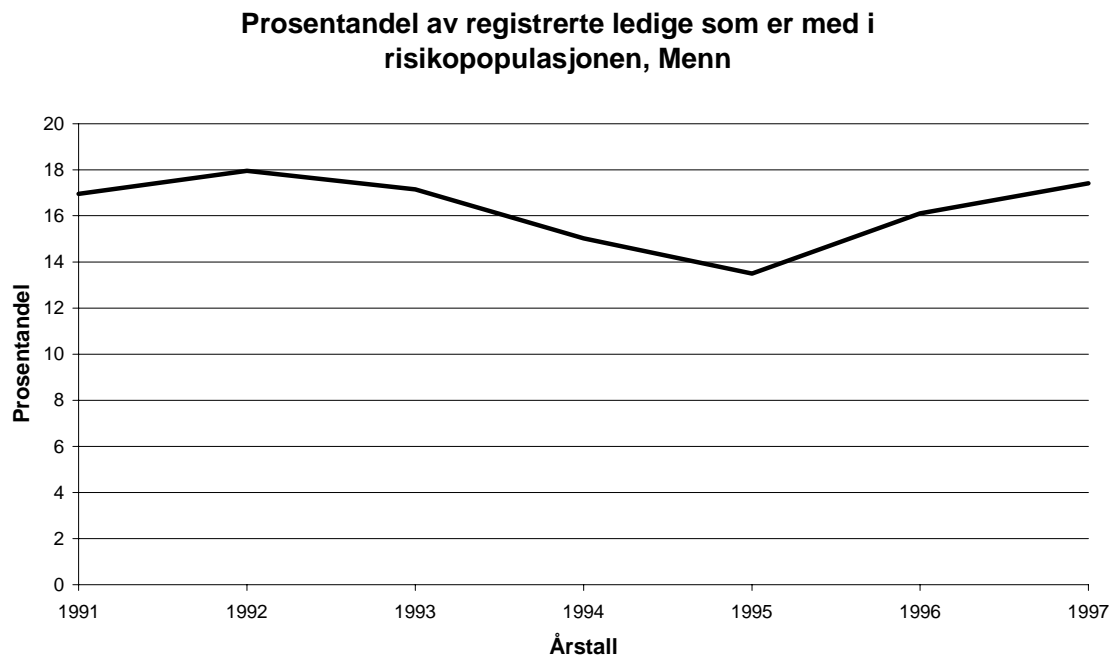
³ Kilde for timelønnsatser er Finansdepartementet.

⁴ Minstekravet i de ulike inntektsårene: 3.55 G i 1990, 3.57 G i 1991, 3.56 G i 1992, 3.6 G i 1993 og 3.63 G i 1994.

⁵ Tall fra Historisk statistikk, SSB's hjemmeside

stor andel av de ledige i perioden (Røed og Zang, 1999). Hvis andelen av de ledige som inngår følger en trend, slik at en stadig større eller mindre andel av de ledige inngår i risikopopulasjonen vil dette kunne påvirke resultatene. Figur 2 viser prosentandelen av de som var registrert som ledige eller på tiltak i løpet av et år som inngår i risikopopulasjonen.

Figur 3



Fra figur 3 ser man at det er en stor gruppe av de som er registrert som arbeidsledige som ikke inngår i den risikopopulasjonen som ligger til grunn for analysen i denne rapporten. Andelen som inngår varierer mellom 13 og 18 %. Denne andelen ser til en viss grad ut til å følge utviklingen i det aggregerte ledighetsnivået i perioden. Andelen av de registrerte som inngår i risikopopulasjonen er lavest i 1995. Dette skyldes trolig at ledigheten var høyest i 1993, og at mange av den grunn ikke er med i risikopopulasjonen i 1995. Det er imidlertid ikke slik at en stadig større eller mindre andel av de som er registrert i ledighetsregisteret inngår i risikopopulasjonen.

Sammendrag av avsnittene 4.1.1-4.1.3:

Jeg har i disse avsnittene forklart hvem som utgjør risikopopulasjonen, samt hvordan sentrale variable er konstruert. De yngste og de eldste arbeidstakerne, de som er ledige to år før jeg ser på om ledighet inntreffer, og de som ikke har hatt tilstrekkelig høy inntekt i året som legges til grunn for beregningen av inntektsmålet, er ikke med i risikopopulasjonen. Dette betyr selvsagt at man ikke kan si noe om hvordan de inkluderte variable virker på disse gruppene. Problemet er at produktivitet ikke er direkte observerbart. For å lage et produktivitetsmål basert på de data som er tilgjengelig, har det vært nødvendig å stille visse krav til de som inngår i risikopopulasjonen. Det er etter min mening mulig å belyse hovedproblemstillingen i rapporten selv om det bare er en gruppe av befolkningen som har en risiko for å rammes av ledighet. Den mest sentrale variabelen, relativ posisjon i inntektsfordelingen, er beskrevet i dette kapitlet. Denne variabelen er ment å være et mål på en persons produktivitet. Det er ingen klar trend i retning av at andelen av de ledige som inngår i risikopopulasjonen endres.

4.2.1 Økonometrisk statisk modell

Hvis det har skjedd en endring i etterspørselen etter arbeidskraft slik at de minst produktive har blitt mindre attraktive, og lønnsstrukturen ikke er tilstrekkelig fleksibel, vil man forvente at denne gruppen vil utgjøre en økende andel av de ledige. Sagt på en annen måte betyr det at betydningen av de variablene som er knyttet til produktivitet har økt. I de tidligere empiriske studiene som er nevnt i kapittel 2 er produktivitet knyttet til utdanning (Jackman et. al. (1997); Manacorda og Petrongolo,(1999); Nickell og Bell,(1995); Røed og Zang (1999)). Jeg vil se om modellen som presenteres i dette kapitlet bekrefter resultatene i disse undersøkelsen, nemlig at de med lav utdanning ikke har kommet dårligere ut, det vil si at betydningen av utdanning ikke har økt. Hovedfokuset vil imidlertid være på betydningen av relativ posisjon i inntektsfordelingen, og hvordan betydningen av denne variabelen har utviklet seg over tid. Hvis betydningen av relativ posisjon i inntektsfordelingen har økt, og dette målet sier noe om en persons produktivitet, vil dette bety at de minst produktive har kommet dårligere ut.

Jeg vil se på om en person er registrert som helt arbeidsledig eller på arbeidsmarkedstiltak en eller annen gang i løpet av et bestemt år. Dette er en modell hvor utfallet er 1 hvis personen er registrert som helt ledig eller på tiltak i løpet av det aktuelle året, og 0 ellers. Jeg estimerer hvordan ulike variable påvirker sannsynligheten for å være i ledighetsregisteret for årene fra 1991 til 1997.

Modellen er en binomisk Logit modell, se for eksempel Maddala (1983). Logit modellen, eller antagelsen om at restleddet i modellen er logistisk fordelt, sikrer at sannsynligheten for en hendelse ligger mellom 0 og 1. I tillegg kan man med en slik modell relativt enkelt regne ut sannsynligheter, noe jeg vil vise i avsnitt 4.2.7.

$$y_{i(\tau+2)}^* = \beta_{\tau}' x_{i\tau} + \delta_{k\tau} + u_{i\tau} \quad (4.1.1)$$

$$i=1,\dots,N \quad \tau=1989,\dots,1995 \quad k=1,\dots,9$$

Ligning (4.1.1) er den statiske modellen der $y_{i(\tau+2)}^*$ er en latent, ikke observerbar variabel som er individ i 's totale ledighetstilbøyelighet i år $\tau+2$. Jeg antar at den totale ledighetstilbøyeligheten kan beskrives ved de inkluderte forklaringsvariablene.

Forklaringsvariablene i modellen er:

Kjønn, alder, alder kvadrert, bosted, sivilstatus, innvandrerbakgrunn, yrkeserfaring, yrkeserfaring kvadrert, utdanningstype, og relativ posisjon i den utdannings- og erfaringspesifikke inntektsfordelingen.

Bosted og sivilstatus er basert på data fra 1993. Bostedsvariabelen er bostedsfylke. Sivilstatus er en dummy som er 1 hvis personen er gift, og 0 ellers. Innvandrerbakgrunn er en dummyvariabel som er lik 1 hvis personen har ikke-vestlig innvandringsbakgrunn, og 0 ellers. Erfaringsvariabelen er antall år med inntekt over to ganger Folketrygdens grunnbeløp. Utdanningstype og relativ posisjon i inntektsfordelingen er forklart tidligere i dette kapittelet. Indeksen τ refererer seg til året for beregning av relativ inntektsposisjon. $x_{i\tau}$ er en vektor som inneholder alle kovariatene med unntak av relativ posisjon i inntektsfordelingen for individ i . β_{τ} er en vektor bestående av parametre, $\delta_{k\tau}$ er

effekten av å være i k 'te decil i den utdannings- og erfaringspesifikke inntektsfordelingen i år τ og $u_{i\tau}$ er et logistisk fordelt restledd.

$y_{i(\tau+2)}^*$ er altså den uobserverte ledighetstilbøyeligheten i året $\tau+2$. Det man derimot observerer er :

$$y_{i(\tau+2)} = 1 \text{ hvis } y_{i(\tau+2)}^* > 0 \quad (4.1.2)$$

$$y_{i(\tau+2)} = 0 \text{ ellers.} \quad (4.1.3)$$

Hvis den uobserverbare ledighetstilbøyeligheten blir tilstrekkelig stor vil individet registreres som arbeidsledig. $y_{i(\tau+2)} = 1$ betyr at person i er registrert som arbeidsledig i minst en måned i løpet av år $\tau + 2$. Dette betyr som nevnt at jeg ikke skiller mellom om personen har vært ledig i en måned eller om han har vært ledig hele året. Man kan imidlertid tenke seg en person som er ledig over en lengre periode, eller har mange ledighetsforløp, har større sannsynlighet for å bli registrert som ledig i et år, enn en person som er ledig bare en kort periode.

Sannsynligheten for at $y_{i(\tau+2)}$ antar verdien 1 er gitt ved:

$$\begin{aligned} \text{Prob}(y_{i(\tau+2)} = 1) &= \text{Prob}(y_{i(\tau+2)}^* > 0) \\ &= \text{Prob}(u_{i\tau} > -(\beta_{\tau}' x_{i\tau} + \delta_{k\tau})) = 1 - F(-(\beta_{\tau}' x_{i\tau} + \delta_{k\tau})) \end{aligned} \quad (4.1.4)$$

hvor $F(\cdot)$ er den kumulative fordelingen til u .

Sannsynligheten for at $y_{i\tau}$ antar verdien 0 er gitt ved:

$$\text{Prob}(y_{i(\tau+2)} = 0) = 1 - \text{Prob}(y=1) = F(-(\beta_{\tau}' x_{i\tau} + \delta_{k\tau})) \quad (4.1.5)$$

Jeg antar som nevnt at restleddet følger en logistisk fordeling slik at :

$$\text{Prob}(y_{i(\tau+2)} = 1) = 1 - F(-(\beta_{\tau}' x_{i\tau} + \delta_{k\tau})) = \frac{\exp(\beta_{\tau}' x_{i\tau} + \delta_{k\tau})}{1 + \exp(\beta_{\tau}' x_{i\tau} + \delta_{k\tau})} \quad (4.1.6)$$

$$\text{Prob}(y_{i(\tau+2)}=0)=F(-(\beta_{\tau}'x_{i\tau}+\delta_{k\tau}))=\frac{1}{1+\exp(\beta_{\tau}'x_{i\tau}+\delta_{k\tau})} \quad (4.1.7)$$

Likelihood funksjonen er:

$$L = \prod_{y_i=0} F(-(\beta_{\tau}'x_{i\tau}+\delta_{k\tau})) \prod_{y_i=1} [1-F(-(\beta_{\tau}'x_{i\tau}+\delta_{k\tau}))] \quad (4.1.8)$$

Likelihood funksjonen er den simultane sannsynligheten for at man observerer de verdiene på den endogene variabelen som man faktisk observerer når man antar at y_1, y_2, \dots, y_N er stokastisk uavhengige.

Parametrene estimeres ved Maximum Likelihood metoden. Det vil si at man velger de estimatene som maksimerer den simultane sannsynligheten for at verdiene på de endogene variabelen er de man faktisk observerer, gitt de eksogene variablene. Formelt er dette gitt ved:

Maks $\Pr(Y_{1\tau} = y_{1\tau}, Y_{2\tau} = y_{2\tau}, \dots, Y_{N\tau} = y_{N\tau} | X_{\tau}, \beta_{\tau}, \delta_{k\tau})$ med hensyn på β_{τ} og $\delta_{k\tau}$.

Maksimum Likelihood estimatorene vil være konsistente, effisiente og asymptotisk normalfordelte (Green, 1993).

4.2.2 Tolkningen av estimatene i modellen

La X være en vektor som inneholder alle kovariatene. Parameterestimatene i modellen påvirker sannsynligheten for å være i ledighetsregisteret et år på følgende måte:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \Pr(y_{\tau} = 1 | X)}{\partial x_k} &= \frac{\exp(\beta' X)}{(1 + \exp(\beta' X))^2} \beta_k \\ &= \Pr(y_{\tau} = 1 | X) * \Pr(y_{\tau} = 0 | X) \beta_k \end{aligned} \quad (4.2.1)$$

β_k er parameteret knyttet til variabelen x_k i modellen. Siden $\frac{\exp(\beta' X)}{(1 + \exp(\beta' X))^2}$ alltid er positivt, vil fortegnet på β_k si noe om en økning i variabelen k øker eller reduserer sannsynligheten for et positivt utfall. I denne sammenhengen betyr “positivt utfall” at en person er registrert som helt arbeidsledig eller på arbeidsmarkedstiltak. Hvis en estimator for β_k er positiv med et bestemt signifikansnivå, vil effekten av en marginal økning i variabelen øke sannsynligheten for å være arbeidsledig med det samme signifikansnivået. Det er imidlertid vanskelig å si hvor stor effekten på sannsynligheten er ved å studere estimatene, fordi dette avhenger av $\beta' X$. Hvis to estimater for dummyvariable har samme referansegruppe, og de er signifikant forskjellige kan man si at den ene variabelen har en signifikant større effekt på sannsynligheten for et positivt utfall enn den andre. Jeg vil illustrere i hvor stor grad de mest sentrale variablene i denne rapporten påvirker sannsynligheten for å rammes av arbeidsledighet, senere i dette kapitlet.

4.2.3 Empiriske resultater

Jeg vil først vise resultatet fra estimeringen av modellen basert på ledighetsdata for 1991. I tabell 1 er alle de estimerte parametrene presentert. Betydningen av utdanning- og inntektsvariablene er forklart i avsnitt 4.1.1 og 4.1.2. For de andre årene vil jeg kun presentere de mest sentrale parametrene knyttet til problemstillingen. Referansegruppen for utdanningsvariablene er de med videregående skole av type allmen- eller administrasjonsfag. For relativ posisjon i inntektsfordelingen er referansegruppen Regru5. Dette betyr at 40% av risikopopulasjonen har lavere relativ inntekt enn referansegruppen, mens 50 % har høyere relativ inntekt i det året som legges til grunn for beregningen. Referansegruppen for bostedsvariablene er Oslo. Det er relativ posisjon i inntektsfordelingen og utdanning som er de sentrale variablene her. De andre variablene er tatt med som kontrollvariable.

Tabell 1. Modellen estimert for hele risikopopulasjonen 1991.

Avhengig variabel er om en person er registrert som arbeidsledig eller på tiltak i løpet av året.*

Variable	Estimater	Standard avvik	Sanns.> Chi kvadrat
Alder	-0.0216	0.00536	0.0001
Alder kvadrert	9.91E-06	0.000062	0.873
Kvinne	-0.4809	0.0128	0.0001
GRUN	0.8455	0.0191	0.0001
VID_1	0.491	0.0181	0.0001
VID_Y	0.4387	0.0216	0.0001
UNI3LA	-1.502	0.0897	0.0001
UNI3OK	-0.1532	0.0272	0.0001
UNI3HE	-2.3527	0.1245	0.0001
UNI3UN	-0.4072	0.0453	0.0001
UNI4	-1.1031	0.0526	0.0001
UNI5	-1.2657	0.0434	0.0001
Erfaring	-0.1123	0.00482	0.0001
Erfaring kvadrert	0.00287	0.000178	0.0001
Konstantledd ($\delta_{\tau 5}$)	-1.2641	0.0939	0.0001
Regru1 ($\delta_{\tau 1} - \delta_{\tau 5}$)	-0.2469	0.0197	0.0001
Regru2 ($\delta_{\tau 2} - \delta_{\tau 5}$)	-0.1008	0.0223	0.0001
Regru3 ($\delta_{\tau 3} - \delta_{\tau 5}$)	-0.0251	0.0219	0.253
Regru4 ($\delta_{\tau 4} - \delta_{\tau 5}$)	-0.0157	0.0218	0.4709
Regru6 ($\delta_{\tau 6} - \delta_{\tau 5}$)	0.0518	0.0215	0.0159
Regru7 ($\delta_{\tau 7} - \delta_{\tau 5}$)	0.071	0.0214	0.0009
Regru8 ($\delta_{\tau 8} - \delta_{\tau 5}$)	0.1997	0.0209	0.0001
Regru9 ($\delta_{\tau 9} - \delta_{\tau 5}$)	0.2949	0.0206	0.0001
Gift	-0.4281	0.0105	0.0001
Innvandrere	0.4696	0.0328	0.0001
Østfold	0.2367	0.024	0.0001
Akershus	-0.084	0.0214	0.0001
Hedmark	0.1756	0.0265	0.0001
Oppland	0.0442	0.028	0.1151
Buskerud	-0.0474	0.0258	0.0662
Vestfold	0.1835	0.0267	0.0001
Telemark	0.1078	0.0295	0.0003
Aust-Agder	0.1302	0.0382	0.0007
Vest-Agder	0.2054	0.0309	0.0001
Rogaland	0.058	0.0233	0.0129
Hordaland	0.106	0.0222	0.0001
Sogn og Fjordane	-0.0313	0.0362	0.3877
Møre og Romsdal	0.00191	0.0271	0.9439
Sør Trøndelag	0.2125	0.0243	0.0001
Nord Trøndelag	0.1142	0.0329	0.0005
Nordland	0.1242	0.0257	0.0001
Troms	0.0548	0.0305	0.0724
Finnmark	0.2821	0.0383	0.0001

* Antall personer i risikopopulasjonen er 971173. Av disse er 46589 registrert som ledige eller på tiltak i 1991.

Tabell 1 viser resultatet av estimeringen for hele risikopopulasjonen i 1991, estimerte standardavvik og “Sanns. > Chi- Kvadrat” som sier til hva slags signifikansnivå parametrene er forskjellige fra 0. Parametrene er forskjellig fra 0/ referansegruppen i en tosidig test med signifikansnivå 0.05 hvis denne verdien er lavere enn 0.025.

Alle utdanningsvariablene har en signifikant effekt på sannsynligheten for å være i ledighetsregisteret. Personer som har utdanning med lavere eller lik varighet som referansegruppen har større sannsynlighet for å være i ledighetsregisteret i løpet av 1991, og personer som har utdanning med lengre varighet enn referansegruppen har mindre sannsynlighet for å være registrert som ledige. Når det gjelder relativ posisjon i inntektsfordelingen, ser man at det å være i de to øverste inntektsgruppe gir en signifikant lavere sannsynlighet for å være ledig i forhold til referansegruppen, mens det å være i de tre nederste gruppene øker sannsynligheten for å være ledig.

Generelt virker resultatene fra dette året “oppløftende”. Videre i rapporten vil jeg studere om sentrale effekter endres over tid.

4.2.4 Bruk av estimatene for å studere utviklingen over tid

Tidligere forskning har som nevnt i hovedsak fokusert på relativ ledighetsrate for personer med lav utdanning i forhold til personer med lengre utdanning (Jackman et. al. ,1997; Manacorda og Petrongolo,1999; Nickell og Bell,1995; Røed og Zang ,1999). Det er imidlertid ikke opplagt at en slik rate er det eneste måten å studere forskjeller over tid på. (Hvis ledigheten for en gruppe stiger fra 6 til 12 %, og for en annen gruppe fra 1 til 2% , er forholdet mellom ratene konstant, men noen vil hevde at den første gruppen da har kommet dårligere ut). Jeg vil i denne rapporten studere utviklingen i betydningen av tidligere inntekt, og benytte flere mål for å se på forskjeller over tid. Dette gjøres ved å estimere den samme modellen som i avsnitt 4.2.3 for alle årene i perioden som studeres.

Det første målet som benyttes er utviklingen i estimatene i logitmodellen over tid. Andre benyttede mål er relative og absolutte endringer i beregnede sannsynligheter. Jeg antar at kovariansen mellom samme parameterestimat for ulike år er lik 0.

Fra ligningene 4.1.6 og 4.1.7 kan Logit modellen skrives:

$$\Omega(X) = \frac{\Pr(y = 1 | X)}{\Pr(y = 0 | X)} = \frac{\Pr(y = 1 | X)}{1 - \Pr(y = 1 | X)} = \exp(\beta' X) \quad (4.4.1)$$

Dette betyr :

$$\ln \Omega(X) = \beta' X$$

$\ln \Omega(X)$ er logaritmen til odds raten, og kalles ofte “logiten”. Denne viser at Logit

modellen er lineær i “logiten”, det vil si at $\frac{\partial \ln \Omega(X)}{\partial x_k} = \beta_k$. En partiell endring i

x_k endrer logiten med β_k (Long, 1997).

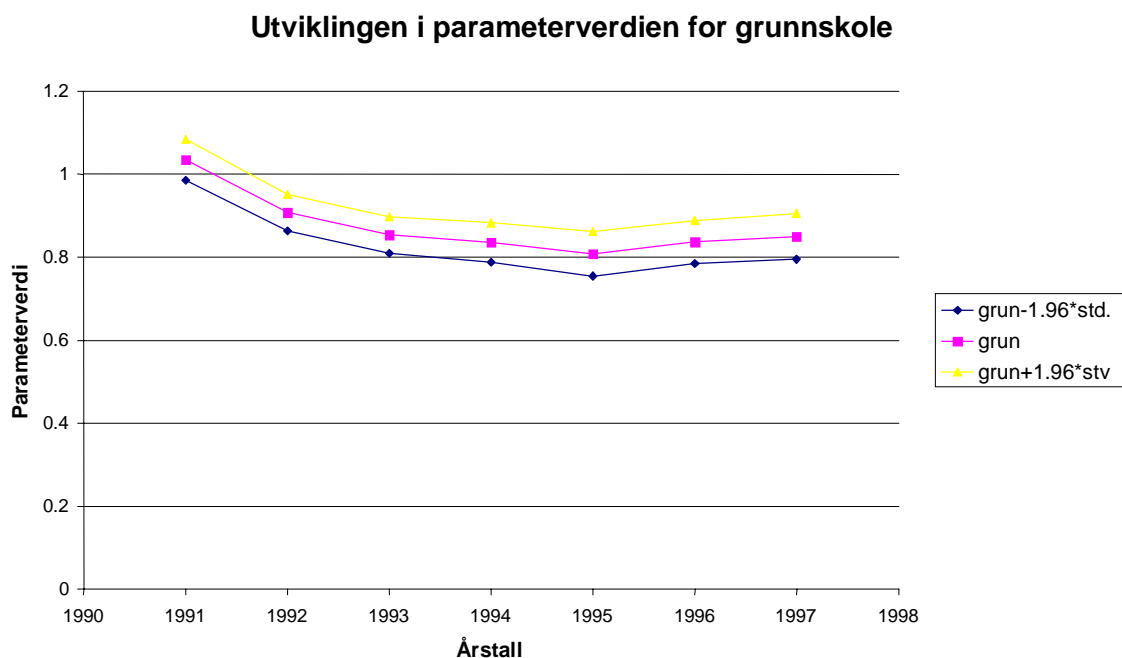
Utviklingen i logaritmen til forholdet mellom sannsynlighetene kan være et mål på om det har skjedd endringer slik at en gruppe har kommet dårligere ut fordi den relative sannsynligheten er endret. Fordelen med dette målet er at det er relativt enkelt å beregne usikkerheten til estimatene. Ulempen derimot er at det kan være vanskelig å få en intuitiv forståelse av hva det betyr. Det er dette målet som brukes når man ser på utviklingen i estimatene direkte.

Når jeg studerer utviklingen i estimatene er det altså den samme modellen som er estimert separat for de ulike årene. Relativ posisjon i inntektsfordelingen er beregnet fra år τ når ledighet registreres to år senere. $\tau = 1989, 1990, \dots, 1995$.

Siden tidligere forskning på området har fokusert på forskjeller i tilbøyeligheten til å bli ledig mellom grupper med formelle ferdigheter, eller utdanning, kan det være interessant å se på hvordan denne modellen predikerer dette. Referansegruppen for utdanning i regresjonen er de med treårig allmennfaglig- eller administrasjon og økonomi utdanning.

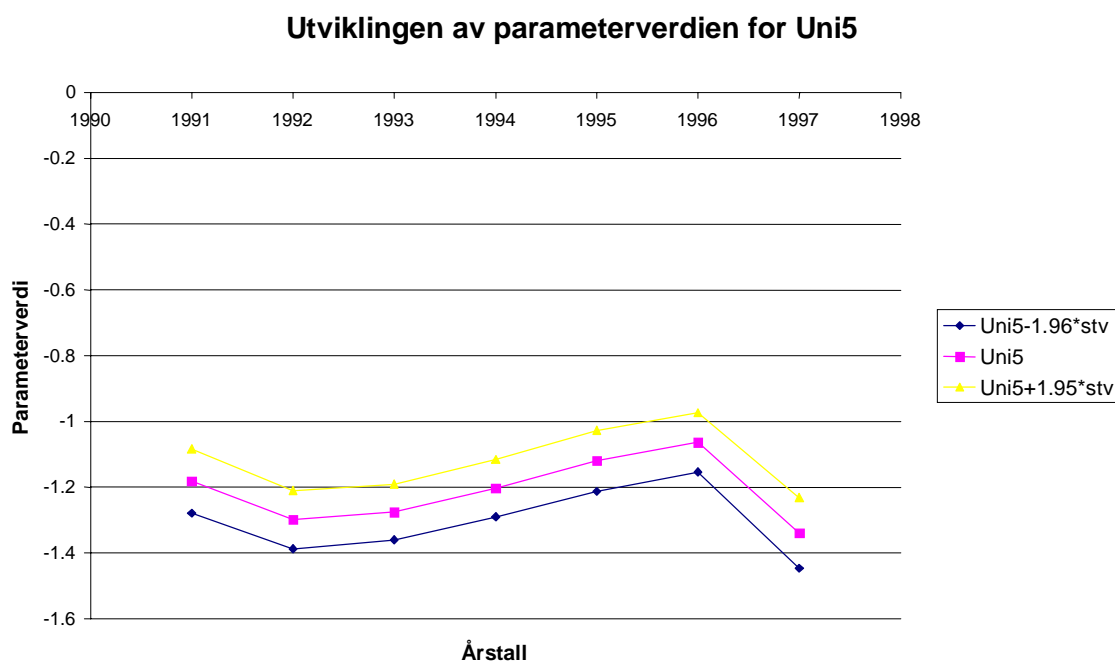
Man kan altså si noe om endringen i betydningen av ulik utdanning ved å se på utviklingen i parameterverdien for de med lavest- og høyest utdanning. Hvis de minst produktive har kommet dårligere ut over tid, og produktivitet knyttes til utdanning, skal man forvente at parameterverdien for laveste utdanning er stigende over tid, det vil si at den blir mer positiv. Samtidig vil man da forvente at parameterverdien for høyeste utdanning blir mer negativ. Utviklingen i parameterverdiene for disse variablene er gjengitt i figurene 4 og 5.

Figur 4



Figuren viser at de med lav utdanning har større sannsynlighet for å være registrert i ledighetsregisteret enn referansegruppen, man kan imidlertid ikke si at det er en trend i retning av at de med lav utdanning har kommet dårligere ut i forhold til referansegruppen.

Figur 5



Figur 5 viser at de med høyeste utdanning har lavere sannsynlighet for å være registrert som arbeidsledig enn referansegruppen, men at det heller ikke her ser ut til å være en trend i retning av at de med høy utdanning har kommet bedre ut over tid når man legger utviklingen i parameterestimatene til grunn.

Begge disse figurene illustrere at denne modellen støtter en av konklusjonen i Røed og Zang (1999), nemlig at de med lav utdanning ikke har kommet dårligere ut sammenlignet med de med mellomlang og høy utdanning.

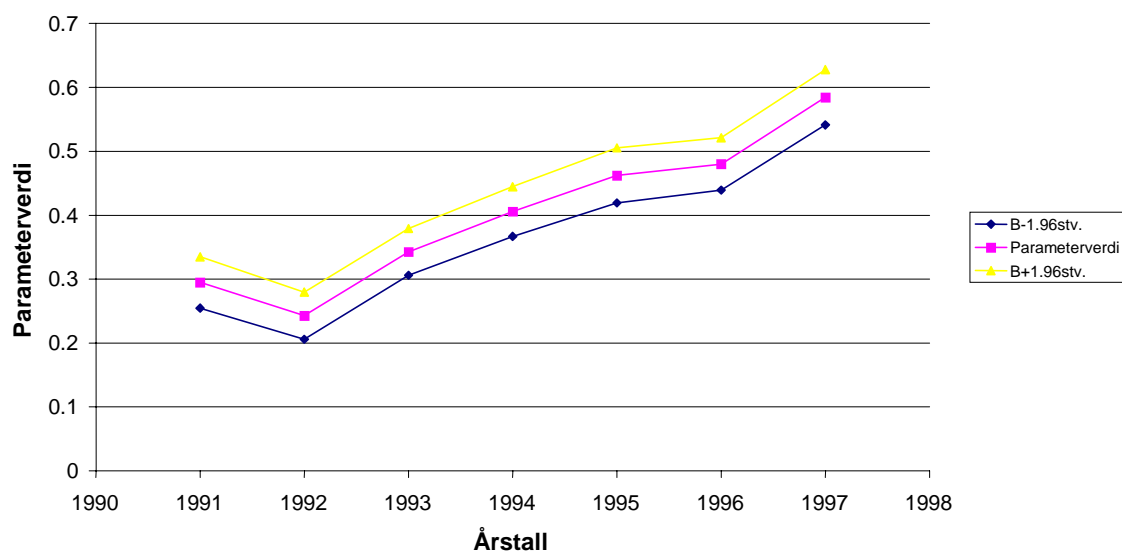
Kan man si om det har skjedd en endring over tid når man benytter et annet produktivetsmål enn utdanning? Som nevnt er det sentrale produktivetsmålet i denne rapporten relativ posisjon i inntektsfordelingen, med hovedfokus på de som ligger i den nederste decilen. Denne effekten er representert med parameteren Regru9, som er

$\delta_{k9} - \delta_{k5}$ med basis i notasjon fra ligning 4.1.1.

Utviklingen i parameterestimatet for Regru9 er vist i figur 6.

Figur 6

Utviklingen i parameterverdien for Regru9 over tid.Hele befolkningen

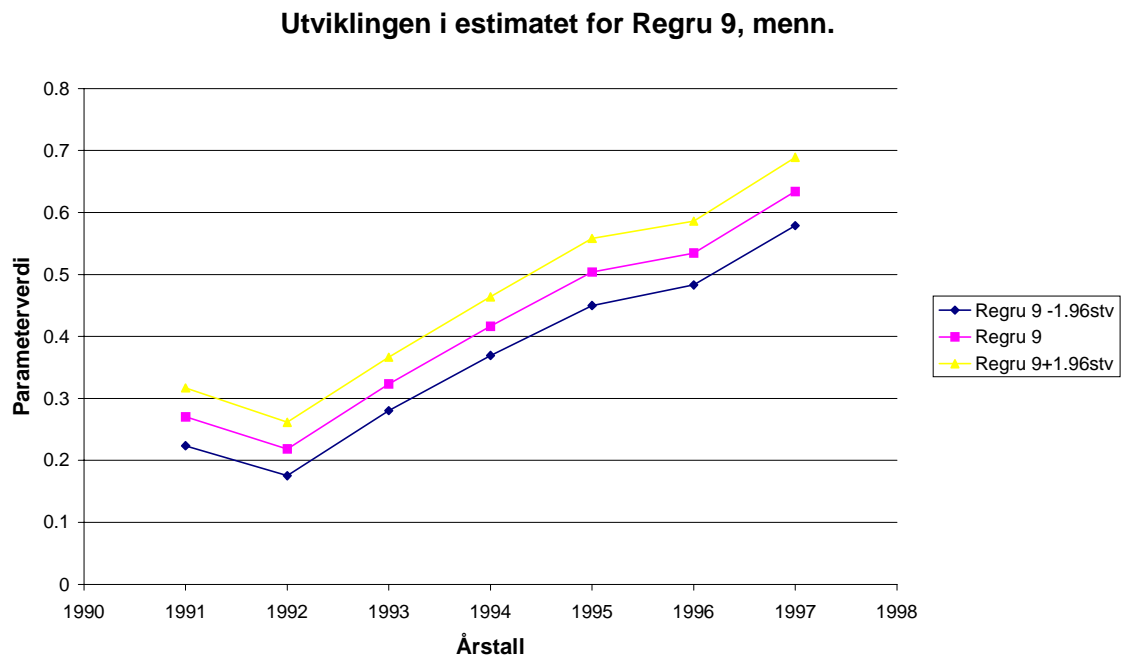


Parameterestimatet for Regru9 er positivt i alle årene. Det er også signifikant forskjellig fra 0, med et 95% konfidensintervall. Dette betyr at det er en større sannsynlighet for å være registrert som arbeidsledig, hvis man er i det nederste intervallet i inntektsfordelingen i sin gruppe, i forhold til referansegruppen. Dette er tilfelle for alle årene. For at dette skal kunne si noe om de minst produktive har kommet dårligere ut over tid, må estimatene for de ulike årene sammenlignes.

Fra figur 6 ser det ut som om effekten av posisjonen i inntektsfordelingen er økende når man ser på hele befolkningen samlet. I motsetning til utviklingen i estimatene for de med lavest utdanning, er parameterestimatet for den nederste decilen i inntektsfordelingen stigende i perioden fra 1992 til 1997.

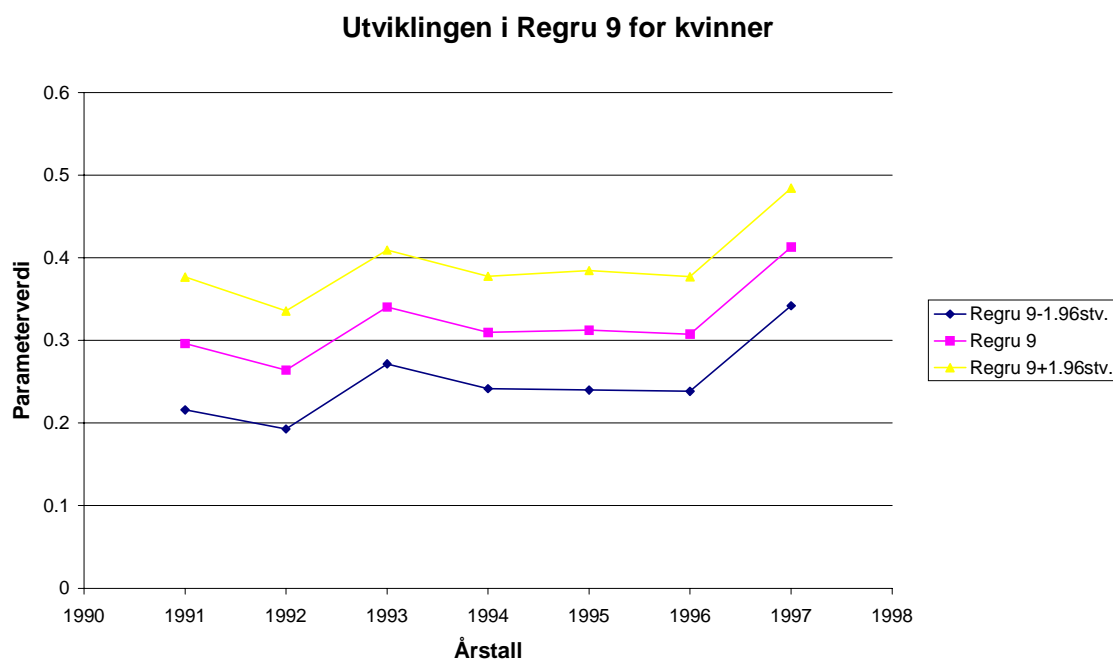
I innledningen ble det nevnt at den mest interessante gruppen i denne sammenhengen trolig var menn, fordi menn i større grad enn kvinner er fulltidssysselsatt, slik at relativ inntekt i større grad er korrelert med produktivitet. Jeg estimerer derfor modellen for menn og kvinner separat for hvert år, og studerer utviklingen i estimatene for Regru9. Utviklingen er vist i figur 7 og figur 8.

Figur 7



Den estimerte parameterverdien for variabelen Regru9 for menn starter på knapt 0.3, og er statistisk signifikant forskjellig fra 0 med signifikansnivå 0.05 i hele perioden. Kurven viser at betydningen av denne variabelen øker mer for menn enn for hele befolkningen samlet sett.

Figur 8



Parameterverdien for kvinner er tilnærmet lik parameterverdien for menn i 1991. Figuren viser at Regru9 har en statistisk signifikant positiv effekt på sannsynligheten for å være i ledighetsregisteret i alle årene, men i motsetning til for menn er det ingen trend i retning av at effekten av denne variabelen har økt.

Formell test på endring i parameterestimaten.

Jeg har så langt studert utviklingen i parameterestimaten for Regru9 over tid. For å teste formelt om parameteren har endret seg benyttes en t-test, hvor jeg antar at estimatene for ulike år er ukorrelert.

t-observatoren blir da:

$$\frac{regru9_{\tau} - regru9_s}{\sqrt{\text{var}(regru9_{\tau}) + \text{var}(regru9_s)}}$$

$\tau, s = 1991, 1992, \dots, 1997 \quad \tau \neq s$

En t-observator større enn 1.96 betyr at estimatene i de ulike årene er forskjellige til signifikansnivå 0.05. Man kan da med 95 % prosent sikkerhet si at estimatene er forskjellige.

t-observatoren for menn er vist i tabell 2.

Tabell 2. *t*-verdier for Regru9 mellom ulike år for menn.

Årstall	1992	1993	1994	1995	1996	1997
1991	1.604419	1.635273	4.307309	6.396448	7.461286	9.871123
1992		3.374828	6.06017	8.073823	9.239531	11.64268
1993			2.849687	5.105506	6.170405	8.700483
1994				2.37615	3.305648	5.859613
1995					0.799941	3.292144
1996						2.587235

Til signifikansnivå 0.05 er estimatene for Regru9 forskjellige for de ulike årene med tre unntak. Estimatet for 1991 er ikke forskjellig fra 1992 og 1993, og estimatet for 1995 er ikke forskjellig fra 1996.

t-observatoren for kvinner er vist i tabell 3.

Tabell3. *t*-verdier for Regru9 mellom ulike år for kvinner.

Årstall	1992	1993	1994	1995	1996	1997
1991	0.585482	0.81894	0.249474	0.291879	0.212303	2.132932
1992		1.5089	0.904759	0.929925	0.858687	2.896509
1993			0.624027	0.551764	0.655948	1.437779
1994				0.053304	0.038329	2.05905
1995					0.089958	1.945444
1996						2.076778

Alle estimatene med unntak av 1993 er signifikant forskjellig fra 1997 til signifikansnivå 0.05. Ingen andre verdier er signifikant forskjellige.

Resultatene i tabell 2 viser at betydningen av relativ posisjon i inntektsfordelingen har endret seg statistisk signifikant for menn, mens tabell 3 viser at det ikke er signifikante forskjeller for kvinner, med unntak av året 1997. Dette *kan* bety at det bare er de minst produktive menn, målt med posisjonen i inntektsfordelingen, som har kommet dårligere ut på arbeidsmarkedet. Problemet er som nevnt at tidligere inntekt er beregnet ut fra pensjonspoeng, og at jeg ikke har opplysninger om hvem som jobber heltid. Relativ posisjon i inntektsfordelingen kan påvirkes av arbeidstid, og dette er et problem når rundt halvparten av alle kvinner i arbeidstyrken jobber deltid i 1989. Dette betyr at det målet som er konstruert er et mye dårligere produktivitetsmål for kvinner enn for menn. Siden det i tillegg bare er for menn at jeg finner signifikante endringer i parameterverdien for Regru9 vil jeg i resten av rapporten fokusere på menn.

Det er viktig å påpeke at disse resultatene trolig vil være påvirket av at alle som er registrert i ledighetsregisteret i inntektsåret, er slettet fra risikopopulasjonen. Dette er som nevnt gjort for å løse problemet med at ledighetstrygd gir pensjonspoeng. Hvis det er en trend slik at de som ligger nederst i den betingede inntektsfordelingen i større grad utsettes for arbeidsledighet, vil de personene som trolig er mest utsatt, ikke være en del av risikopopulasjonen. Dette kan være et argument for at effekten av å ligge i den nederste decilen undervurderes.

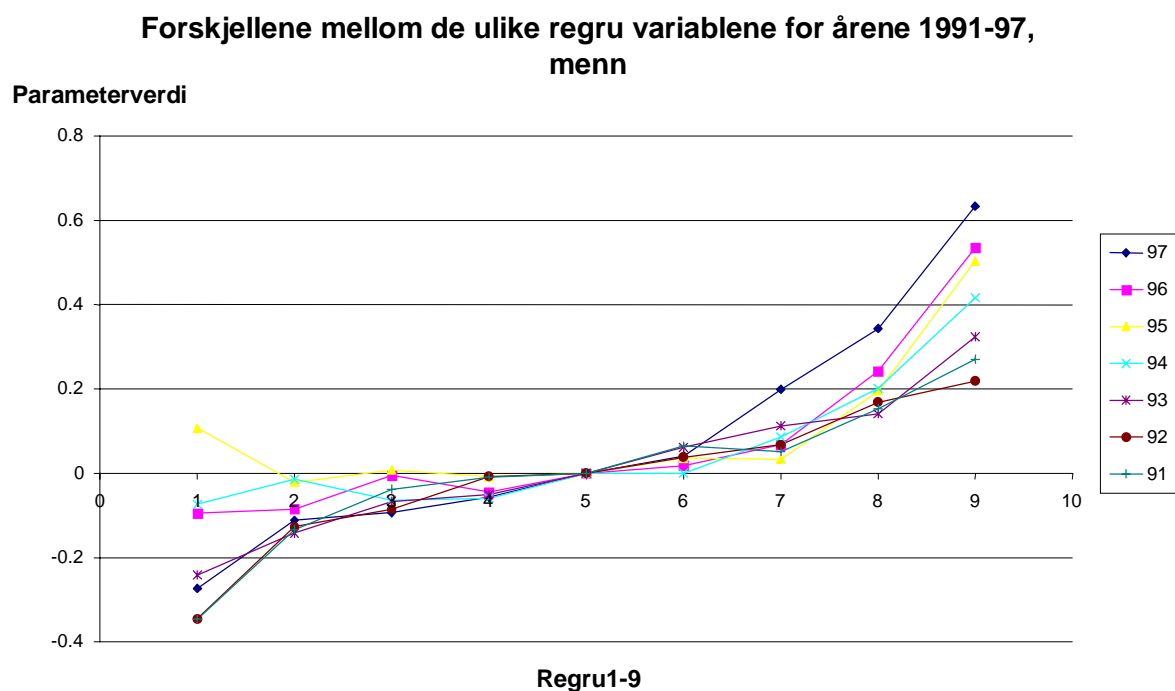
Sammendrag av avsnitt 4.2.4:

Når man benytter utviklingen i parametrene i modellen som mål på om effekten av variable endres, finner jeg at betydningen av utdanning har endret seg lite, men at relativ posisjon i inntektsfordelingen får større betydning. Denne variabelen ser imidlertid bare ut til å ha fått økt betydning for menn. Når man benytter relativ posisjon i inntektsfordelingen som produktivitetsmål, og estimatene i logitmodellen i de ulike årene som mål på om betydningen av variablene er endret, blir konklusjonen at de minst produktive menn har kommet dårligere ut på arbeidsmarkedet.

4.2.5 Mer om effekten av posisjonen i inntektsfordelingen.

Konklusjonene så langt er at det å ligge i den nederste decilen i inntektsfordelingen øker sannsynligheten for å bli arbeidsledig, i forhold til referansegruppen. Det kan være interessant å se nærmere på forskjellen mellom de ulike gruppene. Er det slik at forskjellene nærmest er kontinuerlige, eller er det bare den nederste gruppen som skiller seg ut? For å belyse dette spørsmålet kan man se på hvordan alle estimatene, det vil si Regru1-Regru9, påvirker sannsynligheten for å være arbeidsledig i alle årene som studeres. Referansegruppen er fremdeles Regru5. Figur 9 viser hvordan det å være i ulike deciler av inntektsfordelingen påvirker sannsynligheten for å være i ledighetsregisteret.

Figur 9



Siden Regru5 er referansegruppe i alle årene vil alle kurvene gå gjennom punktet (5,0). Det mest interessante med denne figuren er at estimatene for de fire øverste gruppene er negative (med ett unntak) og estimatene for de fire nederste gruppene er positive. Dette gjelder for alle årene. Dette betyr at den beregnede sannsynligheten for å rammes av ledighet er større for de som har lavere relativ inntekt enn referansegruppen, og at sannsynligheten for å være i ledighetsregisteret øker jo lengre ned i inntektsfordelingen man kommer. Det å være i de øverste inntektsgruppene reduserer sannsynligheten for å bli ledig i forhold til referansegruppen (med ett unntak). Det er imidlertid ikke helt klart at sannsynligheten blir lavere jo høyere opp man kommer i denne fordelingen. Selv om ikke alle parametrene er signifikant forskjellig fra referansegruppen, og det er for de nederste gruppene at effekten er klarest, ser det ut som om relativ posisjon i inntektsfordelingen har betydning for hvem som rammes av arbeidsledighet.

En innvending mot å bruke parameterestimatene for å studere utviklingen over tid, er at disse kan være påvirket av det aggregerte ledighetsnivået. Det er nærliggende å tro at sannsynligheten for å være registrert som arbeidsledig faller når det totale ledighetsnivået faller. Utviklingen i det totale ledighetsnivået for menn i perioden er vist i innledningen.

En måte å teste om det er endringen i ledighetsnivået som er årsaken til at parameterestimatet øker er å beregne sannsynligheter, og se på utviklingen i relative og absolutte sannsynligheter for ulike posisjoner i inntektsfordelingen. Dette gjøres i neste avsnitt.

4.2.6 Inntektsvariablenes betydning på sannsynligheten for å rammes av arbeidsledighet.

Som nevnt tidligere er det ikke opplagt hva slags mål man skal benytte for å studere om effekten av en variabel endres over tid. En annen måte enn å se på utviklingen i estimatene slik det ble gjort i avsnitt 4.2.4, kan være å studere sannsynligheter. Tanken er at dersom denne metoden gir de samme resultatene som beskrevet i avsnitt 4.2.4, styrker dette hypotesen om at de minst produktive har kommet dårligere ut over tid. I tillegg til å se på *om* en slik endring har funnet sted, kan man ved denne metoden få svar på *hvor stor* denne effekten er.

Hvor stor effekten av å være i den nederste decilen i inntektsfordelingen er, kan man ikke si ved å se på parameterestimatene direkte fordi sannsynligheten avhenger av verdiene på de andre parametrene og variable som inngår i regresjonen, som vist i (4.6.1).

Sannsynlighetsfunksjonen er altså ikke lineær i forklaringsvariablene. Generelt:

$$\frac{\partial P(y = 1 | X)}{\partial x_k} = \frac{\exp(\beta' X)}{(1 + \exp(\beta' X))^2} \beta_k \quad (4.6.1)$$

For å få et bilde av hvor stor betydning posisjonen i inntektsfordelingen har på sannsynligheten for å rammes av arbeidsledighet, kan man se på sannsynligheten for at en person med ulike pålagte karakteristika er ledig, når man lar posisjonen i inntektsfordelingen variere. Sannsynligheten for at “gjennomsnittsmannen” er ledig et bestemt år er estimert ved:

$$P(y_{i(\tau+2)} = 1 | X_{it} = \bar{X}_{\tau R_k}) = \frac{1}{1 + \exp(-\hat{\beta}_{\tau}' \bar{X}_{\tau R_k})} \quad (4.6.2)$$

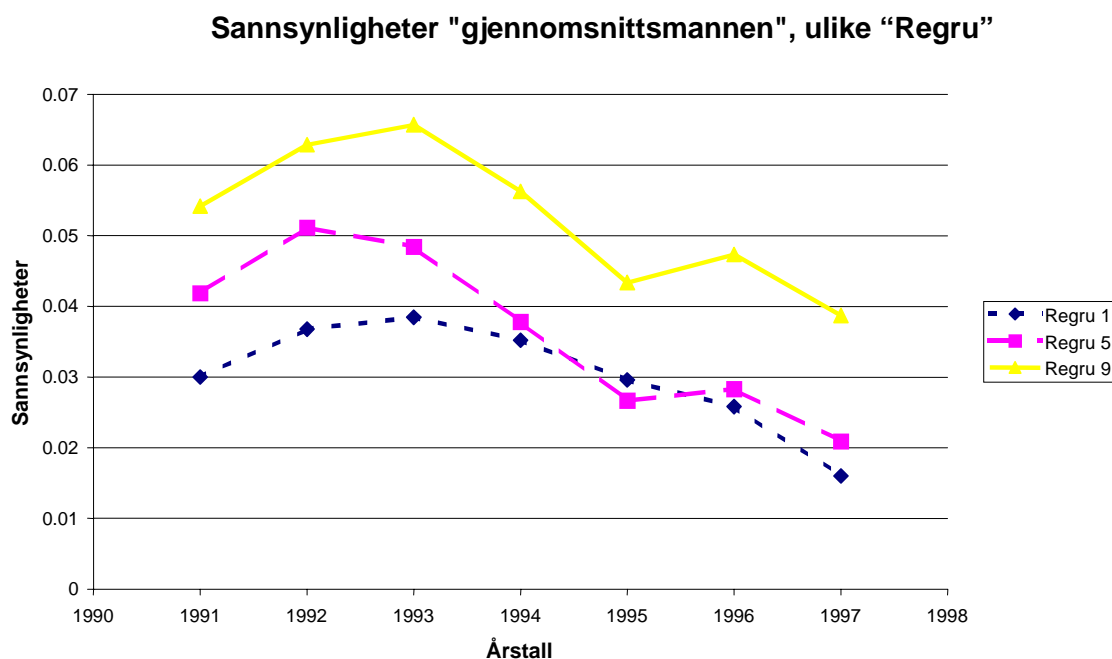
$$\tau = 1989, \dots, 1995 \quad k = 1, 5, 9$$

$y_{i(\tau+2)} = 1$ hvis person i er registrert som arbeidsledig i løpet av år $\tau+2$.

I (4.7.2) er det er satt inn gjennomsnittsverdier for alle variable bortsett fra *regru* variabelen (R). Dette er vektoren $\bar{X}_{\tau R_k}$ i ligningen over. R_k indikerer altså decilen i inntektsfordelingen. $\hat{\beta}_{\tau}$ er en vektor bestående av de estimerte parametrene i år τ . Ved å sette Regru9 lik 1, mens alle andre Regru variable settes lik 0, får man sannsynligheten for at en person er ledig, når det eneste man vet om individet er at det ligger nederst i den utdannings- og erfaringspesifikke inntektsfordelingen, og at det er med i risikopopulasjonen.

Utviklingen i sannsynlighetene for å være registrert i ledighetsregisteret for personer som ligger øverst og nederst i inntektsfordelingen, samt referansegruppen er vist i figur 10.

Figur 10



Figuren viser at den beregnede sannsynligheten for å bli arbeidsledig faller utover i perioden, og at sannsynligheten for å være arbeidsledig er høyere for de som ligger nederst i inntektsfordelingen, både sammenlignet med de som er i referansegruppen, og

de som er i den øverste decilen når alt annet er likt. Med unntak av året 1995 er den beregnede sannsynligheten større for de som er i referansegruppen enn for de som er i den øverste decilen.

For å svare på om effekten av å være i den nederste delen av inntektsfordelingen har endret seg over tid er en mulighet å studere forholdet mellom sannsynlighetene for personer med ulik posisjon i inntektsfordelingen. Fra ligning (4.6.2) finner man at forholdet mellom sannsynlighetene for ulike posisjoner i inntektsfordelingen er gitt ved:

$$\frac{P(y_i = 1 | X_\tau = \bar{X}_{\tau R_k})}{P(y_i = 1 | X_\tau = \bar{X}_{\tau R_j})} = \frac{1 + \exp(-\hat{\beta}_\tau' \bar{X}_{\tau R_j})}{1 + \exp(-\hat{\beta}_\tau' \bar{X}_{\tau R_k})} \quad (4.6.3)$$

$\tau = 1991, \dots, 1997 \quad k, j = 1, 5, 9 \quad k \neq j$

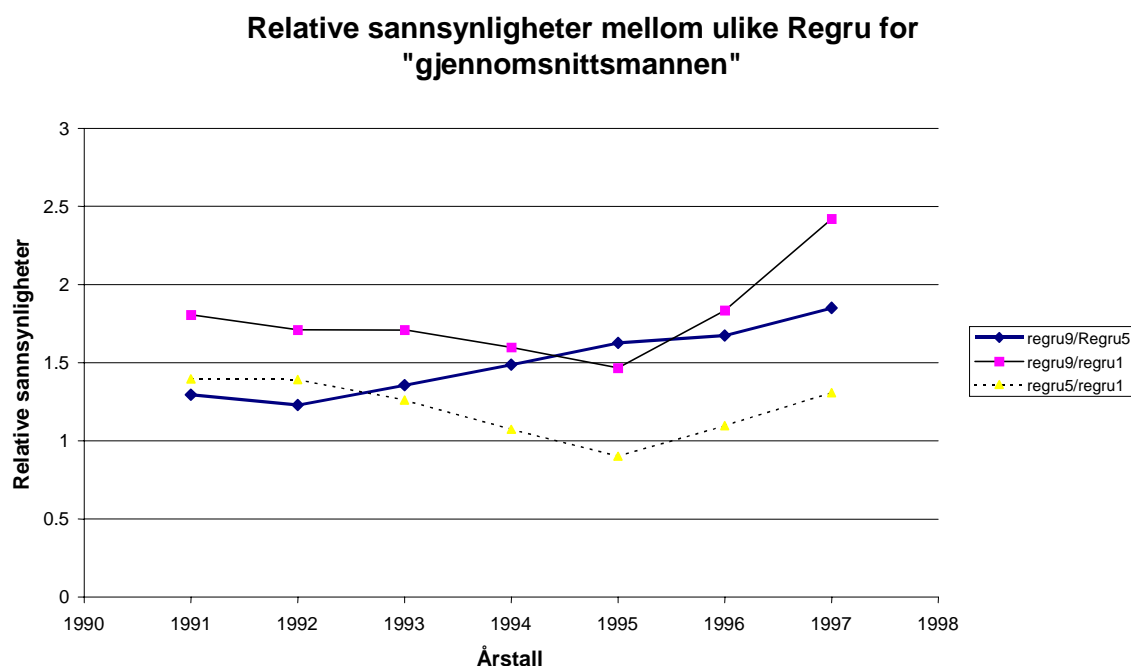
Tolkningen av forholdet mellom to slike sannsynligheter blir hvor mye mer sannsynlig det er at en person som er i en decil i inntektsfordelingen er registrert som arbeidsledig, i forhold til en person i en annen decil, når alle andre kjennetegn er lik gjennomsnittsverdiene.

For hvert år studeres altså tre forhold mellom de estimerte sannsynlighetene for “gjennomsnittsmannen”:

- 1) Forholdet mellom en som ligger i den nederste decilen og en som ligger i den midterste decilen i inntektsfordelingen.
- 2) Forholdet mellom en som ligger i den nederste decilen og en som ligger i den øverste.
- 3) Forholdet mellom en som ligger i midten og en som ligger i den øverste decilen.

Utviklingen i disse tre forholdene er vist i figur 11.

Figur 11



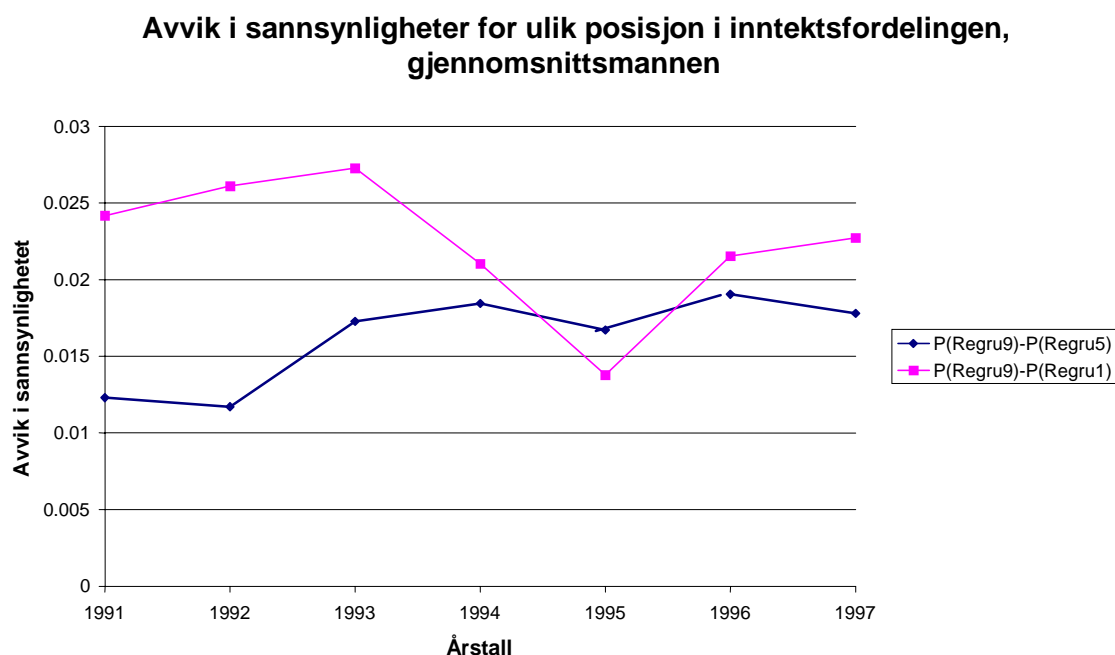
Fra figur 11 ser man at utviklingen i det relative forholdet mellom disse sannsynlighetene tyder på at det er en trend i retning av at de i den nederste relative inntektsgruppen kommer dårligere ut over tid, når man sammenligner med referansegruppen. Når man sammenligner den midterste gruppen med de som tjener mest, er det ingen trend som sier at disse er kommet dårligere ut. Ved å studere forholdet mellom sannsynlighetene mellom de som ligger nederst og de som ligger i midten, kan man si noe om hvor stor den beregnende forskjellen er. I 1991 indikerer forholdet mellom sannsynlighetene at det er 30% større sannsynlighet for å være arbeidsledig hvis man er i den gruppen som har lavest relativ inntekt i forhold til om man er i den midterste inntektsgruppen. I 1997 har dette tallet økt til 80 %. Når man ser på utviklingen i forholdet mellom referansegruppen og de som ligger øverst i inntektsfordelingen ser det ikke ut som om det å ligge øverst har blitt viktigere i perioden.

Utviklingen i forholdet mellom sannsynlighetene er, på samme måte som utviklingen i punkttestimatene, en metode for å se på om betydningen av relativ posisjon i inntektsfordelingen har fått større betydning for hvem som blir arbeidsledige. Resultatene fra denne metoden, støtter konklusjonen fra avsnitt 4.2.5 om at betydningen

av relativ posisjon i inntektsfordelingen har økt for menn. Det å være i den decilen som tjener mest i sin gruppe har imidlertid ikke fått økt betydning.

Det kan som nevnt være interessant å se på avviket i den beregnede sannsynligheten for ulike posisjoner i inntektsfordelingen. Dette er vist i figur 12 for gjennomsnittsmannen.

Figur 12



Hvis man sammenligner de som ligger nederst i inntektsfordelingen med de som ligger i midten, varierer forskjellen i den beregnede sannsynlighet fra 1,2% til knapt 2%. Avviket øker fram til 1994 for deretter å være temmelig konstant. Når man sammenligner den første og den sist delen av perioden, ser det ut som om det å ligge nederst i inntektsfordelingen har fått større betydning for det å bli arbeidsledig også i absolutte termer. Når man sammenligner de som ligger nederst i inntektsfordelingen med de som ligger øverst, ser det ikke ut til å være noen klar trend i noen retning.

Jeg har nå sett på forholdet og avviket mellom sannsynlighetene for “gjennomsnittsmannen”. Det kan være interessant å studere hvordan endringer i relativ posisjon i inntektsfordelingen påvirker sannsynligheten for å være registrert som

arbeidsledig for ulike alders- og utdanningsgrupper. For å få ett inntrykk av dette kan man konstruere ulike “typer”. Jeg vil se på to ulike aldre, dvs at jeg endrer aldersvariabelen fra gjennomsnittsverdien til 35 og 55 år, samt at andreordensverdien for alder endres. I tillegg endres utdanningsvariabelen fra gjennomsnittsverdien til 1 for laveste utdanning, referansegruppen og høyeste utdanning.

Dette gir seks forskjellige “typer”:

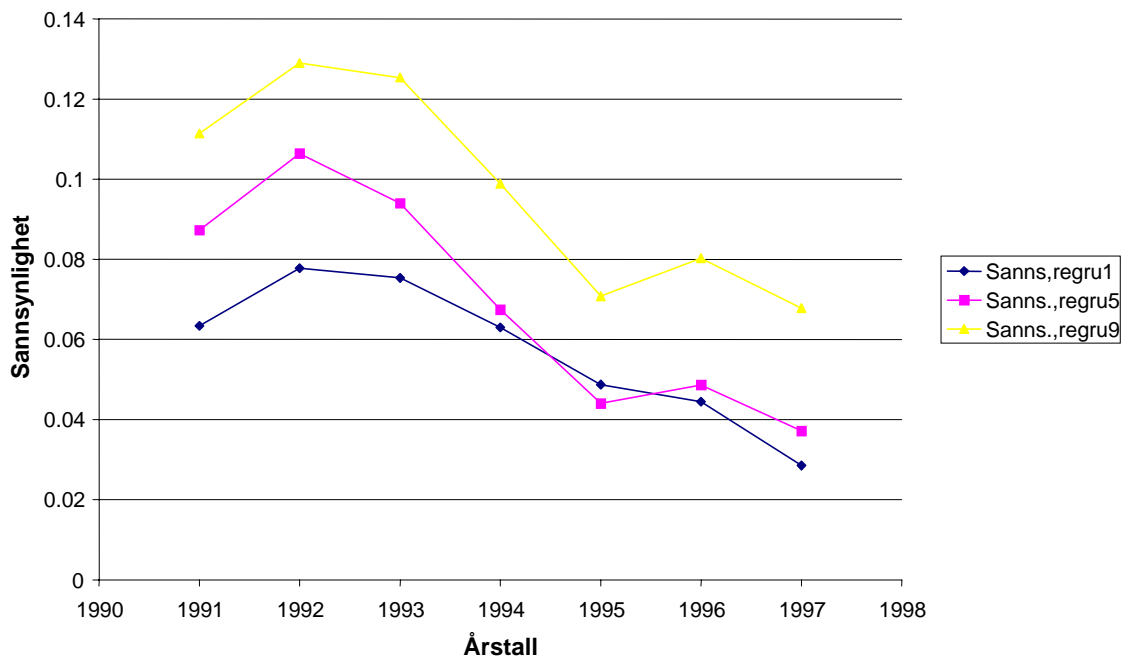
- 55 år, laveste utdanning.
- 55 år, utdanning av type allmennfag eller økonomi og administrasjonsfag.
- 55 år, høyest utdanning.
- 35 år, laveste utdanning.
- 35 år, utdanning av type allmennfag eller økonomi og administrasjonsfag.
- 35 år, høyeste utdanning.

Hva den beregnede sannsynligheten for at disse skal være ledige i et år er, og hvordan denne endres, vises i figurene 13-18 . Figurene sier noe om hvordan den beregnende sannsynligheten for å være arbeidsledig utvikler seg, når man betinger på alternative kombinasjoner av alder og utdanning. Hensikten med disse figurene er å gi et inntrykk av hvordan flere variable påvirker sannsynligheten for å bli arbeidsledig, spesielt hvordan det å ligge i den nederste decilen kombinert med andre variable virker.

Et ikke uventet resultatet fra disse figurene er at utdanning, alder og posisjon i inntektsfordelingen har stor betydning for sannsynligheten for å bli arbeidsledig. Fra figur 13 ser man at en mann på 35 år ,som har laveste utdanning og ligger nederst i inntektsfordelingen har ca. 13 % sannsynlighet for å være registrert som arbeidsledig i 1992. Fra figur 18 ser man at en person på 55 år med høyeste utdanning som ligger øverst i inntektsfordelingen har i det samme året en beregnet sannsynlighet for å være arbeidsledig på 7 promille. I 1997 har disse tallene endret seg til henholdsvis 7 prosent og 4.5 promille. Hvor stor effekt det å gå fra den midterste decilen til den nederste decilen har på sannsynligheten for å være registrert som arbeidsledig for de 6 ulike “typene” er oppsummert i figur 19.

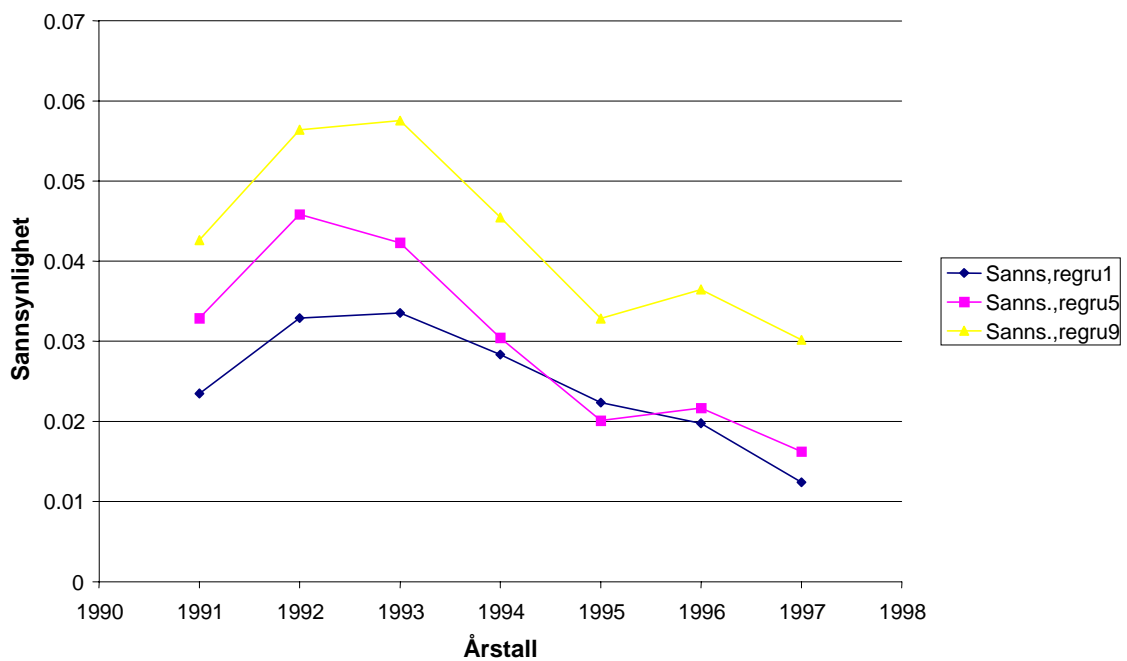
Figur 13

Sannsynligheter menn 35 år, laveste utdanning, ulike "Regru"



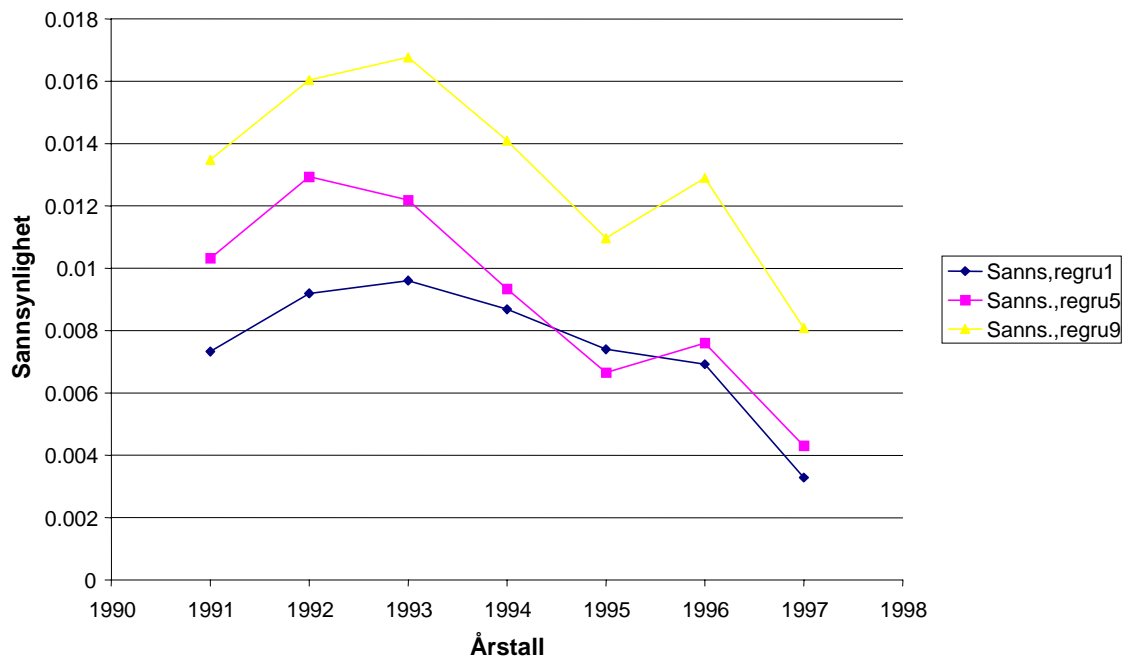
Figur 14

Sannsynligheter menn 35 år, "gymnas", ulike "Regru"



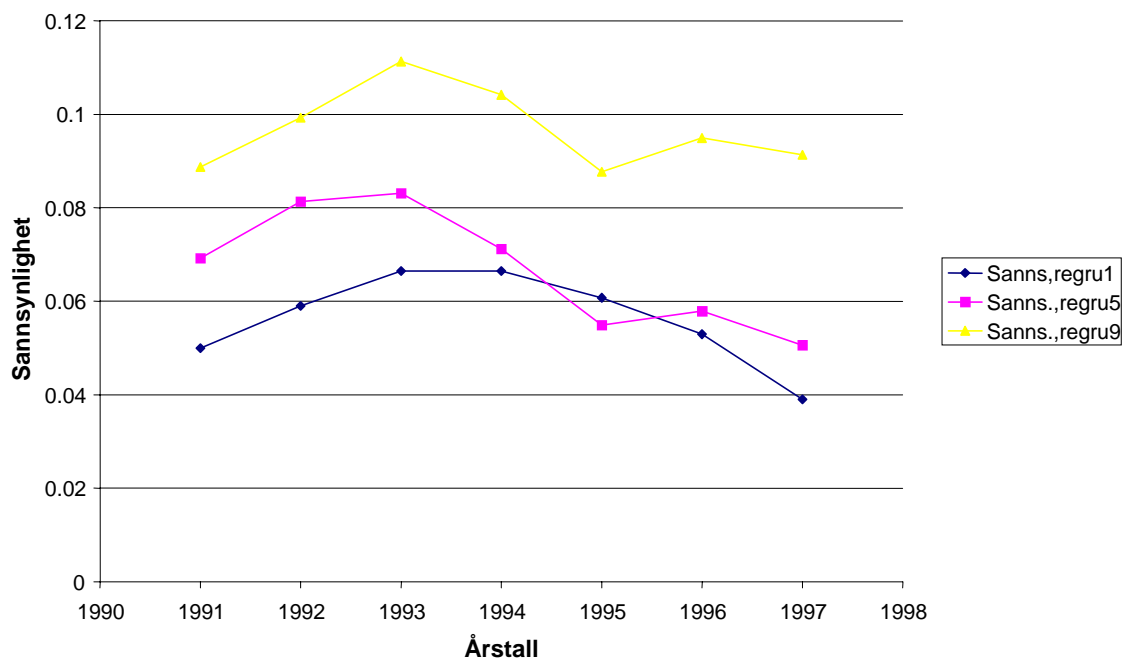
Figur 15

Sannsynligheter menn 35 år, høyeste utdanning, ulike "Regru"



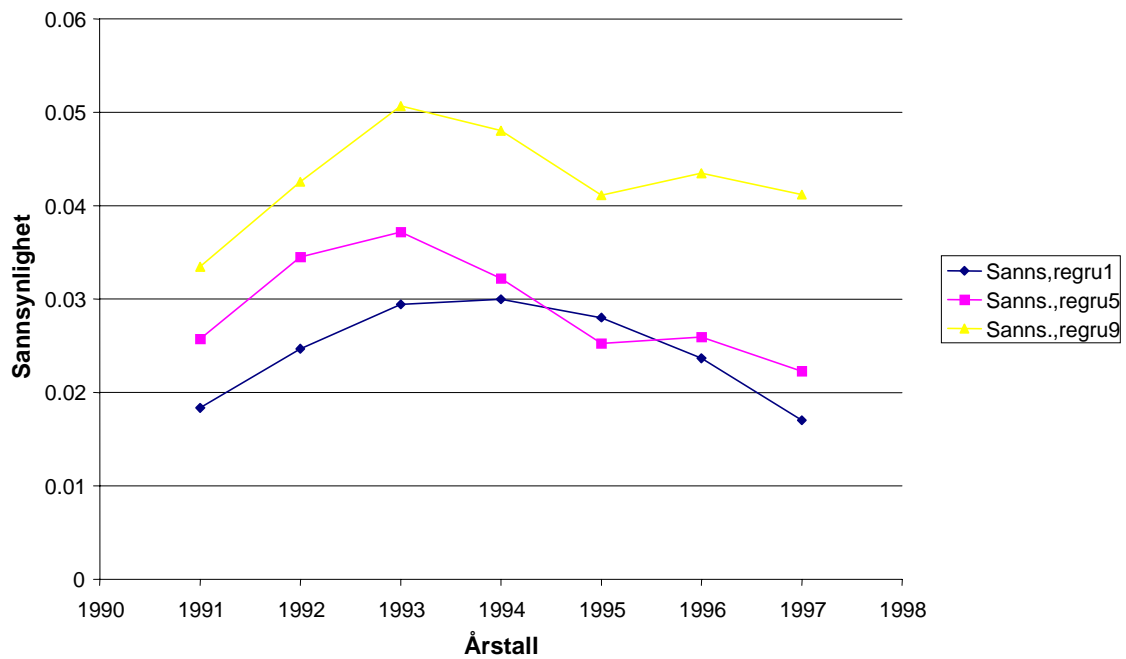
Figur 16

Sannsynligheter menn 55 år, laveste utdanning, ulike "Regru"



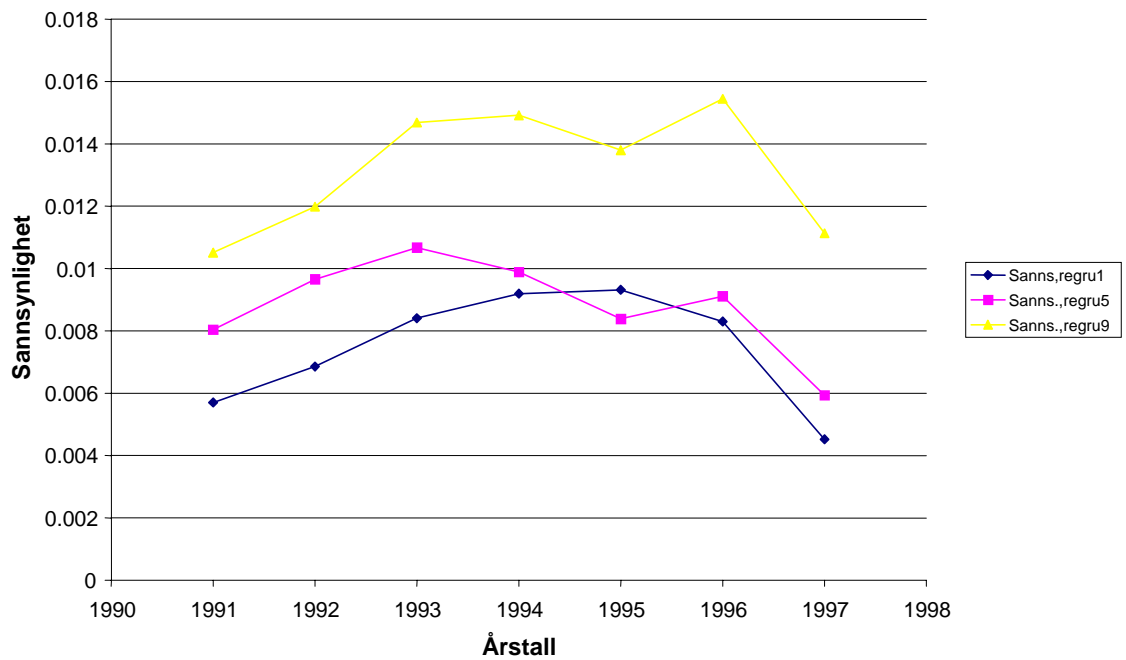
Figur 17

Sannsynligheter menn 55 år, "gymnas", ulike "Regru"



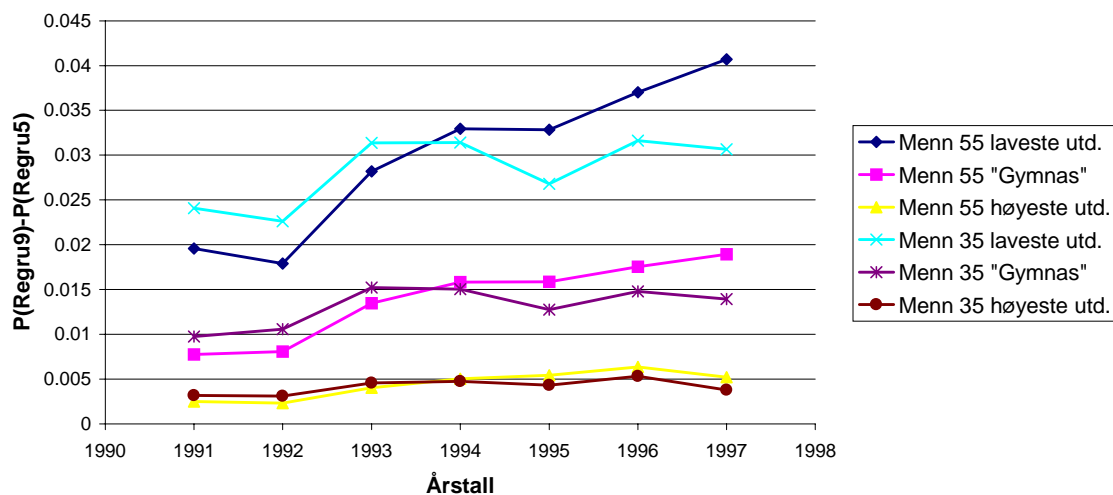
Figur 18

Sannsynligheter menn 55 år, høyeste utdanning, ulike "Regru"



Figur 19

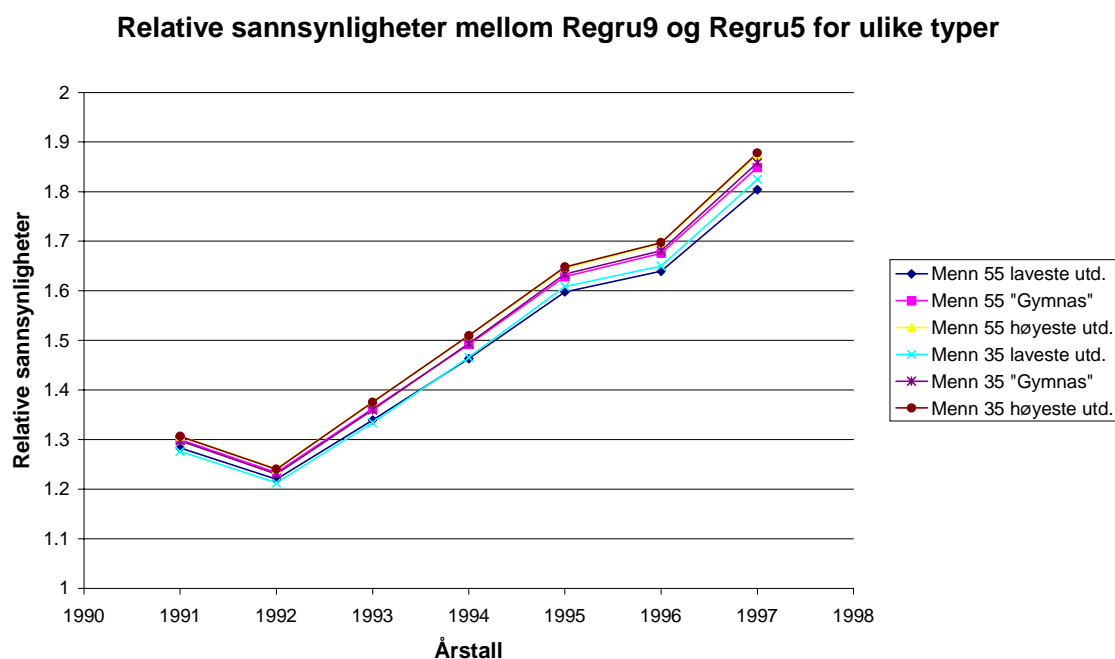
Avvik i sannsynlighetene mellom de som ligger i den nederste decilen og referansegruppen



Figur 19 viser at effekten er sterkest for de med lav utdanning, og at det ikke er grupper hvor den beregnede effekten reduseres. Betydningen av det å være i den nederste inntektsgruppen i forhold til den midterste øker sannsynligheten for å være registrert i ledighetsregisteret med mellom 3 promille og 2.4 prosent i 1991, i 1997 er endringen beregnet til å være mellom 4 promille og 4.1 prosent.

Figur 20 viser de relative sannsynlighetene for de ulike gruppene etter posisjonen i inntektsfordelingen. Man kan se at det er små forskjeller i det relative forholdet mellom sannsynlighetene for de ulike gruppene.

Figur 20



Problemet med å beregne sannsynligheter på denne måten er at det er de estimerte parameterverdiene som er lagt til grunn, og at det er variablene som er endret.

Parameterverdiene er altså pålagt å være like for alle. For å teste om det kun er for noen grupper at relativ posisjon i inntektsfordelingen har betydning, kan man estimere en modell med samspillsvariable. Dette gjøres i neste avsnitt.

4.2.7 Har betydningen av posisjon i inntektsfordelingen økt for alle?

Konklusjonen så langt er altså at relativ posisjon i inntektsfordelingen har betydning for hvem som rammes av arbeidsledighet, og at betydningen av denne variabelen har økt for menn. Det kan imidlertid tenkes at betydningen av å ligge nederst i inntektsfordelingen er forskjellig for ulike alders- og utdanningsgrupper, og at denne effekten har rammet noen hardere enn andre over tid. Mer presist blir spørsmålet om relativ inntekt bare har betydning for en viss utdannings- eller aldersgruppe.

Dersom hypotesen om at de minst produktive har kommet dårligere ut på arbeidsmarkedet er riktig, og det viser seg at posisjonen i inntektsfordelingen bare har betydning for noen grupper, betyr dette at det målet som er konstruert ikke kan være et godt produktivitetsmål generelt, men bare ivaretar noe uobserverbart for enkelte grupper. Dette kan undersøkes ved å estimere en modell med samspillsvariable. Det inkluderes dummyvariable for kombinasjoner av utdanning, alder og relativ posisjon i inntektsfordelingen. Effekten av posisjonen i inntektsfordelingen er ikke lenger pålagt å ha samme verdi for alle, men tillates å variere for ulike kombinasjoner av utdanning og alder. Jeg vil her kun se på det første og det siste året i estimeringsperioden, det vil si årene 1991 og 1997.

Hvis modellen som er beskrevet i avsnitt 4.2.1 skulle vært benyttet når kombinasjoner av utdanning, alder og relativ inntekt inkluderes, ville det blitt $40 \cdot 10 = 400$ ulike kombinasjoner av de som var i den nederste decilen. Tolkningen av resultatene ville da blitt svært vanskelig. Jeg har derfor valgt å slå sammen grupper, slik at det skal være mulig å tolke resultatene.

Det lages tre aldersgrupper (a).

a_1 = Ungdom er gruppen fra 20-30 år.

a_2 = Voksne er gruppen fra 30-45 år.

a_3 = Eldre er gruppen fra 45-60 år.

Utdanning grupperes i tre grupper etter lengde (u).

u_1 = Lav utdanning er utdanning opp til og med 3 årig videregående utdanning.

u_2 = Middels utdanning er utdanning opp til og med 3 årig høyere utdanning.

u_3 = Høyeste utdanning er høyere utdanning med varighet over 3 år.

Relativ posisjon i inntektsfordelingen deles opp i 4 deciler

Regru1* er de 40 % som ligger øverst i inntektsfordelingen.

Regru 2* er de neste 25 %.

Regru3* de neste 25%.

Regru4* er de 10% som ligger nederst.

Denne nye inndelingen gjør at modellen ikke er direkte sammenlignbar med modellene tidligere i rapporten, men hensikten er å undersøke om effekten av å ligge nederst i inntektsfordelingen er større for noen spesifikke alders- og utdanningsgrupper, og om det er grupper hvor betydningen av det å være i den nederste decilen ikke har betydning. Dette spørsmålet vil kunne belyses selv om det benyttes en grovere inndeling enn det som er gjort så langt i rapporten.

Utgangspunkt for analysen er følgende modell:

$$y_{i(\tau+2)}^* = \beta_{\tau} ' x_{it} + \delta_{jk\tau} + \varepsilon_{it} \quad (4.7.1)$$

$$i=1,\dots,N \quad \tau = 1989, 1995 \quad k=1,2,3,4 \quad j=1,\dots,9$$

Modellen som estimeres er en logit modell, lik den modellen som er forklart i avsnitt 4.2.1, men betydningen av posisjonen i inntektsfordelingen er tillatt å variere for ulike kombinasjoner av alder og utdanning (fotskrift j). Fotskrift k er posisjonen i inntektsfordelingen. Jeg vil kun se på betydningen av å være i den nederst decilen for de 9 kombinasjonene av alder- og utdanningsvariable som er konstruert over.

Unge med lav utdanning som ligger nederst i inntektsfordelingen sammenlignes med unge med lav utdanning som ligger i midten, eldre med høy utdanning som ligger nederst sammenlignes med eldre med høy utdanning som ligger i midten osv. Referansegruppen er altså de som er midt i inntektsfordelingen for hver gruppe. De variablene som gjengis er alle for de som ligger nederst i den betingede inntektsfordelingen. Disse variablene er:

Ung-lav er ungdom med lav utdanning.

Ung-middel er ungdom med middels lang utdanning.

Ung-høy er ungdom med høyeste utdanning.

Voksen-lav er voksne med lav utdanning.

Voksen-middel er voksne med middels lang utdanning.

Voksen-høy er voksne med høyeste utdanning.

Eldre-lav er eldre med lav utdanning.

Eldre-middel er eldre med middels lang utdanning.

Eldre-høy er eldre med høyeste utdanning.

Estimatene og et 95 % konfidensintervall for årene 1991 og 1997 er vist i tabellene 4 og 5.

Tabell 4. Effekten av å ligge i den nederste decilen for ulike grupper i 1991.

	$(\delta_{j_4} - \delta_{j_2})_{1991} - 1.96 \cdot \text{stv}$	$(\delta_{j_4} - \delta_{j_2})_{1991}$	$(\delta_{j_4} - \delta_{j_2})_{1991} + 1.96 \cdot \text{stv}$
Ung-lav	0.12320116	0.1842	0.24519884
Ung-middes	0.020996712	0.2431	0.465203288
Ung-høy	0.286477453	0.6772	1.067922547
Voksen-lav	0.206507307	0.2704	0.334292693
Voksen-middels	0.301304	0.473	0.644696
Voksen-høy	-0.039780569	0.3894	0.818580569
Elder-lav	0.038095644	0.1243	0.210504356
Eldre-middels	0.543687113	0.7638	0.983912887
Eldre-høy	0.540424325	0.8821	1.223775675

I 1991 har alle som ligger i den nederste inntektsgruppen, med unntak av voksne med høy utdanning, større sannsynlighet for å være arbeidsledige enn de som ligger i midten, til signifikansnivå 0.05. Effekten ser ut til å være størst for unge med høy utdanning og eldre med middels- og høy utdanning. Det er imidlertid stor forskjell i usikkerheten i estimatene. Usikkerheten er størst for de med høy utdanning.

Tabell 5. Effekten av å ligge i den nederste decilen for ulike grupper i 1997

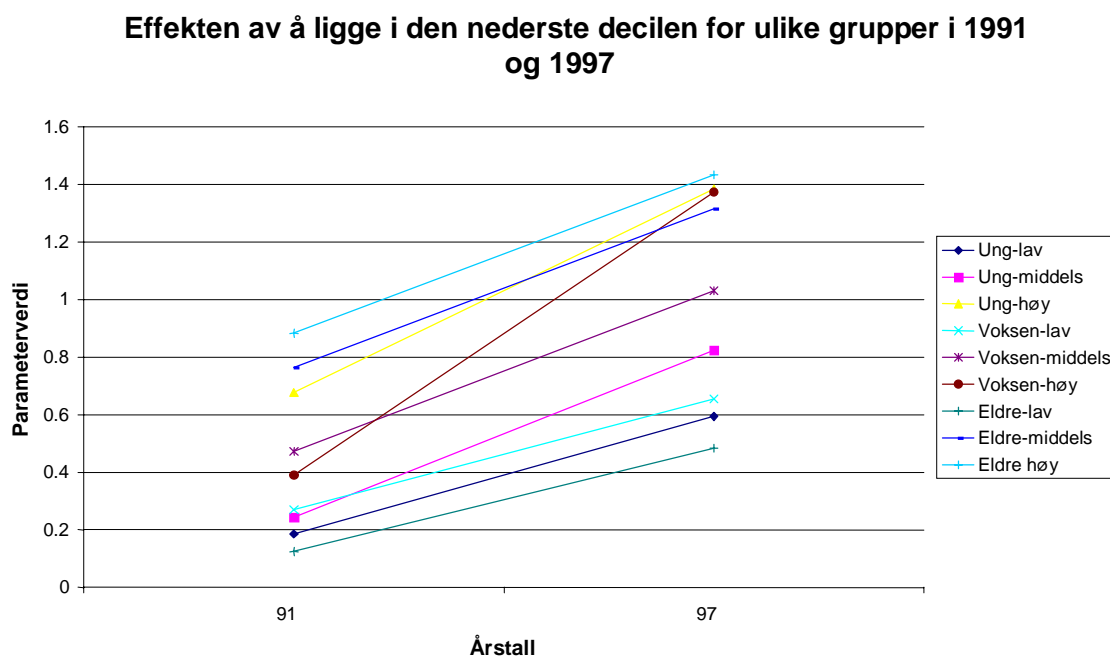
	$(\delta_{j_4} - \delta_{j_2})_{1997} - 1.96 \cdot \text{stv}$	$(\delta_{j_4} - \delta_{j_2})_{1997}$	$(\delta_{j_4} - \delta_{j_2})_{1997} + 1.96 \cdot \text{stv}$
Ung-lav	0.522785203	0.5933	0.663814797
Ung-middes	0.608847329	0.823	1.037152671
Ung-høy	1.058589386	1.3836	1.708610614
Voksen-lav	0.577723573	0.6542	0.730676427
Voksen-middels	0.843412	1.0302	1.216988
Voksen-høy	1.136856641	1.3725	1.608143359
Elder-lav	0.385726126	0.483	0.580273874
Eldre-middels	1.091680529	1.3155	1.539319471
Eldre-høy	1.099335325	1.4324	1.765464675

I 1997 ser det ut som effekten av posisjon i inntektsfordelingen er minst for de med lav utdanning. For alle gruppene gjelder at det å ligge nederst i inntektsfordelingen øker sannsynligheten for å rammes av arbeidsledighet til signifikansnivå 0.05.

Den estimerte effekten av å ligge i den nederste decilen har økt for alle gruppene.

Forskjellene er vist i figur 21.

Figur 21



Hvis man antar uavhengighet mellom estimatene i det første og siste året, vil et tilstrekkelig krav for at estimatene er signifikant forskjellige med signifikansnivå 0.05 være at konfidensintervallene ikke er overlappende. Dette er tilfellet for alle de estimerte parametrene med unntak av “Ung-høy” og “Eldre-høy”. Disse er imidlertid signifikant forskjellige med signifikansnivå 0.1. Endringen i parameterestimatet ser ut til å være størst for “Voksen-høy”.

Når man ser på forskjeller i parameterestimatene ser det ut som om det er de med middels og høy utdanning som i størst grad skiller seg fra sine respektive referansegrupper. Dette er et resultat man ikke kan legge for stor vekt på fordi det er en liten gruppe, og at det er en statistisk usikkerhet knyttet til denne effekten, men en årsak til resultatene *kan* imidlertid være at det å ta en jobb man er overkvalifisert for er et negativt signal til andre arbeidsgivere. Dette er et sentralt element innenfor teorien om søkeledighet. Et annet poeng er at med et godt trygdesystem tvinges ikke arbeidstakerne til å ta jobber de oppfatter som relativt ”kjedelige”. Den store økningen for voksne med høy utdanning kan bety at denne gruppen besitter kvalifikasjoner som det har blitt mindre etterspørsel etter, og at de med de svakeste kvalifikasjonene i mindre grad er i stand til å omskolere seg.

Hovedpoenget i denne sammenhengen er imidlertid at det ser ut som om økningen i betydningen av relativ posisjon i inntektsfordelingen ikke bare gjelder noen utdanning eller aldersgrupper, men at betydningen av posisjonen i inntektsfordelingen har fått økt betydning for alle disse gruppene.

Sammendrag av avsnittene 4.2.1-4.2.7:

Hovedproblemet i disse avsnittene er å studere om de minst produktive menn, målt ved at de ligger i den nederst decilen i den utdanning- og erfaringspesifikke inntektsfordelingen, har økt relativ sannsynlighet for å være registrert som arbeidsledige. Jeg har brukt ulike mål for å studere om det å være i den nederste posisjonen i inntektsfordelingen har fått større betydning for det å rammes av arbeidsledighet. Både utviklingen i logiten, utviklingen i relative sannsynligheter, og utviklingen i absolutte sannsynligheter støtter hypotesen om at de med lavest relativ inntekt har kommet dårligere ut over tid. Jeg har ikke funnet støtte for at betydningen av relativ inntekt bare har økt for noen alders- eller utdanningsgrupper. Tvert imot ser det ut til at denne variabelen har betydning for alle gruppene gitt at de er med i risikopopulasjonen. Dette betyr at det kan se ut som om ledigheten i større grad er konsentrert blant *en* "type" mennesker, og at det som kjennetegner disse er at de tidligere har tjent lite i forhold til en gruppe med samme utdanning- og erfaringsbakgrunn.

Det neste spørsmålet man kan stille seg er om dette skyldes at de som ligger nederst oftere er registrert som ledige, eller om det skyldes at de er lengre ledig og dermed har større sannsynlighet for å bli registrert som ledige i det året. Dette spørsmålet taes opp i det neste avsnittet.

4.3 Dynamisk analyse

Så langt i rapporten har jeg fokusert på hvordan relativ posisjon i inntektsfordelingen påvirker sannsynligheten for å være i ledighetsregisteret minst en måned i løpet av et år. Konklusjonen er at de med lavest relativ inntekt i større grad utsettes for ledighet enn de som ligger midt i inntektsfordelingen, og at denne effekten er blitt sterkere over tid. I dette avsnittet vil jeg studere i hvilken grad dette skyldes endringen i insidens og i hvilken grad det skyldes persistens av ledighet.

Mens høy relativ ledighetsrate for personer med lav utdanning ser ut til å være et rent insidensproblem i USA, er det ifølge Cohen et.al. (1997), i større grad et persistensproblem i Frankrike. Dette betyr at de med lav utdanning oftere er arbeidsledige enn de med høy utdanning i USA, men at tiden de forblir ledige ikke er lengre enn for personer med høyere utdanning. I Frankrike vil de med lav utdanning være relativt lenge ledig. Røed og Zang (1999) ser på inn- og utstrømningsrater for personer med ulik utdanning og finner at det ikke er noen trend i retning av at de med lav utdanning har blitt lengre ledig, relativt sett, i den perioden som studeres.

Det vil derfor være av interesse å studere om den økte ledighetstilbøyeligheten for personer med svake kvalifikasjoner skyldes økt risiko for å bli ledige (insidens), eller redusert sannsynlighet for å komme ut av ledighet igjen (persistens). På grunn av de restriksjonene som gjelder ved oppsigelser kan det tenkes at det å bli ledig i mindre grad avhenger av lønns og produktivetsforhold. Hvor lenge en person forblir ledig hvis han først har blitt arbeidsledig, kan derimot tenkes å avhenge av dette i større grad. Hvis dette er tilfelle kan man vente at individuell produktivitet, eller lønnsinntekt, har større betydning for *hvor lenge* en person blir ledig, enn *om* han blir ledig. Et forhold som kan trekke i motsatt retning er at arbeidsgiver har mer kunnskap om produktiviteten til personer som allerede er ansatt. Hvis arbeidsgivere sier opp, eller presser ut, personer med lav produktivitet kan det tenkes at insidenseffekten for denne gruppen er høy.

I denne delen av analysen studeres et mindre utvalg. Grunnen til dette er at den økonometriske modellen som benyttes er svært ressurskrevende når det gjelder computer-kraft. Jeg fokuserer her på såkalte “prime aged men”. Her er det menn mellom

43 og 45 år. Dette er en gruppe som man forventer hovedsakelig er i fulltidsjobb, slik at problemet med at arbeidstiden påvirker inntekten er lite. Hvor utsatt et individ er for ledighet kan dekomponeres i 1) forskjeller i sannsynligheten for å bli ledig, og 2) forskjeller i evnen til å komme ut av ledighet når man først har blitt ledig. Hovedpoenget her er å se på eventuelle endringer over tid i sammenhengen mellom individuell produktivitet, eller evne til å skaffe seg lønnsinntekt, og hvor utsatt man er for å rammes av ledighet. Risikopopulasjonen deles opp i 7 delvis overlappende kohorter. De som inngår i hver kohort er “fulltidssysselsatt” i år τ , dvs at de ikke har vært registrert som ledige i ledighetsregisteret i løpet av året, og at de har hatt en tilstrekkelig høy inntekt i år τ (3.5 G i 1989). Gitt denne forutsetningen studeres hvor mye ledighet personene utsettes for de neste 24 månedene, $t=1, \dots, 24$.

Jeg tar utgangspunkt i følgende modell:

$$y_{it}^* = x'_{it} \beta_{\tau} + \delta_{k\tau} + \gamma_{k\tau} y_{it(t-1)} + \varphi_{\tau} u_{\tau t} + v_{it} \quad (4.3.1)$$

$i = 1, \dots, N_{\tau}; k = 1, \dots, 4; \tau = 1989, 1995; t = 1, \dots, 24,$

y_{it}^* er en underliggende, latent ikke observerbar variabel som er individ i 's ledighetstilbøyelighet i måned t etter utgangen av år τ . På samme måte som i den statiske modellen er y_{it} observert ledighetsstatus for individ i i måned t etter utgangen av år τ , som er lik 1 hvis personen er helt ledig eller på tiltak og 0 ellers. $\delta_{k\tau}$ er effekten av å være i den k 'te decilen i den relative inntektsfordelingen i år τ . $\gamma_{k\tau}$ er effekten av å være registrert som ledig i forrige måned for personer i den k -te decilen. Det er altså inkludert et samspillsledd slik at relativ posisjon i inntektsfordelingen er multiplisert med ledighetsstatus i forrige periode. $u_{\tau t}$ er ledighetsnivået for voksne i måned t etter utgangen av år τ og x'_{it} er andre forklaringsvariable for individ i i år τ . De andre forklaringsvariablene er utdanningstype, erfaring, erfaring kvadrert, innvandrersstatus, sivilstatus, landsdel, ledighetsstatus forrige periode, og ledighetsnivå for voksne i hver måned. Data for ledighetsnivå er hentet fra Røed og Zang (1999; Supplement).

Modellen er en såkalt "Random Effects" modell hvor jeg antar at $v_{it} = \alpha_{it} + \varepsilon_{it}$, hvor α_{it} er normalfordelt $N(0, \sigma^2)$, og ε_{it} er logistisk fordelt. Sannsynligheten for å observere en gitt sekvens $\mathbf{y}_{it} = \{y_{it1}, y_{it2}, \dots, y_{it24}\}$ vil da være gitt ved

$$P[\mathbf{y}_{it} | x_{it}] = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\exp(-\alpha_{it}^2/2\sigma^2)}{\sqrt{2\pi\sigma}} \left[\prod_{t=1}^{24} \left(\frac{\exp(z_{it} + \alpha_{it})}{1 + \exp(z_{it} + \alpha_{it})} \right)^{y_{it}} \left(\frac{1}{1 + \exp(z_{it} + \alpha_{it})} \right)^{1-y_{it}} \right] d\alpha_{it}, \quad (4.3.2)$$

hvor

$$\begin{aligned} z_{it} &= x'_{it} \beta_{\tau} + \delta_{k\tau} + \gamma_{k\tau} y_{it(t-1)} + \varphi_{\tau} u_{\tau t}, \\ y_{it0} &= 0 \quad \forall i. \end{aligned} \quad (4.3.3)$$

(Hsiao, 1986)

Hensikten med å inkludere "random effects" er å korrigere for uobserverbar heterogenitet. Det vil si at det er spesielle kjennetegn ved individet som ikke fanges opp av de variable som er med i modellen, og at disse kjennetegnene er representert ved et individspesifikt restledd.

En del personer går ut og inn av ledighetsregisteret. Dette registreres som om personen var ledig, så ute i jobb, for deretter å bli ledig igjen. En av årsakene til dette kan være reglene ved innsending av meldekort. Et problem er at personer som ikke har sendt inn meldekort i tide ikke blir registrert som ledige den måneden. Dette kan bety at insidensfrekvensen blir høyere enn den faktisk er, særlig for personer uten dagpengerettigheter med svake incentiver til registrering. Jeg har derfor valgt å sette "hull" på en måned. Det vil si at hvis en person er registrert som ledig i måned t og i måned $t+2$, men ikke i måned $t+1$, behandles personen som ledig i måned $t+1$. Det kan

likevel tenkes at insidenseffekten overvurderes og persistenseffekten undervurderes i denne analysen.

De variable som trenger forklaring er :

Land0d: Oslo og Akershus.

Land1d: Østfold, Hedmark og Oppland.

Land2d: Buskerud, Vestfold, Telemark og Agderfylkene.

Land3d: Rogaland og Hordaland.

Land4d: Sogn og Fjordane, Møre og Romsdal, Sør- og Nord Trøndelag.

Land5d: Nordland, Troms og Finnmark.

Reg(i) $i=1, \dots, 4$ er relativ posisjon i inntektsfordelingen. Denne er beregnet ut fra den samme risikopopulasjonen som i første del av rapporten.

Reg1 er de 40% som ligger øverst i inntektsfordelingen.

Reg2 er de neste 25 %.

Reg3 er de 25% som ligger nest nederst.

Reg4 er de 10% som ligger nederst.

Lag(i) $i=1, \dots, 4$ er Reg(i) multiplisert med ledighetsstatus måneden før.

Ledig $t-1$ er om personen var ledig i den forrige måneden.

Jeg vil først presentere resultatene for alle de inkluderte variablene for 1989. Deretter presenteres estimatene for variablene som er knyttet til insidens og persistens av ledighet for alle årene. Referansegruppe for bostedsvariabelen er Land0d, som er Oslo og Akershus, for relativ posisjon i inntektsfordelingen er Reg2 referansegruppe, og utdanningsvariabelen har den samme referansegruppen som i den statiske modellen.

Tabell 6. Resultatene fra estimeringen av den dynamiske modellen for inntektsåret 1989.

	Parametre	Standard avvik	95% konfidens intervall	
Konstantledd	-10.298	0.519138	-11.31513	-9.280149
Grun	0.82222	0.0886821	0.2620162	0.5997702
Vid_1	0.43089	0.0861633	0.2620162	0.5997702
Vid_y	0.41128	0.0972091	0.2207574	0.6018099
Uni3la	-1.8325	0.329967	-2.479257	-1.185811
Uni3ok	-0.0349	0.1006909	-0.2322932	0.162408
Uni3he	-1.2747	0.4752454	-2.206207	-0.3432789
Uni3un	-1.5398	0.2705545	-2.070087	-1.009533
Uni4	-2.0451	0.2114406	-2.45952	-1.630688
Uni5	-1.8276	0.1283828	-2.079221	-1.57597
Posg	0.21019	0.0591517	0.0942562	0.3261267
Posg2	-0.0093	0.0018113	-0.0128187	-0.0057187
Innvandrer	0.25348	0.1235322	0.0113634	0.4966009
Gift	-0.6404	0.0469007	-0.7323486	-0.5485013
Land1d	0.06113	0.0693838	-0.0748639	0.1971158
Land2d	-0.0191	0.0656342	-0.1477486	0.1095328
Land3d	0.17525	0.0673437	0.0432632	0.3072458
Land4d	-0.024	0.0689597	-0.1591524	-0.1111647
Land5d	-0.07485	0.0785879	-0.0791798	-0.228879
Ledig t-1	4.68455	0.0634019	4.560278	4.808817
Ledighetsnivå *	0.388885	0.0302483	0.3295991	0.4481703
Reg1	-0.3388	0.0531694	-0.4430438	-0.2345238
Reg3	0.170031	0.0585953	0.0551829	0.2848723
Reg4	0.40756	0.0756896	0.2592141	0.555912
Lag1	0.07336	0.0891298	-0.0836894	0.2304138
Lag3	0.00117	0.0851344	-0.165688	0.1680329
Lag4	-0.1911	0.1040202	-0.394981	-0.0127709

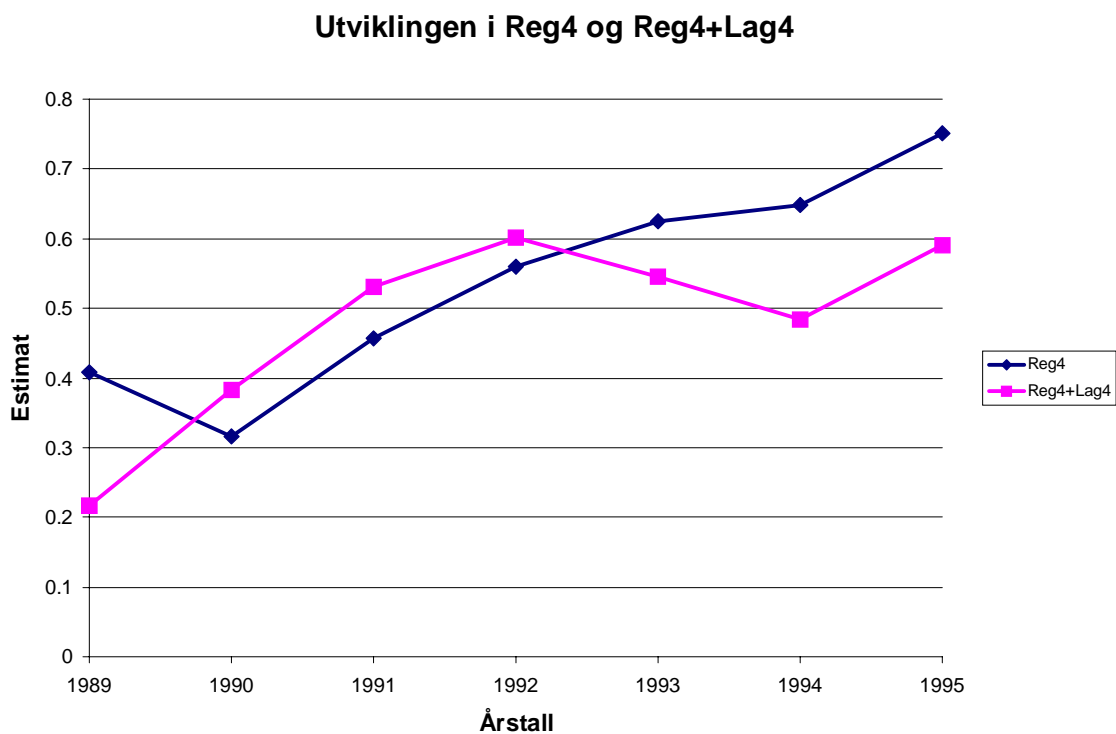
* Viser effekten av ett prosentpoengs endring i ledighetsnivået

Tabellen viser de estimerte koeffisientene, standardavvikene og et 95% konfidensintervall.

Når det gjelder utdanningsvariablene har estimatene samme fortegn som i den statiske modellen. De med utdanning med lik eller lavere varighet enn referansegruppen har større sannsynlighet for å være registrert som ledig i en måned. De med utdanning av lengre varighet enn referansegruppen har mindre sannsynlighet for å være registrert som ledig i en måned. I dette avsnittet fokuserer jeg på endringer i insidens og persistens av ledighet for de som ligger nederst i den betingede inntektsfordelingen, i forhold til referansegruppen. Med basis i notasjonen fra ligning 4.3.1 vil Reg4 være $\delta_{4\tau} - \delta_{2\tau}$. Lag4 er $\gamma_{4\tau} - \gamma_{2\tau}$. Hvis personen ikke er ledig i måneden før man ser på om ledighet inntreffer vil $y_{it(t-1)}$ være lik 0. Reg4 er altså insidenseffekten av å være i inntektsgruppe 4 i forhold til gruppe 2, som er referansegruppen i regresjonen.

Hvis en person var ledig i måneden før vil $y_{it(t-1)}$ være lik 1. Dette betyr at Lag4 + Reg4 kan tolkes som persistenseffekten av å være i gruppe 4 i forhold til referansegruppen. Det er disse to parametrene jeg er interessert i er, når jeg studerer hvordan posisjonen i inntektsfordelingen har betydning for insidens og persistens av ledighet. De variablene som ikke er knyttet til disse parametrene sees på som kontrollvariable.

Figur 22



Utviklingen i Reg4 og Reg4+Lag4 er vist i figur 22.

Reg4 parameteren er signifikant forskjellig fra 0 for alle kohortene. Dette betyr at under de forutsetningene som er pålagt har de i den nederste inntektsgruppen større sannsynlighet for å være registrert som ledig i en måned, gitt at de ikke var ledige måneden før. Reg4+Lag4 er signifikant forskjellig fra 0 med unntak av inntektsåret 1989. Dette betyr at den samme gruppen er ledig lenger enn referansegruppen, når de først har blitt ledige.

Spørsmålet blir så om effektene har økt i tidsrommet som studeres. Tabell 7 viser estimatene med standardavvik for inntektsårene 1989 og 1995.

Tabell 7. Estimatene for insidens- og persistens effekten for inntektsårene 1989 og 1995 ved "random effects" modellen, standardavvik i parentes.

Inntektsår	Reg4	Reg4+Lag4
1989	0.40756 (0.00756)	0.21646 (0.118689)
1995	0.751005 (0.087975)	0.589882 (0.110236)
t-verdier*	2.97	2.58

* t-test om estimatene i 1989 og 1995 er like.

Man kan teste om verdiene har endret seg over tid med en t-test. t-verdiene viser at både insidens- og persistenseffekten er har økt statistisk signifikant i perioden.

Oppsummering av avsnitt 4.3:

Jeg har i dette kapitlet testet hypotesen om at det å ligge nederst i den relative inntektsfordelingen øker sannsynligheten for å forbli ledig når man først er registrert som arbeidsledig, og om denne effekten er stigende utover i perioden. Den gruppen som er studert i dette kapitlet er såkalte "prime aged men". Både insidens- og persistens effekten er større for menn i den nederste inntektsgruppen. Resultatene indikerer at begge effektene har økt i perioden. Man kan imidlertid ikke legge for stor vekt på dette resultatet siden det kun er tre årskull som inngår.

Kapittel 5: Oppsummering og konklusjoner:

Hovedproblemstillingen i denne rapporten har vært å belyse om det er tegn til en økende ulikhet i ledighetsfordelingen, slik at det er en gruppe mennesker som tar en stadig større del av ledighetsbyrden. Jeg har forsøkt å konstruere et mål som kan tenkes å identifisere denne gruppen. Mens andre undersøkelser først og fremst har brukt utdanningslengde som produktivitetsmål, har jeg fokusert på relativ posisjon i inntektsfordelingen. For å få konstruert dette målet har det vært nødvendig å konstruere en risikopopulasjon hvor de som trolig er mest utsatt for å rammes av arbeidsledighet er ekskludert.

Jeg har benyttet ulike metoder for å svare på om de som ligger nederst i den inntekts- og utdanningspesifikke inntektsfordelingen må bære en større del av den totale ledighetsbyrden. Det er i hovedsak fokusert på menn som har hatt tilstrekkelig høy lønnsinntekt tidligere. Resultatene kan oppsummeres på følgende måte:

- Ved å studere den relative ledighetsraten for personer som ligger nederst i den utdanning- og erfaringspesifikke inntektsfordelingen, i forhold til de som ligger i midten, ser det ut som om det er en stigende trend. Dette er en indikasjon på at de som ligger nederst i inntektsfordelingen har kommet dårligere ut.
- Når man ser på utviklingen i parameterestimaterne i den statiske modellen for forklaring av ledighetstilbøyelighet, ser det ut som om betydningen av å ligge nederst i inntektsfordelingen, i motsetning til betydningen av å ligge nederst i utdanningsfordelingen, har økt.
- Ved å studere forholdet mellom beregnede sannsynlighet for personer med ulik posisjon i inntektsfordelingen, finner jeg at de som lå i den nederste decilen i inntektsfordelingen i 1989 hadde 30 % høyere sannsynlighet, enn de som lå midt i fordelingen, for å være registrert i ledighetsregisteret i 1991. De som lå i den nederste decilen i 1995 hadde 80 % større sannsynlighet for å være registrert som ledige i løpet av 1997 i forhold til den samme gruppen.

- Når man ser på absolutte forskjeller i sannsynligheten for å være registrert i ledighetsregisteret er det en liten økning i sannsynligheten for de som har lavest relativ inntekt.

Disse resultatene tyder på at de som er i den nederste decilen i den utdanning- og erfaringspesifikke inntektsfordelingen har kommet dårligere ut i den forstand at de oftere registreres som arbeidsledige. Hovedresultatet er robust for valg av metode og observator (mål).

Resultatene fra den dynamiske analysen indikerer at utviklingen både skyldes relative endringer i ledighetsinsidensen og ledighetspersistensen.

Mulige feilkilder:

- Jeg har i rapporten forsøkt å korrigere effekten av inntekt for erfaring og utdanning, slik at disse variablene ikke skal påvirke posisjonen i inntektsfordelingen. Innenfor de utdanningsgruppene som er konstruert vil det likevel være forskjellige typer utdanning. Forskjeller i relativ posisjon i inntektsfordelingen kan derfor likevel være påvirket av utdanning. Konklusjonen om at det er en gruppe mennesker som tar en større del av ledighetsbyrden, men at det relevante produktivetsmålet ikke er utdanning, forutsetter at utdanningens effekt på det benyttede inntektsmålet ikke er tilstede.
- Pensjonspoengene brukes til å lage et erfaringsmål, hvor inntekt over 2 G er ett års erfaring. Problemet med at det ikke bare er lønnsinntekt som gir pensjonspoeng kan tenkes å gjøre seg gjeldene også her, slik at personer får erfaring for blant annet arbeidsledighet. Dette er en mulig feilkilde som kan påvirke effekten av erfaring, men det kan også ha betydning for det relative inntektsmålet fordi populasjonen grupperes etter blant annet erfaring. Personer som har vært arbeidsledige, eller er registrert med minst ett pensjonspoeng som ikke skyldes arbeidsinntekt, vil få registrert dette som erfaring. De som har fått pensjonspoeng som ikke skyldes arbeidsinntekt, sammenlignes derfor med “feil” gruppe, det vil si en gruppe som har

lengre erfaring enn dem selv. Det *kan* derfor tenkes at tidligere ledighetshistorie påvirker inntektsmålet indirekte.

- En stor gruppe av de som er utsatt for ledighet er ekskludert fra risikopopulasjonen. Det er ikke mulig å si hvordan et mål basert på tidligere inntekt virker for denne gruppen.

Om resultatene i denne rapporten styrker hypotesen om at det har skjedd en endring i etterspørselen etter arbeidskraft slik at arbeidskraft med høy produktivitet har steget i verdi relativt til arbeidskraft med lav produktivitet avhenger av flere forhold:

- Relativ posisjon i inntektsfordelingen må være positivt korrelert med individets produktivitet. Mer presist betyr det at de som ligger nederst i inntektsfordelingen gjennomgående oppfattes som mindre produktive enn de som tjener mer. Problemet er som nevnt at man ikke vet om de som ligger nederst har lav timelønn eller om de jobber få timer. Selv om jeg har prøvd å ta hensyn til dette ved å betinge på at inntekten ikke skyldes arbeidsledighetstrygd og at den nedre inntektsgrensen er satt til 3.5 G (i inntektsåret 1989), vil det trolig være en del personer i denne gruppen som ikke har vært fulltidssysselsatt hele året.
- Hvis man skal tolke resultatet som en trend knyttet til for eksempel den teknologiske utviklingen, må det ikke være makroøkonomiske forhold som er årsaken til de som ligger nederst i den relative inntektsfordelingen kommer dårligere ut på arbeidsmarkedet. I den perioden som studeres stiger det totale ledighetsnivået fram til 1993 for deretter å falle. Det er altså ikke noen entydig utvikling av de makroøkonomiske forholdene for den perioden som betraktes. Det er minst to måter makroøkonomiske forhold kan påvirke resultatet på. Det første er hva man kan kalle en spuriøs effekt. Konjunkturer kan påvirke hvem som tilfredsstiller kravene til å være med i risikopopulasjonen, selv om jeg har forsøkt å korrigere for dette ved å vekte minstekravet til inntekt. Et annet forhold er at konjunkturerne i seg selv kan tenkes å påvirke det relative forholdet mellom ulike gruppers ledighetsrater.

Et viktig poeng er uansett at jeg har redegjort for et produktivitetsmål som gir andre resultateter enn det målet som har vært benyttet i de tidligere studiene det er referert til.

Som nevnt skiller ledighetsutviklingen i Norge seg fra ledighetsutviklingen i andre Europeiske land. Utgangspunktet for teorien om relative skift i etterspørselen etter arbeidskraft var å forklare den økte ledigheten i Europa. Det ville derfor vært interessant å utføre tilsvarende analyse som i denne rapporten med data for land hvor ledigheten har økt, for å finne ut om den økte ledigheten kan forklares ved at de med lavest produktivitet, målt utfra relativ inntekt, i større grad har blitt ledige.

Referanser:

Cohen, D. Lefranc, A. and Saint-Paul, G. (1997) French unemployment: a transatlantic perspective. *Economic Policy*, Vol. 25, 265-291.

Gottschalk, P. (1997) Inequality, Income Growth, and Mobility: The Basic Facts. *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, No. 2, 21-40.

Green, W.H. (1993) *Econometric Analysis*, Prenticehall, Englewood Cliffs.

Hsiao, C (1986) *Analysis of panel data*, Cambridge University Press.

Jackman, R., Layard, R, Manacorda, M. og Petrongo, B. (1997) European Versus US Unemployment: Different responses to increased demand for skill? *Centre for Economic Performance, Discussion Paper No. 349*.

Katz, L.F. og Murphy, K.M.(1992) Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors. *Quarterly Journal of Economics* 107, 36-78.

Krugman, P.(1994) Past and Prospective Causes of High Unemployment. Paper presentet at the Jackson Hole Symposium, Wyoming 1994.

Layard, R., Nickell, S., Jackman, R. (1991) *Unemployment Macroeconomic Performance and the Labour Market*. Oxford University Press.

Lindbeck, A. og Snower, D. J. (1988) *The Insider- Outsider Theory of Employment and Unemployment*. MIT Press.

Long, J.S. (1997), *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. Sage Publications.

- Maddala, G.S. (1983) *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*.
Cambridge University Press.
- Manacorda, M. og Petrongola, B. (1999) Skill Mismatch and Unemployment in OECD Countries. *Economica*, Vol. 66. No.262. The London School of Economics and Political Science.
- Nickell, S. og Bell, B. (1996) the Collapse in Demand for the Unskilled and Unemployed. *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 11, No.1, 40-62.
- Røed, K. og Zhang, T. (1999) *What Hides Behind the rate of Unemployment? Micro Evidence from Norway 1989-1998*. Manuskript. The Frisch Centre, Oslo.

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

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	Knut Røed, Tao Zhang

evidence from Norway

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
23/1999	Do Voluntary Agreements Lead to Cost Efficiency	Rolf Golombek, Espen R. Moen
28/1999	The role of foreign ownership in domestic environmental regulation under asymmetric information	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**