

Knut Røed

Arbeidsledighetens varighet over konjunkturforløpet

Hva er det som gjør at noen arbeidsledighetsperioder varer så mye lengre enn andre? Trolig en blanding av individuelle ferdigheter, økonomiske insentiver, forholdene på arbeidsmarkedet og rene tilfeldigheter. Men hvor stor effekt har de ulike faktorene på sannsynligheten for å forlate arbeidsledigheten? I denne analysen av arbeidsledighetsperioder i Norge 1989-1998 benyttes en modell som gjør det mulig å skille mellom effekten av ulike faktorer: Hvor mye betyr konjunkturforholdene, hvor mye betyr individuelle kjennetegn, for eksempel retten til dagpenger, og hvor mye er et resultat av ledighetens varighet i seg selv? Analysene viser at konjunkturforholdene betyr mye. Videre finner vi at sannsynligheten for å komme seg ut av ledighet er lavere jo lenger man har gått ledig. Det ser også ut til at høye dagpengeytelser bidrar til å forlenge arbeidsledighetens varighet.

Det finnes etter hvert mange empiriske analyser av arbeidsledige personers sannsynlighet for å komme seg i arbeid. En fersk oversikt over den internasjonale litteraturen finnes i Eriksson et al. (1999); se også Devine og Kiefer (1991) og Pedersen og Westergård-Nielsen (1998). Litteraturen fokuserer på to spørsmål. Det første dreier seg om hvordan dagpengenes nivå og varighet påvirker søkeatferden. Gunstige dagpengeordninger antas å påvirke jobbsannsynligheten i negativ retning, ettersom dagpengene gjør jobbsøkerne mindre ivrige etter å finne ledige jobber, og mer kresne med hensyn til hva slags jobber de vil godta.

Det andre spørsmålet dreier seg om hvordan jobbsannsynligheten påvirkes av ledighetsperiodens varighet. Lengre varighet vil redusere jobbsjansene dersom jobbsøkerne blir demoralisert eller stigmatisert, eller øke jobbsjansene dersom de ledige får stadig dårligere økonomi og som følge av dette senker reservasjonskravene til en ny jobb.

De senere årene har det kommet en del norske registerdatabaserte bidrag til litteraturen, herunder Hernæs og Strøm (1996), Bratberg og Vaage (1996), Berg og Børing (1997), og Røed et al. (1999a). Felles for disse, såvel som de fleste utenlandske studiene, er at analysene er basert på data for grupper av personer som ble arbeidsløse omtrent samtidig.

Innenfor rammen av slike *kohortstudier* vil det per definisjon være slik at kalendertiden beveger seg i takt med ledighetsforløpenes varighet. Dermed er det ikke mulig å skille *varighetseffekten* fra mer trivielle effekter som skyldes at etterspørselen etter arbeidskraft varierer over tid, dvs en *konjunkturreffekt* eller *kalendertidseffekt*.

De fleste har valgt å tolke endringer over tid i sannsynligheten for å forlate ledighet som uttrykk for en rendyrket varighetseffekt. Dette kan imidlertid gi opphav til feilaktige slutninger. Problemet er illustrert i figur 1, der jeg har plottet den månedlige utstrømmingsraten fra registrert arbeidsledighet i Norge i perioden 1989-1998. Utstrømmingsraten viser hvor stor andel av alle arbeidsløse (i begynnelsen av hver måned) som forlater ledigheten i løpet av en måned.

{figur 1 omtrent her - finnes i eget dokument}

Figur 1. Utstrømming fra arbeidsledighet i Norge, august 1989-oktober 1997

Som vi ser, er sannsynligheten for å forlate ledighetsregisteret preget av svært store svingninger fra måned til måned. Sesongmønsteret er særlig framherskende, med omtrent dobbelt så høy utstrømmingsrate i sommermånedene august og september, som i vintermånedene november og desember. Den prikkete kurven viser utstrømming ”glattet for sesongvariasjoner”, og er basert på et glidende gjennomsnitt over 13 måneder.

Av en eller annen grunn er alle de tidligere norske studiene basert på personer som ble arbeidsledige på høsten, og alle bortsett fra én (Bratberg og Vaage 1996) er basert på personer som ble arbeidsledige i oktober. Ettersom oktoberkohortene typisk står overfor svært lave utstrømmingsrater i de første månedene av ledighetsforløpet, er det sannsynlig at beregnet varighetsavhengighet basert på disse dataene, er preget av betydelig skjevhet.

I denne artikkelen skal jeg presentere noen resultater som er sprunget ut av et prosjekt ved Frischsenteret, der vi tar sikte på å utnytte *alle* ledighetsforløp for å oppnå identifikasjon av varighetseffekter og konjunktoreffekter (kalendertidseffekter), uten at det pålegges spesielle restriksjoner på noen av disse sammenhengene.¹ Metoden vi benytter, gjør det også mulig å analysere eventuelle samspillseffekter mellom individuelle kjennetegn, konjunkturfase og ledighetsforløpets varighet. En mer detaljert beskrivelse av den økonometriske metoden, samt en mer fullstendig oversikt over foreløpige resultater finnes i Røed og Zhang (1999). I det følgende vil jeg fokusere på resultatene som ble oppnådd for voksne menn 25-50 år. Grunnen til dette er at denne gruppen forventes å ha en sterk og stabil tilknytning til arbeidsmarkedet. Dermed er det rimelig å anta at opphør av arbeidsledighet med stor sannsynlighet innebærer at vedkommende har fått en eller annen form for inntektsgivende arbeid.

Data og metode

Som grunnlag for analysen benytter vi registerdata fra Arbeidsdirektoratet for arbeidsledighetsperioder i Norge. Disse dataene er koblet mot andre registerdata som gir informasjon om individuelle kjennetegn, slik som nasjonalitet, bostedsfylke, utdanning, alder, yrkeserfaring, deltagelse på arbeidsmarkedstiltak og dagpenger.

Den avhengige variabelen i analysen - det vi skal forsøke å forklare - er en variabel med verdiene 1 og 0, som for hvert individ og for hver måned indikerer om et ledighetsforløp opphører eller ikke.

Ettersom det er en del "registerstøy" i form av korte brudd i ellers sammenhengende ledighetsforløp, har vi i valgt å definere et ledighetsforløp som avsluttet *først når et individ er borte fra registeret i minst seks måneder sammenhengende*. Ved avbrudd som er kortere enn seks måneder, stoppes "varighetsklokka" midlertidig slik at det gjenopptatte forløpet starter på den varighet som var oppnådd da forløpet ble avbrutt.

Resultatene som presenteres i det følgende, er begrenset til menn 25-50 år som var helt ledige eller på tiltak (ikke permitterte), og som hadde hatt jobb forut for ledighetsperioden. Totalt inngår det om lag 229 000 ledighetsforløp for denne gruppen i datasettet. Av hensyn til at en del av forklaringsvariablene endres fra måned til måned, vil hver person bidra med et antall observasjoner som svarer til det antall måneder vedkommende totalt sett har vært ledig. Antallet observasjoner er derfor i overkant av 2 millioner. Tabell 1 gir en del informasjon om analysepopulasjonen.

{ tabell 1 omtrent her - tabellen finnes i eget dokument }

Tabell 1. Beskrivende statistikk for analysepopulasjonen

I modellen som estimeres, inngår tre typer av variabler som til sammen skal forklare hvorfor en pågående ledighetsperiode avsluttes (eller ikke) i løpet av inneværende måned.

For det første omfatter modellen individuelle kjennetegn, for eksempel kjønn og utdanning. Noen individuelle kjennetegn kan forandre seg fra måned til måned. Dette gjelder for eksempel om man mottar dagpenger under arbeidsløshet eller ikke, hvor mye man mottar (i forhold til tidligere lønn) og hvor lenge det er til dagpengeperioden utløper. For det andre inngår selve kalendertiden som er felles for alle arbeidsløse, men som endres fra måned til måned. Kalendertiden vil blant annet fange opp arbeidsmarkedsforhold som er spesifikke for hver enkelt måned.

For det tredje inngår varigheten av hver enkelt ledighetsperiode. Det er viktig å være oppmerksom på at en eventuell sammenheng mellom denne variabelen og hvorvidt ledighetsperioden avsluttes, kan være et resultat av to typer effekter: Det kan avspeile ekte varighetsavhengighet på individplan, dvs. at en bestemt persons sannsynlighet for å komme seg ut av ledighet endres ettersom forløpet blir lengre. I tillegg kan det avspeile seleksjon, dvs at personer med høy sannsynlighet for å få jobb går ut av ledighet først, slik at de med lav sannsynlighet blir overrepresentert blant dem som er igjen. For en mer formell presentasjon av modellen, se vedlegg.

Dagpenger under arbeidsløshet

Når det gjelder individuelle kjennetegn, vil jeg spesielt fokusere på effekten av det å motta dagpenger under arbeidsløshet. En eventuell samvariasjon mellom dagpenger og ledighetens varighet (kontrollert for andre forhold) indikerer at økonomiske insentiver kan være av betydning for søkeatferden. Det er to aspekter ved dagpengesystemet som er viktige i denne sammenheng: Selve nivået (kompensasjonsgraden) og dagpengenes varighet.

Et problem knyttet til evaluering av hvordan kompensasjonsgraden i dagpengesystemet påvirker arbeidsledighetens varighet er at det er lite uavhengig variasjon i denne variabelen. Det normale er en kompensasjon på 62,4 prosent av tidligere inntekt, med en øvre grense på $0,624 \cdot 6G$ (der G er grunnbeløpet i folketrygden). Dette innebærer at kompensasjonsgraden er fallende for inntekter over om lag 270 000 kroner per år (målt i 1999-kroner). For personer som ikke har opptjent dagpengerettigheter, gis (med visse unntak) ingen kompensasjon. En viss variasjon oppnås i tillegg ved at opptjeningsgrunnlaget ikke inflasjonsjusteres under ledighetsforløpet, og ved at det tidligere ble foretatt en reduksjon av dagpengeytelsene for personer med svært lange forløp.

Med unntak av den variasjon som skyldes mangelen på inflasjonsjustering, må det antas at variasjonen i kompensasjonsgrader er korrelert med uobserverbare personlige egenskaper som kan ha betydning for jobsannsynligheten. Det innebærer at resultatene må tolkes med en viss forsiktighet.

Reglene knyttet til hvor lenge dagpenger kan oppbæres sammenhengende har endret seg en del i løpet av 1990-tallet.² Fram til mai 1992 var langtidsledige henvist til en 13 ukers "karantenetid" etter 80 ukers mottak av dagpenger. Deretter kunne en ny 80-ukers periode begynne, men da med noe lavere dagpengeytelser. I perioden fra mai 1992 til januar 1997 eksisterte det en unntaksklausul fra denne regelen, som i realiteten forlenget dagpengeperioden til $2 \times (80 + 13) = 186$ uker. Siden 1997, har det vært en formell begrensning på 156 uker, eventuelt etterfulgt av betalte arbeidsmarkedstiltak eller andre former for kontantytelser.

Tidsbegrensede dagpengeytelser antas normalt å resultere i at sannsynligheten for å forlate arbeidsledighet øker ettersom tidspunktet for avstengning nærmer seg. For å finne ut om slike mekanismer gjør seg gjeldende i Norge har vi inkludert tre "nedtellingsdummier" i den økonometriske spesifikasjonen av utstrømmingssannsynligheten. Disse dummie har verdien 1 når det er henholdsvis tre, to eller én måned igjen til avstengning, og null ellers.

Konjunktoreffekter og sammensetningen av de arbeidsledige

I den første analysen forutsetter vi at effektene av individuelle kjennetegn er konstante over tid. Utstrømming fra ledighet kan da splittes i tre komponenter: en del som er bestemt av individuelle kjennetegn, en del som er bestemt av kalendertiden (konjunktorene), og en del som er bestemt av varighet av pågående ledighet. I denne modellen forutsettes at effekten av kalendertid (konjunkturer) er den samme for alle.

Den estimerte effekten av kalendertid (basert på bruk av nærmere 100 kalendertidsdummier, normalisert til 1 i august 1989) er illustrert i figur 2. Som vist i den øvre delen av figuren, er den estimerte effekten av kalendertid - liksom den faktiske utstrømmingsraten vist i figur 1 - sterkt dominert av sesongeffekter. Beltet rundt den kraftigste streken angir et konfidensintervall (95 prosent). Intervallet er temmelig smalt og indikerer at kalendertidseffekten estimeres relativt presist.

For å få et klarere fokus på de mer sykliske variasjonene vises en glattet versjon av estimert kalendertidseffekt og av faktisk utstrømmingsrate i den nedre delen av figur 2.

{ figur 2 omtrent her - finnes i eget dokument }

Figur 2. Estimerte kalendertidseffekter for utstrømming fra ledighet (august 1989 = 1). Glattede punkttestimater og faktisk utstrømmingsrate. Voksne menn, 1989-1998

Figur 2 indikerer at jobbmulighetene ble sterkt forverret i 1990 og 1991, men at den påfølgende bedring i arbeidsmarkedet startet tidligere enn det den observerte utstrømmingsraten gir inntrykk av (se nedre del av figur 2). Faktisk indikerer resultatene at konjunkturbunnen ble nådd så tidlig som høsten 1991, på tross av at den faktiske utstrømmingsraten fortsatte å falle helt til sommeren 1993. Dette innebærer at ledigheten hadde en relativt gunstig sammensetning ved inngangen til 1990, dvs. at ledighetskøen bestod av personer med relativt gode individuelle jobbsjanser. Høsten 1993, derimot, var sammensetningen endret slik at personer med svake jobbmuligheter dominerte. Det er med andre ord tendenser til betydelige endringer i ledighetens sammensetning over konjunkturforløpet.

I den første delen av en lavkonjunktur domineres ledighetskøen av korttidsledige med (individuell sett) relativt gode jobbsjanser. Ettersom lavkonjunkturen fortsetter øker gjennomsnittlig varighet, og ledighetskøen består i økende grad av personer som har vanskeligheter med å skaffe seg jobb. Når høykonjunkturen så til slutt melder seg har disse utsorteringsmekanismene sørget for at det (i gjennomsnitt) er en nokså svak gruppe som befinner seg i ledighetskøen. Derfor tar det også tid før bedringen i de individuelle jobbsjansene slår ut i økt faktisk utstrømmingsrate.

Varighetseffekter og seleksjon

Figur 3 illustrerer den estimerte sammenhengen mellom sannsynligheten for å forlate arbeidsledigheten og ledighetens varighet. For hver varighetsmåned viser figuren den estimerte sannsynligheten for at en arbeidsledig person kommer seg ut av ledighetskøen, *relativt til utstrømmingssannsynligheten i den første måneden*, betinget på alle observerbare forklaringsvariabler. Sannsynligheten for å komme seg ut av ledighet halveres i løpet av de første 8 månedene, og den fortsetter å falle ned til om lag 20 prosent av "utgangsnivået". Dette kan både skyldes seleksjon (uobserverbar heterogenitet) og kausal varighetsavhengighet. I denne artikkelen skal jeg ikke gjøre noe forsøk på å skille disse mekanismene fra hverandre.³

For å finne ut om det er forskjeller i graden av konjunkturfølsomhet mellom korttids- og langtidsledige estimerte vi en modell der det ble inkludert samspill mellom alternative definisjoner av langtidsledighet og (de initialt estimerte) konjunkturreffektene. Resultatene tyder på at sannsynligheten for å forlate ledighet er klart mer konjunkturfølsom for langtidsledige enn for korttidsledige. Dette kan tolkes som en bekreftelse på den såkalte *ranking*-hypotesen (Blanchard og Diamond 1994), som går ut på at arbeidsgivere foretrekker å ansette korttidsledige framfor langtidsledige (alt annet likt). Under en lavkonjunktur har arbeidsgiverne typisk mange søkere å velge mellom, dermed blir denne rangeringseffekten sterkere.

{ figur 3 omtrent her - finnes i eget dokument }

Figur 3. Estimerte relative utstrømmingssannsynligheter over arbeidsledighetens varighet (med 95 prosents konfidensintervall)

Det er verd å merke seg at det er visse tegn til stigning i utstrømmingssannsynligheten ved 18-22 måneder og ved 40-44 måneder. Dette svarer til de periodene der dagpengene kunne bli midlertidig eller permanent avstengt. Figur 3 gir derfor visse indikasjoner på at dagpengene påvirker atferden. Dette bekreftes også når det inkluderes "nedtellingsdummier" for de tre siste månedene før midlertidig og permanent avstengning. I henhold til punkttestimatene stiger sannsynligheten for å forlate ledigheten med om lag 5-10 prosent når det er tre måneder igjen til avstengning, økende til 50-60 prosent når det er bare en måned igjen. Den fortsetter å være høy de første månedene etter avstengning, før den igjen faller tilbake.

Individuelle kjennetegn og konjunkturfase

Når det gjelder individuelle kjennetegn, har vi estimert effektene separat for fire forskjellige perioder, svarende til de ulike fasene av konjunktursykelen. Periodeinndelingen er basert på det aggregerte ledighetsnivået og er som følger:

- Periode 1: Starten på lavkonjunkturen (august 1989-mai 1991).
- Periode 2: Vedvarende lavkonjunktur (juni 1991-august 1993).
- Periode 3: Starten på oppgangen (september 1993-august 1995).
- Periode 4: Kraftig høykonjunktur (september 1995-oktober 1997).

Noen hovedresultater er gjengitt i tabell 2, som viser estimerte modellparametre med estimert standardfeil i parentes. Gitt den underliggende modellen (se vedlegg), gir eksponensialfunksjonen av parameterestimaten for kjennetegn som er representert ved dummyvariabler, et mål på sannsynligheten for å forlate ledighet for en person som *har* kjennetegnet (dummy=1) relativt til en person som *ikke* har kjennetegnet (dummy=0).

Betrakt for eksempel effekten av bare å ha grunnskoleutdanning i periode 1. Punkttestimatet gjengitt i tabell 2 indikerer at en person med maksimum 9 års utdanning har en sannsynlighet for å forlate ledigheten som utgjør en andel $\exp(-0,1559)=0,86$ av utstrømmingssannsynligheten for en person i referansegruppen (11-12 års utdanning). Det betyr at en person med grunnskoleutdanning har 14 prosent lavere sannsynlighet for å komme seg ut av ledighet enn en person med 11-12 års utdanning, *alt annet likt*. Merk for øvrig at så lenge punkttestimatene er små (f.eks. mindre enn 0,2 i absoluttverdi) så gir estimatene *tilnærmet* uttrykk for den prosentvise effekten.

{ tabell 2 omtrent her - finnes i eget dokument }

Tabell 2. Sammenhengen mellom individuelle kjennetegn og sannsynligheten for å forlate ledighet (standardfeil i parentes)

Kompensasjonsgraden i dagpengesystemet har en negativ effekt på sannsynligheten for å komme seg ut av arbeidsledighet. Estimaten indikerer for eksempel at en økning i kompensasjonsgraden med 10 prosentpoeng reduserer sannsynligheten for å forlate ledighetstilstanden med 4-10 prosent.⁴

Effekten av kompensasjonsgraden ser ut til å være større under lavkonjunktur (periode 1 og 2) enn under høykonjunktur (periode 2 og 3). Dette er det motsatte

resultat av hva man tidligere har funnet for Storbritannia (Arulampalam og Stewart 1995) og USA (Moffitt 1985). En mulig tolkning kan være at individuell søkeatferd, og dermed økonomiske insentiver, har større betydning for jobbsjansene når det er mangel på jobber. I gode tider vil mange arbeidssøkere få tilbud om jobb uavhengig av egen søkeinnsats, og kanskje også bli presset/motivert av arbeidskontoret til å ta i mot eventuelle tilbud.

Det er generelt sett lettere å komme seg ut av arbeidsledighet jo høyere utdanning man har (se tabell 2). Også utdanning har størst betydning når det er dårlige tider på arbeidsmarkedet. Dette skyldes sannsynligvis den såkalte *knock-on*-effekten: Når det er dårlige tider, er en del personer villige til å godta arbeid som de egentlig er overkvalifisert for. Dermed blir det få jobber igjen til dem som virkelig har svake kvalifikasjoner. Lignende resultater har tidligere vært funnet på nederlandske data av Teulings (1993).

Deltagelse i arbeidsmarkedstiltak innebærer redusert sannsynlighet for å gå ut av ledighet mens tiltaket pågår, men økt sannsynlighet etterpå (se tabell 2). Man skal være forsiktig med å tolke dette som en kausal sammenheng. Det er neppe tilfeldig hvem som deltar på tiltak og hvem som ikke gjør det. I denne modellen kontrolleres det for slik seleksjon i den grad den fanges opp av observerte variable. Men det er ikke gjort noe forsøk på å korrigere for seleksjonsmekanismer knyttet til uobserverbare forhold. Det er likevel påfallende at den positive effekten av å ha deltatt på tiltak øker markert under boomen på slutten av 1990-tallet (periode 4), samtidig som effekten av for eksempel utdanning og arbeidserfaring avtar. Dette kan tyde på at de estimerte koeffisientene ikke bare representerer uobservert heterogenitet, men også reelle effekter av tiltakene.

Konklusjoner

Basert på en økonometrisk analyse av alle ledighetsforløp for voksne menn i Norge 1989-1998 kan det konkluderes med følgende:

1. Kompensasjonsgraden i dagpengesystemet har en signifikant negativ effekt på sannsynligheten for å komme seg ut av arbeidsledighet. Denne effekten er sterkere under lavkonjunktur enn under høykonjunktur.
2. Sannsynligheten for å forlate ledighetstilstanden stiger noe i månedene før dagpengene faller bort eller blir redusert.
3. Betinget på alle observerbare kjennetegn er det en negativ varighetsavhengighet i sannsynligheten for å forlate arbeidsledighet. I løpet av åtte måneders ledighet blir sannsynligheten for å forlate ledighet halvert.
4. Variasjonen i gjennomsnittlige utstrømningsrater blir primært drevet av konjunkturendringer (kalendertid). I begynnelsen av en lavkonjunktur blir fallet i utstrømningsraten noe lavere enn det utviklingen i arbeidsmarkedet isolert sett tilsier som følge av at det er relativt mange med gode jobbmuligheter blant de arbeidsløse. Når en langvarig lavkonjunktur avløses av et økonomisk oppsving, tar det tid før utstrømningsraten følger etter, som følge av at ulike utsorteringsmekanismer har ført til at det er relativt flere med dårlige jobbmuligheter blant de arbeidsledige.
5. Sannsynligheten for å forlate ledigheten for langtidsledige er mer følsom for

konjunktursvingninger enn den tilsvarende sannsynligheten for korttidsledige.

Noter

1. Denne artikkelen er en del av rapporteringen fra prosjektet "Sortering, utsatte grupper og arbeidsmarkedstiltak", finansiert av Norges forskningsråd (prosjekt 124613/510). Takk til Hege Torp for kommentarer til et tidligere utkast.
2. Se Røed et al (1999b, kapittel 3) for en mer detaljert beskrivelse av det norske dagpengesystemet og av de endringene som har vært gjennomført på 1990-tallet.
3. I Røed og Zhang (1999) vises det at den estimerte varighetsfunksjonen i figur 3 er konsistent med en hypotese om null varighetsavhengighet på individplan, kombinert med en gamma-fordelt uobserverbar heterogenitetsvariabel.
4. For en "gjennomsnittsperson" tilsvarer dette en elastisitet på mellom $-0,2$ og $-0,5$. Dette resultatet er omtrent på linje med hva man tidligere har funnet i Storbritannia (Narendranathan et al. 1985; Narendranathan og Stewart 1993; Arulampalam og Stewart 1995), men indikerer sterkere effekter enn det som typisk er funnet i andre europeiske land (Hujer og Schneider 1989; Groot 1990; van den Berg 1990; Steiner 1990).

Vedlegg

I den estimerte modellen inngår forklaringsvariablene x_{it} , som en vektor av individuelle kjennetegn for et arbeidsledig individ i i kalendermåned t . Sannsynligheten for at denne personen forlater arbeidsledighet i løpet av kalendermåned t , gitt at forløpet har vart i d måneder, dvs sannsynligheten for å forlate ledighet, h_{itd} , er gitt ved følgende uttrykk:

$$h_{itd} = 1 - \exp(-\exp(x_{it} \mathbf{b}_t + s_t + \mathbf{I}_d))$$

der $i = 1, 2, \dots, N_j$, $t = 0, 1, \dots, T$, $d = 1, 2, \dots, D$
og der \mathbf{b}_t , s_t og \mathbf{I}_d er parametrene som skal estimeres.

Parametervektoren \mathbf{b}_t fanger opp effekten av individuelle kjennetegn og fotskriften t indikerer at disse effektene ikke nødvendigvis er konstante over tid. Parametervektorene s_t og \mathbf{I}_d fanger opp effekten av kalendertid og ledighetsperiodens varighet. Det teoretiske grunnlaget for akkurat denne funksjonsformen er nærmere beskrevet i Røed og Zhang (1999).

Referanser

- Arulampalam, W. og M. B. Stewart (1995), "The Determinants of Individual Unemployment Durations in an Era of High Unemployment". *The Economic Journal*, 105:321-332.
- Berg, G. J. van den (1990), "Search Behaviour, Transitions to Non-participation and the Duration of Unemployment". *The Economic Journal*, 100: 842-865.

- Berg, H. og P. Børing (1997), *Registrerte arbeidssøkere 1989-1995*. Rapport, 2. Oslo: Arbeidsdirektoratet.
- Blanchard, O. J. og P. Diamond (1994), "Ranking, Unemployment Duration and Wages". *Review of Economic Studies*, 61: 417-434.
- Bratberg, E. og K. Vaage (1996), *Spell durations with long unemployment insurance period*. Working paper No 0196, Department of Economics, University of Bergen.
- Devine, T. og N. Kiefer (1991), *Empirical Labor Economics. The Search Approach*. Oxford University Press.
- Eriksson, T., P. Jensen, P. og P. J. Pedersen (1999), "Søgeadfærd og dagpenge – teori og empiri". I: H. Torp (red.) *Dagpengesystemene i Norden og tilpasningen på arbejdsmarkedet*. TemaNord 1999:572. København: Nordisk Ministerråd.
- Groot, W. (1990), "The effects of benefits and duration dependence on re-employment probabilities". *Economic Letters*, ???:371-376.
- Hernæs, E. og S. Strøm (1996), "Heterogeneity and Unemployment Duration. *Labour*, 10:269-296.
- Hujer, R. og H. Schneider (1989), "The Analysis of Labour Market Mobility Using Panel Data". *European Economic Review*, 33:530-536.
- Moffitt, R. (1985) Unemployment Insurance and the Distribution of Unemployment Spells. *Journal of Econometrics*, Vol. 28, No. 1, 85-101.
- Narendranathan, W., S. Nickell og J. Stern (1985), "Unemployment Benefits Revisited". *The Economic Journal*, 95:307-329.
- Narendranathan, W. og M. B. Stewart (1993), "Modelling the Probability of Leaving Unemployment: Competing Risks Models with Flexible Base-line Hazards". *Applied Statistics*, 42:63-83.
- Pedersen, P. J. og N. Westergård-Nielsen (1998), "Unemployment: What do we know from longitudinal data?" I T. Lange (red.) *Unemployment in Theory and Practice*. Cheltenham: Edward Elgar.
- Røed, K. og T. Zhang (1999), *Unemployment Duration in a Non-Stationary Macroeconomic Environment*. Memorandum No 14/99. Department of Economics, University of Oslo.
(<http://www.sv.uio.no/sosoe/memo/memo99.html>)
- Røed, K., Raaum, O. og H. Goldstein (1999a), "Does Unemployment Cause Unemployment? Micro Evidence from Norway." *Applied Economics*, 31:1207-1218.
- Røed, K., H. Torp og T.E. Aabø. (1999b), *Arbeidsledighet, arbeidsmarkedspolitik og jobbsøking i Norge*. Rapport 1/1999. Oslo: Frischsenteret for samfunnsøkonomisk forskning (<http://www.frisch.uio.no/publikasjoner.html>).
- Steiner, V. (1990), "Long-term Unemployment, Heterogeneity, and State Dependence". *Empirica*, 17:41-59.
- Teulings, C. N. (1993), "The Diverging Effects of the Business Cycle on the Expected Duration of Job-Search". *Oxford Economic Papers*, 45:482-500.

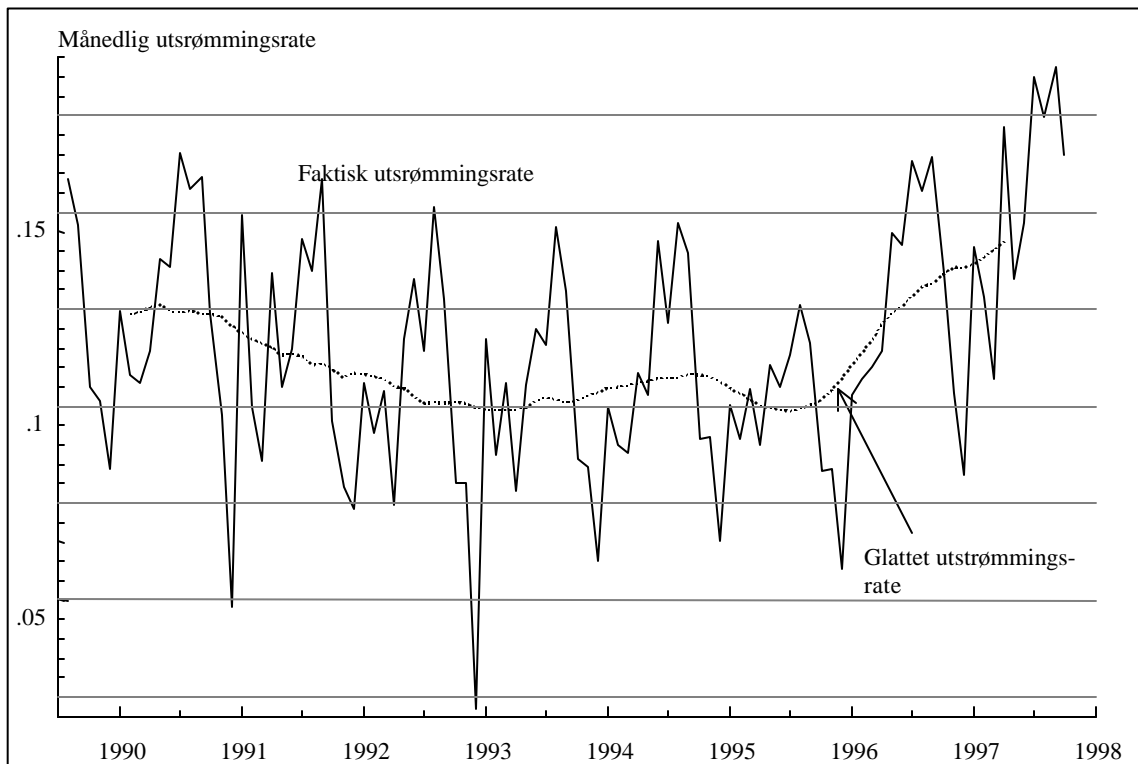
[tabell 1]

Totalt antall ledighetsforløp	229 036
Totalt antall observasjoner (ledighets måneder)	2 059 430
<u>Gjennomsnitt:</u>	
Alder (år)	36,05
Arbeidserfaring i løpet av siste 22 år (år)	12,70
Årlig opptjening av pensjonspoeng	2,93
Dagpengenivå relativt til tidligere inntekt (kompensasjonsgrad)	0,49
<u>Andeler (prosent):</u>	
Mindre enn 11 års utdanning	52,15
11-12 års utdanning	35,66
Minst 12 års utdanning	11,99
Innvandrere fra land utenfor OECD-området	8,22
Deltagelse på AMO-kurs	10,04
Deltagelse på sysselsettingstiltak	10,71
Har dagpenger	70,26

tabell 2

	Periode 1	Periode 2	Periode 3	Periode 4
Kompensasjonsgrad	-0,9800 (0,0248)	-1,140 (0,0199)	-0,7863 (0,0191)	-0,5027 (0,0181)
<u>Utdanning/arbeidserfaring:</u>				
Maksimum 9 år	-0,1559 (0,0161)	-0,1666 (0,0118)	-0,1515 (0,0114)	-0,1116 (0,0119)
10 år	-0,0775 (0,0151)	-0,1630 (0,0104)	-0,1650 (0,0100)	-0,1262 (0,0105)
11-12 år	0 (ref)	0 (ref)	0 (ref)	0 (ref)
13-16 år	0,0826 (0,0211)	0,1079 (0,0147)	0,0505 (0,0137)	0,0218 (0,0123)
Minst 17 år	0,1616 (0,0463)	0,1977 (0,0348)	0,1268 (0,0311)	0,0798 (0,0237)
Arbeidserfaring (år)	0,0082 (0,0022)	0,0199 (0,0017)	0,0258 (0,0015)	0,0104 (0,0013)
Gjennomsnittlig inntekt	0,0599 (0,0059)	0,0640 (0,0042)	0,0762 (0,0040)	0,0776 (0,0041)
<u>Deltagelse på tiltak:</u>				
Pågående AMO-kurs	-0,3626 (0,0355)	-0,0869 (0,0216)	-0,3126 (0,0193)	-0,5533 (0,0208)
Pågående sysselsettingstiltak	-0,0600 (0,0478)	0,2477 (0,0267)	0,1158 (0,0209)	-0,1350 (0,0221)
Avsluttet AMO-kurs	0,1997 (0,0300)	0,0432 (0,0164)	0,1131 (0,0134)	0,1871 (0,0137)
Avsluttet sysselsettingstiltak	0,1547 (0,0420)	-0,0859 (0,0219)	0,0398 (0,0165)	0,0926 (0,0169)
<u>Demografi:</u>				
Gift	0,2657 (0,0134)	0,2813 (0,0095)	0,2354 (0,0096)	0,2334 (0,0097)
Har små barn (under 5 år)	-0,0062 (0,0137)	-0,0336 (0,0096)	-0,0225 (0,0094)	-0,0431 (0,0100)
Alder	-0,0165 (0,0018)	-0,0362 (0,0013)	-0,0431 (0,0012)	-0,0332 (0,0011)
Alder kvadrert	0,0548 (0,1324)	0,5413 (0,0918)	0,8622 (0,0832)	0,4239 (0,0791)
Innvandrere fra ikke-OECD land	-0,3576 (0,0410)	-0,2550 (0,0298)	-0,4045 (0,0259)	-0,3426 (0,0243)

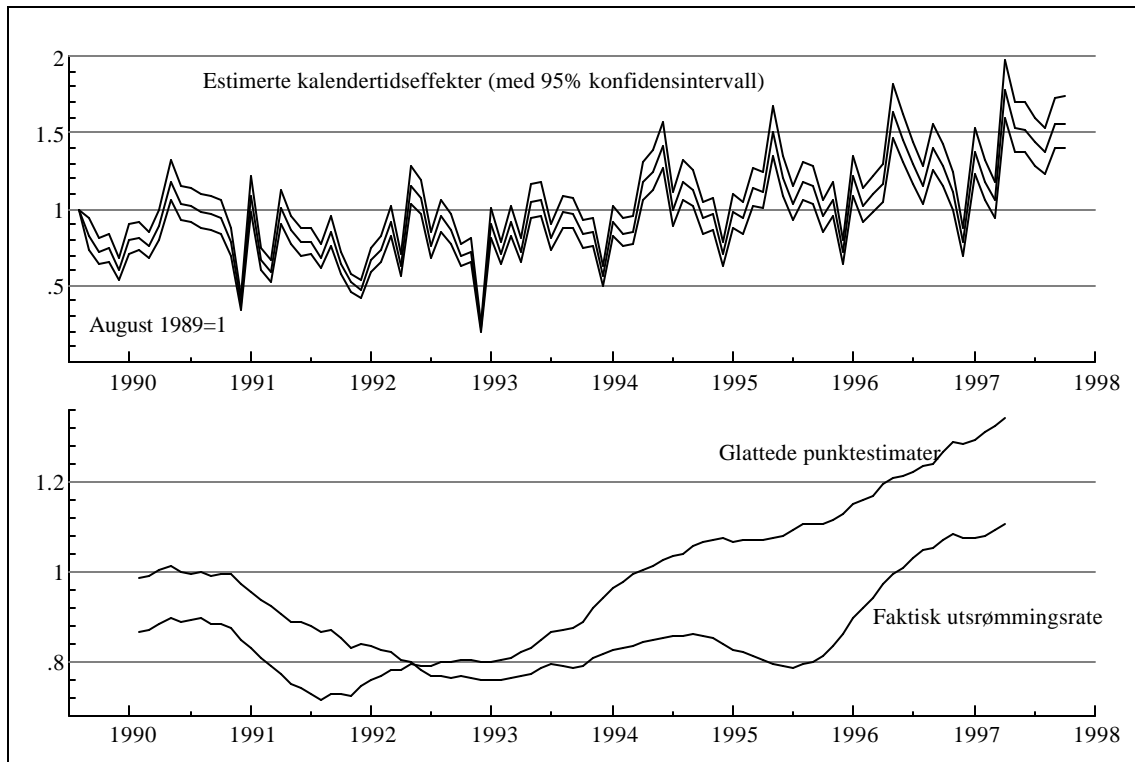
Note: De langt fleste parameterestimaterne er signifikante på 5 prosent. Grensene for 95 prosenters konfidensintervall beregnes ved å multiplisere standardfeilen (i parentes) med 1,96 og legge dette til / trekke dette fra punkttestimatet.



Note: Utstrømning i måned t er definert som fravær av ledighet fra og med denne måneden (og seks måneder framover), gitt at man var ledig i måned $t-1$. Den glattede kurven er et 13 måneders flytende gjennomsnitt.

FIGUR 1

figur 2



Note: De glattede seriene er 13 måneders sentrerte flytende gjennomsnitt av de normaliserte orginalseriene (med halv vekt knyttet til de to endepunktene).

figur 3

