

Rapport  
3/2004

**Er det lengden det  
kommer an på?  
- Hvordan arbeidslediges  
jobbmuligheter påvirkes av  
nivået på dagpengene og  
hvor lenge de har gått ledig**

Øystein Jørgensen



**Er det lengden det kommer an på?  
- Hvordan arbeidslediges jobbmuligheter påvirkes av  
nivået på dagpengene og hvor lenge de har gått ledig**

Øystein Jørgensen

**Sammendrag:** Det er ingen entydig teoretisk sammenheng mellom sannsynligheten for en arbeidsledig å finne en jobb og hvor lenge vedkommende har gått ledig. I denne oppgaven prøver jeg å finne virkningen av varigheten på sannsynligheten for å finne en jobb basert på registerdata for Norge og Sverige. Etter å ha korrigert for ulike variable finner jeg at denne sammenhengen er entydig negativ i Norge de første to årene, mens den er usikker i Sverige.

**Nøkkelord:**

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

Rapport fra prosjektet "Unemployment insurance in the Nordic Countries" (1212), finansiert av Nordisk Ministerråd

Mye av arbeidet har bestått av bearbeidelse og estimering av store datasett. Siden jeg ikke hadde all verdens av erfaring med denne typen programmering er det en del personer jeg skylder en stor takk for hjelp og opplæring. Morten Nordberg, Tom Erik Aabø, Lars Westlie og Tao Zhang har alle bidratt til at jeg har kommet meg gjennom og jeg skylder dem en stor takk.

I tillegg ønsker jeg å takke veilederen min, Knut Røed spesielt. Uten hans velvilje og gode råd, ville ikke dette produktet blitt det samme. Han har vært tålmodig og oppmuntrende selv om progresjonen i arbeidet ikke alltid har vært enorm.

ISBN 82-7988-045-3  
ISSN 1501-9721

## Innhold

1.	<i>Innledning</i> .....	1
2.	<i>Regelverket i Norge og Sverige på slutten av 90-tallet</i> .....	4
2.1	<i>Bakgrunn</i> .....	4
2.2	<i>Kvalifikasjonskravet</i> .....	5
2.3	<i>Varigheten av dagpengerettigheter</i> .....	6
2.4	<i>Dagpengegrunnlaget og kompensasjonsgraden</i> .....	7
2.5	<i>Krav om aktiv jobbsøking</i> .....	8
3.	<i>Hva sier økonomisk teori?</i> .....	10
3.1	<i>Grunnleggende søketeori</i> .....	10
3.2	<i>Varigheten av ledighetsforløpet og sannsynligheten for å komme ut i jobb</i> .....	11
3.3	<i>Kompensasjonsgraden</i> .....	13
4.	<i>Deskriptiv statistikk og beskrivelse av datasettet</i> .....	15
4.1	<i>Datagrunnlaget for analysen</i> .....	15
4.2	<i>Kort om fordelingen av tidligere inntekt og kompensasjonsgrad i utvalget</i> .....	19
4.3	<i>Gruppeinndeling</i> .....	20
4.4	<i>Deskriptiv statistikk og kommentarer til utvalget</i> .....	21
5.	<i>Empirisk metode</i> .....	24
5.1	<i>Seleksjon versus kausalitet</i> .....	24
5.2	<i>Uobservert heterogenitet</i> .....	24
5.3	<i>Grunnleggende sammenhenger i tidsserieanalyser</i> .....	25
5.4	<i>Modellen</i> .....	27
6.	<i>Analyse og resultater</i> .....	29
6.1	<i>Sammendrag av noen av de viktigste resultatene</i> .....	30

---

6.2	<i>Effekten av uobservert heterogenitet.....</i>	32
6.2.1	<i>Mulige årsaker til hvorfor effekten av kompensasjonsgraden forsvinner..</i>	33
6.3	<i>Forskjeller mellom gruppene innad i hvert land.....</i>	34
6.4	<i>Samvariasjon mellom dagpenger og varigheten på forløpet.....</i>	38
6.5	<i>Sammenligning av Norge og Sverige.....</i>	40
7.	<i>Konklusjon og oppsummering.....</i>	43

**Er det lengden det kommer an på?  
- Hvordan arbeidslediges jobbmuligheter påvirkes av  
nivået på dagpengene og hvor lenge de har gått ledig**

Øystein Jørgensen

**Sammendrag:** Det er ingen entydig teoretisk sammenheng mellom sannsynligheten for en arbeidsledig å finne en jobb og hvor lenge vedkommende har gått ledig. I denne oppgaven prøver jeg å finne virkningen av varigheten på sannsynligheten for å finne en jobb basert på registerdata for Norge og Sverige. Etter å ha korrigert for ulike variable finner jeg at denne sammenhengen er entydig negativ i Norge de første to årene, mens den er usikker i Sverige.

**Nøkkelord:**

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

Rapport fra prosjektet "Unemployment insurance in the Nordic Countries" (1212), finansiert av Nordisk Ministerråd

Mye av arbeidet har bestått av bearbeidelse og estimering av store datasett. Siden jeg ikke hadde all verdens av erfaring med denne typen programmering er det en del personer jeg skylder en stor takk for hjelp og opplæring. Morten Nordberg, Tom Erik Aabø, Lars Westlie og Tao Zhang har alle bidratt til at jeg har kommet meg gjennom og jeg skylder dem en stor takk.

I tillegg ønsker jeg å takke veilederen min, Knut Røed spesielt. Uten hans velvilje og gode råd, ville ikke dette produktet blitt det samme. Han har vært tålmodig og oppmuntrende selv om progresjonen i arbeidet ikke alltid har vært enorm.

ISBN 82-7988-045-3  
ISSN 1501-9721

## Innhold

1.	<i>Innledning</i> .....	1
2.	<i>Regelverket i Norge og Sverige på slutten av 90-tallet</i> .....	4
2.1	<i>Bakgrunn</i> .....	4
2.2	<i>Kvalifikasjonskravet</i> .....	5
2.3	<i>Varigheten av dagpengerettigheter</i> .....	6
2.4	<i>Dagpengegrunnlaget og kompensasjonsgraden</i> .....	7
2.5	<i>Krav om aktiv jobbsøking</i> .....	8
3.	<i>Hva sier økonomisk teori?</i> .....	10
3.1	<i>Grunnleggende søketeori</i> .....	10
3.2	<i>Varigheten av ledighetsforløpet og sannsynligheten for å komme ut i jobb</i> .....	11
3.3	<i>Kompensasjonsgraden</i> .....	13
4.	<i>Deskriptiv statistikk og beskrivelse av datasettet</i> .....	15
4.1	<i>Datagrunnlaget for analysen</i> .....	15
4.2	<i>Kort om fordelingen av tidligere inntekt og kompensasjonsgrad i utvalget</i> .....	19
4.3	<i>Gruppeinndeling</i> .....	20
4.4	<i>Deskriptiv statistikk og kommentarer til utvalget</i> .....	21
5.	<i>Empirisk metode</i> .....	24
5.1	<i>Seleksjon versus kausalitet</i> .....	24
5.2	<i>Uobservert heterogenitet</i> .....	24
5.3	<i>Grunnleggende sammenhenger i tidsserieanalyser</i> .....	25
5.4	<i>Modellen</i> .....	27
6.	<i>Analyse og resultater</i> .....	29
6.1	<i>Sammendrag av noen av de viktigste resultatene</i> .....	30

---

6.2	<i>Effekten av uobservert heterogenitet.....</i>	32
6.2.1	<i>Mulige årsaker til hvorfor effekten av kompensasjonsgraden forsvinner..</i>	33
6.3	<i>Forskjeller mellom gruppene innad i hvert land.....</i>	34
6.4	<i>Samvariasjon mellom dagpenger og varigheten på forløpet.....</i>	38
6.5	<i>Sammenligning av Norge og Sverige.....</i>	40
7.	<i>Konklusjon og oppsummering.....</i>	43

# 1. Innledning

Arbeidsledigheten er igjen på vei oppover her i landet. Tallet på antall arbeidsledige er nå over 100 000 og andelen av den yrkesaktive delen av befolkningen uten arbeid har passert 4 % ifølge Statistisk sentralbyrå (2003). Denne oppgaven vil se på de arbeidslediges muligheter for å komme ut i jobb og hvordan myndighetene kan påvirke dette.

Dette er en empirisk oppgave. Jeg vil benytte meg av registerdata over alle arbeidsledige i Norge og Sverige i 1999 og 2000. Utvalget mitt består av 131.181 månedlige observasjoner i Norge og 1.113.704 månedlige observasjoner i Sverige. Den store mengden data gir meg et godt utgangspunkt for, på en fleksibel måte, å undersøke hvordan arbeidsmarkedet fungerer.

De viktigste sidene ved arbeidsmarkedspolitikken som jeg skal gå inn på, er nivået på dagpengene som utbetales til de arbeidsledige og hvor lenge de kan motta denne støtten. Myndighetene vil generelt ha flere hensyn å ta når de skal utforme systemene for støtte under arbeidsledighet. De vil ønske å begrense de økonomiske og sosiale problemene som oppstår når man mister jobben. I tillegg vil de være opptatt av å begrense arbeidsledigheten og gi de arbeidsledige gode insentiver for å skaffe seg nytt arbeid. Økonomisk teori hevder at det vil være en grunnleggende motsetning mellom disse to hensynene. For å kunne veie disse hensynene opp mot hverandre på en god måte, er det viktig å først skaffe seg en ide om hvor omfattende problemene er. En av hovedhensiktene med denne oppgaven er å finne ut litt mer om hvordan dagpengesystemet som myndighetene utarbeider påvirker de arbeidslediges insentiver for å skaffe seg jobb.

Dagpengesystemene i Norge og Sverige er forskjellige både når det gjelder hvor mye man får i dagpenger relativt til hva man tjente tidligere og hvor lenge man kan motta disse ytelsene. I Norge var det mulig å motta dagpenger i 3 år, mens man kun kunne motta dagpenger i 14 måneder i Sverige.

Jeg er i første rekke interessert i å finne ut hvordan sannsynligheten for å komme ut i jobb påvirkes av hvor lenge en person har gått ledig. Enkelte vil tenke seg at denne sammenhengen er fallende ettersom personer kan bli demoraliserte og miste selvtillit av å gå



# 1. Innledning

Arbeidsledigheten er igjen på vei oppover her i landet. Tallet på antall arbeidsledige er nå over 100 000 og andelen av den yrkesaktive delen av befolkningen uten arbeid har passert 4 % ifølge Statistisk sentralbyrå (2003). Denne oppgaven vil se på de arbeidslediges muligheter for å komme ut i jobb og hvordan myndighetene kan påvirke dette.

Dette er en empirisk oppgave. Jeg vil benytte meg av registerdata over alle arbeidsledige i Norge og Sverige i 1999 og 2000. Utvalget mitt består av 131.181 månedlige observasjoner i Norge og 1.113.704 månedlige observasjoner i Sverige. Den store mengden data gir meg et godt utgangspunkt for, på en fleksibel måte, å undersøke hvordan arbeidsmarkedet fungerer.

De viktigste sidene ved arbeidsmarkedspolitikken som jeg skal gå inn på, er nivået på dagpengene som utbetales til de arbeidsledige og hvor lenge de kan motta denne støtten. Myndighetene vil generelt ha flere hensyn å ta når de skal utforme systemene for støtte under arbeidsledighet. De vil ønske å begrense de økonomiske og sosiale problemene som oppstår når man mister jobben. I tillegg vil de være opptatt av å begrense arbeidsledigheten og gi de arbeidsledige gode insentiver for å skaffe seg nytt arbeid. Økonomisk teori hevder at det vil være en grunnleggende motsetning mellom disse to hensynene. For å kunne veie disse hensynene opp mot hverandre på en god måte, er det viktig å først skaffe seg en ide om hvor omfattende problemene er. En av hovedhensiktene med denne oppgaven er å finne ut litt mer om hvordan dagpengesystemet som myndighetene utarbeider påvirker de arbeidslediges insentiver for å skaffe seg jobb.

Dagpengesystemene i Norge og Sverige er forskjellige både når det gjelder hvor mye man får i dagpenger relativt til hva man tjente tidligere og hvor lenge man kan motta disse ytelsene. I Norge var det mulig å motta dagpenger i 3 år, mens man kun kunne motta dagpenger i 14 måneder i Sverige.

Jeg er i første rekke interessert i å finne ut hvordan sannsynligheten for å komme ut i jobb påvirkes av hvor lenge en person har gått ledig. Enkelte vil tenke seg at denne sammenhengen er fallende ettersom personer kan bli demoraliserte og miste selvtillit av å gå

ledige. Økonomisk teori sier i tillegg at dagpengesystemet kan ha stor betydning for denne sammenhengen. Særlig har det vært fokusert på effekten av at arbeidsledighetstrygden er en tidsbegrenset ytelse. Det kan være et argument for at sannsynligheten for å komme ut i jobb øker jo lengre en har gått ledig og jo nærmere en kommer utløpsdatoen for dagpengene. Jeg vil i denne oppgaven vise at forskjellige regler i de to landene gjør at hvor lenge en har gått ledig i mye mindre grad påvirker sannsynligheten for å få seg jobb i Sverige sammenlignet med i Norge. I Norge er det tydelig at jobbmulighetene svekkes jo lengre man har gått ledig.

Det er gjort omfattende undersøkelser på dette området tidligere. I forhold til tidligere analyser har jeg imidlertid en rekke fordeler. For det første sitter jeg på større datamateriale enn de fleste tilsvarende undersøkelser tidligere. Utviklingen innenfor datateknologi og programvare gjør det mulig for meg å estimere modeller som ikke var mulig bare for noen få år siden. I tillegg har jeg data for to forskjellige land som gjør det mulig å gå litt lenger i retning av å identifisere årsakssammenhenger. Røed et al (2002) estimerer en felles modell for Norge og Sverige for å utnytte forskjellene i regelverket på en eksplisitt måte i analysen. Jeg vil estimere en modell separat for hvert land. Dette kan sees på som et supplement til den andre analysen. Fordelen med min framgangsmåte er at jeg pålegger enda færre restriksjoner. Spesielt kan forskjellen i størrelse på utvalget i Sverige og i Norge gjøre at de svenske dataene styrer endel av resultatene for Norge. Et problem ved å estimere en felles modell kan være at man pålegger fordelingen av uobserverte egenskaper å være den samme i begge landene.

For å studere disse sammenhengene vil jeg benytte meg av forløpsanalyse der jeg ser på jobbovergang ut fra arbeidsledigheten. Den største metodiske utfordringen er å skille mellom årsakssammenhenger som en følge av at varigheten på forløpet i seg selv påvirker sannsynligheten for å finne en jobb og seleksjonen som oppstår ved at det er de minst effektive jobbsøkerne som går ledig lenge.

For å utnytte dataene mest mulig har jeg valgt en deskriptiv analyse der jeg i liten grad benytter meg av restriksjoner fundert i økonomisk teori. I tillegg til at jeg mener dette er en mer fleksibel måte å behandle så store data på, gir det meg mulighet til å undersøke effekten av variable der økonomisk teori er motstridende eller uklar. Dette gjelder særlig effekten av

---

å gå ledig lenge som jeg er spesielt interessert i å undersøke. Et problem er at parametrene jeg estimerer vil være vanskeligere å tolke.

Modellen jeg vil bruke er en mixed proportional hazard modell. Denne vil jeg gjøre rede for i kapittel 5. Programvaren jeg har benyttet meg av er spesialdesignet for dette formålet av Simen Gaure (Gaure og Røed 2003). Variablene i modellen er proporsjonale i forhold til hverandre. Dette innebærer blant annet at dagpengene vil påvirke sannsynligheten for å komme ut i jobb proporsjonalt med varigheten. Effektene fra varigheten er med andre ord uavhengig av hvor mye en mottar i dagpenger. I min empiriske tilnærming ønsker jeg å delvis oppheve denne proporsjonalitetsantagelsen og tillate effektene fra varigheten å variere avhengig av hvor mye en får i dagpenger. Ved hjelp av denne metoden kan jeg blant annet undersøke om de med lite dagpenger blir mer påvirket av å gå lenge ledig enn de med mye dagpenger. Jeg finner en liten effekt tidlig i forløpet i Sverige. I Norge derimot, er det mest påfallende hvor lite dagpengene påvirker hvordan sannsynligheten for å få jobb avhenger av varigheten.

Kapittel 2 gir først en kort bakgrunn for arbeidsmarkedspolitikken i Norge og Sverige. Deretter gjør jeg rede for de mest vesentlige trekkene ved regelverkene i de to landene som hvor mye og hvor lenge en kan motta dagpenger. Jeg går også igjennom hvilke krav man må oppfylle for å kunne motta dagpenger.

I kapittel 3 går jeg gjennom noen av de mest vesentlige bidragene fra økonomisk teori. Jeg er først og fremst opptatt av hva økonomisk teori sier om hvordan sannsynligheten for å få jobb avhenger av hvor lenge en går ledig og hva den sier om kompensasjonsgraden og nivået på dagpenger.

Kapittel 4 gir en kort beskrivelse av dataene som utgjør grunnlaget for analysen min. Kapittel 5 gjør rede for den økonometriske teorien og modellen jeg benytter meg av. Resultatene med tolkninger legger jeg fram i kapittel 6. Kapittel 7 er en kort oppsummering med noen konkluderende kommentarer.

---

## 2. Regelverket i Norge og Sverige på slutten av 90-tallet

### 2.1 Bakgrunn

Arbeidsledighetstrygden er i motsetning til andre støtteordninger ikke behovsprøvd, men en rettighet man opparbeider seg som arbeidstaker. I mange land, blant annet Sverige, har den form av en frivillig forsikringsordning. I Norge er det en offentlig og obligatorisk forsikringsordning som man betaler inn til gjennom folketrygden. Ettersom andelen som er medlem av forsikringsordningene i Sverige er relativt høy, trenger ikke dette å bety noe særlig for forskjeller i systemet.<sup>1</sup>

Arbeidsledighetstrygden i de nordiske landene har sitt opphav i forsikringskasser opprettet av fagforeninger på slutten av 1800- og begynnelsen av 1900-tallet. I Norge fikk disse kassene offentlig tilskudd fra 1906. Sverige var blant de seneste landene i Europa med å gi offentlig tilskudd til fagforeningskassene da de begynte i 1935. Periodene med massearbeidsledighet på 20- og særlig 30-tallet økte tilslutningen til en offentlig støttet arbeidsledighetstrygd. Dette fikk også støtte fra økonomiske teoretikere som John Maynard Keynes som hevdet at det kunne begrense den økonomiske krisen ved å øke etterspørselen blant store grupper. I 1939 innførte Norge, etter modell fra Storbritannia, obligatorisk medlemskap i arbeidsløshetskassene som danner grunnlaget for dagens ordning i Norge (Torp 1999).

I dette kapitlet vil jeg ta for meg det formelle regelverket vedrørende arbeidsledighetstrygd i Norge og Sverige. Det er i hovedsak fire ting jeg vil fokusere på når det gjelder det formelle regelverket<sup>2</sup>. For det første vil jeg se på hva som kvalifiserer for dagpenger i de to landene. Dette gjelder krav om minsteinntekt og arbeidstid i perioden forut

---

<sup>1</sup> I registerdataene jeg benytter meg av, er 87 % medlemmer i en arbeidsledighetsforsikring (A-kasse).

for ledighetsforløpet. Bakgrunnen for at man har et slikt krav er at dagpenger ikke skal være en allmenn sosial ordning, men en sosialforsikring knyttet til arbeidsmarkedet som erstatning for tapt inntekt. Med et slikt minstekrav for å kvalifisere til dagpenger kan man sikre seg at dagpengemottakerne har hatt en reell tilknytning til arbeidsmarkedet tidligere.

Hvor lenge en kan motta dagpenger blir veldig viktig for min analyse ettersom jeg vil konsentrere meg om samspillet mellom nivået på dagpenger og varigheten av et forløp. Det at perioden man kan motta dagpenger er begrenset, er også av avgjørende betydning for en del av de teoretiske bidragene jeg vil redegjøre for i kapittel 3.

En tredje side ved dagpengesystemene i de to landene som det er viktig å gjøre rede for, er hvor mye en får i dagpenger relativt til hvor mye en har tjent før. Hvor lenge en kan motta dagpenger og hvor mye en mottar i støtte vil være det viktigste for meg når jeg senere skal analysere og vurdere dagpengesystemene i Norge og Sverige. Til slutt vil jeg i denne delen se hvilke krav som stilles jobbsøkeren mens han går ledig.

Før jeg går videre med regelverket vil jeg kort si litt om bakgrunnen for arbeidsledighetstrygden i vestlige land generelt og Norge og Sverige spesielt.

## 2.2 Kvalifikasjonskravet

Det norske systemet for dagpenger er en obligatorisk trygdeordning som alle betaler inn til gjennom folketrygden. I Sverige har man i utgangspunktet en frivillig forsikringsordning basert på medlemskap. I tillegg har de et minstebeløp for personer som ikke er forsikret, men som oppfyller visse krav til tidligere arbeidsinnsats. I utgangspunktet er ordningene ganske forskjellige, men i praksis viser de seg å fungere på omtrent samme måte. Spesielt ettersom de aller fleste arbeidstakerne i Sverige er medlemmer. Av de arbeidsledige er i overkant av 70 % medlemmer på slutten av 90-tallet (Regnér og Wadensjö 1999: s9). Egne beregninger på registerdata for 1999 og 2000 i Sverige viser at 87 % var medlemmer disse årene.

---

<sup>2</sup> I praksis har det imidlertid vist seg at reglene praktiseres relativt fritt hvis vi skal stole på registerdataene jeg har brukt i undersøkelsen. Dette er et problem jeg har måttet ta inn over meg i bearbeidelsen av dataene.

For å kvalifisere til å få dagpenger i Norge, må man ha tjent minst 56.712<sup>3</sup> siste år (125 % av grunnbeløpet i folketrygden) eller 136 110 i løpet av de siste tre årene. Fulle rettigheter opparbeider man seg ved 90 740 eller 200 % av beløpet i folketrygden. For arbeidstakere med lavere inntekt halveres perioden en kan motta dagpenger (Røed et al 1999).

For å få ordinære dagpengerrettigheter i Sverige, må man ha vært medlem i en arbeidsledighetskasse i minst ett år. I tillegg må man ha jobbet i minst 6 av de siste 12 månedene og minst 70 timer pr. måned. Alternativt kan man ha jobbet 450 timer sammenhengende i 6 måneder og minst 45 timer pr. måned. Hvis man er ikke er medlem, men har oppfylt arbeidsvilkåret, kan man motta et grunnbeløp som i 1999 og 2000 var på 240 SEK pr. dag (Regnér og Wadensjö 1999: s8-s9).

## 2.3 Varigheten av dagpengerrettigheter

I Norge kan man motta dagpenger i 156 uker.<sup>4</sup> De som ikke har tjent tilstrekkelig til å opparbeide seg fulle rettigheter kan motta dagpenger i 78 uker. Etter dette må man over på andre typer av støtteordninger, som behovsprøvd sosialhjelp. Ifølge (Røed et al 1999: 22) kan behovsprøvd sosialhjelp i enkelte tilfeller gi større inntekt enn dagpenger; særlig for de med lavt opptjeningsgrunnlag. Dette kan være problematisk i forhold til intensivene for å få seg jobb og redusere de lediges tilknytning til arbeidskontorene og dermed også arbeidsmarkedsregistrene i Norge og Sverige som jeg bruker som datamateriale.

I Sverige kan man i utgangspunktet motta dagpenger i 60 uker. Det er imidlertid flere faktorer som spiller inn og gjør at det ikke nødvendigvis er så stor forskjell på det norske og det svenske systemet. Etter 60 uker er man i Sverige garantert og forpliktet til å delta på ulike arbeidsmarkedstiltak for å kunne motta ytterligere støtte. Hvis man i denne perioden avstår fra vanlige dagpenger, men i stedet mottar opplæringspenger, stipend eller kursstøtte, kan man forlenge perioden med økonomisk støtte (Røed et. al 1999: 73). I praksis er det dermed ikke sikkert at perioden man mottar dagpenger trenger å ha noen tidsbegrensning i det hele tatt.

---

<sup>3</sup> Grunnbeløpet i folketrygden endres hver vår. Tallene er basert på et grunnbeløp på 45 370 som det var fra 01.05.98 og til 01.05.99, dvs den første delen av perioden jeg undersøker. 01.05.99 økte beløpet til 46 950 og året etter til 49 090.

<sup>4</sup> Fra og med 1. januar 2003 er perioden man kan motta dagpenger i Norge redusert til 104 uker.

## 2.4 Dagpengegrunnlaget og kompensasjonsgraden

Dagpengegrunnlaget er tidligere inntekt i begge landene.<sup>5</sup> Norge legger til grunn den høyeste av inntekt siste kalenderår og gjennomsnittet av de tre siste kalenderårene. Av dette mottar man 62,4 % i dagpenger pr. år opp til et inntektsgrunnlag på 6 ganger grunnbeløpet i folketrygden.<sup>6</sup> Kompensasjonsgraden er den andelen av tidligere inntekt som man mottar i dagpenger. For Norge vil dette si at kompensasjonsgraden er på 62,4 % opp til en inntekt på 6G (dvs. 272 220 fram til mai 1999). Deretter er den avtagende siden man ikke får dagpenger av inntekt utover dette.

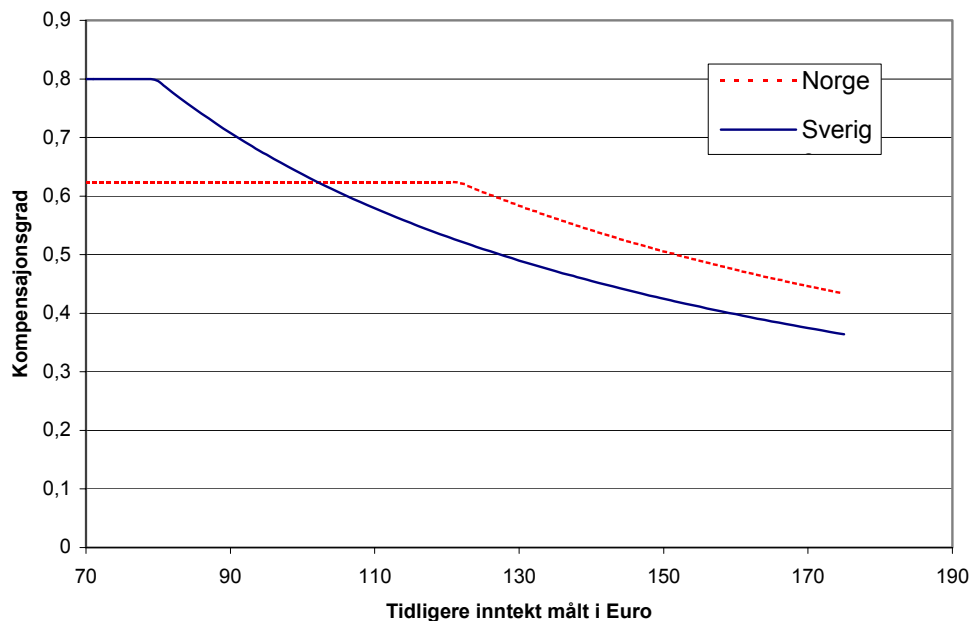
I Sverige er kompensasjonsgraden 80 % opp til en inntekt på 170 375. Også i Sverige er det sånn at man ikke får dagpenger av inntekt utover dette maksimumsbeløpet. Vi ser altså at Sverige i utgangspunktet har en høyere kompensasjonsgrad enn Norge, men at maksimumsgrensen er lavere, sånn at de med tidligere inntekt over ca 212 200 NOK/SEK i 1999 ville komme bedre ut i det norske systemet. Figur 1 viser sammenhengen mellom tidligere inntekt målt i Euro i 1999 og kompensasjonsgrad slik det fastsettes i følge reglene i de to landene.

---

<sup>5</sup> I Norge får man tillegg i dagpenger hvis man har barn. Dette tillegget var i 1999 og 2000 på 17,- om dagen for hvert barn

<sup>6</sup> Grunnbeløpet i folketrygden vil heretter forkortes til G. For mer om størrelsen på grunnbeløpet se fotnote 3.

Figur 1: Kompensasjonsgrad i Norge og Sverige



Figuren er hentet fra Torp (1999) side 81. Omregningskurser for Euro vil også finnes der.

## 2.5 Krav om aktiv jobbsøking

For at en person skal regnes som arbeidsledig ifølge ILO (International Labour Organisation) er det et krav at vedkommende skal være aktivt jobbsøkende. Dagpengesystemene er også basert på at de arbeidsledige er aktive jobbsøkere. For det første bidrar kvalifikasjonskravet til at jobbsøkeren har hatt en fast tilknytning til arbeidsmarkedet over lengre tid. For det andre forplikter jobbsøkeren seg, både i Norge og Sverige, til å levere meldekort annenhver uke.<sup>7</sup> Tiltak bidrar, spesielt i Sverige, til å legge ytterligere press på arbeidssøkeren ettersom dette er noe som kan pålegges en arbeidssøker dersom vedkommende ikke har funnet en jobb etter en viss tid.

Aetats regler i Norge<sup>8</sup> sier blant annet:

<sup>7</sup> For svenske regler se for eksempel Svenska industrijänstemannaförbundet (2003).

<sup>8</sup> Se for eksempel Aetat (2003) eller Røed et al (1999) for mer om rettigheter i Norge.



Du mister vanligvis dagpengene i åtte uker dersom du uten rimelig grunn unnlater å ta imot tilbud om arbeid/tiltak, eller unnlater å møte hos Aetat etter innkalling.

Hva rimelig grunn kan være, presiseres senere og omfatter blant annet at man nekter å søke eller ta imot tilbud om arbeid hvor som helst i landet. Det presiseres at dette også gjelder selv om lønna er lavere enn det en mottar i dagpenger. En annen grunn for at man kan miste dagpengene er at man nekter å delta på arbeidsmarkedstiltak eller slutter uten rimelig grunn. Tilsvarende regler gjelder også i Sverige.

Regelverket stiller med andre ord ganske strenge krav til jobbsøkeren. Det er imidlertid mye som kan tyde på at disse reglene ikke etterfølges så strengt som de kunne ha blitt. Det er imidlertid ikke tvil om at spesielt kravet om tiltak, praktiseres relativt strengt mot slutten av utløpstiden i Sverige (Wadensjö og Regnér 1999).

Når vi nå har sett litt mer detaljert på hva reglene sier i de ulike landene, kan det være naturlig å se på hva økonomisk teori legger vekt på i utformingen av velferdsordninger for arbeidsledige. Dette vil også være et viktig grunnlag for min videre analyse.

### 3. Hva sier økonomisk teori?

I dette kapitlet vil jeg gjøre rede for teoretiske bidrag i forhold til dagpengesystemenes effekt på arbeidsmarkedet. Som jeg har vært inne på, ble dagpenger opprettet som en velferdsordning for å begrense de økonomiske og sosiale effektene av å miste jobben. Den økonomiske teorien har i tillegg argumentert for at velferdsordninger ved arbeidsledighet kan bidra til å redusere feiltilpasninger på arbeidsmarkedet. Når arbeidssøkere, på grunn av pengemangel, tvinges til å akseptere et jobbtilbud på et for tidlig stadium, vil mange personer kunne være overkvalifisert for jobbene de aksepterer. Siden det kan ta tid for både arbeidsgiver og arbeidstaker å finne den optimale motparten er det viktig å gi arbeidstakeren tid til å lete. Innenfor arbeidsmarkedsteori kalles dette ofte teori for 'match' og 'mismatch'. Dette er et aspekt som er viktig å ha med seg når man drøfter dagpengesystemets virkninger, men som jeg ikke vil gå videre med i denne sammenhengen.

Den viktigste innvendingen mot generøse dagpengesystemer er hvordan de påvirker insentivene til arbeidsledige og deres søkeadferd. Hvis arbeidsledighetstrygden er stor, vil enkelte kunne foretrekke dette fremfor å jobbe.

#### 3.1 Grunnleggende søketeori

Layard et al (1991) utleder en modell for generell søketeori der den betingede sannsynligheten for at en arbeidsledig kommer ut i arbeid avhenger av sannsynligheten for at vedkommende søker på en jobb og sannsynligheten for at vedkommende får jobben når han eller hun har valgt å søke. Sannsynligheten for at den arbeidsledige velger å søke avhenger av reservasjonslønna. Modellen de setter opp er imidlertid statisk og tar ikke inn over seg hvordan reservasjonslønna kan påvirkes over tid. Mortensen (1977) viser hvordan reservasjonslønna kan falle over tid som følge av bortfall eller reduksjon av dagpenger ved et bestemt tidspunkt. Etersom reservasjonslønna vil være avhengig av hva man vil forvente å tjene på å ikke ta en jobb i denne perioden, vil den begynne å synke selv om det er lenge til

dagpengene faller bort. Det man kan forvente å tjene i fremtiden vil synke ettersom man nærmer seg utløpsdatoen for dagpengene. Når reservasjonslønna synker over tid, vil man forvente at sannsynligheten for å få jobb vil øke over tid ettersom stadig flere jobber vil tilby en lønn som er høyere enn reservasjonslønna.

### 3.2 Varigheten av ledighetsforløpet og sannsynligheten for å komme ut i jobb

Når man studerer ledighetsforløp, er det spesielt sannsynligheten for å få seg jobb på et bestemt tidspunkt man er interessert i. Et hovedtema i slike analyser har vært å se hvordan denne sannsynligheten avhenger av hvor lenge man har gått ledig. Dette vil også være et hovedtema i min oppgave og det kan være nyttig å presentere noe av den grunnleggende teorien først. De metodiske utfordringene ved denne typen analyser vil jeg komme tilbake til i kapittel 5.

Det jeg i hovedsak er interessert i, er de kausale effektene av varigheten. Det vil si hvordan varigheten på forløpet i seg selv påvirker sannsynligheten for å få en jobb gjennom arbeidssøkerens adferd eller arbeidsgiverens vilje til å ansette vedkommende. Layard et al (1991:258) nevner tre grunner til at varigheten av et ledighetsforløp kan påvirke sannsynligheten for at jobbsøkeren finner en jobb

1. Effekter gjennom søkeaktivitet og reservasjonskrav
2. Effekter gjennom arbeidssøkerens evner, motivasjon og moral over tid
3. Statistisk diskriminering og fordommer mot langtidsledige blant arbeidsgivere

For det første kan søkeaktiviteten til jobbsøkeren endres avhengig av hvor lenge vedkommende har gått ledig. Layard et al (1991) viser til britiske undersøkelser som antyder at søkeaktiviteten er svakt fallende over forløpet. De hevder imidlertid at det er vanskelig å teste effekten av utløpsperioden for dagpenger ettersom disse har endret seg lite siden midten av 60-tallet. Dette kan ha sammenheng med restriksjonene det var vanlig å gjøre på denne tiden ved estimeringen av varighetsmønsteret. Amerikanske studier, som Katz og Meyer (1990a, 1990b), Moffit (1985), Meyer (1990) og Fallick (1991), antyder imidlertid at

---

sannsynligheten for å få jobb øker kraftig ved utløpet av dagpengeperioden. Den mest naturlige tolkningen vil være å anta at denne effekten kommer av at søkeaktiviteten øker eller at reservasjonskravene faller. Isolert sett skulle vi derfor forvente at denne effekten trakk i retning av at sannsynligheten for å få seg en jobb økte desto lengre man har gått ledig.

De to siste effektene vil generelt trekke i retning av at sannsynligheten for å få seg en jobb vil falle ettersom tiden går. Det første punktet ser på arbeidssøkeren og tar for seg hvordan han mentalt kan påvirkes av det å gå ledig. Hvor sterk denne effekten er vil variere fra person til person, men mange studier tyder på at den demoraliserende effekten av å gå ledig lenge er betydelig.<sup>9</sup> Dette kan komme som følge av sosial isolasjon, sviktende tro på egne evner eller generell apati. Økonomiske vanskeligheter som følge av ledigheten kan også bidra hvis oppsparte midler tar slutt og det blir vanskelig å opprettholde samme levestandard som tidligere. I den grad dette gjør seg gjeldende vil arbeidsledige bli stadig mindre dyktige arbeidssøkere og sannsynligheten for å komme ut i arbeid vil synke over tid.

Den siste effekten ser på faktorer som arbeidssøkeren ikke selv kan påvirke. For arbeidsgivere vil det være vanskelig å observere hvor dyktig en arbeidssøker er. Arbeidsgiveren kan ha formeninger om hvordan lediggang gjør jobbsøkere mindre dyktige og fordommer mot langtidsledige kan spille inn. Arbeidsgiver trenger egentlig ikke ha noen formening om hvordan varigheten som en kausal effekt gjør arbeidssøkeren dårligere. Selv om dette ikke gjør seg gjeldende kan han ha oppfatninger om seleksjonen som spiller inn blant ledige og gjør at flere dårlige jobbsøkere er igjen etter en viss tid som ledig. Sannsynligheten for å ansette en dyktig arbeider, alt annet likt, vil derfor være større når han ansetter en som ikke har vært ledig så lenge. Denne formen for statistisk diskriminering vil få konsekvenser også for de dyktige arbeidssøkerne som eventuelt måtte ha gått ledig lenge selv om varigheten i seg selv ikke skulle ha gjort dem til dårligere arbeidere. Også denne effekten vil trekke i retning av at sannsynligheten for å få seg jobb vil reduseres ettersom tiden går.

Økonomisk teori gir med andre ord ingen entydig konklusjon på hvordan sannsynligheten for å få seg jobb avhenger av hvor lenge en har gått ledig. Det er gjort omfattende empiriske

---

<sup>9</sup> Se for eksempel Bach (1999) og Lyngstad og Roalsø (1997)

undersøkelser for å finne ut denne effekten. Et av de senere studier som er gjort på Norge og Sverige er Røed et al (2002) som viser hvordan den lange perioden man har rett til dagpenger i Norge gjør at sannsynligheten for å få seg en jobb er monotont fallende med varigheten på opp til 22 måneder. For Sverige viser de at utløpsdatoen etter ca 14 måneder har en betydelig effekt og øker sannsynligheten for å få jobb i månedene forut for bortfallet av dagpengerrettigheter. Datagrunnlaget de benyttet er det samme som jeg vil bruke i min analyse.

### 3.3 Kompensasjonsgraden

Kompensasjonsgraden i dagpengesystemet er andelen av tidligere inntekt som man får i dagpenger. I tillegg til å være en viktig bestanddel i arbeidsmarkedspolitikken er det flere argumenter fra økonomisk teori som tilsier at dette er en viktig variabel når man skal studere adferden blant arbeidsløse.

Flere har argumentert for at det viktigste for folk når de blir arbeidsløse, er i hvilken grad de kan opprettholde tidligere levestandard. Dette er avhengig av kompensasjonsgraden og oppsparte midler. Siden kompensasjonsgraden er lett tilgjengelig gjennom enten tidligere inntekt eller dagpengebeløpet den arbeidsledige mottar, og formue ofte er vanskelig tilgjengelig, har det i empiriske undersøkelser blitt lagt stor vekt på kompensasjonsgraden.

En annen grunn til at kompensasjonsgraden har fått mye oppmerksomhet er at den, riktignok litt upresist, kan brukes som et mål på hva den arbeidsledige mottar relativt til hva vedkommende ville få hvis han gikk ut i jobb. Tidligere lønn trenger ikke å være identisk med forventet lønn i en fremtidig jobb, men det er naturlig å tenke seg at den vil være sterkt korrelert. Mange vil mene at det er hva en får relativt til hva en kunne forvente å få i arbeidsmarkedet, som i størst grad påvirker reservasjonslønna til den arbeidsledige. Kompensasjonsgraden kan være et mål på dette ved starten av forløpet. Ettersom restverdien av dagpengeytelsene synker jo nærmere man er slutten på dagpengeperioden, vil også reservasjonslønna synke. Dette vil imidlertid kunne fanges opp når man studerer de kausale effektene av varigheten.

I min analyse vil jeg bruke kompensasjonsgraden som en variabel. For meg har det imidlertid vært viktigere å fokusere på nivået på dagpengene uavhengig av tidligere inntekt. For det første vil dette kunne fange opp likviditetsproblemer som kan gjøre seg gjeldende blant noen grupper i forhold til andre. Kanskje er det lettere for de med mer dagpenger å tilpasse seg til den lavere inntekten enn for de som knapt kan leve av det de mottar i støtte?

En annen viktig implikasjon av å fokusere utelukkende på kompensasjonsgraden er at det vil være de med høye dagpengerrettigheter som vil drive hele estimatet ettersom det bare er i denne gruppen kompensasjonsgraden vil variere. Ved å fokusere på dagpengenivået vil det motsatte være tilfelle. Siden det er maksimumsgrense for inntektsgrunnlaget for dagpengene, vil alle over denne grensen motta det samme i dagpenger.<sup>10</sup> Jeg vil i analysen også se hvorvidt dagpengenivået er korrelert med varighetsavhengigheten. Kan det for eksempel være sånn at de med mye dagpenger vil være mer følsomme for når perioden for dagpengerrettigheter opphører, siden de har mer å tape i kroner og øre?

---

<sup>10</sup> Når vi ser bort fra støtte for barn i Norge som uansett utgjør en liten andel av den totale støtten.

## 4. Deskriptiv statistikk og beskrivelse av datasettet

### 4.1 Datagrunnlaget for analysen

Datasettene som jeg har brukt i analysen er laget med utgangspunkt i registerdata over ledige i Norge og Sverige. Jeg har brukt programvaren SAS for å bearbeide dataene. I analysen har jeg vært opptatt av å få dataene for Norge og Sverige til å bli så sammenlignbare som mulig. I en del tilfeller har jeg blitt nødt til å velge mellom å overse informasjon i ett av datasettene eller å gjøre datasettene for de to landene mindre sammenlignbare. De viktigste valgene jeg har måttet ta vil jeg gjøre rede for her.

Den største utfordringen har ligget i det å gjøre dataene sammenlignbare mellom landene. Et samlet datasett vil aldri ha opplysninger som er bedre enn opplysningene til det dårligste datasettet på det aktuelle området. Når de svenske dataene inneholdt opplysninger for hver uke, mens de norske dataene inneholdt opplysninger for hver måned, var jeg nødt til å slette ukeopplysninger i Sverige som jeg ikke kunne registrere i Norge. Det endelige datasettet har måned som minste tidsenhet.

Det neste problemet var hvilke personer og forløp som skulle være med i den endelige analysen. Siden jeg ser på en avgrenset tidsperiode, nemlig januar 1999 til desember 2000, er det viktig å være bevisst hvordan utvelgelsen av personer innenfor tidsrammen foregår. I tidsserieanalyser kan sensurering av start- og slutt-tidspunktet for et forløp bli problematisk. Venstresidesensurering, det vil si sensurering av starttidspunkt, er særlig problematisk fordi det skaper skjevheter i utvalget som trolig kan påvirke resultatene av analysen. Problemet er at sannsynligheten for at et langt forløp havner innenfor en observasjonsperiode er mye større enn sannsynligheten for at et kort forløp gjør det. Sannsynligheten for at et forløp faller innenfor observasjonsperioden vil vektes med lengden på forløpet. I utvalget vil personer med lange forløp være overrepresentert når vi ønsker å studere utfallet av hvert forløp (Kiefer 1988). For å unngå dette problemet, har jeg valgt å betinge på at forløpet vi observerer startet i løpet av den observasjonsperioden vi ser på. Når vi følger perioden fra 1.

---

januar 1999 til 31. desember 2000 vil med andre ord ingen forløp kunne bli lengre enn 24 måneder.

I utvelgelsen av data for undersøkelsen er det en del definisjoner og operasjonaliseringer av begrep som det må redegjøres for. Spesielt viktig for min analyse er hvordan et forløp defineres. For å finne en hensiktsmessig operasjonalisering er det viktig å ha klart for seg hva man ønsker å undersøke. De mest sentrale overgangene vi vil observere ut fra ledighet vil være overganger til jobb, tiltak, attføring eller lignende. Siden vi i få tilfeller har sikre opplysninger om hva de jobbsøkende gikk til, særlig i de norske dataene, blir det av avgjørende betydning at de antagelsene jeg gjør er så sikre som mulig. For å få til dette pålegger jeg visse krav for når et forløp skal starte og når et forløp skal slutte.

*1. Et forløp starter første måned et individ er observert som helt eller delvis ledig med dagpenger.*

Dette betyr at forløp som begynner som yrkeshemmet, ledig uten dagpenger eller annet, ikke blir regnet som ledige før de får sin første observasjon som helt ledige med dagpenger. Dette er fordi adferden til disse gruppene vil kunne være svært forskjellig; - spesielt deres motiver for å melde seg på arbeidskontoret. Det er ikke rimelig å anta at en person med småjobber vil ha samme søkeintensitet som en som er helt ledig. I tillegg krever jeg at den helt ledige skal motta dagpenger. Dette kravet er stilt fordi rett til dagpenger generelt gir sterkere insentiver til å registrere seg siden registrering er en forutsetning for å motta dagpenger. Hvis registreringsadferden er veldig forskjellig mellom gruppene jeg undersøker, vil dette kunne være et problem. Det er ikke registreringsadferden jeg er interessert i å undersøke, men søkeadferden og reelle overganger ut av ledighet.

Jeg har valgt å utelate permitterte fra analyseutvalget. Tidligere undersøkelser (Røed og Nordberg 2003) har vist at disse generelt har kortere forløp enn andre og i mindre grad søker aktivt etter andre jobber, siden det for mange vil være sannsynlig at de kan gå tilbake til tidligere arbeidsgiver.

I Sverige har vi relativt gode muligheter til å finne ut hva folk går til når de forlater arbeidsledigheten. Opplysninger om de går til jobb eller annet, er gode i disse dataene. I



---

Norge har jeg imidlertid ikke mulighet til å observere hvorvidt folk får seg en jobb eller ikke når de forlater arbeidsmarkedsregisteret. De som går ut i tiltak, attføring eller annet som omfattes i arbeidsmarkedsregistrene kan jeg observere. Jeg har valgt å definere en jobbovergang som det å forlate registeret fullstendig, på tross av at vedkommende fortsatt hadde rett til dagpenger. Disse antas å ha sterke insentiver for å registrere seg, og når de ikke gjør det, er det rimelig å anta at det er fordi de har gått ut i jobb. Selv om jeg kan observere jobboverganger relativt nøyaktig i Sverige, har jeg likevel valgt å bruke samme definisjon der for å gjøre dataene så sammenlignbare som mulig.

*2 Et forløp slutter når en person er observert uten dagpenger eller som noe annet enn helt ledig eller delvis sysselsatt i to måneder etter hverandre.*

Hensikten med å kreve at en person skal være ute i to måneder er at jeg skal kunne være rimelig sikker på at det er en reell overgang jeg observerer og ikke bare et resultat av registreringsadferd. Det er to krav til å forbli i ledighetsstatistikken. Det første er at man må være helt ledig eller delvis sysselsatt. Det andre er at man i tillegg må motta dagpenger.

I estimeringen ønsker jeg å finne parametere som er felles for hele utvalget. Hvis utvalget består av forskjellige grupper som jeg antar har veldig ulik adferd kan dette være problematisk med hensyn på tolkning av parametere. For enkelte grupper vil også antagelsene jeg har gjort angående jobboverganger være mer tvilsomme. Jeg har derfor valgt å gjøre visse avgrensninger på utvalget for å få det så homogent som mulig. Jeg har valgt å fokusere på aldersgruppen mellom 25 og 54 år som i hovedsak tilhører den aktive arbeidsstyrken i landene. Blant unge vil mange kunne velge å ta seg en utdanning i stedet for å gå ledig og eldre kan velge å førtidspensjonere seg. Deler av gruppen jeg utelukker vil også kunne stå overfor noe andre regler; blant annet de som har avtjent verneplikt og eldre som har rett til dagpenger i en lengre periode.<sup>11</sup>

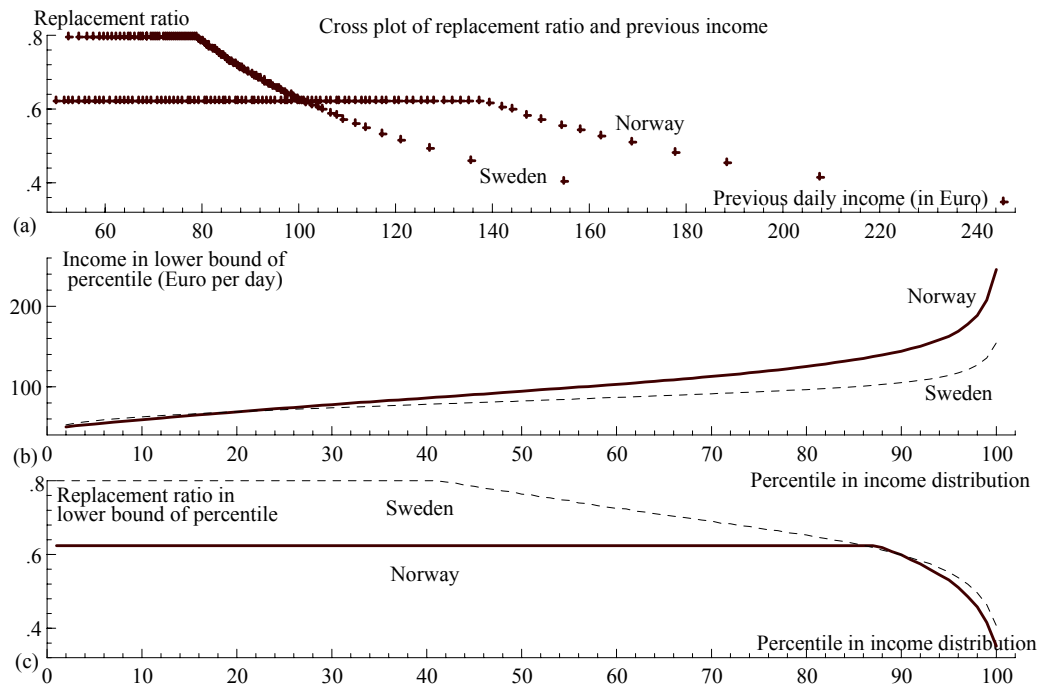
---

<sup>11</sup> Fra 57 år kan man i Sverige motta dagpenger i 450 dager (ca 21 måneder når en arbeidsuke er på 5 dager) i motsetning til 300 for andre arbeidstakere (Regnér og Wadensjö 1999: 7).

Selv om jeg i analysen vil være mer fleksibel med tanke på å analysere effekten av dagpenger og tidligere inntekt enn vanlig, har jeg også valgt å snevre inn utvalget ved å slette ekstremobservasjoner. Individier med ekstremt høy inntekt vil kunne antas å ha en sterkt divergerende adferd enn andre. Individier med lav inntekt vil i tillegg stå overfor andre regler. Jeg har derfor utelukket alle som ikke har fullt opptjente rettigheter som følge av for liten tidligere inntekt eller fordi de ikke var medlemmer av noen A-kasse i Sverige.

## 4.2 Kort om fordelingen av tidligere inntekt og kompensasjonsgrad i utvalget

Figur 2: Fordelingen av inntekt og kompensasjonsgrader i Norge og Sverige



Figuren er hentet fra Røed et al (2002) side 9.

Figur 1 er hentet fra Røed et al (2002) som baserer seg på det samme datagrunnlaget som meg. Figur 1 a) viser sammenhengen mellom tidligere inntekt (målt i Euro) og kompensasjonsgraden for alle persentilene i Norge og Sverige basert på de formelle reglene jeg gjorde rede for i kapittel 2. Figur 1 b) viser hvordan tidligere inntekt fordeler seg på nedre grense for persentilene i de to landene. Som vi ser av figuren er inntektsfordelingen blant de arbeidsledige jevnere i Sverige enn i Norge. 1 c) viser hvordan kompensasjonsgraden varierer med persentilene. Selv om kompensasjonsgraden er høyere i Norge enn i Sverige for de med høy tidligere inntekt, viser figuren at kompensasjonsgraden i Norge er lavere for alle gruppene i den relative inntektsfordelingen. Dette skyldes at fordelingen av tidligere inntekt er mer ujevn i Norge slik at personene i de høye inntektspercentilene vil ha en mye høyere inntekt i Norge sammenlignet med Sverige og følgelig også en lavere kompensasjonsgrad. Figur 1 c) viser at bare litt over 40% av utvalget i Sverige har en tidligere inntekt som er lavere enn maksimumsgrunnlaget, og følgelig en

kompensasjonsgrad på 80 %. I Norge er det nesten 90 % av utvalget som har en tidligere inntekt som er lavere enn maksimumsgrunnlaget. Denne fordelingen må jeg ta inn over meg når jeg skal prøve å kategorisere grupper etter hvor mye de får i dagpenger.

### 4.3 Gruppeinndeling

Jeg har delt inn datasettet i fem grupper i hvert land. Gruppene er nummerert fra 1 til 5 etter hvor mye de mottar i dagpenger. Hensikten med inndelingen har vært å kunne, på en så fleksibel måte som mulig, se om det er noen forskjeller på hvordan varigheten påvirker sannsynligheten for å få jobb avhengig av hvor mye en mottar i støtte. Jeg har ikke hatt noe godt teoretisk fundament for å trekke grensene mellom de ulike gruppene. De viktigste prinsippene har vært at gruppe 5 i hvert land, det vil si de som mottar mest i dagpenger, utelukkende skal bestå av personer som mottar maksimalbeløpet for dagpengeytelser. Nedre dagpengegrense i hvert av landene bestemmes av hensynet til at de skal ha opparbeidet fulle dagpengerettigheter. For gruppe 1 til 4 har jeg, i hvert av landene, forsøkt å lage omtrent like store intervaller uten at forskjellene i gruppestørrelsene skulle bli for store. Dette var langt enklere for Norge enn for Sverige ettersom utvalget i Norge var mye jevnere fordelt med hensyn til hvor mye personene mottok i dagpenger. Gruppeintervallene jeg har valgt oppsummeres i tabell 1.

*Tabell 1: Intervallgrenser for gruppevariablene i Norge og Sverige inndelt etter hvor mye de får i dagpenger.*

	Norge (NOK pr dag)		Sverige (SEK pr dag)	
	Nedre grense (Fra og med)	Øvre grense (Til)	Nedre grense (Fra og med)	Øvre grense (Til)
Gruppe 1	218*	340	240*	400
Gruppe 2	340	420	400	460
Gruppe 3	420	500	460	520
Gruppe 4	500	580	520	580
Gruppe 5	580	796**	580	

\*Nedre grense er bestemt for å bare få personer med fullt opptjente rettigheter.

\*\*Pga tillegg for barn er øvre grense høyere enn kompensasjonsgraden og maksimalt inntektsgrunnlag skulle tilsi.

Det vil alltid være et problem å omgjøre kontinuerlige variable til kategoriske variable. Det er naturlig å anta at det vil være mindre forskjell mellom de som befinner seg i øvre grense av et intervall og de som befinner seg i nedre grense av det neste intervall, enn mellom øvre og nedre grense innenfor et intervall. Hvis man tolker resultatene som et gjennomsnitt innenfor intervall og observasjonene er relativt uniformt fordelt innad i intervall, trenger imidlertid ikke dette å være et stort problem. I tillegg vil jeg legge mest vekt på å sammenligne grupper som ikke ligger tett opp til hverandre og på den måten unngå at det kan være små forskjeller mellom hva individene mottar i dagpenger i hvert intervall.

#### 4.4 Deskriptiv statistikk og kommentarer til utvalget

Tabell 4.1 og 4.2 viser deskriptiv statistikk for Norge og Sverige fordelt på gruppene jeg har delt datasettet opp i.

Tabell 2: Gjennomsnitt over forløp i Norge samlet og fordelt på dagpengenivå

	HELE UTVALGE T	GRUPP E 1	GRUPP E 2	GRUPP E 3	GRUPP E 4	GRUPP E 5
Antall månedlige observasjoner	131.181	23.824 (18,16%)	27.657 (21,08%)	31.865 (24,29%)	24.793 (18,90%)	23.042 (17,57%)
Antall forløp	28.164	5.154	5.666	6.528	5.437	5.379
Antall individer	26.285	4.840	5.234	6.068	5.079	5.064
Dagpenger	491,3	293,6	401,7	498,9	596,2	680,1
Inntekt pr uke	3577	1845	2519	3286	4099	6480
Kompensasjonsgrad	0,613	0,624	0,624	0,624	0,624	0,564
Varighet på forløp (i måneder)*	5,82	5,81	5,94	5,97	5,73	5,54
Andel jobboverganger**	10,7%	10,5%	9,8%	9,9%	11,2%	12,5%
Andel kvinner	54,3%	67,6%	68,3%	60,7%	44,7%	25,0%
Alder	37,1	35,5	36,1	36,9	37,5	40,0
Andel med relevant	87,7%	84,2%	85,5%	87,8%	88,5%	92,9%

praksis						
Andel med relevant utdanning	74,0%	65,6%	69,0%	73,4%	79,0%	84,1%
Andel delvis sysselsatte	38,5%	39,1%	43,2%	42,8%	36,9%	28,1%

\* Inkludert sensurerte forløp

\*\* Gjennomsnitt over månedlige observasjoner

Tabell 3: Gjennomsnitt over forløp i Sverige samlet og fordelt på dagpengenivå.

	HELE UTVALGE T	GRUPP E 1	GRUPP E 2	GRUPP E 3	GRUPP E 4	GRUPP E 5
Antall observasjoner	1.113.704	71.685 (6,44%)	89.599 (8,05%)	178.135 (15,99%)	226.163 (20,31%)	548.122 (49,22%)
Antall forløp	306.004	19.448	25.012	50.046	63.680	147.818
Antall individer	235.538	16.205	20.651	40.922	51.793	115.007
Dagpenger	531,9	328,4	434,1	492,2	549,7	580,0
Tidligere inntekt	775,0	464,8	570,9	644,7	728,9	910,3
Kompensasjonsgrad	0,727	0,80	0,80	0,80	0,80	0,652
Varighet på forløp (i måneder)*	3,47	3,55	3,42	3,39	3,38	3,52
Andel jobboverganger**	14,4%	13,2%	14,1%	14,3%	14,5%	14,5%
Andel kvinner	46,1%	69,7%	67,2%	66,7%	55,9%	28,8%
Alder	37,3	37,7	34,9	35,0	36,3	38,8
Andel med relevant praksis	83,7%	82,4%	78,5%	80,3	81,2%	86,8%
Andel med relevant utdanning	56,8%	43,9%	44,8%	47,6%	53,7%	64,8%
Andel delvis sysselsatte	12,1%	13,3%	14,8%	15,4%	13,8%	9,6%

\* Inkludert sensurerte forløp

\*\* Gjennomsnitt over månedlige observasjoner

---

Det er flere ting det kan være nyttig å legge merke til fra tabellene. For det første ser vi at utvalget i Sverige er mye større enn i Norge. Noe av dette vil opplagt kunne forklares ut ifra at det svenske arbeidsmarkedet er dobbelt så stort og at arbeidsledighetsraten var betydelig høyere i Sverige i denne perioden. Dette kan imidlertid ikke forklare alt.

Som jeg var inne på i avsnitt 4.1 har jeg bare med de som er registrert som nye ledige. Det vil si at jeg forholder meg til arbeidsledighetsstrømmen og ikke beholdningen. Dette er viktig ettersom jeg ellers ville fått en overrepresentasjon av langtidsledige i utvalget mitt. Dette betyr imidlertid også at utvalgsstørrelsen i Norge og Sverige ikke fullt ut trenger å avspeile beholdningen av arbeidsledige eller arbeidsledighetsraten i disse landene på et gitt tidspunkt. Noe av forskjellen i utvalgsstørrelsen kan derfor også forklares med at det til et hvert tidspunkt var færre nye ledige i Norge enn i Sverige. Derfor vil jeg sensurere en større andel av de ledige i Norge når jeg bare ser på nye arbeidsledige. Fra tabellene over ser vi også at gjennomsnittlig varighet på ledighetsforløpene var lengre i Norge enn i Sverige. Dette gjør at vi skulle forvente at det skulle være stor forskjell på antall ledige i Norge og Sverige i perioden.

En undersøkelse av dataene viser at det i juni 1999 kom veldig mange nye arbeidsledige i Sverige. Dette bekreftes også av arbeidsmarkedsstatistikken til Statistisk sentralbyrå i Sverige (Statistiska centralbyrån 2002). En slik periode med stor innstrømning av arbeidsledige, er med å bidra til at det svenske utvalget er betydelig større enn norske i forhold til hva arbeidsledighetsratene i de to landene skulle tilsi.

Av tabellene ser vi at gjennomsnittlig varighet på forløpene var over 2 måneder lengre i Norge enn i Sverige. Dette henger nært sammen med at andelen jobboverganger i utvalget var langt lavere i Norge enn i Sverige. Spesielt i Sverige er det påfallende hvor lite gjennomsnittlig varighet på forløpet og andelen jobboverganger varierer mellom de ulike gruppene.

## 5. Empirisk metode

I dette kapitlet vil jeg gjøre rede for den metodiske framgangsmåten jeg har valgt. Modellspesifikasjonene er lagt så nært opp til Røed et al (2002) som mulig siden analysene baserer seg på de samme dataene.

### 5.1 Seleksjon versus kausalitet

Den store metodiske utfordringen er å forsøke å skille kausale effekter fra seleksjonsmekanismer. Siden de dyktigste jobbsøkerne generelt vil få seg jobb tidligere, vil vi, når vi studerer lange forløp, sitte igjen med en selektert gruppe mindre effektive jobbsøkere. Når jeg ser på hvordan varigheten på forløpet påvirker sannsynligheten for å komme ut i jobb, ønsker jeg å se på kausale effekter og ikke effekter som skyldes seleksjon av utvalget. Det er flere måter å imøtekomme dette problemet på.

Det mest opplagte er å inkludere så mange observerte kjennetegn som mulig som kontrollvariable. På denne måten får vi sortert ut den observerbare delen av seleksjonen som for eksempel kan skyldes at de med lavere utdanning generelt vil være mindre effektive jobbsøkere og dermed være overrepresentert i lange forløp. Dette er en av grunnene til at jeg har 178 variabler for Sverige og 185 variabler for Norge i analysen min.

Det er imidlertid naturlig å tenke seg at det er viktige sider ved folk som ikke er observert i dataene. Motivasjon og engasjement kan være viktige for å bestemme sannsynligheten for å få en jobb og dette kan variere mye fra individ til individ. Det største problemet i vår sammenheng er at det også er naturlig at disse uobserverte kjennetegnene kan være sterkt korrelert med varigheten gjennom seleksjonsmekanismen. Dette prøver jeg å korrigere for ved hjelp av å introdusere uobservert heterogenitet i analysen.

### 5.2 Uobservert heterogenitet



Det er naturlig å tenke seg at uobservert heterogenitet er sterkt korrelert med varigheten. Individuer med dårlige uobserverte egenskaper vil være overrepresentert i forløp med lang varighet og vil derfor kunne påvirke overgangssannsynligheten blant disse.

Prinsippet for å inkludere dette i analysen er å benytte seg av at mange av observasjonene vil være på samme individ. Et individ med gode observerte kjennetegn og som kom inn i arbeidsmarkedet på et gunstig tidspunkt, men som ikke greier å finne jobb, vil kunne tilegnes uobserverte egenskaper i estimeringen for å kompensere for dette. Den tekniske måten dette gjøres på vil jeg komme nærmere inn på i modellspesifiseringen i avsnitt 5.4. Først vil jeg imidlertid si litt om noen grunnleggende sammenhenger i tidsserie og forløpsanalyser.

### 5.3 Grunnleggende sammenhenger i tidsserieanalyser

Mesteparten av denne delen vil basere seg på Kiefer (1988) og mer utdypende drøftinger vil finnes der.

Varigheten på ledighetsforløpet vil være en stokastisk variabel som jeg vil kalle  $D$ . Hovedfokuset mitt vil være å se på hvordan denne påvirker sannsynligheten for å komme tilbake til jobb. Jeg kan imidlertid ikke observere denne etter at et forløp er slutt. Det er likevel naturlig å tenke seg at ved starten av et forløp vil denne stokastiske variabelen ha en fordeling over hele perioden. Det jeg observerer er sannsynligheten for å få seg en jobb betinget på at vedkommende fremdeles er arbeidsledig. Denne betingede sannsynligheten blir kalt hasardraten. Det er imidlertid en enkel sammenheng mellom hasardraten og den ubetingede sannsynligheten for å få seg jobb etter tidspunkt  $d$ . Sannsynligheten for å få seg jeg jobb før varighet  $d$  kan skrives som  $F(d) = P(D \leq d)$ . Sannsynligheten for fremdeles å være ledig etter varighet  $d$  kalles i forløpsanalyse for overlevelsesraten og vil da være  $S(d) = 1 - F(d) = P(D > d)$ . Med utgangspunkt i dette kan jeg finne tetthetsfunksjonen som viser sannsynligheten for enhver  $d$  for å forlate ledigheten i neste periode

$$f(d) = \lim_{\Delta d \rightarrow 0} \frac{P(d \leq D < d + \Delta d)}{\Delta d}$$

Hasardfunksjonen vil være denne grenseverdien betinget på at man er ledig på starten av intervallet, det vil si

$$h(d) = \lim_{\Delta d \rightarrow 0} \frac{P(d \leq D < d + \Delta d \mid D \geq d)}{\Delta d}$$

Loven om betingede sannsynligheter gir oss følgende sammenheng mellom den observerte hasardraten, tetthetsfunksjonen og overlevelsesraten:

$$h(d)S(d) = f(d)$$

$$h(d) = \frac{f(d)}{S(d)}$$

Vi ser at tetthetsfunksjonen er den deriverte av  $F(d)$  og at  $F'(d) = -S'(d) = f(d)$ . Jeg kan derfor skrive

$$h(d) = -\frac{S'(d)}{S(d)}$$

$h(d)$  er observerbar for enhver  $d$ . For å finne sannsynligheten for å fremdeles være ledig på tidspunkt  $s$  tar jeg integralet på begge sider og finner sammenhengen mellom overlevelsesraten og hasardraten.

$$\int_0^s h(s) ds = -\int_0^s \frac{S'(d)}{S(d)} ds$$

$$\int_0^s h(s) ds = -(\ln S(s) - \ln S(0))$$

$$\int_0^s h(s) ds = -\ln S(s) \Rightarrow$$

$$S(s) = \exp\left(-\int_0^s h(s) ds\right) \Rightarrow$$

$$F(s) = 1 - \exp\left(-\int_0^s h(s) ds\right)$$

Ved å estimere  $h(s)$  ser vi altså at vi kan utlede både  $F(s)$  og  $S(s)$ . Med andre ord kan vi beregne sannsynligheten for at et hvilket som helst forløp skal være i en bestemt lengde selv om vi bare observerer overgangssannsynligheten betinget på at vedkommende fremdeles var ledig.

## 5.4 Modellen

For å kunne estimere en modell må jeg spesifisere hasardraten  $h(s)$ . I første omgang vil jeg anta at den er avhengig av en del observerte variable. Modellen jeg bruker er kjent fra litteraturen som en "mixed proportional hazard model".

Jeg antar at hasardraten er proporsjonal i parametrene som knytter seg til observerte og uobserverte kjennetegn ved individene, kalendertid, varighet og gruppeinndeling. Jeg vil videre anta at tidsavhengige parametre bare varierer mellom måneder og ikke innad i måneden. Dette er nødvendig ettersom jeg har måned som minste tidsenhet. Jeg vil da kunne estimere en varighetsavhengighet som er stykkevis konstant innenfor enhver måned.

La  $x_{it}$  være en vektor over observerte kjennetegn for person  $i$  som også kan variere over tiden  $t$ . Varigheten på forløpet skriver jeg som  $d_{it}$ . Videre deler jeg individene inn i grupper etter hvor mye de får i dagpenger. For å kunne estimere varighetsavhengigheten er det vesentlig at disse ikke er korrelerte med noen av de andre kjennetegnene. Jeg ønsker delvis å oppheve antagelsen om at varigheten er proporsjonal i parametrene i forhold til dagpengenivået. Tanken er å gjøre modellen mer fleksibel i forhold til å avdekke hvordan utløpsperioder og varighet kan variere mellom individer som ikke får like mye i dagpenger. Proporsjonalitetsantagelsen vil imidlertid fremdeles gjelde innenfor hver gruppe. Jeg vil dele opp i fem grupper i hvert land. Indeksen for gruppen kaller jeg  $k_{ij}$ .

Det er naturlig å tenke seg at disse gruppene vil være sterkt selektert. Individer med lite i dagpenger vil ha tjent lite før og det er rimelig at disse vil utgjøre en gruppe som skiller seg kraftig fra grupper som har tjent mye før. I den grad vi kan observere disse forskjellene, som for eksempel alder, utdanning og yrkeserfaring, har vi mulighet til å korrigere for dette. Problemet oppstår imidlertid hvis det også er korrelert med uobserverte kjennetegn, noe som ikke virker usannsynlig. Det er viktig å ha dette i bakhodet når man skal tolke effekten av å tilhøre de ulike gruppene.

Jeg vil ta hensyn til uobserverte egenskaper. For identifikasjon av uobserverte egenskaper se for eksempel Brinch (2000). Jeg skriver uobserverte egenskaper som  $v_i$ .

Sammenhengen mellom hasardraten og overlevelsesraten i forrige avsnitt ble beskrevet med kontinuerlig tid som utgangspunkt. Siden jeg utelukkende kan observere situasjonen ved utløpet av en måned må jeg se på sannsynligheten for å forlate ledigheten denne måneden. Hvis  $\theta_i(t, d)$  er hasarden over kontinuerlig tid kan den diskrete hasarden,  $h$ , som jeg observerer skrives som

$$\begin{aligned} h_{iid} &= h(t, d_{it}, x_{it}, k, v_i) \\ &= 1 - \exp\left(-\int_{d-1}^d \theta_i(t+u, u) du\right) \\ &= 1 - \exp(-\exp(x_{it}\beta_{it} + \sigma_t + \lambda_{dk} + \kappa_k + v_i)) \end{aligned}$$

Jeg har valgt en eksponentiell funksjon for å beskrive sammenhengen mellom hasarden og de individuelle kjennetegnene. Formen som er valgt sikrer at hasarden ligger mellom 0 og 1 uavhengig av parameterverdiene jeg optimerer på.

Videre går jeg fram ved bruk av Maximum Likelihood som innebærer at jeg maksimerer sannsynligheten for det jeg har observert med hensyn på parameterverdiene, betinget på de observerbare variablene. Likelihooden vil i mitt tilfelle kunne skrives som

$$L_j = \prod_{i=1}^{N_j} \sum_{w=1}^W p_w \left( h(t, d_{ik}, x_{it}, k, v_w) \right)^{y_i} \prod_{s=y_i}^{d_{ik}-1} (1 - h(t-s, d_{ik}-s, x_{it-s}, k, v_w)) \Bigg), \sum p_w = 1$$

for  $j = \text{Norge, Sverige}$ .

$y_i$  er 1 hvis vi observerer en jobbovergang i måneden jeg ser på og 0 ellers.  $W$  er antallet uobserverte punkter i estimeringen og  $p_w$  er tilhørende sannsynlighet for hvert individ. Siden optimeringen av en funksjon vil gi samme resultat etter at vi har utført monotone transformasjoner, er det vanlig å estimere  $\ln L_j$  som er enklere. I oversikten over estimatene er dette oppgitt som log-likelihooden.

Dette er en uhyre krevende modell å bruke på store datasett. For å estimere modellen har jeg benyttet meg av et program av Simen Gaure som designet for denne typen analyser. For mer om programmet og metoden henviser jeg til Gaure og Røed (2003).

## 6. Analyse og resultater

I denne delen vil jeg gjennomgå resultatene fra estimeringen. Først vil jeg gi en oversikt over resultatene for hvert av landene. Denne delen vil i hovedsak være beskrivende av de variablene jeg er mest interessert i, i tillegg til noen utvalgte kontrollvariabler. I forlengelsen av dette vil jeg kommentere bidraget fra uobservert heterogenitet i analysen.

Når jeg skal vurdere de ulike sidene ved dagpengesystemene i Norge og Sverige, begynner jeg med kompensasjonsgraden. Selv om den ikke har hatt noen fremtredende rolle i min analyse har den vært såpass viktig i tidligere analyser at jeg synes effekten er verdt å kommentere.

Hovedfokuset mitt har vært å avdekke et eventuelt samspill mellom dagpenger og varighet av ledighetsforløp. Jeg vil dele denne delen av analysen i tre. For det første ønsker jeg å se på hvordan sannsynligheten for å få seg jobb avhenger av hvilken dagpengegruppe du tilhører. Her vil jeg studere de relative hasardratene for hver av gruppene i de to landene og sammenligne nivået på disse. I den andre delen vil jeg gå i større detalj på hvordan dagpengene, varigheten og hasardraten kan tenkes å samvarierte. Her vil jeg sammenligne hasardratene uten å ta hensyn til nivåforskjeller. På denne måten får jeg fram hvordan sannsynligheten for å komme ut i jobb varierer over tid sammenlignet med første måned for hver av gruppene. Den siste delen som omfatter dagpengesystemene, er en sammenligning av landene Norge og Sverige.

## 6.1 Sammendrag av noen av de viktigste resultatene

Tabell 4: Resultater fra ML-estimeringen av hasardraten.

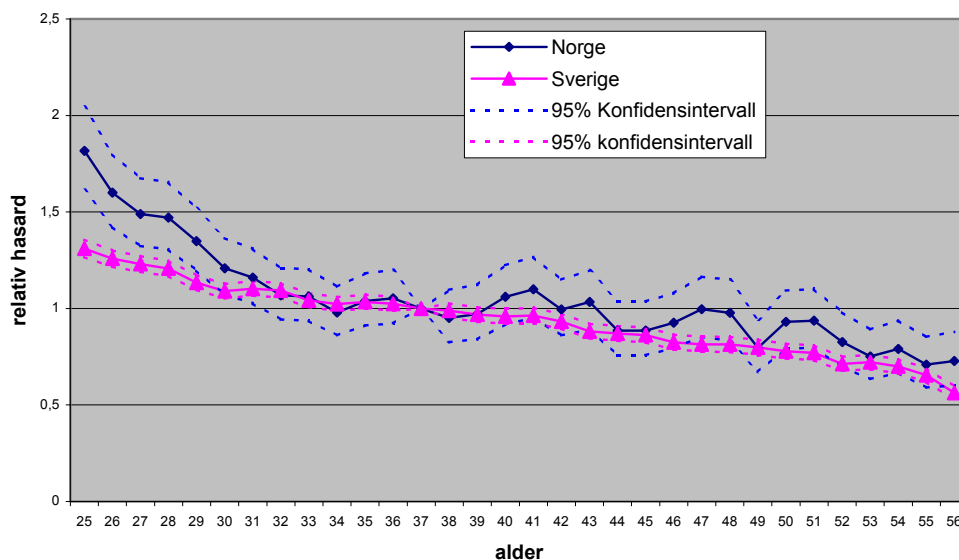
	Norge		Sverige	
	Estimat	Standardavvik	Estimat	Standardavvik
<i>Kompensasjonsgrad</i>	-0.133*	0.079	-0.0107	0.024
<i>Dagpengegruppe</i>				
Gruppe 1	-0.181***	0.05469689	-0.385***	0.027
Gruppe 2	-0.268***	0.05444243	-0.385***	0.024
Gruppe 3	-0.186***	0.05134397	-0.316***	0.018
Gruppe 4	-0.100*	0.05178419	-0.251***	0.016
Gruppe 5	referanse	referanse	referanse	referanse
Delvis sysselsatt	0,119***	0,018	0.067***	0.008
Relevant utdanning	0,132***	0,022	0.158***	0.005
Relevant praksis	0,143***	0,027	0.170***	0.002
Kvinne	-0,115***	0,019	0.006	0.005
<i>Utdanningsnivå</i>				
Grunnskole	-0,066**	0,026	-0.109***	0.007
Ikke fullført videregående	-0,091***	0,026	-0.144***	0.011
Fullført videregående	referanse	referanse	referanse	referanse
1-3 årig høyskole/universitet	0,192***	0,024	-0.039***	0.009
Mer enn 3-årig universitet.	0,280***	0,040	-0.102***	0.010
<i>Statsborgerskap</i>				
Norsk/Svensk	referanse	referanse	referanse	referanse
Finland			-0,075***	0,021
Resten av Norden	0,256***	0,122	-0,104***	0,031
Øst-Europa	-0,181***	0,068	-0,295***	0,023
Vest-Europa	0,208*	0,052	-0,099***	0,030
Asia (inkludert Tyrkia)	-0,425***	0,143	-0,407***	0,022
Afrika	-0,330***	0,076	-0,414***	0,041
Latin-Amerika	0,058***	0,142	-0,189***	0,036
Nord Amerika/Oseania	-0,350*	0,184	-0,174***	0,046
Antall observasjoner		131.118		1.113.704
Log-Likelihood		-42923.0976737432		-400661.3334567766

\*, \*\*, \*\*\* signifikant på henholdsvis 0.1, 0.05 og 0.01 signifikansnivå.

Tabellen over viser noen sentrale variabler i estimeringene. For en komplett oversikt over estimatene henviser jeg til vedlegg 1.

For å kunne kontrollere for så mye som mulig av observerte kjennetegn har jeg inkludert mange kontrollvariabler. For å pålegge så få restriksjoner som mulig har jeg brukt dummyvariabler selv for kvantitative variabler som alder og utdanningslengde. Modellen er estimert separat for de to landene. For Norge har jeg til sammen 185 variabler. I Sverige har jeg 178 variabler.

Figur 3: Sammenhengen mellom hasardraten og alder



Figuren over viser den relative hasarden for alder, det vil si virkningen av alder isolert sett. Alle estimatene er sett relativt til 37 år. Som vi ser av figuren er hasarden lavere jo eldre man blir. Dette kan skyldes diskriminering fra arbeidsgivernes side eller det kan skyldes at eldre arbeidstakere er mindre effektive arbeidssøkere eller verdsetter fritid høyere enn yngre arbeidstakere.

I tillegg til variablene i tabellen har jeg med fylke og månedsdummyer som kontrollvariabler. Særlig er den siste variabelen viktig. Denne vil fange opp konjunktoreffekter over perioden. Brinch (2000) viser at denne type variabler er veldig sentrale når det gjelder å identifisere uobservert heterogenitet i modellen.

## 6.2 Effekten av uobservert heterogenitet.

I henhold til mine resultater er det ikke noe uobservert heterogenitet i denne modellen. Det kan være flere grunner til dette.

For det første har jeg brukt et forløpsspesifikt identifikasjonsnummer. Det betyr at jeg kun krever at et individ skal være identisk over et forløp. Ved gjentatte forløp vil individet kunne behandles som en annen og tillegges andre uobserverte egenskaper. Dette er en mer fleksibel metode, men ikke effisient ettersom jeg ikke benytter meg av all tilgjengelig informasjon. Det gjør også at identifikasjonsgrunnlaget blir noe mindre når jeg skal estimere med uobservert heterogenitet. Grunnen til at jeg likevel har valgt å gjøre det, er at jeg ellers ville implisitt antatt at et individ med flere forløp ville være upåvirket av tidligere forløp i perioden. Med en såpass kort periode som to år kan dette virke tvilsomt. Antagelsen er også forkastet på tilsvarende data av Røed et al (2002) ved hjelp av en Hausman test.

En annen grunn kan være at jeg har tilført tilstrekkelig med variabler i modellen slik at det ikke lenger er rom for forbedringer ved å legge til uobserverte kjennetegn. Særlig gruppevariablene kan tenkes å fange opp mye av seleksjonen uobserverte variabler ellers ville fanget opp. Sammenligninger med Røed et al (2002) som inkluderer uobservert heterogenitet viser at estimatverdiene på varigheten ikke avviker dramatisk. I estimeringen er det tydelig at å inkludere den første uobserverte parameteren gir klart størst effekt. Dette kan være et argument for å inkludere så mange variabler som mulig i estimeringen av slike modeller. Særlig variabler som kan tenkes å være sterkt korrelert med uobserverte egenskaper, kan bidra til å redusere problemer knyttet til seleksjon i slike forløpsanalyser. I mitt tilfelle kan det at jeg estimerer ulike varighetsdummier være en viktig årsak til at effektene fra uobservert heterogenitet forsvinner.

Det er imidlertid viktig å være klar over at den numeriske optimeringen som brukes i estimeringen av modellen kan gi forskjellige resultater avhengig av startverdiene som trekkes. Metoden er avansert og krever store ressurser av datamaskiner og programvare. Et problem er at det også kan være vanskelig å kontrollere robustheten av estimatene som følge av dette. Jeg vil derfor være varsom med å trekke for bastante slutninger i denne delen.



### *6.2.1 Mulige årsaker til hvorfor effekten av kompensasjonsgraden forsvinner*

I stedet for å bruke kompensasjonsgraden som variabel, har jeg brukt den naturlige logaritmen til kompensasjonsgraden. Punkttestimatet kan da tolkes som elastisiteten til hasarden med hensyn på kompensasjonsgraden. Dette er det samme som er gjort i Røed et al (2002) som jeg ønsker å sammenligne med.

Røed et al (2002) finner at kompensasjonsgraden er signifikant i både Norge og Sverige på 1 % signifikansnivå. Punkttestimatene de beregner, med tolkning som elastisiteter, er -1,07 for Norge og -0,47 for Sverige. Begge punkttestimatene er betydelig høyere i tallverdi enn det jeg finner, mens standardfeilen til estimatene er omtrent det samme. Punkttestimatene mine er ikke signifikant forskjellig fra 0 i Sverige og kun forskjellig fra 0 på 10 % signifikansnivå i Norge. Gruppevariablene mine vil fange opp en del av variasjonen som tidligere ble forklart ved hjelp av kompensasjonsgraden. Noe av årsaken til at jeg ikke har fått noen signifikant effekt fra kompensasjonsgraden kan skyldes for stor grad av multikollinearitet.

Tidligere undersøkelser på området har ofte fokusert på kompensasjonsgraden som det viktigste elementet i dagpengesystemet. I teoridelen henviste jeg til en del amerikanske og europeiske undersøkelser. Selv om dette ikke er noen hoveddel av min analyse, synes jeg det kan være verdt å kommentere. Særlig fordi det bidrar til å illustrere hvor viktig valg av metode og fremgangsmåte er for de resultatene man får.

Ved å fokusere på kompensasjonsgraden vil all variasjon foregå innenfor gruppe 5. Det er med andre ord utelukkende forskjeller innad i denne gruppen, eventuelt forskjellen mellom denne og de øvrige, som bidrar til å identifisere effekten av kompensasjonsgraden. Ved å fokusere på dagpengenivået ville vi hatt en motsatt situasjon der all variasjon i variabelen ville vært i de fire nederste gruppene, mens nivået ville vært det samme innenfor gruppe 5.

Gruppevariablene mine fanger opp variasjon mellom gruppene. Med andre ord skulle de fange opp forskjellen mellom gruppen som får maksimale dagpenger og de andre gruppene som kompensasjonsgraden tidligere forklarte. Det som blir igjen for kompensasjonsgraden å

forklare er variasjonen innad i gruppe 5. Estimatene mine tyder på at det her er for lite variasjon til å identifisere noen effekt. Jeg har vært varsom med å tolke effekten fra gruppevariablene som kausale sammenhenger alene, men heller i kombinasjon med seleksjon. Hvis bidraget fra kompensasjonsgraden i tidligere analyser i hovedsak skyldes forskjeller mellom den gruppen som får mest dagpenger og de andre, mener jeg man burde være like varsom når man vurderer denne effekten. Jeg mener dette kan brukes til å forsvare min framgangsmåte og være en advarsel mot et for ensidig fokus på kompensasjonsgraden.

### 6.3 Forskjeller mellom gruppene innad i hvert land

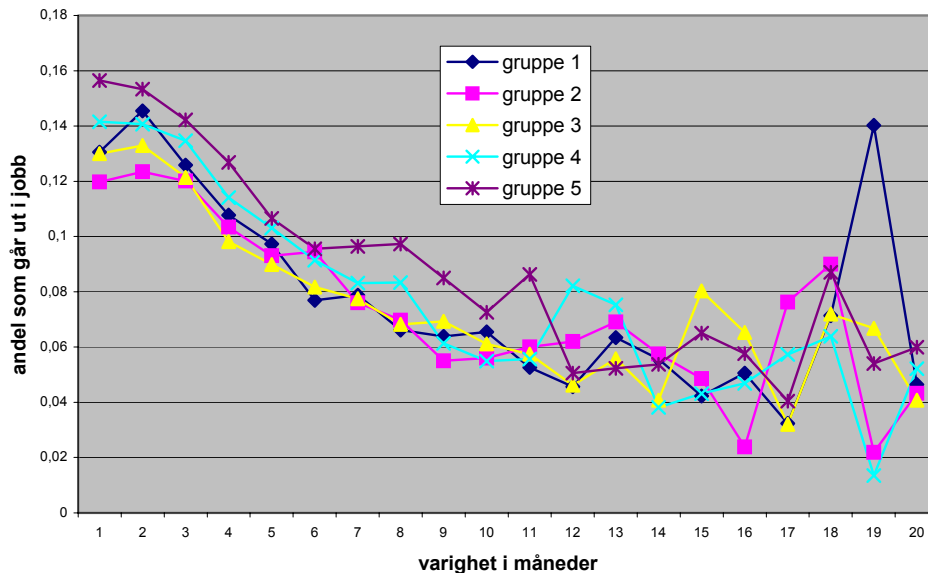
Gruppevariablene mine slår sterkt ut i begge land. Som jeg har vært inne på tidligere kan dette skyldes både seleksjon og kausale effekter av dagpengenivået. I denne delen vil jeg studere nivåforskjellene mellom hasardraten for hvert av landene og diskutere hva forskjellene mellom gruppene i hvert land kan skyldes.

Hvis nivået på dagpenger er uten betydning og det utelukkende er kompensasjonsgraden som betyr noe, ville vi anta at estimatene for de fire laveste gruppene med samme kompensasjonsgrad skulle være like, -eventuelt at forskjellene skyldes seleksjon. Den øverste gruppen burde ha en høyere relativ hasard ettersom de i gjennomsnitt har lavere kompensasjonsgrad. Denne effekten burde imidlertid blitt fanget opp av kompensasjonsgradsvariabelen i estimeringen.

For å gjøre estimeringen så fleksibel som mulig, har jeg valgt å bruke dummyvariabler for dagpengenivå og varigheten. For gruppevariablene brukte jeg de med mest dagpenger som referanse. For varigheten brukte jeg den første måneden. Når jeg sammenligner varigheten innenfor hver gruppe, vil alt sees i forhold til den første måneden. Hvis jeg nivåkorrigerer for gruppevariablene vil alt sees relativt til den første måneden for gruppe 5. I utgangspunktet er det dette som er gjort i figur 3 og figur 4. I tillegg har jeg korrigert nivået med andelen som forlot ledigheten i den første måneden i gruppe 5. Den første måneden har det ikke foregått noen seleksjon og vi kan dermed få et bilde av hvor stor sannsynligheten er for å komme seg ut i jobb avhengig av hvor lenge en har gått ledig.

## Norge

Figur 4: Estimerte overgangsrater til jobb i Norge



Figuren for Norge viser forskjellen mellom de ulike gruppene. Vi ser at hasardratene for alle gruppene faller relativt monotont fra og med første måned. Det er relativt få som går ledig over 12 måneder i utvalget mitt. Estimaten etter det første året vil derfor være langt mer usikre og man bør være varsomme med å tillegge disse variasjonene for mye vekt. Vi ser at det er en betydelig forskjell på nivået for kurvene fra starten. Den gruppen som får mest i dagpenger har høyere overgangsrater enn de gruppene som får mindre.

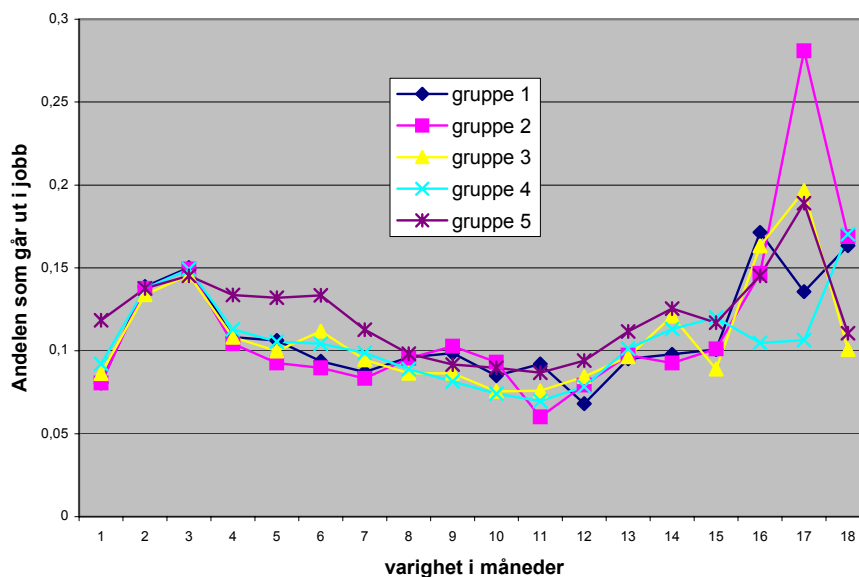
Den kanskje mest opplagte grunnen som jeg har vært inne på tidligere er at dette skyldes seleksjon. Den gruppen som mottar mest i dagpenger er også den gruppen som har tjent mest tidligere. Antagelig vil dette være positivt korrelert med uobserverte gode egenskaper hos individet som gjør at denne gruppen har større sannsynlighet for å komme ut i jobb.

I tillegg har jeg vært inne på at gruppe 1 til 4 har en kompensasjonsgrad på 0,624, mens individene i gruppe 5 har en kompensasjonsgrad som er lavere. Økonomisk teori sier at høy kompensasjonsgrad skulle tilsi lavere søkeaktivitet og mindre sannsynlighet for å komme ut i jobb (se kapittel 3 og Layard et al 1990).

Forskjellene mellom gruppene er størst den første måneden og jevner seg litt ut etter hvert. Sannsynligheten for å komme ut i jobb i første måned, når alle andre egenskaper er satt lik referanseverdien, ser vi er på nesten 16 % for gruppe 5. Hvis du har gått ledig i ett år har denne sunket til omtrent 5 %. Dette er en relativt dramatisk reduksjon og kan tyde på at hvor lenge du har gått ledig har stor betydning for sannsynligheten for å få seg jobb i Norge.

## Sverige

Figur 5: Estimerte overgangsrater til jobb i Sverige



For Sverige ser vi at forskjellene mellom den gruppen som får mest og de andre gruppene er enda større enn i Norge. Det er også her naturlig å anta at en del av forskjellene kan skyldes seleksjon. Siden taket på tidligere inntekt som legges til grunn for å beregne dagpengene er en god del lavere i Sverige enn i Norge, kan det også virke fornuftig at gruppe 5 skal skille seg mer her. Gruppe 1 til 4 i Sverige vil utelukkende bestå av personer som har tjent mindre enn 170 000. Det er ikke så overraskende at disse gruppene vil bestå av personer som er vesentlig forskjellige fra de som tjener mer enn dette. Antagelsen om at disse gruppene er sterkt selekterte i forhold til gruppe 5 kan også forsvares ettersom ca 50% av det svenske utvalget mottar maksimalt beløp på dagpenger.

---

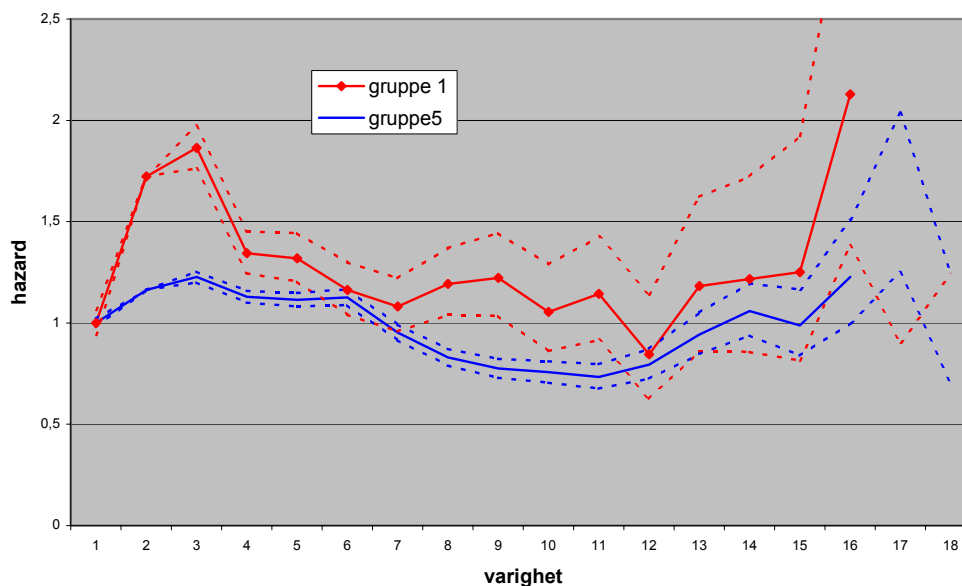
Man skal heller ikke utelate bidraget fra dagpengene i seg selv som en forklaring på forskjellene mellom gruppene. På samme måte som for Norge må vi gå via kompensasjonsgraden for å forklare hvorfor mye dagpenger gir høye overgangsruiter til jobb. Gruppe 5 er den eneste gruppen som har kompensasjonsgrad under 80 % og man kan derfor tenke seg at det vil være vanskeligere for dem å opprettholde samme levestandard som tidligere. Dagpengene vil også generelt være mye lavere sammenlignet med hva de ville forvente å få hvis de fikk seg en jobb. I henhold til økonomisk teori skulle dette bidra til å øke deres søkeaktivitet og dermed også sannsynlighet for å få jobb.

En annen mulig grunn til at forskjellene er store mellom gruppene kan være at arbeidsmarkedet er segmentert. Jobbene som tilbys kan være forskjellige mellom de ulike gruppene. De som er i den øverste gruppen kan stå overfor et jobbtilbud bestående av mer spennende jobber enn de andre gruppene. Hvis utfordringene og gledene ved å jobbe varierer fra jobb til jobb, vil vi også forvente at innsatsen for å skaffe seg disse jobbene vil være større. Dette kan være med på å forklare hvorfor den gruppen som mottar mest i dagpenger også er den gruppen som har størst sannsynlighet for å komme ut jobb.

## 6.4 Samvariasjon mellom dagpenger og varigheten på forløpet

### Sverige

Figur 6: Sammenligning av hasardratene for gruppe 1 og gruppe 5 i Sverige



Figuren viser en sammenligning av den gruppa med mest og den med minst dagpenger i Sverige. 95 % Konfidensintervaller er inkludert som stiplede linjer. I motsetning til tidligere har jeg ikke korrigert for nivået i denne sammenhengen. Det gir derfor heller ikke noen mening å sammenligne nivået på kurvene, bare hvordan de er relativt til første måned innenfor den aktuelle gruppen. I denne sammenhengen har jeg valgt å kun konsentrere meg om den gruppen med mest dagpenger (og fallende kompensasjonsgrad) og den med minst.

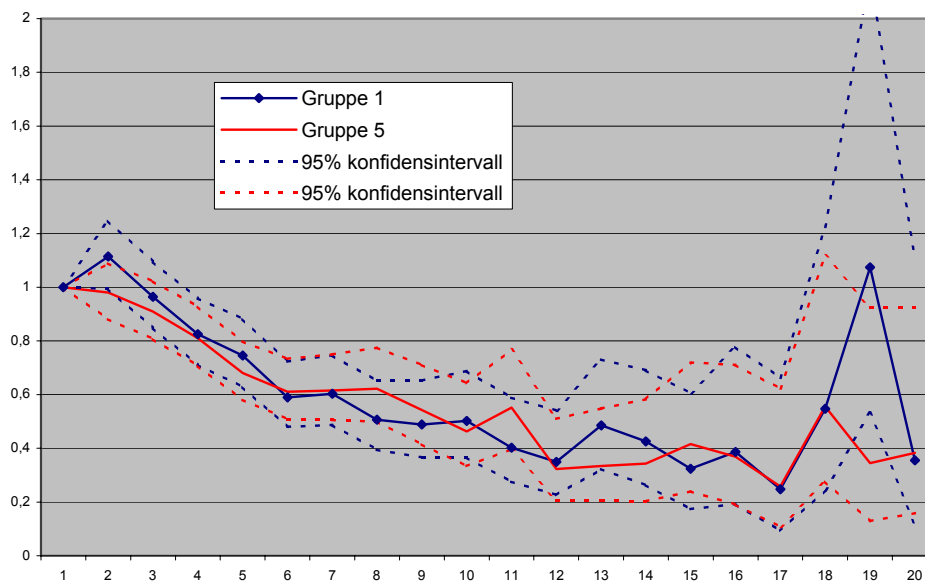
En interessant observasjon, som vi også kunne sett da vi sammenlignet nivåene, er at sannsynligheten for å komme ut i jobb påvirkes mindre av varigheten på forløpet for gruppe 5 enn for de andre gruppene. For gruppe 1 ser vi en markant økning i sannsynligheten for å komme ut i jobb, de første månedene. Senere faller hasardraten, men med ett unntak, er den signifikant høyere enn første måned helt fram til 10 måneder. Fra 10 måneder og ut er det vanskelig å si med sikkerhet hvordan sannsynligheten avviker fra første måned ettersom usikkerheten, representert ved konfidensintervallene, begynner å bli større. Økningen i sannsynligheten før utløpsperioden er imidlertid tydelig for begge gruppene.

En årsak til at hasarden til gruppe 1 stiger de første månedene kan være at dette er gruppe som tidligere har hatt liten tilknytning til arbeidsmarkedet og derfor trenger litt lenger tid til å tilegne seg erfaring og bli dyktige jobbsøkere. Det er også en mulighet for at arbeidskontorene anstrenger seg litt ekstra for denne gruppen de første månedene for å få dem ut i jobb. Dette vil i tilfelle også kunne forklare fallet omkring 4 måneder. Hvordan praksisen er på arbeidskontorene kan ha stor betydning, men for meg blir dette utelukkende antagelser.

En annen grunn til at vi observerer en økning i hasarden for gruppe 1 og ikke for gruppe 5 de første månedene, kan være at denne gruppen i større grad utsettes for likviditetsproblemer tidlig i forløpet. Da jeg sammenlignet nivåene så jeg at denne økningen bidro til å utjevne forskjellene som opprinnelig var tilstede første måned. Det er likevel verdt å merke seg at varigheten i seg selv påvirker de med minst dagpenger i størst grad. Hvis stigningen de første månedene skyldes likviditetsproblemer kan fallet skyldes at denne gruppen i større grad blir demoraliserte av å gå ledige. Det er imidlertid vanskelig å si med sikkerhet hva denne variasjonen skyldes.

## Norge

Figur 7: Sammenligning av hasardratene for gruppe 1 og gruppe 5 i Norge



For Norge er kanskje det mest interessante at nivået på dagpenger har så lite å si i forhold til varighetsavhengigheten. Det betyr at uavhengig av hvor mye du får i dagpenger er det ikke noe forskjell på hvordan hvor lenge du har gått ledig påvirker sannsynligheten din for å få deg en jobb. Dagpengene har kun en effekt i seg selv ved at den direkte påvirker sannsynligheten din for å få deg en jobb eller gjennom kompensasjonsgraden, jamfør diskusjonen tidligere. En implikasjon av dette er at proporsjonalitetsantagelsen som ofte har blitt valgt i forbindelse med forløpsanalyser av arbeidsledighet (se kapittel 5) kan virke berettiget for Norge. Med andre ord ser det ut til at det ikke ville vært noen alvorlig feil å estimere en felles hasardrate for alle gruppene i Norge.

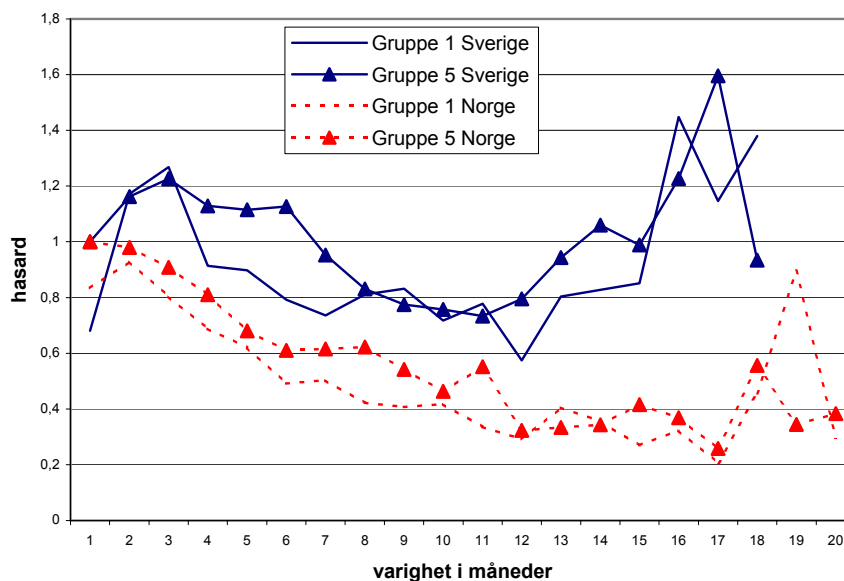
## 6.5 Sammenligning av Norge og Sverige

Jeg vil i denne delen prøve å vurdere hvordan dagpengesystemene fungerer i Norge og Sverige. Figurene under viser hvordan den gruppen med mest og minst dagpenger kommer



ut i forhold til hverandre i Norge og Sverige. Jeg ønsker å se på hvordan sannsynligheten for å komme ut i jobb varierer over tid i de to landene og over dagpengenivåer. Den første måneden for gruppe 5 er satt som referanse for begge landene. Utviklingen vil være relativt til denne måneden i henholdsvis Norge og Sverige. I den grad det er noen systematiske forskjeller mellom Norge og Sverige, for eksempel konjunkturforskjeller, som ville slå ut allerede fra første måned, vil figuren ikke fange opp dette. Figuren illustrerer hvordan varigheten isolert sett påvirker sannsynligheten for å få seg jobb i hvert land.

Figur 8: Sammenligning av hasardrater for Norge og Sverige



Det er flere ting jeg vil påpeke i figuren over. Det kanskje mest slående er at forskjellen mellom landene ser ut til å være betydelig større enn forskjellene mellom gruppene. Kulturelt og sosialt er Norge og Sverige veldig like. Begge land har en relativt homogen befolkning. Det er også vanskelig å se at det skulle være veldig store institusjonelle forskjeller på arbeidsmarkedet med unntak av det regelverket jeg har gjort rede for her. Det kan derfor være naturlig å tenke seg at forskjellene mellom landene i hovedsak må skyldes forskjeller i dagpengeperioder.

Den mest opplagte forklaringen, som har god støtte i økonomisk teori, er at det er effekten av en kortere dagpengeperiode som skaper de store forskjellene mellom landene.

---

Sannsynligheten for å komme ut i jobb øker rett før utløpsdatoen for dagpenger i Sverige. Det finnes ingen tilsvarende økning i Norge. Siden det er rimelig å anta at landene er ganske like på mange andre områder gir dette god støtte til teorien om at søkeaktiviteten øker før man mister dagpengene. Det er imidlertid mulig å trekke denne tolkningen enda lenger. Ettersom dette er den største forskjellen mellom regelverkene i de to landene som påvirker varigheten, er det mulig å tenke seg at denne effekten slår til enda tidligere. Allerede fra starten ligger hasardraten for Sverige høyere enn for Norge. Vissheten om at man har dårligere tid til å finne en ny jobb i Sverige kan bidra til å øke søkeaktiviteten allerede fra starten av forløpet. Dette er i samsvar med teorien til Layard et al (1991) som jeg refererte i kapittel 3.

En annen mulig forklaring på forskjellene mellom Norge og Sverige kan ha med hvordan oppfølgingen av de arbeidsledige er i de to landene. Sverige har vært kjent for å bruke arbeidsmarkedstiltak mer aktivt enn andre land og det kan være at dette virker som et pressmiddel for å få folk til å søke mer aktivt etter jobb. Thorsie (1998) påpeker at tiltak i en rekke tilfeller kan fungere like mye som en pisk som en belønning for arbeidssøkerne.

## 7. Konklusjon og oppsummering

Jeg har i denne oppgaven sett på hvordan varigheten påvirker sannsynligheten for å komme ut i jobb. Jeg har tillatt denne effekten å variere avhengig av hvor mye en får i dagpenger. Det er imidlertid påfallende hvor lite forskjell det er mellom gruppene. Metoden kan likevel ha hatt en funksjon ved å skille ut effekter på varigheten som skyldes at de som går ledig lenge også vil være de minst effektive jobbsøkerne.

Et tydelig resultat av analysen er den store forskjellen mellom Norge og Sverige når det gjelder effekten av varigheten på sannsynligheten for å komme ut i jobb. Det er tydelig at denne forskjellen er mye større enn forskjellen mellom de som mottar mye og de som mottar lite dagpenger i hvert land. Det mest naturlige er å tenke seg at dette reflekter forskjellene i dagpengesystemene i de to landene, eventuelt forskjeller i oppfølging på arbeidskontorene. Effekten av den korte perioden man kan motta dagpenger i Sverige ser ut til å ha en betydelig effekt. Det kan virke som det svenske systemet i større grad enn det norske ivaretar hensynet til økonomiske insentiver og arbeidssøkernes villighet til å akseptere jobbtilbud. Et vesentlig spørsmål er hvorvidt dette går på bekostning av arbeidssøkerens muligheter for å bruke tid til å finne den riktige jobben og vedkommendes mulighet til å klare seg uten arbeid. Det kan være naturlig å stille spørsmålet om folk som har gått arbeidsledig i over 14 måneder trenger andre tiltak enn vanlig arbeidsledighetstrygd. I så fall kan det være positivt å begrense tiden man kan motta dagpenger for å øke søkeaktiviteten og begrense arbeidsledigheten. Norge har fra 1. januar i år også redusert denne perioden med 1 år. Dette bør imidlertid suppleres med spesielle tiltak rettet mot langtidsledige.

---

## Referanser/Litteraturliste

- Aetat (2003): URL: <http://www.aetat.no/cgi-bin/aetat/imaker?id=7146> [lesedato 20 desember 2002]
- Bach, H.B (1999): *Længerevarende ledighed : jobsøgning og beskæftigelseschancer*. Socialforskningsinstituttet 99/12, Socialforskningsinstituttet, København.
- Brinch, C. (2000) *Identification of Structural Duration Dependence and Unobserved Heterogeneity with Time-varying Covariates*. Memorandum 20/2000: Department of Economics, University of Oslo.
- Eriksson, T., Jensen, P., og Pedersen, P.J. (1999) ”Søgeadfærd og dagpenge – teori og emipiri” i *Dagpengesystemene i Norden og tilpasning på arbejdsmarkedet*. TemaNord 1999:572, Nordisk ministerråd, København.
- Fallick, B.C. (1991) Unemployment Insurance and the Rate of Re-employment of Displaced Workers. *Review of Economics and Statistics*: Vol. 73 No. 2, 228-235.
- Gaure, S. og Røed, K. (2003): *How Tight is the Labour Market? A Micro-Based Macro Indicator*, Memorandum No. 9/2003, Økonomisk institutt, Universitetet i Oslo.
- Katz, L.F. og Meyer, B.D. (1990a): “The impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment.” *Journal of Public Economics*: Vol 41, No. 1, 45-72
- Katz, L.F. og Meyer, B.D. (1990b) ”Unemployment Insurance, Recall Expectations and Unemployment Outcomes.” *Quarterly Journal of Economics*: Vol. 105 No. 4, 973-1002.
- Kiefer, N.M. (1988): ”Economic Duration Data and Hazard Functions” *Journal of Economic Literature*, Volume 26, issue 2, 646-679. American Economic Assosiation.

- 
- Layard, R., Nickell, S. og Jackman, R (1991): *Unemployment – Macroeconomic Performance and the Labour Market*. Oxford University Press, New York.
- Lyngstad, J. og Roalsø, K.M. (1997): *Langtidsarbeidslediges inntekter og økonomiske levekår*. Rapport 97/13, Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Meyer, B.D. (1990): Unemployment Insurance and Unemployment Spells. *Econometrica*: Vol. 58, No. 4 757-782.
- Moffit, R. (1985): Unemployment Insurance and the Distribution of Unemployment Spells. *Journal of Econometrics*, vol. 28, No 1, 85-101.
- Mortensen, D. (1977) Unemployment Insurance and Job Search Decisions. *Industrial and Labour Relations Review*, Vol. 30, 505-517.
- Regné, H. og Wadensjö, E.(1999): ”Arbetsmarknadens funktionssätt i Sverige – En beskrivning baserad på ny intervjudata”, Mimeo, Institutet för social forskning, Stockholms Universitet.
- Røed, K., Torp, H. og Aabø, T.E. (1999): *Arbeidsledighet, arbeidsmarkedspolitikk og jobbsøking i Norge*. Stiftelsen Frisch-senteret for samfunnsøkonomisk forskning. Rapport 1/1999, Oslo.
- Røed, K, Thoursie A. og Jensen P. (2002): *Unemployment Duration, Incentives and Institutions – A Micro-Econometric Analysis Based on Scandinavian Data*. Memorandum 9/2002, Department of Economics, University of Oslo.
- Røed, K. og Nordberg, M. (2003): Temporary Layoffs and the Duration of Unemployment. *Labour Economics* Vol 10, No. 3, 381-398.
- Statistisk Sentralbyrå (2003): URL: <http://www.ssb.no/emner/06/01/akumnd/tab-2003-03-28-01.html> [lesedato 28 mars 2003]

Statistiska centralbyrån (2002): URL: <http://www.scb.se/databaser/makro/Start.asp> [lesedato 29. april 2003] Statistikken er tilgjengelig for alle, men man må skaffe seg passord først. Statistikken kan også anskaffes av undertegnede.

Svenska industritjänstemannaförbundet (2003): URL: <http://www.sif.se> [lesedato 23.april 2003]

Thoursie, A (1998) Effects of Renewable Benefit Periods and Labour Market programmes on the Exit Rate from Unemployment. In Thoursie *Studies on Unemployment Duration and the Gender Wage Gap*, Dissertation Series, 35, Swedish Institute for Social Research, Stockholm University.

Torp, H. (1999): "Dagpengesystemene i Norden" i *Dagpengesystemene i Norden og tilpasning på arbeidsmarkedet*. TemaNord 1999:572, Nordisk ministerråd, København.

## Vedlegg: Komplette liste over estimater

Under vises utskriften for den norske og den svenske estimeringen. Nummereringen av Dummyvariablene referer seg til den aktuelle variabelen på en sånn måte at age25 er dummyvariabelen for en alder på 25 år. Nummereringen av fylker følger Statistisk sentralbyrås nummerering i statistisk årbok. For ytterligere variabelforklaring kan man henvende seg til forfatteren.

### Norge

```
This is      $Id: hsest.F90,v 2.1 2002/11/22 23:30:44 sgaure Exp $
Current time is      20030213 110025.566
Jobname      n25
File        n25.bin
There are    131181 cases.
CPUS        4
transitions  1
imp. dum.   11
other cov   5
masspoints  1
parameters  186
spell id    'idnr_spell'
mem/cpu     ~ 4 mb, or 40816 cases
probparams  exponential
There are    131181 cases.
Normalizing variables
start of MLE
Current time is      20030213 110028.225
hazardrates -2.2372
```

```
Switching to Xie and Schlick's TNPACK.
New normalizer is -.100E-03
Dumping restart vector 1 to file n25.rst.001
```

ITN.	F	G	#CG	mode	E	LAMBDA	NFG
0	8.8045053474	8.70E-01					
1	4.3981116925	1.46E-02	0	0	4.64E-10	2.21E+00	6
2	4.2972514940	1.12E-02	0	0	1.91E-09	9.06E-01	10
3	4.2923369232	4.40E-04	0	0	1.38E-09	1.10E+00	13
4	4.2923098190	2.66E-05	0	0	9.56E-10	1.05E+00	16
5	4.2923097674	6.00E-08	0	0	1.32E-09	1.00E+00	18

```
#CG,tot
0
```

```
INFORM =      1
CONV. TEST 3 SATISFIED
CONV. TEST 4 SATISFIED
```

```
MLE is -42923.0976737432
Dumping restart vector 2 to file n25.rst.002
1 transition(s).
Transition 1 has 1 unobserved variable(s).
1 masspoint(s).
131181 observation(s).
```

	Current Parameter values	Std. err.	val/std.err
1 age25	0.59706612	0.06036411	9.89107878
2 age26	0.47013983	0.05998392	7.83776376
3 age27	0.39807434	0.05991992	6.64343933
4 age28	0.38554884	0.06002728	6.42289424
5 age29	0.29965281	0.06058468	4.94601645
6 age30	0.18998035	0.06158904	3.08464545
7 age31	0.14869792	0.06177309	2.40716325
8 age32	0.06550400	0.06344293	1.03248696
9 age33	0.05961855	0.06446817	0.92477492
10 age34	-0.02150320	0.06539039	0.32884346
11 age35	0.03758403	0.06597583	0.56966354

12	age36	0.05108286	0.06671261	0.76571531
13	age38	-0.04923739	0.07215784	0.68235679
14	age39	-0.02864823	0.07374569	0.38847326
15	age40	0.05862592	0.07301482	0.80293177
16	age41	0.09420759	0.07318199	1.28730569
17	age42	-0.00563991	0.07384721	0.07637263
18	age43	0.03286591	0.07520882	0.43699533
19	age44	-0.12054272	0.07997443	1.50726562
20	age45	-0.12080083	0.07990110	1.51187947
21	age46	-0.07650252	0.07823418	0.97786569
22	age47	-0.00289177	0.07935712	0.03643996
23	age48	-0.02203341	0.08207417	0.26845732
24	age49	-0.22791396	0.08615143	2.64550401
25	age50	-0.07214259	0.08249342	0.87452547
26	age51	-0.06555238	0.08274195	0.79225088
27	age52	-0.19008700	0.08724494	2.17877391
28	age53	-0.28551386	0.08674255	3.29150876
29	age54	-0.23486440	0.08803953	2.66771515
30	age55	-0.34221604	0.09371101	3.65182332
31	age56	-0.31778903	0.09667791	3.28709038
32	amt1	0.01097688	0.04332224	0.25337757
33	amt2	0.24083785	0.04008763	6.00778450
34	amt4	0.22972727	0.04695425	4.89257682
35	amt5	0.29999829	0.04888409	6.13693163
36	amt6	0.18881587	0.04493093	4.20235808
37	amt7	0.04752667	0.04475559	1.06191576
38	amt8	0.05501524	0.05195040	1.05899546
39	amt9	0.07897557	0.06800314	1.16135183
40	amt10	0.05162667	0.05267714	0.98005835
41	amt11	0.02842301	0.03844319	0.73935083
42	amt12	0.08587865	0.03639205	2.35981926
43	amt13	0.31280544	0.06928737	4.51460958
44	amt14	0.14032723	0.04357686	3.22022378
45	amt15	-0.05578218	0.04467441	1.24863821
46	amt16	-0.15534662	0.05118517	3.03499285
47	amt17	0.07080120	0.04364648	1.62215160
48	amt18	0.08610824	0.05385277	1.59895671
49	amt19	0.05636598	0.06187481	0.91096820
50	gruppe1	-0.18133744	0.05469689	3.31531542
51	gruppe2	-0.26770031	0.05444243	4.91712645
52	gruppe3	-0.18569139	0.05134397	3.61661532
53	gruppe4	-0.10019847	0.05178419	1.93492377
54	mnd2	-0.05193829	0.08023531	0.64732464
55	mnd3	-0.05821619	0.07034107	0.82762738
56	mnd4	0.06769233	0.06280024	1.07789924
57	mnd5	0.12065980	0.05988482	2.01486442
58	mnd6	0.08484184	0.05993797	1.41549401
59	mnd7	-0.39936922	0.06389019	6.25086899
60	mnd8	0.01583487	0.05553114	0.28515292
61	mnd9	0.47358257	0.04950867	9.56564900
62	mnd10	0.00277346	0.05393882	0.05141870
63	mnd11	-0.17021137	0.05650266	3.01244881
64	mnd12	-0.30185826	0.05856232	5.15447937
65	mnd14	-0.10212798	0.05377885	1.89903610
66	mnd15	0.10517601	0.05187705	2.02740907
67	mnd16	0.14588664	0.05152499	2.83137633
68	mnd17	0.01377618	0.05341359	0.25791530
69	mnd18	-0.08584971	0.05548275	1.54732255
70	mnd19	-0.32595326	0.05896008	5.52837168
71	mnd20	0.29029440	0.05074034	5.72117587
72	mnd21	0.24550125	0.05017076	4.89331336
73	mnd22	-0.04546018	0.05404430	0.84116505
74	mnd23	0.06041813	0.05312382	1.13730776
75	statsb0	0.20781250	0.12214660	1.70133685
76	statsb2	0.25626861	0.06778968	3.78034844
77	statsb3	-0.18083870	0.05186607	3.48664770
78	statsb4	-0.42479313	0.14255401	2.97987502
79	statsb5	-0.32984083	0.07625982	4.32522459
80	statsb6	0.05777355	0.14241533	0.40566949
81	statsb7	-0.35027136	0.18351965	1.90863139
82	utd_niv1	-0.06584943	0.02598145	2.53447854
83	utd_niv2	-0.09137633	0.02568871	3.55706175
84	utd_niv4	0.19203980	0.02354403	8.15662307
85	utd_niv5	0.28022421	0.03993988	7.01615020
86	var13	0.10788651	0.05799925	1.86013635
87	var14	-0.03668973	0.06509700	0.56361630
88	var15	-0.19203149	0.07611854	2.52279534
89	var16	-0.29438260	0.08642670	3.40615323
90	var17	-0.52894736	0.10429506	5.07164367
91	var18	-0.50579599	0.10880153	4.64879496
92	var19	-0.67975791	0.12785615	5.31658369



93	var110	-0.71607371	0.14719173	4.86490456
94	var111	-0.68952397	0.16148150	4.26998739
95	var112	-0.90941941	0.19341361	4.70194104
96	var113	-1.05114489	0.22208415	4.73309285
97	var114	-0.72237624	0.20829680	3.46801414
98	var115	-0.85209787	0.24613152	3.46196160
99	var116	-1.12788551	0.31903482	3.53530538
100	var117	-0.94896612	0.35618422	2.66425648
101	var118	-1.39474467	0.50189807	2.77894007
102	var119	-0.60315047	0.41075469	1.46839581
103	var120	0.07133800	0.35672813	0.19997861
104	var121	-1.03346016	0.57933054	1.78388691
105	var23	0.03068466	0.05854270	0.52414149
106	var24	0.00256611	0.06328150	0.04055077
107	var25	-0.14655022	0.07298172	2.00804002
108	var26	-0.25165236	0.08132202	3.09451676
109	var27	-0.23701391	0.08790028	2.69639525
110	var28	-0.45357506	0.10186781	4.45258469
111	var29	-0.54133165	0.11446481	4.72924091
112	var210	-0.77726175	0.14317220	5.42885955
113	var211	-0.75918897	0.15612447	4.86271602
114	var212	-0.68994995	0.16524690	4.17526706
115	var213	-0.65854882	0.17630264	3.73533165
116	var214	-0.54939880	0.18422583	2.98220282
117	var215	-0.73233258	0.22209747	3.29734770
118	var216	-0.90124634	0.28047583	3.21327637
119	var217	-1.61378572	0.44918760	3.59267649
120	var218	-0.45175062	0.29187867	1.54773431
121	var219	-0.28596950	0.31928802	0.89564743
122	var220	-1.69990560	0.70852888	2.39920439
123	var221	-1.01820624	0.50223179	2.02736321
124	var33	0.02229918	0.05293259	0.42127509
125	var34	-0.06864418	0.05827050	1.17802629
126	var35	-0.28059921	0.06819918	4.11440753
127	var36	-0.36837864	0.07639401	4.82208787
128	var37	-0.46391528	0.08642581	5.36778657
129	var38	-0.51743981	0.09304883	5.56094896
130	var39	-0.64531233	0.10829826	5.95865842
131	var310	-0.62821194	0.12112597	5.18643477
132	var311	-0.75486862	0.14096281	5.35509056
133	var312	-0.81770919	0.15866402	5.15371526
134	var313	-1.03454345	0.18934330	5.46385025
135	var314	-0.84571246	0.18633186	4.53874310
136	var315	-1.16062778	0.23866896	4.86291883
137	var316	-0.48106358	0.19975964	2.40821208
138	var317	-0.68886338	0.25297027	2.72310015
139	var318	-1.40147885	0.41011743	3.41726234
140	var319	-0.59129945	0.31879170	1.85481449
141	var320	-0.66609663	0.38013940	1.75224305
142	var321	-1.16031458	0.44933442	2.58229623
143	var43	-0.00683180	0.05588865	0.12223958
144	var44	-0.04969091	0.06106520	0.81373520
145	var45	-0.21610135	0.07113941	3.03771633
146	var46	-0.31688971	0.08034577	3.94407470
147	var47	-0.43699390	0.09233861	4.73251520
148	var48	-0.53203250	0.10321889	5.15441042
149	var49	-0.52964904	0.11537326	4.59074351
150	var410	-0.83607871	0.14919206	5.60404281
151	var411	-0.94640115	0.17322275	5.46349223
152	var412	-0.93418926	0.18362303	5.08753870
153	var413	-0.54475418	0.16465710	3.30841594
154	var414	-0.63212823	0.19630996	3.22005181
155	var415	-1.31306975	0.30403841	4.31876271
156	var416	-1.18896658	0.33565218	3.54225794
157	var417	-1.10510861	0.35580809	3.10591202
158	var418	-0.90435119	0.35588768	2.54111409
159	var419	-0.79588519	0.41036615	1.93945134
160	var420	-2.34709347	1.00086312	2.34506939
161	var421	-0.99799348	0.50213126	1.98751513
162	var53	-0.02056879	0.05395462	0.38122395
163	var54	-0.09565099	0.06014420	1.59036093
164	var55	-0.21026432	0.06934194	3.03228218
165	var56	-0.38479146	0.08132647	4.73144195
166	var57	-0.49277337	0.09345487	5.27284847
167	var58	-0.48480362	0.10062559	4.81789570
168	var59	-0.47474778	0.11190288	4.24249817
169	var510	-0.61108716	0.13731341	4.45030939
170	var511	-0.76901083	0.16626411	4.62523646
171	var512	-0.59484981	0.16842464	3.53184548
172	var513	-1.12959313	0.23231911	4.86224810
173	var514	-1.09674103	0.25269846	4.34011751

```

174 var515      -1.06841341    0.26983839    3.95945658
175 var516      -0.87827017    0.27991700    3.13760925
176 var517      -0.99891367    0.33556376    2.97682227
177 var518      -1.35369156    0.44891655    3.01546371
178 var519      -0.58616985    0.35601963    1.64645375
179 var520      -1.06405282    0.50179281    2.12050233
180 var521      -0.95912053    0.44941604    2.13414840
181 ds          0.11916199    0.01807979    6.59089530
182 kvinne     -0.11475955    0.01862452    6.16174662
183 ln_komp    -0.13334214    0.07945705    1.67816610
184 prak       0.14331570    0.02658934    5.38996885
185 utd        0.13239003    0.02216099    5.97401121
186 mul       -2.25470587    0.08260055    27.29650044
The probabilities corresponding to the betas are
beta1 ->      1.00000000
Expectation and variance of the exp masspoint distribution
Expectation    0.10490439
Variance       0.00000000
ML is         -42923.0976737432

```

\*\*\*\*\*

## Sverige

```

This is      $Id: hsest.F90,v 2.1 2002/11/22 23:30:44 sgaure Exp $
Current time is      20030204 172200.203
Jobname      sverige
File         sverige.bin
There are    1113704 cases.
CPUS        4
transitions 1
imp. dum.   11
other cov   5
masspoints  1
parameters  179
spell id    'idnr_spell'
mem/cpu     ~ 24 mb, or 279069 cases
probparams  exponential
There are    1113704 cases.
Normalizing variables
start of MLE
Current time is      20030204 172220.512
hazardrates -1.9401

```

```

Switching to Xie and Schlick's TNPACK.
New normalizer is -.100E-05
Dumping restart vector 1 to file sverige.rst.001

```

ITN.	F	G	#CG	mode	E	LAMBDA	NFG
0	1.1552714454	1.86E-01					
1	0.4266829661	3.11E-03	0	0	9.99E-09	2.46E+00	5
2	0.4030648193	3.20E-03	0	0	5.71E-09	8.19E-01	9
3	0.4006909781	2.74E-04	0	0	7.28E-09	1.25E+00	12
4	0.4006613605	1.04E-05	0	0	6.95E-09	1.02E+00	14
5	0.4006613335	7.83E-09	0	0	5.91E-09	1.00E+00	16

```

#CG,tot
0

```

```

INFORM =      1
CONV. TEST 3 SATISFIED
CONV. TEST 4 SATISFIED

```

```

MLE is -400661.333456777
Dumping restart vector 2 to file sverige.rst.002
1 transition(s).
Transition 1 has 1 unobserved variable(s).
1 masspoint(s).
1113704 observation(s).
Current Parameter values      Std. err.      val/std.err
1 alder25      0.27061972    0.01742245    15.53281851
2 alder26      0.22940947    0.01692008    13.55841383
3 alder27      0.20693136    0.01673141    12.36783922
4 alder28      0.18816766    0.01673664    11.24285858
5 alder29      0.12596659    0.01710142     7.36585482
6 alder30      0.08599331    0.01736789     4.95128111

```

7 alder31	0.09811066	0.01729455	5.67292361
8 alder32	0.08850077	0.01732990	5.10682401
9 alder33	0.04145607	0.01744917	2.37581955
10 alder34	0.02306000	0.01760846	1.30959815
11 alder35	0.03404574	0.01762372	1.93181372
12 alder36	0.02448031	0.01822240	1.34341865
13 alder38	-0.01178790	0.01927367	0.61160631
14 alder39	-0.03226122	0.01973442	1.63476912
15 alder40	-0.04212900	0.02042598	2.06252072
16 alder41	-0.03753288	0.02077667	1.80649197
17 alder42	-0.06931011	0.02128326	3.25655497
18 alder43	-0.12611474	0.02183274	5.77640571
19 alder44	-0.13964628	0.02243376	6.22482618
20 alder45	-0.14779824	0.02296407	6.43606485
21 alder46	-0.19191635	0.02352942	8.15644384
22 alder47	-0.20541494	0.02428348	8.45903889
23 alder48	-0.20645234	0.02441149	8.45717975
24 alder49	-0.22582704	0.02486876	9.08075163
25 alder50	-0.25127375	0.02525362	9.95000812
26 alder51	-0.26083473	0.02550823	10.22551073
27 alder52	-0.33890844	0.02588201	13.09436412
28 alder53	-0.32544458	0.02596451	12.53420839
29 alder54	-0.35737238	0.02671730	13.37606439
30 alder55	-0.42352441	0.02730309	15.51195839
31 alder56	-0.57401560	0.03018505	19.01655263
32 gruppe1	-0.38549125	0.02743164	14.05279641
33 gruppe2	-0.38498989	0.02433577	15.81991818
34 gruppe3	-0.31554610	0.01794927	17.57988177
35 gruppe4	-0.25100503	0.01606289	15.62639052
36 lan2	-0.03086062	0.01511820	2.04128926
37 lan3	-0.12407764	0.01628911	7.61721615
38 lan4	-0.01096182	0.01383396	0.79238429
39 lan5	-0.02515594	0.01739178	1.44642740
40 lan6	-0.15448328	0.02362908	6.53784620
41 lan7	-0.07089612	0.01764798	4.01723672
42 lan8	-0.04717256	0.03275248	1.44027417
43 lan9	-0.09452647	0.01981185	4.77120771
44 lan10	-0.23217749	0.00923784	25.13330083
45 lan11	-0.09278218	0.01748205	5.30728301
46 lan12	-0.25015927	0.00898513	27.84147518
47 lan13	-0.01535332	0.01410387	1.08858886
48 lan14	-0.12704766	0.01457280	8.71813474
49 lan15	-0.09831877	0.01648684	5.96347006
50 lan16	0.01054290	0.01351691	0.77997816
51 lan17	-0.04966046	0.01286899	3.85892382
52 lan18	-0.19548371	0.01461976	13.37120186
53 lan19	-0.08400282	0.01987593	4.22635866
54 lan20	0.10271547	0.01451861	7.07474762
55 lan21	-0.12706366	0.01291139	9.84120400
56 md2	-0.38591808	0.03661515	10.53984762
57 md3	-0.23898571	0.02713655	8.80678308
58 md4	-0.13470487	0.02302833	5.84952752
59 md5	-0.18735704	0.02252343	8.31831635
60 md6	-0.69168207	0.02358940	29.32173136
61 md7	-1.60278130	0.02455696	65.26791661
62 md8	0.99067889	0.01255310	78.91907717
63 md9	0.62365321	0.01388032	44.93073979
64 md10	-0.49586300	0.01952278	25.39920053
65 md11	-0.68783789	0.02078192	33.09789346
66 md12	-1.25702242	0.02443370	51.44624777
67 md14	-0.41799174	0.01694972	24.66068016
68 md15	-0.24410359	0.01653381	14.76390602
69 md16	0.05541696	0.01577450	3.51307330
70 md17	0.31570534	0.01543396	20.45523781
71 md18	-0.49927492	0.01891702	26.39289472
72 md19	-1.32321056	0.02094311	63.18118591
73 md20	0.95142651	0.01242056	76.60093344
74 md21	0.66262804	0.01368185	48.43116634
75 md22	-0.00703250	0.01725778	0.40749709
76 md23	-0.40557439	0.02024278	20.03551273
77 medb2	-0.07461882	0.02134544	3.49577244
78 medb3	-0.10363922	0.03062420	3.38422642
79 medb4	-0.29464491	0.02280911	12.91786229
80 medb5	-0.09920416	0.02999799	3.30702715
81 medb6	-0.40652172	0.02197845	18.49637812
82 medb7	-0.41408949	0.04086870	10.13219148
83 medb8	-0.18914217	0.03620079	5.22480830
84 medb9	-0.17446814	0.04639396	3.76057854
85 utd_niv1	-0.10884813	0.00709030	15.35169388
86 utd_niv2	-0.14442643	0.01071164	13.48312623
87 utd_niv4	-0.03921308	0.00866906	4.52333907

88	utd_niv5	-0.10183363	0.01063227	9.57778615
89	var11	-0.54370602	0.03156593	17.22446028
90	var13	0.07916977	0.02855070	2.77295361
91	var14	-0.24809952	0.03918530	6.33144368
92	var15	-0.26670980	0.04604193	5.79275903
93	var16	-0.39237208	0.05663424	6.92817783
94	var17	-0.46557782	0.06187160	7.52490344
95	var18	-0.36724030	0.07041244	5.21556003
96	var19	-0.34243224	0.08461214	4.04708168
97	var110	-0.49054444	0.10278767	4.77240529
98	var111	-0.40949084	0.11277631	3.63100065
99	var112	-0.71273437	0.15369546	4.63731561
100	var113	-0.37664981	0.16139835	2.33366576
101	var114	-0.34811695	0.17804800	1.95518592
102	var115	-0.32009237	0.21948492	1.45837981
103	var116	0.21166842	0.22044493	0.96018729
104	var117	-0.02209241	0.31770407	0.06953771
105	var118	0.16325192	0.25133031	0.64955128
106	var21	-0.53543199	0.02722084	19.66992965
107	var23	0.08145644	0.02420888	3.36473449
108	var24	-0.27781518	0.03443804	8.06710228
109	var25	-0.39634733	0.04295234	9.22760844
110	var26	-0.42866447	0.05154755	8.31590316
111	var27	-0.50040820	0.05694454	8.78764076
112	var28	-0.36445008	0.06280987	5.80243285
113	var29	-0.29260358	0.07453597	3.92566922
114	var210	-0.39087511	0.08887603	4.39798100
115	var211	-0.82966818	0.12607887	6.58054904
116	var212	-0.55044180	0.13351778	4.12261064
117	var213	-0.34539497	0.15361569	2.24843556
118	var214	-0.39548174	0.16774369	2.35765494
119	var215	-0.30807357	0.19356475	1.59157887
120	var216	0.06382797	0.23114050	0.27614358
121	var217	0.71386579	0.26986592	2.64526102
122	var218	0.20495784	0.30369759	0.67487476
123	var31	-0.43826937	0.01901465	23.04903883
124	var33	0.08643169	0.01739020	4.97013852
125	var34	-0.21201675	0.02393252	8.85894033
126	var35	-0.29212145	0.02925947	9.98382684
127	var36	-0.17961805	0.03335248	5.38544762
128	var37	-0.34593451	0.03862445	8.95636192
129	var38	-0.43769907	0.04676569	9.35940622
130	var39	-0.43751576	0.05674417	7.71032072
131	var310	-0.57188620	0.06990603	8.18078489
132	var311	-0.56678376	0.08075048	7.01895236
133	var312	-0.45925480	0.09068480	5.06429724
134	var313	-0.32716006	0.10565814	3.09640179
135	var314	-0.10084741	0.11211858	0.89947093
136	var315	-0.40807525	0.16514678	2.47098527
137	var316	0.19912709	0.17849294	1.11560201
138	var317	0.38501373	0.23137746	1.66400707
139	var318	-0.28381472	0.27825111	1.01999492
140	var41	-0.40079081	0.01654708	24.22123408
141	var43	0.08224919	0.01545400	5.32219352
142	var44	-0.19631436	0.02106569	9.31915298
143	var45	-0.26472874	0.02550402	10.37988106
144	var46	-0.27801712	0.03029106	9.17818943
145	var47	-0.33018200	0.03387991	9.74565694
146	var48	-0.43622878	0.04114820	10.60140554
147	var49	-0.52378711	0.05141692	10.18705652
148	var410	-0.61928292	0.06248093	9.91155082
149	var411	-0.67885099	0.07494162	9.05839765
150	var412	-0.56198874	0.08584230	6.54675762
151	var413	-0.30599998	0.09441293	3.24108120
152	var414	-0.19581296	0.09942623	1.96942958
153	var415	-0.13605655	0.13333815	1.02038727
154	var416	-0.27148548	0.20062154	1.35322200
155	var417	-0.25630372	0.25901552	0.98953037
156	var418	0.21342121	0.22475626	0.94956737
157	var51	-0.15103622	0.01046566	14.43160074
158	var53	0.05308208	0.01095397	4.84592279
159	var54	-0.02976458	0.01316537	2.26082349
160	var55	-0.04249731	0.01509962	2.81446302
161	var56	-0.03179344	0.01750885	1.81584949
162	var57	-0.19942090	0.02054873	9.70477947
163	var58	-0.33681039	0.02507238	13.43352517
164	var59	-0.40623707	0.03080747	13.18631673
165	var510	-0.42949365	0.03554362	12.08356630
166	var511	-0.46090209	0.04159976	11.07943976
167	var512	-0.38071630	0.04742186	8.02828663
168	var513	-0.20939257	0.05537072	3.78164767

---

169	var514	-0.09313835	0.06188721	1.50496930
170	var515	-0.16272020	0.08365742	1.94507799
171	var516	0.05383790	0.10440200	0.51567886
172	var517	0.31641033	0.12475056	2.53634398
173	var518	-0.21923088	0.14641167	1.49735931
174	ds	0.06742754	0.00750407	8.98545879
175	komp_grad	-0.01071112	0.02437403	0.43944798
176	kvinne	0.00645251	0.00550499	1.17212071
177	prak	-0.17051594	0.00217306	78.46798735
178	utd	0.15852725	0.00542508	29.22116649
179	mul	0.69080734	0.05409311	12.77070888

The probabilities corresponding to the betas are  
beta1 -> 1.00000000

Expectation and variance of the exp masspoint distribution

Expectation	1.99532579
Variance	0.00000000

ML is -400661.3334567766

# Publikasjoner fra Frischsenteret

Alle publikasjoner er tilgjengelig i Pdf-format på : [www.frisch.uio.no](http://www.frisch.uio.no)

## Rapporter

1/1999	<b>Arbeidsledighet, arbeidsmarkedspolitikk og jobbsøking i Norge</b>	Knut Røed, Hege Torp, Tom Erik Aabø
2/1999	<b>Egenskaper ved tildelingsformer for nasjonale klimagasskvoter</b>	Rolf Golombek, Michael Hoel, Snorre Kverndokk, Ove Wolfgang
3/1999	<b>Regionale virkninger av økte elektrisitetspriser til kraftkrevende industri</b>	Nils-Henrik M. von der Fehr, Trond Hjørungdal
4/1999	<b>Bedriftsnedleggelse og klimakvoter i norsk industri</b>	Rolf Golombek, Arvid Raknerud
5/1999	<b>Utdanning og livsinntekt i Norge</b>	Oddbjørn Raaum, Tom Erik Aabø, Thomas Karterud
1/2000	<b>Hvem er de ledige? En økonometrisk analyse av arbeidsledighetens sammensetning i Norge på 1990-tallet</b>	Morten Nordberg
2/2000	<b>Effektivitet i pleie- og omsorgssektoren</b>	Dag F. Edvardsen, Finn R. Førsund, Eline Aas
3/2000	<b>Norge i liberalisert europeisk energimarked</b>	Finn Roar Aune, Rolf Golombek, Knut Einar Rosendahl, Sverre A.C. Kittelsen
4/2000	<b>Hvem vil og hvem får delta? Analyser av rekruttering og utvelgelse av deltakere til arbeidsmarkedstiltak i Norge på 1990-tallet</b>	Knut Røed, Hege Torp, Irene Tuveng, Tao Zhang
5/2000	<b>Deregulering av det vest-europeiske gassmarkedet - korttidseffekter</b>	Rolf Golombek, Sverre A.C. Kittelsen, Ove Wolfgang
6/2000	<b>Oversikt over litteratur om svart arbeid og skatteunndragelser</b>	Erling Eide
7/2000	<b>Arbeidstilbud i vedvarende gode tider</b>	Christian Brinch
8/2000	<b>Miljøreguleringer av norsk treforedlingsindustri</b>	Rolf Golombek, Arent Greve, Ken Harris
1/2001	<b>Analyse av inntektsfordeling og inntektsulikhet basert på registerdata. En kartlegging av muligheter og begrensninger</b>	Remy Åserud

2/2001	<b>Miljøvirkninger av norsk eksport av gass og gasskraft</b>	Finn Roar Aune, Rolf Golombek, Sverre A.C. Kittelsen, Knut Einar Rosendahl
3/2001	<b>De statlige høyskolene som produsenter: Ressursbruk og resultater 1994-1999</b>	Dag Fjeld Edvardsen, Finn R. Førsum
4/2001	<b>Ragnar Frisch's bibliography</b>	Kåre Edvardsen
5/2001	<b>Tidlig arbeidsledighet og marginalisering</b>	Christer Af Geijerstad
1/2002	<b>En studie av fattigdom basert på registerdata</b>	Taryn Ann Galloway
2/2002	<b>Utstøting fra arbeidsmarkedet og tiltaksapparatets rolle</b>	Morten Nordberg, Knut Røed
3/2002	<b>Svart arbeid fra 1980 til 2001</b>	Tone Ognedal, Harald Goldstein, Wiljar G. Hansen, Steinar Strøm
4/2002	<b>Yrkesdeltakelse, pensjoneringsatferd og økonomiske insentiver</b>	Erik Hernæs, Knut Røed, Steinar Strøm
5/2002	<b>Miljø og nytte-kostnadsanalyse. Noen prinsipelle vurderinger</b>	Karine Nyborg
6/2002	<b>Transboundary environmental problems and endogenous technological change. A survey with particular emphasize on the climate problem</b>	Maria Chikalova
7/2002	<b>Langsiktige samfunnsøkonomiske konsekvenser av kapasitetsproblemer i dekingen av kraftteterspørselen</b>	Helge Dønnum, Rolf Golombek, Pål Føyn Jespersen, Snorre Kverndokk
1/2003	<b>En enkel dynamisk modell for skatteunndragelse med normer og rasjonell adferd</b>	Erling Eide
2/2003	<b>Marginalkostnader i jernbanenettet</b>	Øystein Børnes Daljord
3/2003	<b>Økonomiske prinsipper for fastsettelse av priser for jernbaneinfrastruktur</b>	Dag Morten Dalen, Nils-Henrik M. von der Fehr
4/2003	<b>Utnyttelse av vannkraftmagasiner</b>	Finn R. Førsum, Rolf Golombek, Michael Hoel, Sverre A.C. Kittelsen
1/2004	<b>Causality and Selection in Labour Market Transitions. Dissertation for the Dr.Polit Degree</b>	Tao Zhang
2/2004	<b>Arbeidstilbud når svart arbeid er en mulighet</b>	Tone Ognedal, Øystein Jørgensen, Steinar Strøm

3/2004	<b>Er det lengden det kommer an på? – Hvordan arbeidslediges jobbmuligheter påvirkes av nivået på dagpengene og hvor lenge de har gått ledig</b>	Øystein Jørgensen
4/2004	<b>Pris- og avanseregulering for legemidler</b>	Dag Morten Dalen, Steinar Strøm

## **Arbeidsnotater**

1/1999	<b>Kan markedskreftene temmes i lønnsdannelsen?</b>	Colin Forthun
2/1999	<b>Inntektseffekter av utdanning i Norge – en litteraturoversikt</b>	Oddbjørn Raaum
1/2000	<b>Empirical Specification of the Model in "Early Retirement and Economic Incentives"</b>	Erik Hernæs, Steinar Strøm
2/2000	<b>Forholdene på arbeidsmarkedet, økonomiske incentiver og risikoen for å bli yrkeshemmet</b>	Christian L. Wold Eide
3/2000	<b>Koordinering av inntektsoppgjørene i Norge og Sverige 1961-1999</b>	Bergljot Bjørnson Barkbu
4/2000	<b>Insentivvirkninger av skatte- og pensjonsregler</b>	Fredrik Haugen
5/2000	<b>Dynamisk arbeidstilbud</b>	Merethe Nordling
1/2001	<b>LIBEMOD – LIBeralisation MODel for the European Energy Markets: A Technical Description</b>	Finn Roar Aune, Rolf Golombek, Sverre A.C. Kittelsen, Ove Wolfgang
1/2002	<b>Forklaringer på forskjeller i effektivitet</b>	Finn R. Førsvund, Dag Fjeld Edvardsen
2/2002	<b>Implisitte skattesatser i pensjonssystemet</b>	Guro Engstrøm Nilsen
1/2003	<b>AFP and OP data construction techniques</b>	Fedor Iskhakov, Maria Kalvaraskaia

## **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/](http://www.sv.uio.no/sosoek/memo/).

3/1999	<b>The Economics of Screening Programs</b>	Steinar Strøm
7/1999	<b>What hides behind the rate of unemployment? Micro</b>	Knut Røed, Tao Zhang



**evidence from Norway**

<b>9/1999</b>	<b>Monte Carlo Simulations of DEA Efficiency Measures and Hypothesis Tests</b>	Sverre A.C. Kittelsen
<b>11/1999</b>	<b>Efficiency and Productivity of Norwegian Colleges</b>	Finn R. Førsund, Kjell Ove Kalhagen
<b>13/1999</b>	<b>Do subsidies to commercial R&amp;D reduce market failures? Microeconomic evaluation studies</b>	Tor Jakob Klette, Jarle Møen, Zvi Griliches
<b>14/1999</b>	<b>Unemployment Duration in a Non-Stationary Macroeconomic Environment</b>	Knut Røed, Tao Zhang
<b>16/1999</b>	<b>The effect of schooling on earnings: The role of family background studied by a large sample of Norwegian twins</b>	Oddbjørn Raaum, Tom Erik Aabø
<b>17/1999</b>	<b>Early Retirement and Economic Incentives</b>	Erik Hernæs, Marte Sollie, Steinar Strøm
<b>18/1999</b>	<b>Fewer in Number but Harder to Employ: Incidence and Duration of Unemployment in an Economic Upswing</b>	Erik Hernæs
<b>19/1999</b>	<b>Progressiv Taxes and the Labour Market</b>	Knut Røed, Steinar Strøm
<b>22/1999</b>	<b>Inequality, Social Insurance and Redistribution</b>	Karl Ove Moene, Michael Wallerstein
<b>24/1999</b>	<b>Do Voluntary Agreements Lead to Cost Efficiency</b>	Rolf Golombek, Espen R. Moen
<b>25/1999</b>	<b>Rent Grabbing and Russia's Economic Collapse</b>	Sheetal K. Chand and Karl Ove Moene
<b>28/1999</b>	<b>The role of foreign ownership in domestic environmental regulation under asymmetric information</b>	Jon Vislie
<b>29/1999</b>	<b>Labor unions versus individualized bargaining with heterogeneous labor</b>	Jon Strand
<b>32/1999</b>	<b>Efficiency in the Provision of Municipal Nursing – and Home-Care Services: The Norwegian Experience</b>	Espen Erlandsen, Finn R. Førsund
<b>33/1999</b>	<b>Effects of Progressive Taxes under Decentralized Bargaining and Heterogeneous Labor</b>	Jon Strand
<b>34/1999</b>	<b>Reflections on Abatement Modelling</b>	Ove Wolfgang
<b>35/1999</b>	<b>Crime Induced Poverty Traps</b>	Halvor Mehlum, Karl Ove Moene, Ragnar Torvik

36/1999	<b>Statistical Discrimination and the Returns to Human Capital and Credentials</b>	Christian Brinch
38/1999	<b>Relative Unemployment Rates and Skill-Biased Technological Change</b>	Knut Røed
2/2000	<b>Married Men and Early Retirement Under the AFP Scheme</b>	Ole J. Røgeberg
4/2000	<b>Family Labor Supply when the Husband is Eligible for Early Retirement: Some Empirical Evidences</b>	Jia Zhiyang
5/2000	<b>Earnings Assimilation of Immigrants in Norway - A Reappraisal</b>	Pål Longva, Oddbjørn Raaum
9/2000	<b>Influencing bureaucratic Decisions</b>	Nils-Henrik von der Fehr, Lone Semmingsen
13/2000	<b>Family Labour Supply when the Husband is Eligible for Early Retirement</b>	Erik Hernæs, Steinar Strøm
15/2000	<b>Labour Market Transitions and Economic Incentives</b>	Knut Røed, Tao Zhang
16/2000	<b>Transboundary environmental problems with a mobile population: is there a need for a central policy</b>	Michael Hoel, Perry Shapiro
19/2000	<b>Have the Relative Employment Prospects for the Low-Skilled Deteriorated After All?</b>	Knut Røed, Morten Nordberg
23/2000	<b>A Note on the Weibull Distribution and Time Aggregation Bias</b>	Knut Røed, Tao Zhang
24/2000	<b>On The Origins of Data Envelopment Analysis</b>	Finn R. Førsund, Nikias Sarafoglou
27/2000	<b>Predator or Prey? Parasitic enterprises in economic development</b>	Halvor Mehlum, Karl Ove Moene, Ragnar Torvik
31/2000	<b>Genetic testing when there is a mix of public and private health insurance</b>	Michael Hoel, Tor Iversen
33/2000	<b>Competitive effort and employment determination with team production</b>	Jon Strand
34/2000	<b>CO2 mitigation costs and ancillary benefits in the Nordic countries, the UK and Ireland: A survey</b>	Snorre Kverndokk, Knut Einar Rosendahl
35/2000	<b>Tax distortions, household production and black market work</b>	Jon Strand
36/2000	<b>A turning point in the development of Norwegian economics - the establishment of the University Institute of Economics in 1932</b>	Olav Bjerkholt

40/2000	<b>Health Insurance: Treatment vs. Compensation</b>	Geir B. Asheim, Anne Wenche Emblem, Tore Nilssen
41/2000	<b>Private health care as a supplement to a public health system with waiting time for treatment</b>	Michael Hoel, Erik Magnus Sæther
11/2001	<b>Wage coordination and unemployment dynamics in Norway and Sweden</b>	Bergljot Bjørnson Barkbu, Ragnar Nymoene, Knut Røed
12/2001	<b>Temporary Layoffs and the Duration of Unemployment</b>	Knut Røed, Morten Nordberg
14/2001	<b>Liberalising the Energy Markets of Western Europe - A Computable Equilibrium Model Approach</b>	Finn Roar Aune, Rolf Golombek, Sverre A.C. Kittelsen, Knut Einar Rosendahl
23/2001	<b>Eco-Correlation in Acidification Scenarios</b>	Ove Wolfgang
24/2001	<b>Errors in Survey Based Quality Evaluation Variables in Efficiency Models of Primary Care Physicians</b>	Sverre A.C. Kittelsen, Guri Galtung Kjæserud, Odd Jarle Kvamme
26/2001	<b>Climate policies and induced technological change: Which to choose the carrot or the stick?</b>	Snorre Kverndokk, Knut Einar Rosendahl, Tom Rutherford
30/2001	<b>Cost-effective Abatement of Ground-level Ozone in Cities and for larger Regions: Implication of Non-monotonicity</b>	Ove Wolfgang
33/2001	<b>Labour Supply Effects of an Early Retirement Programme</b>	Christian Brinch, Erik Hernæs, Steinar Strøm
34/2001	<b>The Compensation Mechanism in the RAINS Model: The Norwegian Targets for Acidification</b>	Finn R. Førund, Ove Wolfgang
35/2001	<b>International Benchmarking of Electricity Distribution Utilities</b>	Finn R. Førund, Dag Fjeld Edvardsen
36/2001	<b>The neighbourhood is not what it used to be: Has there been equalisation of opportunity across families and communities in Norway?</b>	Oddbjørn Raaum, Kjell G. Salvanes, Erik O. Sørensen
3/2002	<b>Explaining Variations in Wage Curves: Theory and Evidence</b>	Erling Barth, Bernt Bratsberg, Robin A. Naylor, Oddbjørn Raaum
6/2002	<b>The Duration and Outcome of Unemployment Spells- The role of Economic Incentives</b>	Knut Røed, Tao Zhang
7/2002	<b>Characterization and Measurement of Duration Dependence in Hazard Rates Models</b>	Rolf Aaberge
9/2002	<b>Unemployment Duration, Incentives and Institutions - A Micro-Econometric Analysis Based on</b>	Knut Røed, Peter Jensen and Anna Thoursie

## Scandinavian Data

10/2002	<b>Plunder &amp; Protections Inc.</b>	Halvor Mehlum, Kalle Moene, Ragnar Torvik
11/2002	<b>Battlefields and Marketplaces</b>	Halvor Mehlum, Kalle Moene
12/2002	<b>Do Business Cycle Conditions at the Time of Labour Market Entry Affect Future Unemployment?</b>	Oddbjørn Raaum and Knut Røed
14/2002	<b>Business cycles and the impact of labour market programmes</b>	Oddbjørn Raaum, Hege Torp and Tao Zhang
15/2002	<b>Do individual programme effects exceed the costs? Norwegian evidence on long run effects of labour market training</b>	Oddbjørn Raaum, Hege Torp and Tao Zhang
19/2002	<b>Local Unemployment and the Earnings Assimilation of Immigrants in Norway</b>	Erling Barth, Bernt Bratsberg and Oddbjørn Raaum
20/2002	<b>Local Unemployment and the Relative Wages of Immigrants: Evidence from the Current Population Surveys</b>	Erling Barth, Bernt Bratsberg and Oddbjørn Raaum
26/2002	<b>At Last! An Explicit Solution for the Ramsey Saddle Path</b>	Halvor Mehlum
28/2002	<b>Public-good valuation and intrafamily allocation</b>	Jon Strand
29/2002	<b>Institutions and the resource curse</b>	Halvor Mehlum, Kalle Moene, Ragnar Torvik
3/2003	<b>Optimal Provision of Public Goods with Rank Dependent Expected Utility</b>	Erling Eide
4/2003	<b>A Mixture Model of Household Retirement Choice</b>	Zhiyang Jia
7/2003	<b>Assimilation Effects on Poverty Among Immigrants in Norway</b>	Taryn Ann Galloway, Rolf Aaberg
9/2003	<b>How Tight is the Labour Market? A Micro-Based Macro Indicator</b>	Simen Gaure, Knut Røed
10/2003	<b>Retirement in Italy and Norway</b>	Ugo Colombino, Erik Hernæs, Zhiyang Jia, Steinar Strøm
13/2003	<b>The Effect of Programme Participation on the Transition Rate from Unemployment to Employment</b>	Knut Røed, Oddbjørn Raaum
16/2003	<b>Parasites</b>	Halvor Mehlum, Karl-Ove Moene, Ragnar Torvik
22/2003	<b>Climate Policy under Technology Spillovers</b>	Rolf Golombek, Michael Hoel

<b>23/2003</b>	<b>Savings behaviour when households have an access to occupational pension</b>	Maria Kalvarskaia
<b>24/2003</b>	<b>The Role of Warnings in Regulation: Keeping control with less punishment</b>	Karine Nyborg, Kjetil Telle
<b>25/2003</b>	<b>A Monte Carlo study on non-parametric estimation of duration models with unobserved heterogeneity</b>	Tao Zhang
<b>26/2003</b>	<b>Identifying treatment effects of active labour market programmes for Norwegian adults</b>	Tao Zhang
<b>28/2003</b>	<b>Quasi-dynamic forward-looking model for joint household retirement decision under AFP scheme</b>	Fedor Iskhakov
<b>31/2003</b>	<b>Green consumers and public policy: On socially contingent moral motivation</b>	Karine Nyborg, R.B. Howarth, Kjell Arne Brekke
<b>33/2003</b>	<b>The Effects of Taxes and Socioeconomic Variables on Market Work and Home Production in Norway in the Years 1970 to 2000</b>	Christoph Schwierz
<b>34/2003</b>	<b>Does Increased Extraction of Natural Gas Reduce Carbon Emissions?</b>	Finn Roar Aune, Rolf Golombek, Sverre A.C. Kittelsen
<b>1/2004</b>	<b>To What Extent Is a Transition into Employment Associated with an Exit from Poverty?</b>	Taryn Ann Galloway
<b>2/2004</b>	<b>A dissolving paradox: Firms' compliance to environmental regulation</b>	Karine Nyborg, Kjetil Telle



### ***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](http://www.frisch.uio.no)