

**RAPPORTER**

**87/19**

**EN ØKONOMETRISK ANALYSE AV  
VARIGHETEN AV ARBEIDSLEDIGHET**

AV  
ROLF AABERGE

---

STATISTISK SENTRALBYRÅ  
CENTRAL BUREAU OF STATISTICS OF NORWAY

RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ 87/19

**EN ØKONOMETRISK ANALYSE AV  
VARIGHETEN AV ARBEIDSLEDIGHET**

AV  
ROLF AABERGE

STATISTISK SENTRALBYRÅ  
OSLO – KONGSVINGER 1987

ISBN 82-537-2546-9  
ISSN 0332-8422

**EMNEGRUPPE**

**39 Andre sosioøkonomiske emner**

**ANDRE EMNEORD**

**Arbeidskraftundersøkelsen (AKU)**

**Metode**

## F O R O R D

Søketeorien er utvilsomt den teorien som har hatt størst betydning for utviklingen av det mikroøkonomiske teorifundamentet for atferden i arbeidsmarkedet. Ifølge denne teorien antas en arbeidsløs person å motta informasjon om ledige jobber som resultatet av en søkeprosess. I rapporten gjør vi nærmere rede for søketeorien og benytter videre denne teorien som fundament i en empirisk analyse av arbeidsledighetens varighet. Analysen er basert på individuelle varighetsdata for arbeidssøkere uten arbeidsinntekt fra Arbeidskraftundersøkelsene (AKU) 1983 og 1984.

På grunn av mangelfull informasjon om bakgrunnsvariable for beskrivelse av individuelle variasjoner i varighet som arbeidsledig, er det viktig å kontrollere for gjenstående heterogenitet utover det som blir fanget opp av observerte bakgrunnsvariable. I rapporten blir dette problemet viet spesiell oppmerksomhet.

Dette arbeidet er en del av et større prosjekt som er finansiert av Nordisk Ministerråd.

Statistisk Sentralbyrå, Oslo, 1. oktober 1987

Gisle Skancke



\*)

## INNHold

	Side
1. Innledning.....	7
2. Teori- og modellramme.....	7
3. Økonometrisk modell.....	12
4. Empiriske resultater.....	14
4.1. Modellestimater.....	14
4.2. Individuelle avgangssannsynligheter.....	23
4.3. Forventet varighet av arbeidsledighet.....	24
4.4. Sesongvarisjon.....	27
 Appendiks A. Spesifikasjon av en søketeoretisk modell.....	 29
Appendiks B. Observasjonsplaner og tilhørende likelihood-funksjoner.....	 33
 Referanser.....	 37
 Utkomne publikasjoner	
Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå etter 1. juli 1986 .....	  38

\*)

Tom Wennemo har bidratt med EDB-arbeid, mens John Dagsvik har bidratt med verdifulle forslag og kommentarer under arbeidet med prosjektet og har dessuten sammen med Olav Ljones gitt kommentarer til manuskriptet.



## 1. INNLEDNING

For å oppnå innsikt i mekanismene som ligger til grunn for endringer i arbeidsledighet eller forskjeller i tilbøyelighet til å bli arbeidsledig, må en analysere de to komponentene som til enhver tid karakteriserer beholdningen av arbeidsledige: strømmen til arbeidsledighet og varigheten av oppholdet som arbeidsledig. Studier av utviklingen i disse to komponentene er gjort av Bjørklund (1978) for Sverige 1965-1976, av Eriksson (1985) for Finland 1968-1982 og av Aaberge (1987) for Norge 1973-1985. Selv om disse tre arbeidene delvis peker på forskjellige utviklingstrekk i samspillet mellom innstrømning til og varighet av arbeidsledighet, så tillegger alle tre økningen i lengden av ledighetsperiodene en vesentlig betydning for økningen i arbeidsledighetstallene i de aktuelle periodene.

I Norge økte den registrerte arbeidsledigheten fra 1979 til 1984 med 137 prosent, mens gjennomsnittlig varighet som arbeidsledig økte med 100 prosent. Følgelig er den dramatiske økningen i lengden av ledighetsperiodene en vesentlig årsak til økningen i arbeidsledighet i denne perioden. Men bak tallene for gjennomsnittlig varighet ligger det betydelige variasjoner i den tiden arbeidsledige personer tilbringer i arbeidsledighet. Det vil derfor være viktig å påvise forhold som kan bidra til å forklare hvorfor noen personer har betydelig lengre arbeidsledighetsperioder enn andre. Det er det vi tar sikte på å gjøre i dette arbeidet.

I denne analysen har vi benyttet individuelle varighetsdata for "arbeidssøkere uten arbeidsinntekt" fra Arbeidskraftundersøkelsene (AKU) 1983 og 1984. "Arbeidssøkere uten arbeidsinntekt" omfatter personer som ikke utførte eller var midlertidig fraværende fra inntektsgivende arbeid i undersøkelsesuken, men som ved å kontakte den offentlige arbeidsformidling, annonsere selv, svare på annonse e.l. forsøkte å skaffe seg inntektsgivende arbeid.

## 2. TEORI- OG MODELLRAMME

I de siste 10 årene har det blitt gjort store framskritt i utviklingen av økonometriske modeller for analyse av arbeidsledighetens varighet. Felles for disse modellene er at de er bygget opp på grunnlag av en teori for søkeatferd i arbeidsmarkedet. Denne teorien forutsetter at arbeidsledige personer (arbeidssøkere) har ufullstendig informasjon om de ledige jobbene, og at det er kostnader forbundet med å skaffe seg



informasjon. Ved å søke aktivt i markedet vil individene oppnå bedre informasjon om jobbmulighetene. Søkeaktiviteten fører til at individene i en gitt periode enten mottar ett jobbtilbud med en gitt timelønn eller de oppnår ikke noe jobbtilbud. Individene kan påvirke ankomsthyppheten av jobbtilbud ved mer eller mindre aktiv søkeatferd, men vel så avgjørende er etterspørselsforholdene i arbeidsmarkedet. Etterspørselssiden vil spille en direkte rolle for tilbudssiden ved at beslutningen om å søke arbeid er avhengig av sjansen for å få jobb. Dette momentet har selvfølgelig størst betydning hvis det er begrenset tilgang på passende arbeid eller hvis arbeidsledigheten er stor i markedet. Med passende arbeid tenker vi bl.a. på arbeidets art, arbeidstid og reisetid.

Hver gang en arbeidsledig person mottar et jobbtilbud må vedkommende beslutte om han/hun skal akseptere jobbtilbudet eller fortsette jobbsøkingen. Til grunn for individets beslutning ligger en vurdering av kostnadene ved fortsatt søking (inntektstap og utgifter i forbindelse med jobbsøkingen) og forventet inntektsgevinst ved å fortsette jobbsøkingen. Det kan da vises at den optimale strategi er å akseptere jobbtilbudet hvis de marginale kostnadene forbundet med jobbsøking i en ny periode er mindre eller lik den marginale inntektsgevinsten i samme periode, se appendiks A. Dette er ekvivalent med at individet vil operere med et minstelønnskrav (reservasjonslønnen) og sammenlikne dette med tilbudt lønn. Individet aksepterer jobbtilbudet hvis den tilbudte lønnen er større eller lik reservasjonslønnen. I modeller for jobbsøking er følgelig reservasjonslønn en nøkkelvariabel.

Lancaster og Chesher (1984) har hatt tilgang på data hvor de intervjuede arbeidsledige har svart på spørsmål om minste akseptable lønn og om forventet lønn i en ny jobb. Ved å bruke denne informasjonen sammen med data for varigheten av ledighetsoppholdet, har Lancaster og Chesher (1984) gitt en interessant illustrasjon av hvordan reservasjonslønsdata kan utnyttes i en analyse av arbeidsledighetens varighet. Men denne analysen er enestående, siden reservasjonslønsdata ikke er vanlig tilgjengelig. Manglende reservasjonslønsdata har derfor tvunget økonometrikerne til å estimere modeller som i mer eller mindre grad er på "reduert form", dvs. de har postulert sammenhenger mellom tilbøyeligheten til å gå ut av arbeidsledighet og økonomiske, sosioøkonomiske og demografiske variable. Men siden tilbøyeligheten til å gå ut av arbeidsledighet og varigheten som arbeidsledig er ekvivalente størrelser, vil en ved denne framgangsmåten samtidig få utført en analyse av

arbeidsledighetens varighet. Dette har vært utnyttet av blant andre Salant (1977), Lancaster (1979), Nickell (1979) og Kiefer og Neumann (1979). Denne tilnærmingen blir også benyttet i dette arbeidet.

La oss følge en person, som har vært arbeidsledig i  $t$  perioder, i et kort tidsintervall  $[t, t+dt)$ . La  $\lambda(t)dt$  være sannsynligheten for at personen mottar et jobbtilbud i løpet av  $[t, t+dt)$  (anta at sannsynligheten for å motta flere jobbtilbud i løpet av  $[t, t+dt)$  er neglisjerbar). Hvis lønnsfordelingen som svarer til de mulige jobbtilbudene for personen er gitt ved fordelingsfunksjonen  $H$ , så kan sannsynligheten for at han aksepterer det mottatte jobbtilbudet uttrykkes ved  $1-H(\tilde{w}(t))$ , der  $\tilde{w}(t)$  er personens reservasjonslønn etter  $t$  perioder som arbeidsledig. Sannsynligheten for umiddelbart å forlate arbeidsledigheten ( $\theta(t)dt$ ) etter  $t$  perioder som arbeidsledig, er da gitt ved

$$(2.1) \quad \theta(t)dt = \lambda(t)[1-H(\tilde{w}(t))]dt$$

Et standardresultat fra jobbsøkings-teorien (se. appendiks A) er at en ikke, på et rent teoretisk grunnlag, kan fastsette effekten av en økning i jobbtilbudssannsynligheten  $\lambda$  på avgangssannsynligheten  $\theta$  fra arbeidsledighet. Grunnen er at  $\lambda$  både har en direkte positiv effekt på  $\theta$  og samtidig en indirekte negativ effekt via reservasjonslønnen  $\tilde{w}$ , siden denne er voksende som funksjon av  $\lambda$ .

For å skille effekten av en variabel på  $\lambda(\cdot)$  fra effekten av den samme variabelen på  $1-H(\tilde{w}(\cdot))$ , vil en i tillegg til å spesifisere  $\tilde{w}$  som funksjon av  $\lambda$  trenge lønnsdata (akseptert lønn). I denne analysen har vi ikke hatt tilgang på lønnsdata. Vår målsetting har derfor vært å gjennomføre en direkte studie av  $\theta(\cdot)$ . Den søketeoretiske modellen i appendiks A blir derfor bare brukt som en redskap for tolking av våre resultater. Følgelig trenger vi heller ikke pålegge vår modell de relativt detaljerte forutsetningene som ligger til grunn for søkemodellen i appendiks A.

Størrelsen  $\theta(\cdot)$  går i litteraturen under navnet intensitetsfunksjon eller hazardrate og er et mål på styrken på bruttostrømmen ut av arbeidsledighet gitt varigheten som arbeidsledig. Intensitetsfunksjonen gir dessuten en komplett karakterisering av fordelingen av varigheten som arbeidsledig. Kjenner man denne fordelingen så kjenner man intensitetsfunksjonen og omvendt.

Av variable som kan tenkes å påvirke reservaslønna og dermed intensitetsfunksjonen  $\theta(\cdot)$  er inntektsvariable som kapitalinntekt og trygdeytelser. På grunn av mangel på relevante inntekts- og tryggedata er vi forhindret fra å studere sammenhengen mellom disse variablene og intensiteten  $\theta(\cdot)$ . I den økonomiske litteraturen er det vanlig å studere etterspørselssidens påvirkning av reservaslønna via markedslønna (fordelingen av tilbudt lønn). I dette analyseopplegget antar vi at den lønn i markedet de arbeidsledige blir stilt overfor vil avhenge av standard "human capital" variable som alder og utdanning. I tillegg antar vi at lønnsfordelingen vil avhenge av lokale etterspørselsforhold og at denne avhengigheten blir tatt vare på av en variabel for regional arbeidsløshet. Det ideelle ville ha vært å benytte en variabel som uttrykte forholdet mellom ledige jobber og ledige personer. Mangel på relevante data har imidlertid forhindret oss i dette. Tilsvarende framgangsmåte er tidligere blitt benyttet av blant andre Lancaster (1979) og Kooreman og Ridder (1983).

La oss til slutt drøfte hvordan sannsynligheten for å oppnå en jobb kan avhenge av hvor lenge individet har vært arbeidsledig. En plausibel forklaring på at  $\theta(t)$  avtar med  $t$  (negativ varighetsavhengighet) kan være at arbeidsgiverne oppfatter lange ledighetsperioder som en indikasjon på manglende produktivitet, og derfor vil de vegre seg mot å tilsette personer med lange ledighetsopphold. En alternativ forklaring på negativ varighetsavhengighet er at de som har vært arbeidsledige lenge har gitt opp å søke arbeid. I begge tilfeller avtar  $\lambda(t)$  med  $t$  og følgelig vil også  $\theta(t)$  avta med voksende  $t$  hvis reservaslønna er uforandret. På den andre siden påpeker Lancaster og Nickell (1980) at resultat fra en rekke utvalgsundersøkelser tyder på at langtidsledighet oppleves svært negativt av de impliserte. I så fall må vi vente at reservaslønna vil avta med økende ledighet. Hvis vi samtidig antar at strømmen av jobbtilbud og fordelingen av tilbudt lønn ikke forandrer seg med tiden, så vil vi erfare positiv varighetsavhengighet; dvs.  $\theta(t)$  vokser som funksjon av  $t$ .

Vi har ovenfor drøftet noen variabler som det er rimelig å anta påvirker sannsynligheten for å oppnå jobb for en arbeidsledig person, eller - om en vil - varigheten som arbeidsledig. Noen av disse variablene er observert i vårt datamateriale. Vi kan dessuten tenke oss andre relevante variable som enten ikke er observert eller som kort og godt ikke lar seg observere. Eksempel på det siste kan være personens motivasjon. Dette gir

oppHAV til uobserverbar heterogenitet og kan føre til at parametrene i modellen blir skjevt estimert. Dette problemet er utførlig drøftet av Salant (1977), Lancaster (1979), Lancaster og Nickell (1980) og Heckman og Singer (1982,1984 ). På tilsvarende måte som i disse arbeidene vil vi prøve å kontrollere for uobserverbar heterogenitet. Hensikten er altså å unngå skjeve parameterestimater som følge av at ikke alle relevante variable inngår i datamaterialet.

Ved hjelp av et eksempel skal vi nå drøfte heterogenitets-problemet noe mer inngående. La oss anta at vi har varighetsdata hvor kjønn, alder og utdanning er observerte bakgrunnsvariable. Etter å ha kontrollert for variasjonene i varighet som arbeidsledig etter disse variablene, antar vi at det fortsatt gjenstår betydelige variasjoner i varighet. La oss tenke oss at forklaringen på den gjenstående variasjonen er forskjeller i personenes motivasjon, og at denne kan beskrives ved en ytterligere to-delning av hver av gruppene som blir bestemt av variablene kjønn, alder og utdanning. For personer tilhørende en og samme gruppe bestemt av kjønn, alder og utdanning antar vi at de med sterk motivasjon har samme konstante tilbøyelighet til å gå ut av arbeidsledighet og at de resterende arbeidsledige med svak motivasjon også har samme konstante men lavere tilbøyelighet til å gå ut av arbeidsledighet. Siden de med sterk motivasjon har størst tilbøyelighet til å forlate arbeidsledigheten, vil, etter som tiden går, de med svak motivasjon utgjøre en voksende andel av bestanden av arbeidsledige. Vi står derfor overfor en dynamisk seleksjonsprosess. Siden vi ikke observerer personenes motivasjon, kan vi bli forledet til å trekke den feilaktige konklusjonen at gjenstående varighet som arbeidsledig øker med den tiden man allerede har tilbrakt i arbeidsledighet. For en heterogen gruppe av arbeidsledige kan vi altså observere en avtagende avgangsintensitet fra arbeidsledighet, selv om hver enkelt av de arbeidsledige har konstante (og forskjellige) avgangsintensiteter. Vi har i denne rapporten benyttet metoder som til en viss grad kontrollerer for uobserverbar heterogenitet, og på den måten prøvd å sikre oss mot de ovenfor nevnte tolkningsfeil.

### 3. ØKONOMETRISK MODELL

På linje med en rekke arbeider innenfor dette forskningsfeltet, skal også vi benytte den såkalte "reduisert form" tilnærmingen. Den sentrale delen av arbeidet består da i å spesifisere og estimere den betingede sannsynligheten for å forlate arbeidsledigheten. Søketeorien blir da benyttet som grunnlag for tolking av parametrene i modellen. Innenfor rammen av søketeorien kan, som tidligere nevnt, den betingede sannsynligheten for å forlate arbeidsledigheten tolkes som produktet av sannsynligheten for å motta et jobbtilbud og sannsynligheten for å akseptere dette jobbtilbudet. Den siste sannsynligheten uttrykker individets preferanser og vil derfor variere med blant annet individuelle kjennetegn. Det samme vil sannsynligheten for å motta jobbtilbud. Som vi har pekt på tidligere, gjør mangel på lønnsdata det umulig å skille effekten av en variabel på reservasjonslønnen fra effekten av den samme variabelen på sannsynligheten for å motta et jobbtilbud. Vi kan altså strengt tatt bare identifisere effekten av aktuelle variable på intensiteten ( $\theta(\cdot)$ ) ut av arbeidsledighet.

Redusert form tilnærmingen krever individuelle varighetsdata (fullførte eller ufullførte varigheter) og at vi postulerer en funksjonsform for intensitetsfunksjonen (hazard-funksjonen)  $\theta(\cdot)$ . Intensitetsfunksjonen  $\theta(\cdot)$  og fordelingen av fullførte varigheter  $F(\cdot)$  er matematisk ekvivalente størrelser. Dette følger fra definisjonen av  $\theta(\cdot)$ .

La varigheten av et fullført opphold i arbeidsledighet være en stokastisk variabel  $T$ . La  $T$  ha tetthet  $f$  og fordelingsfunksjon  $F$ . Da er sannsynligheten for at en person som har vært arbeidsledig i  $t$  perioder skal forlate arbeidsledigheten i løpet av et kort tidsintervall  $[t, t+dt)$  gitt ved

$$(3.1) \quad \theta(t)dt = \Pr(t < T \leq t+dt | T > t) = \frac{\Pr(t < T \leq t+dt)}{\Pr(T > t)} = \frac{f(t)dt}{1-F(t)}$$

Fra (3.1) får vi

$$(3.2) \quad 1-F(t) = \exp\left(-\int_0^t \theta(u)du\right).$$

Likning (3.2) er en fundamental relasjon som forbinder spesifikasjonen av avgangintensiteten  $\theta$  med varighetsfordelingen  $F$ . Videre kan det vises at

forventet varighet av arbeidsledigheten ( $\mu$ ) er gitt ved

$$(3.3) \quad \mu = \int_0^{\infty} [1-F(t)] dt = \int_0^{\infty} \exp(-\int_0^t \theta(u) du) dt$$

Av drøftingen i kapittel 2, framgår det at  $\theta$  vil kunne variere både med varigheten  $t$  og individ- og etterspørselsvariable,  $x$ . I dette arbeidet har vi estimert modeller som er på formen

$$(3.4) \quad -\log \theta(t|x,v) = \beta x + (\alpha-1) \log t + \log \alpha + \log v,$$

der  $v$  er en variabel som kontrollerer for effekten av utelatte variable (uobserverbar heterogenitet) og  $\alpha$  er et mål for varighetsavhengighet. Hvis  $\alpha=1$ , eksisterer det altså ikke varighetsavhengighet. Fra (3.4) følger det videre at intensiteten  $\theta(t|x,v)$  vokser eller avtar som funksjon av  $t$  etter som  $\alpha > 1$  (positiv varighetsavhengighet) eller  $\alpha < 1$  (negativ varighetsavhengighet). I modellene gitt ved (3.4) har vi antatt at heterogenitetskomponenten  $v$  er uavhengig av  $t$ .

Modellklassen (3.4) er spesielt tiltrekkende fordi den både inneholder modeller med konstant intensitet ( $\alpha=1$  og  $v=1$ ), modeller med varighetsavhengighet men uten uobserverbar heterogenitet ( $v=1$ ), modeller med uobserverbar heterogenitet men uten varighetsavhengighet ( $\alpha=1$ ) og modeller med både varighetsavhengighet og uobserverbar heterogenitet.

Det følger nå fra (3.2) og (3.4) at varighetsfordelingen som svarer til  $\theta(\cdot|x,v)$  er gitt ved

$$(3.5) \quad F(t|x,v) = 1 - \exp(-t^\alpha e^{\beta x + \log v}).$$

Fra (3.3) får vi at forventet varighet av arbeidsledighet gitt  $(x,v)$  da blir lik

$$(3.6) \quad \mu = \frac{\Gamma(\frac{1}{\alpha})}{\alpha} v^{-\frac{1}{\alpha}} e^{-\frac{\beta x}{\alpha}}.$$

I uttrykkene for  $F(t|x,v)$  og  $\theta(t|x,v)$  framgår det at heterogeniteten er beskrevet ved to sett av variable,  $x$  og  $v$ . Uten å innføre den uobserverbare komponenten for beskrivelse av heterogeniteten, kunne vi f.eks. risikere feilaktig å påstå at det eksisterte negativ varighetsavhengighet. Årsaken til dette er, som nevnt ovenfor, at i en

heterogen beholdning av arbeidsledige har noen personer høye avgangssannsynligheter mens andre har lave avgangssannsynligheter fra arbeidsledighet. Dette medfører at den observerte aggregerte sannsynligheten for å forlate arbeidsledigheten vil avta med økende varighet selv om hvert enkelt individ har en konstant sannsynlighet for å gå ut av arbeidsledighet.

For å estimere parametrene i modellen (3.4), har vi benyttet følgende sannsynlighetstettheter for den uobserverbare heterogeniteten  $v$ ,

$$(3.7) \quad dK(v) = [(\sigma^2)^{-\sigma^{-2}} / \Gamma(\sigma^{-2})] v^{\sigma^{-2}-1} e^{-\sigma^{-2}v} dv,$$

og

$$(3.8) \quad dK(v_i) = q_i \text{ for } i = 1, 2, \dots, s, q_i \geq 0, \sum q_i = 1.$$

Vi benytter altså hhv. en gammafordeling (3.7) og en multinomisk fordeling (3.8) for å fange opp eventuell uobserverbar heterogenitet.

Modellen (3.4) med  $v$  gammafordelt er tidligere blitt benyttet av blant andre Lancaster (1979), Lancaster og Nickell (1980), Kiefer og Neumann (1979), Heckman og Singer (1982) og Kooreman og Ridder (1983). Heckman og Singer (1982, 1984) har i tillegg drøftet hvilke konsekvenser bruken av en bestemt fordeling av  $v$  har for estimatene av strukturparametrene, blant annet ved å anvende blandingen av eksponensielle fordelinger som framkommer ved å kombinere (3.4) for  $\alpha=1$  og (3.8). Konklusjonen fra disse to arbeidene er at vanlig praksis med å anta kjent funksjonsform for fordelingen av uobserverbare variable, overparametriserer varighetsmodellene. Denne overparametriseringen har en dramatisk effekt på estimatene for strukturparametrene. Heckman og Singer (1982, 1984) anbefaler i stedet den mer fleksible strategien med bruk av blandingsfordelinger.

#### 4. EMPIRISKE RESULTATER

##### 4.1 Modellestimater

Modellene gitt ved (3.4) og hhv. (3.7) og (3.8) er estimert på grunnlag av individdata fra AKU for årene 1983 og 1984. Siden AKU bare gir data med ufullførte (avbrutte) varigheter for personer som er arbeidsledige arbeidssøkere på intervju tidspunktet, må vi uttrykke fordelingen av fullførte varigheter ( $F$ ) ved den observerte fordelingen av ufullførte varighet-

er. Dette er redegjort for i appendiks B, hvor vi også drøfter estimeringsprosedyrer for alternative observasjonsplaner.

Ved å la  $x_i = \log z_i$ , hvor  $z_i$  er en variabel som inngår i modellen, kan  $\beta$ -koeffisientene tolkes som elastisitetene for intensitetsfunksjonen  $\theta$  med hensyn på  $z$ -ene. I vår modell er  $z = (1, z_1, z_2)$ , der  $z_1$  er utdanningslengde og  $z_2$  er kjønns-spesifikk arbeidsledighetsandel i bostedskommunen. Dermed har vi at

$$\beta x = \beta_0 + \beta_1 \log(\text{utdanningslengde}) + \beta_2 \log(\text{arbeidsledighetsandel}).$$

Det følger da direkte fra (3.4) at

$$(4.1) \quad \frac{\partial \log \theta(t|x,v)}{\partial \log z_i} = \beta_i.$$

Arbeidsledighetsandelen blir for kvinnene definert som forholdet mellom gjennomsnittlig antall registrerte arbeidsledige kvinner og antall kvinner i alderen 16-66 år for hver enkel kommune i hhv. 1983 og 1984. Tilsvarende definisjon gjelder for menn.

I modellen som blir benyttet i dette arbeidet, er det tre ulike kilder til variasjon i varighet av arbeidsledighet mellom individene. Den første skyldes at de arbeidsledige tar beslutninger under usikkerhet. Dette kan føre til at to personer med sammenfallende reservasjonslønner og som står overfor samme  $H$  (lønnsfordeling) og  $\lambda$  (forekomst av jobbtilbud), likevel kan få forskjellige oppholdstider i arbeidsledighet. De to andre kildene til variasjon i varighet skyldes enten forskjellig reservasjonslønn eller forskjeller i jobb- og lønnstilbud. Deler av denne variasjonen er representert ved de inkluderte kovariablene  $z_1$  (utdanning) og  $z_2$  (regional arbeidsledighetsrate), mens variasjon som kan skyldes utelatte variable er representert av restleddet  $v$  (se kapittel 3).

Fra drøftingen av søkemodellen i appendiks A, går det fram at en økning av jobbtilbudene både har en direkte positiv effekt og samtidig en indirekte negativ effekt (via reservasjonslønn) på sannsynligheten for å gå ut av arbeidsledigheten. Selv om det er plausibelt at tilgang på flere jobbtilbud skulle øke utstrømningen fra arbeidsledighet, så behøver det altså ikke nødvendigvis være slik.

I vår modell inngår det to kovariabler, utdanningslengde og regional arbeidsledighetsandel. Vi antar at en økning i utdanningen vil øke forekomsten av jobbtilbud. Av betraktningene ovenfor (se også appendiks A) følger det at da vil også reservasjonslønna øke. Ved å anta at økningen i



reservasjonslønn blir kompensert av en økning i tilbudt lønn, slik at sannsynligheten for å akseptere det mottatte jobbtilbudet er uforandret, kan vi derfor postulere en positiv sammenheng mellom utdanningens lengde og sannsynligheten for å forlate arbeidsledigheten. På tilsvarende måte kan vi argumentere for antakelsen om negativ sammenheng mellom arbeidsledighetsandelen og sannsynligheten for å forlate arbeidsledigheten.

I stedet for å la alder og kjønn inngå som regresjonsvariable i modellen, har vi delt hhv. kvinnene og mennene inn i 4 aldersgrupper og estimert modellen ovenfor for hver av disse 8 gruppene. Dermed får vi en mer fleksibel modell som åpner for at sammenhengen mellom  $\theta$  og hhv.  $z_1$ ,  $z_2$ ,  $v$  og  $t$  kan variere etter både kjønn og alder. Resultatene nedenfor bekrefter eksistensen av slike sammenhenger.

Vi har estimert følgende fem spesialtilfeller av (3.4):

Modell I. Ikke varighetsavhengighet,  $\alpha=1$ , og ikke uobserverbar heterogenitet,  $v=1$ .

Modell II. Varighetsavhengighet men ikke uobserverbar heterogenitet,  $v=1$ .

Modell III. Uobserverbar heterogenitet der  $v$  er gammafordelt med varians  $\sigma^2$  (som i (3.7)), men ikke varighetsavhengighet,  $\alpha=1$ .

Modell IV. Varighetsavhengighet og uobserverbar heterogenitet med  $v$  gammafordelt som i (3.7).

Modell V. Ikke varighetsavhengighet,  $\alpha=1$ , men uobserverbar heterogenitet med  $v$  multinomisk fordelt som i (3.8). Dette gir opphav til en blanding av eksponensielle fordelinger, dvs. for  $s=2$  får vi

$$(4.2) \quad F(t|x) = q\{1-\exp[-te^{\beta_{01} + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2}]\} + (1-q)\{1-\exp[-te^{\beta_{02} + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2}]\}$$

For hver  $x$ -verdi får vi altså splittet populasjonen opp i ytterligere to deler. Gitt at personen tilhører delpopulasjon  $i$ , så er varighetsfordelingen gitt ved

$$(4.3) \quad F_i(t|x) = 1-\exp[-te^{\beta_{0i} + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2}], \quad i = 1, 2.$$

For å estimere modellene har vi benyttet sannsynlighetsmaksimeringsprinsippet. De tilhørende likelihood funksjonene er beskrevet i appendix A. Estimeringsresultatene er gjengitt i tabellene 1-4 nedenfor.

Som tabellene nedenfor viser, får vi at  $s=2$  i alle aldersgruppene både for menn og kvinner. Alle forsøk på å estimere (4.2) (modell V) med  $s \geq 3$  ga samme resultater som de vi fikk med  $s=2$ . Dette kan naturligvis skyldes det lave antallet observasjoner for hver av de 8 gruppene.

Tabell 1. Parameterestimat og asymptotiske standardavvik<sup>\*)</sup> for hhv. arbeidsledige kvinner og menn i alderen 16-19 år.

Modell	Konstant $\beta_0$	log(arb. led.andel) $\beta_1$	log(utd. lengde) $\beta_2$	$\alpha$	$\sigma^2$	q	-2logL	
Arbeidsledige kvinner (163 observasjoner)								
I	-5,75 (1,99)	-0,26 (0,13)	0,98 (0,86)	-	-	-	1116,5	
II	-4,15 (1,87)	-0,20 (0,12)	0,83 (0,75)	0,76 (0,10)	-	-	1111,6	
III	-6,00 (2,43)	-0,25 (0,16)	1,28 (1,03)	-	0,18 (0,07)	-	1110,5	
IV	-8,30 (5,33)	-0,33 (0,21)	1,84 (2,06)	1,32 (0,21)	0,38 (0,14)	-	1110,2	
V	$\beta_{01}$ -4,97 (2,41)	$\beta_{02}$ -6,14 (2,39)	-0,26 (0,17)	0,96 (1,03)	-	-	0,79 (0,12)	1107,4
Arbeidsledige menn (170 observasjoner)								
I	-7,78 (2,37)	0,19 (0,16)	2,54 (1,02)	-	-	-	1265,8	
II	-4,43 (2,13)	0,10 (0,14)	1,51 (0,86)	0,69 (0,09)	-	-	1257,0	
III	-6,47 (2,80)	0,09 (0,21)	2,04 (1,19)	-	0,22 (0,07)	-	1256,6	
IV	-5,91 (2,57)	0,09 (0,13)	1,88 (1,08)	0,92 (0,02)	0,16 (0,06)	-	1256,6	
V	$\beta_{01}$ -4,96 (3,03)	$\beta_{02}$ -6,27 (2,97)	0,15 (0,20)	1,60 (1,30)	-	-	0,79 (0,10)	1252,9

\*) I modellene I, III og V er standardavvik-estimatene basert på eksakte beregninger av Hesse-matrissa. Dette er ikke mulig for modellene II og IV. For disse to modellene har vi derfor beregnet tilnærminger av Hesse-matrissa. De tilhørende estimatene for standardavvikene kan derfor være svært unøyaktige.

Tabell 2. Parameterestimat og asymptotiske standardavvik for hhv. arbeidsledige kvinner og menn i alderen 20-29 år.

Modell	Konstant $\beta_0$	log(arb. led.andel) $\beta_1$	log(utd. lengde) $\beta_2$	$\alpha$	$\sigma^2$	q	-2logL
Arbeidsledige kvinner (271 observasjoner)							
I	-9,58 (0,11)	-0,27 (0,12)	2,40 (0,49)	-	-	-	2094,5
II	-7,65 (1,33)	-0,20 (0,11)	2,03 (0,47)	0,82 (0,08)	-	-	2090,4
III	-9,54 (1,19)	-0,22 (0,14)	2,58 (0,53)	-	0,13 (0,05)	-	2088,4
IV	-13,19 (2,04)	-0,28 (0,25)	3,58 (0,75)	1,35 (0,04)	0,31 (0,05)	-	2087,4
V	$\beta_{01}$ $\beta_{02}$ -9,65 -10,60 (1,24) (1,34)	-0,21 (0,14)	2,64 (0,54)	-	-	0,91 (0,11)	2087,3
Arbeidsledige menn (274 observasjoner)							
I	-9,02 (1,18)	-0,30 (0,16)	2,16 (0,48)	-	-	-	2160,5
II	-7,57 (1,42)	-0,26 (0,15)	1,87 (0,48)	0,86 (0,09)	-	-	2158,3
III	-8,99 (1,27)	-0,32 (0,17)	2,21 (0,53)	-	0,09 (0,06)	-	2158,6
IV	→ II						
V	$\beta_{01}$ $\beta_{02}$ -8,22 -9,27 (1,40) (1,35)	-0,29 (0,17)	2,20 (0,53)	-	-	0,51 (0,18)	2156,4

Tabell 3. Parameterestimat og asymptotiske standardavvik for hhv. arbeidsledige kvinner og menn i alderen 30-49 år.

Modell	Konstant $\beta_0$	log(arb. led.andel) $\beta_1$	log(utd. lengde) $\beta_2$	$\alpha$	$\sigma^2$	q	-2logL	
Arbeidsledige kvinner (220 observasjoner)								
I	-7,09 (1,04)	-0,28 (0,13)	1,21 (0,42)	-	-	-	1843,6	
II	-6,89 (1,53)	-0,27 (0,14)	1,18 (0,45)	0,98 (0,12)	-	-	1843,5	
III	-7,09 (1,07)	-0,28 (0,14)	1,21 (0,42)	-	$10^{-6}$ (0,079)	-	1843,6	
IV	→ II							
V	$\beta_{01}$ -6,01 (1,30)	$\beta_{02}$ -7,07 (1,08)	-0,27 (0,14)	1,20 (0,44)	-	-	0,21 (0,29)	1843,1
Arbeidsledige menn (245 observasjoner)								
I	-5,97 (1,16)	0,05 (0,15)	1,29 (0,47)	-	-	-	2030,0	
II	-5,05 (1,34)	0,04 (0,14)	1,11 (0,47)	0,88 (0,10)	-	-	2028,8	
III	-5,83 (1,24)	0,05 (0,15)	1,27 (0,49)	-	0,05 (0,07)	-	2029,5	
IV	→ II							
V	$\beta_{01}$ -4,94 (1,33)	$\beta_{02}$ -6,06 (1,27)	0,04 (0,16)	1,25 (0,52)	-	-	0,44 (0,20)	2027,2

Tabell 4. Parameterestimater og asymptotiske standardavvik for hhv. arbeidsledige kvinner og menn i alderen 50-59 år.

Modell	Konstant $\beta_0$	log(arb. led.andel) $\beta_1$	log(utd. lengde) $\beta_2$	$\alpha$	$\sigma^2$	q	-2logL
Arbeidsledige kvinner (65 observasjoner)							
I	-10,86 (3,34)	-0,33 (0,36)	2,81 (1,22)	-	-	-	461,7
II	-11,32 (4,90)	0,34 (0,37)	2,93 (1,53)	1,03 (0,26)	-	-	461,7
III	-10,86 (3,36)	-0,33 (0,36)	2,81 (1,23)	-	$10^{-6}$ (0,13)	-	461,7
IV	→ II						
V	→ I						
Arbeidsledige menn (58 observasjoner)							
I	-7,96 (3,56)	0,09 (0,34)	2,42 (1,38)	-	-	-	436,5
II	-8,39 (4,65)	0,10 (0,35)	2,54 (1,64)	1,04 (0,24)	-	-	436,4
III	-7,96 (3,58)	0,09 (0,56)	2,42 (1,52)	-	$10^{-6}$ (0,066)	-	436,4
IV	-9,82 (8,25)	0,11 (0,41)	2,86 (2,77)	1,29 (1,48)	0,16 (0,67)	-	436,3
V	→ I						

På grunn av store relative standardavvik i resultatene for kvinner og menn i alderen 50-59 år, vil vi avstå fra å kommentere parameterestimaterne for denne aldersgruppa.

Estimatene i tabellene 1-3 ovenfor viser at det er negativ sammenheng mellom sannsynligheten for å gå ut av arbeidsledighet og arbeidsledighetsandelen for kvinnene. Denne sammenhengen viser at en økning av arbeidsledighetsandelen for kvinner på 1 prosent vil redusere sannsynligheten for å forlate arbeidsledigheten med ca. 0,25 prosent for alle kvinner uansett alder. For mennene gjør det seg gjeldende en tilsvarende effekt for alders-

gruppa 20-29 år, mens estimatene for menn i alderen 16-19 år er positive men ikke signifikant forskjellige fra 0. Det gjør seg altså ikke gjeldende noen effekt av arbeidsledighetsandelen på sannsynligheten for å forlate arbeidsledigheten for menn tilhørende disse to aldersgruppene. Det er ellers verdt å legge merke til at styrken på sammenhengen i hver av de 8 persongruppene er den samme uansett hvilken modell som blir benyttet.

Som ventet finner vi en positiv sammenheng mellom utdanningslengde og sannsynligheten for å gå ut av arbeidsledighet. Effekten av utdanningslengde er størst for både kvinner og menn i alderen 20-29 år. For disse aldersgruppene viser resultatene at avgangssannsynligheten fra arbeidsledighet øker med 22-29 prosent ved en økning av utdanningslengden på 10 prosent (ca. ett år). Forklaringen på at utdanning har mindre effekt for personer i alderen 16-19 år (spesielt kvinner), kan være at tilbudet av jobber først øker betydelig når de arbeidsledige har utdanning utover videregående skole. Arbeidsledige kvinner og menn i alderen 30-49 år har også mindre gevinst av å øke utdanninga sammenliknet med personer i alderen 20-29 år.

Verdiene til  $-2\log L$  og de tilhørende sannsynlighetsknotene i tabellene 1-4, indikerer at det for kvinner i alderen 30-49 år og for menn i alderen 20-49 år er ingen varighetsavhengighet ( $\alpha$  ikke signifikant forskjellig fra 1) og ingen uobserverbar heterogenitet ( $\sigma^2$  ikke signifikant større enn 0). For menn i alderen 16-19 år og for kvinner i alderen 16-29 år tyder resultatene på at vi har ytterligere heterogenitet utover det som blir beskrevet av variablene utdanningslengde og arbeidsledighetsandel. Sannsynlighetsknotene som kan avledes fra tabell 1, viser at en binomisk blanding av eksponensielle fordelinger gir den beste beskrivelsen av den uobserverte heterogeniteten. Dette betyr at personer som er like med hensyn på observerte kjennetegn, kan tilhøre to forskjellige grupper med ulik tilbøyelighet til å forlate arbeidsledigheten. I den tilhørende observerte fordelingen av varigheter, vil det derimot fortone seg som om det eksisterer negativ varighetsavhengighet, dvs. vi ville feilaktig påstå at sannsynligheten for å forlate arbeidsledigheten avtar med økende varighet i arbeidsledighet. I stedet indikerer resultatene i tabellene 1-4 at de arbeidsledige personene har konstante men forskjellige sannsynligheter for å forlate arbeidsledigheten, avhengig av utdanning, lokale arbeidsmarkedsforhold og delvis uobserverte variable.

#### 4.2. Individuelle avgangssannsynligheter

Avgangssannsynligheten gitt ved (3.4) kan tolkes som sannsynligheten for å forlate arbeidsledigheten i løpet av en uke for en arbeidsledig person med verdien  $x$  på observerte kovariable og verdien  $v$  på uobserverbare kovariable. I kapittel 4.1 drøftet vi hvilke effekter hhv. utdanning og lokale etterspørselsforhold hadde på avgangssannsynligheten fra arbeidsledighet for personer i hver av de 3 yngste gruppene for hhv. kvinner og menn. For gitte verdier av utdanningslengde og arbeidsledighetsandel skal vi i dette kapitlet studere hvordan avgangssannsynligheten varierer med kjønn og alder. På grunn av uobserverbar heterogenitet, må vi for kvinner i alderen 16-29 år og for menn i alderen 16-19 år dele de gruppene som blir bestemt ved ulike kombinasjoner av utdanningslengde og arbeidsledighetsandel ytterligere opp i to. Når vi kontrollerer for regional kjønns-spesifikk arbeidsledighetsandel og utdanningslengde så viser derfor resultatene av analysen at vi både for yngre kvinner og menn har to latente klasser av arbeidsledige. I tabell 5 forekommer det derfor to sett med avgangssannsynligheter ((i) og (ii)) for 16-19 år gamle menn og for 16-19 og 20-29 år gamle kvinner. Oppdelingen i de to latente klassene kan skyldes forskjeller i motivasjon. Siden dette er en uobserverbar variabel, ville vi i så fall ikke kunne identifisere de to latente klassene selv om vi hadde tilgang på mer informative data enn AKU-data.

Tabell 5. Ukentlig avgangssannsynlighet fra arbeidsledighet etter kjønn, alder, utdanningslengde og arbeidsledighetsandel.

Kjønn		Kvinner						Menn					
Alder		16-19		20-29		30-49		16-19		20-29		30-49	
		(i)	(ii)	(i)	(ii)			(i)	(ii)				
Arbeidsledighetsandel	Utdanningslengde												
0,02	9	0,16	0,05	0,05	0,02	0,04	0,13	0,04	0,05	0,04			
	14	-		0,16	0,06	0,06	-		0,12	0,06			
	18	-		0,30	0,12	0,08	-		0,20	0,09			
0,04	9	0,13	0,04	0,04	0,02	0,03	0,14	0,04	0,04	0,04			
	14	-		0,13	0,05	0,05	-		0,09	0,06			
	18	-		0,26	0,10	0,07	-		0,16	0,09			



Selv om to arbeidsledige kvinner i alderen 16-19 år med ungdomsskole som avsluttet utdanning bor i kommuner med like stor andel av kvinnene som registrerte arbeidsledige, så kan de to ifølge tabell 5 ha vidt forskjellige tilbøyeligheter til å forlate arbeidsledigheten. Forklaringen på dette er at de to kan ha forskjellige verdier på utelatte variable som enten har betydning for tilgangen på jobbtilbud, størrelsen på tilbudt lønn eller for preferansene til de arbeidsledige. Hvis vi nå tar for oss den delen av de yngste arbeidsledige som har lavest tilbøyelighet til å forlate arbeidsledigheten, så viser tabell 5 at personer tilhørende denne gruppa har samme avgangssannsynlighet fra arbeidsledighet som personer i alderen 20-49 år med 9-årig utdanning. Den samme stabiliteten etter alder gjør seg ikke gjeldende hverken når utdanningslengden er 14 år eller 18 år. Vi ser at menn i alderen 20-29 år har dobbel så stor avgangssannsynlighet som menn i alderen 30-49 år når vi forutsetter at de har like lang og minst 14 års utdanning. En mulig forklaring på disse forskjellene er at arbeidssøkende menn i alderen 20-29 år får flere jobbtilbud enn eldre arbeidssøkere med like lang utdanning. I mange tilfeller vil dette dreie seg om menn med nylig avsluttet utdanning. Den relativt høye avgangssannsynligheten for menn i alderen 50-59 år, kan derimot skyldes lave reservasjonslønner. Dette er personer som stort sett har lavere faste utgifter (f.eks. boustgifter) enn yngre personer i etableringsfasen. De kan derfor være villige til å akseptere lavere lønninger enn yngre personer.

Av tabell 5 kan vi dessuten se at det for kvinner gjør seg gjeldende tilsvarende forskjeller etter alder som de vi fant for mennene.

#### 4.3. Forventet varighet av arbeidsledighet

Fra (3.6) finner vi at elastisiteten av forventet varighet med hensyn på  $z_1$  (utdanningslengde) og  $z_2$  (arbeidsledighetsandel) er gitt ved

$$(4.4) \quad \frac{\partial \log \mu}{\partial \log z_i} = - \frac{\beta_i}{\alpha}, \quad i = 1, 2.$$

I modellen uten varighetsavhengighet ( $\alpha=1$ ) følger det da fra (4.1) og (4.4) at elastisitetene for hhv. intensitetsfunksjonen og forventet varighet er like i absoluttverdi.

Ovenfor fant vi at utdanningslengde hadde en betydelig effekt på

avgangintensiteten fra arbeidsledighet både for kvinner og menn, mens lokale etterspørselsforhold representert ved arbeidsledighetsandelen var av mindre betydning for kvinnene og stort sett uten betydning for mennene. Disse sammenhengene er også reflektert av elastisitetene for forventet varighet av arbeidsledighet mhp. utdanningslengde og arbeidsledighetsandel, se tabellene 6-9. Legg merke til at elastisitetene for forventet varighet endrer seg lite med valg av underliggende modell, bortsett fra elastisiteten av varighet mhp. utdanningslengde for kvinner og menn i alderen 16-19 år. Resultatene for aldersgruppa 50-59 år er svært usikre og må derfor tolkes med varsomhet.

Tabell 6. Elastisiteter for forventet varighet av arbeidsledighet med hensyn på utdanningslengde og arbeidsledighetsandel. Kvinner og menn i alderen 16-19 år.

Modell	Utdanningslengde	Arbeidsledighetsandel
Arbeidsledige kvinner		
I	-0,98	0,26
II	-1,09	0,26
III	-1,28	0,25
IV	-1,39	0,25
V	-0,96	0,26
Arbeidsledige menn		
I	-2,54	-
II	-2,19	-
III	-2,04	-
IV	-2,04	-
V	-1,60	-

Tabell 7. Elastisiteter for forventet varighet av arbeidsledighet med hensyn på utdanningslengde og arbeidsledighetsandel. Kvinner og menn i alderen 20-29 år.

Modell	Utdanningslengde	Arbeidsledighetsandel
Arbeidsledige kvinner		
I	-2,40	0,27
II	-2,48	0,24
III	-2,58	0,24
IV	-2,65	0,21
V	-2,64	0,21
Arbeidsledige menn		
I	-2,16	0,30
II	-2,17	0,30
III	-2,21	0,32
IV	-2,17	0,30
V	-2,20	0,29

Tabell 8. Elastisiteter for forventet varighet av arbeidsledighet med hensyn på utdanningslengde og arbeidsledighetsandel. Kvinner og menn i alderen 30-49 år.

Modell	Utdanningslengde	Arbeidsledighetsandel
Arbeidsledige kvinner		
I	-1,21	0,28
II	-1,20	0,28
III	-1,21	0,28
IV	-1,20	0,28
V	-1,21	0,28
Arbeidsledige menn		
I	-1,29	-
II	-1,26	-
III	-1,27	-
IV	-1,26	-
V	-1,25	-

Tabell 9. Elastisiteter for forventet varighet av arbeidsledighet med hensyn på utdanningslengde og arbeidsledighetsandel. Kvinner og menn i alderen 50-59 år.

Modell	Utdanningslengde	Arbeidsledighetsandel
Arbeidsledige kvinner		
I	-2,81	0,33
II	-2,84	0,33
III	-2,81	0,33
IV	-2,84	0,33
V	-2,81	0,33
Arbeidsledige menn		
I	-2,42	-
II	-2,44	-
III	-2,42	-
IV	-2,22	-
V	-2,42	-

#### 4.4. Sesongvariasjon

Som det framgår av appendiks B, er de estimerte varighetsmodellene basert på forutsetningen om at de ukentlige innstrømningsratene til arbeidsledighet er konstante i perioden 1983-1984. Vi har ikke hatt tilgang på data som har gjort det mulig å foreta en direkte test av denne forutsetningen. I stedet skal vi benytte de tilgjengelige AKU-data til å foreta en indirekte test. Vi vil da basere oss på antakelsen om at sesongvariasjoner i innstrømningsraten vil reflekteres i varighetsfordelingen.

For å teste om tidspunktet for starten på arbeidsledighetsoppholdet har betydning for varigheten som arbeidsledig, skal vi benytte en generalisert versjon av modell I, gitt ved

$$(4.5) \quad \log \theta(t|x) = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \sum_{j=1}^4 \alpha_j u_j$$

$$\text{der} \quad u_j = \begin{cases} 1 & \text{hvis oppholdet som arbeidsledig startet i kvartal } j \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Modell (4.5) er følgelig en generalisert versjon av den eksponentielle varighetsmodellen der sesongvariasjon er inkludert. Estimeringsresultatene for de enkelte aldersgruppene for hhv. kvinner og menn er gitt i tabell 10.

Tabell 10. Parameterestimat og asymptotiske standardavvik for en varighetsmodell med sesongkomponenter for hhv. kvinner og menn etter alder.

Populasjon	Sesongkomponenter				log (arb. led. andel)	log (utd. leng- de)	-2logL
	Kvartal 1	Kvartal 2	Kvartal 3	Kvartal 4			
	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\alpha_4$	$\beta_1$	$\beta_2$	
<b>Kvinner</b>							
16-19 år	-5.67 (2.03)	-5.84 (2.07)	-5.92 (2.03)	-5.96 (2.06)	-0.26 (0.13)	1.03 (0.87)	1115.0
20-29 år	-9.63 (1.10)	-9.65 (1.12)	-9.86 (1.12)	-9.68 (1.13)	-0.28 (0.12)	2.43 (0.49)	2091.8
30-49 år	-7.09 (1.07)	-7.13 (1.07)	-7.11 (1.05)	-7.14 (1.08)	-0.28 (0.14)	1.22 (0.48)	1843.5
<b>Menn</b>							
16-19 år	-7.39 (2.40)	-7.00 (2.43)	-7.09 (2.43)	-7.23 (2.41)	0.15 (0.17)	2.19 (1.03)	1262.2
20-29 år	-8.99 (1.19)	-8.82 (1.21)	-8.82 (1.21)	-8.72 (1.20)	-0.28 (0.16)	2.11 (0.48)	2158.1
30-49 år	-5.91 (1.16)	-6.04 (1.17)	-6.13 (1.18)	-6.10 (1.16)	-0.05 (0.15)	1.32 (0.47)	2028.4

Resultatene i tabell 10 viser at varigheten som arbeidsledig ikke avhenger av hvilket kvartal ledigheten startet i; sesongkomponentene innenfor hver av aldersgruppene, både for menn og kvinner, er tilnærmet like. Dermed blir også estimatene for effekten av hhv. utdanningslengde og regional arbeidsledighet tilnærmet lik de vi har funnet før, jamfør tabellene 1-3.

## APPENDIKS A

### SPESIFIKASJON AV EN SØKETEORETISK MODELL

I dette kapitlet skal vi redegjøre for oppbyggingen av en søkteoretisk modell for varigheten av arbeidsledighet. Modellen er basert på at individene maksimerer livstidsinntekten under følgende forutsetninger:

- Individene diskonterer framtidige inntekter og utgifter med en gitt rentesatsrate  $\rho$ .
- Individene lever evig.
- Bare individer uten jobb kan være jobbsøkere.
- Kostnadene ved å søke etter jobb i et lite tidsintervall  $\Delta t$  er  $c\Delta t$ .
- Sannsynligheten for å motta et jobbtilbud i et lite tidsintervall  $\Delta t$  er  $\lambda\Delta t$ , mens sannsynligheten for å motta to eller flere jobbtilbud i intervallet  $\Delta t$  er neglisjerbar.
- Til hvert jobbtilbud er det knyttet en timelønn ( $W$ ), som individene forutsetter å kjenne fordelingen ( $H$ ) til.
- Et avslått jobbtilbud vil senere ikke være tilgjengelig.
- Et akseptert jobbtilbud blir beholdt for resten av livet.

La  $V$  være nytten av å søke etter jobb. Ved å bruke standard argument for dynamisk programmering (se Heckman & Singer (1982)), får vi

$$(1) \quad V = -\frac{c\Delta t}{1+\rho\Delta t} + \frac{(1-\lambda\Delta t)V}{1+\rho\Delta t} + \frac{\lambda\Delta t}{1+\rho\Delta t} E \max\left\{\frac{W}{\rho}, V\right\} + o(\Delta t)$$

der  $W$  har fordeling  $H$  og  $E$  er forventningsoperatoren.

Det første leddet på høyre side av (1) er de diskonterte kostnadene ved å søke i intervallet  $\Delta t$ . Det andre leddet er sannsynligheten for ikke å motta et jobbtilbud multiplisert med den diskonterte nytten av å søke etter jobb i slutten av intervallet  $\Delta t$ . Det tredje leddet er produktet av sannsynligheten for å motta et jobbtilbud og diskontert forventet verdi av maksimum av valget mellom å akseptere det mottatte jobbtilbudet (med neddiskontert verdi  $X/q$ ) eller å fortsette jobbsøkingen (med nåverdi  $V$ ).

Ved å ordne (1) på en bestemt måte og la  $\Delta t \rightarrow 0$  får vi

$$(2) \quad (\lambda + q)V = -c + \lambda \left[ \frac{1}{q} EWI(W) + VE(1-I(W)) \right]$$

$$\text{der } I(W) = \begin{cases} 1 & \text{hvis } W > qV, \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Siden

$$EWI(W) = \int_{qV}^{\infty} w dH(w)$$

og

$$EI(W) = 1 - H(qV)$$

får vi ved innsetting i (2)

$$(3) \quad c + qV = \frac{\lambda}{q} \int_{qV}^{\infty} (w - qV) dH(w)$$

som bestemmer reservasjonslønnen  $qV$ .

For at en arbeidssøker (arbeidsledig) skal gå over i arbeid i løpet av et lite tidsintervall  $\Delta t$ , må han/hun motta et jobbtilbud (en begivenhet med sannsynlighet  $\lambda \Delta t$ ), og samtidig må tilbudt lønn for jobben overstige individets reservasjonslønn (en begivenhet med sannsynlighet  $1 - H(qV)$ ), der reservasjonslønnen er gitt ved (3). Av dette følger det at sannsynligheten for å forlate arbeidsledigheten i et lite tidsintervall  $\Delta t$ ,  $\theta \Delta t$ , er gitt ved

$$(4) \quad \theta \Delta t = \lambda(1-H(\rho V))\Delta t.$$

Den stasjonære søkemodellen (1) gir altså opphav til en varighetsmodell med konstant intensitet  $\theta$ . I en slik modell er sannsynligheten for å forlate arbeidsledigheten uavhengig av hvor lenge individet har vært arbeidsledig, dvs. vi har ingen varighetsavneighet.

Ved å kreve at modellen skal reflektere at individene har endelige liv, så blir modellen ikke-stasjonær. En slik modell stiller betydelig større krav til datatilfang (longitudinelle data), samtidig som det oppstår formidable beregningsmessige problemer (se Heckman og Singer (1982)).

La nå  $\gamma = \rho V$ ,  $\bar{H}(\gamma) = 1-H(\gamma)$  og  $h(\gamma) = \partial H(\gamma)/\partial \gamma$ . Ved å derivere optimalitetsbetingelsen (3) partielt mhp.  $c$  og  $\lambda$  og videre derivere  $\theta$  i (4) mhp.  $\lambda$  og  $\gamma$ , finner vi følgende elastisiteter for reservasjonslønnen  $\gamma$  og for sannsynligheten for å forlate arbeidsledigheten  $\theta$ ,

Reservasjonslønn  
mhp. jobbtilbuds-  
sannsynligheten

$$\frac{\partial \log \gamma}{\partial \log \lambda} = \frac{\gamma + c}{\gamma(1+\theta/\rho)}$$

Reservasjonslønn  
mhp. søkekostnad

$$\frac{\partial \log \gamma}{\partial \log c} = - \frac{c}{\gamma(1+\theta/\rho)}$$

Avgangssannsynligheten  
fra arbeidsledighet  
mhp. jobbtilbuds-  
sannsynligheten

$$\frac{\partial \log \theta}{\partial \log \lambda} = 1 - \frac{h(\gamma)(\gamma+c)}{\bar{H}(\gamma)(1+\theta/\rho)}$$

Avgangssannsynligheten  
fra arbeidsledighet  
mhp. søkekostnad

$$\frac{\partial \log \theta}{\partial \log c} = \frac{h(\gamma)c}{\bar{H}(\gamma)(1+\theta/\rho)}$$

Av uttrykkene for elastisitetene får vi følgende ulikheter;

$$0 \leq \frac{\partial \log \gamma}{\partial \log \lambda} \leq 1$$

$$0 \leq \frac{\partial \log \gamma}{\partial \log c} \leq 1$$



$\partial \log c$ 

og

$$\frac{\partial \log \theta}{\partial \log c} \leq 0 .$$

Vi ser at begge reservasjonslønns-elasticitetene er positive og aldri overskrider 1, mens elasticiteten for avgangssannsynligheten fra arbeidsledighet mhp. søkekostnaden er negativ. På den andre siden kan vi altså ikke, på et rent teoretisk grunnlag, fastsette effekten av en økning i jobbtilbudssannsynligheten på avgangssannsynligheten fra arbeidsledighet. Fra (4) ser vi at en økning av  $\lambda$  har en direkte positiv effekt på  $\theta$ , men samtidig forårsaker en økt  $\lambda$  til en økt reservasjonslønn og dermed til en reduksjon av  $\theta$ . Lancaster og Chesher (1983) har tallfestet disse 4 elasticitetene ved hjelp av data om reservasjonslønn og akseptert lønn, framkommet som svar på to spørsmål i en intervjuundersøkelse.

## APPENDIKS B

## OBSERVASJONSPLANER OG TILHØRENDE LIKELIHOOD-FUNKSJONER

Det fins selvfølgelig en rekke observasjonsplaner for varighetsdata. Den mest tiltrekkende observasjonsplanen gir fullførte varigheter i arbeidsledighet for individer som ble arbeidsledige i samme periode. I dette tilfellet er den betingede fordelingen av observerte varigheter (likelihood-funksjonen) gitt ved

$$(5) \quad L_i = \prod_{i=1}^n f(t_i | x_i)$$

der  $f(t_i | x_i)$  er den betingede tettheten for varigheten som arbeidsledig for individ  $i$  gitt vektoren av observerte kovariable  $x_i$ .

Data med fullførte varigheter er bare unntaksvis tilgjengelig. I de fleste land er observasjonsplanene fortsatt av en slik art at de bare produserer ufullstendige varighetsdata. En analyse av arbeidsledighetens varighet utført av Lancaster (1979) er basert på ufullstendige varighetsdata. De aktuelle observasjonene er basert på et utvalg av arbeidsledige, som både blir intervjuet på trekketidspunktet og noen (la oss si  $h$ ) uker seinere. I løpet av de  $h$  ukene har den arbeidsledige funnet en jobb eller han/hun er fortsatt arbeidsløs. Sannsynligheten for at individ  $i$  fortsatt er arbeidsløs  $h$  uker etter første intervjutidspunkt, gitt at han/hun hadde vært arbeidsledig i  $t_i$  uker på første intervjutidspunkt, er lik

$$\frac{1 - F(t_i + h | x_i)}{1 - F(t_i | x_i)}$$

mens sannsynlighetstettheten for at individ  $i$  går over i arbeid  $s_i$  ( $s_i < h$ ) uker etter det første intervjutidspunktet er gitt ved

$$\frac{f(t_i + s_i | x_i)}{1 - F(t_i | x_i)}$$

La  $n_1$  og  $n_2$  være hhv. antallet av personer i utvalget som ikke får og som får jobb før siste intervjutidspunkt. Da er likelihood-funksjonen gitt  $t$  og  $x$  for denne observasjonsplanen gitt ved

$$(6) \quad L_2 = \prod_{i=1}^{n_1} \frac{1 - F(t_i + h | x_i)}{1 - F(t_i | x_i)} \prod_{i=1}^{n_2} \frac{f(t_i + s_i | x_i)}{1 - F(t_i | x_i)}$$

Hvis en derimot ikke vet når individet får jobb ( $s$  ukjent), men bare at avgangen fra arbeidsledighet skjer i perioden mellom de to intervjuene, så er den betingede likelihood-funksjonen gitt ved

$$(7) \quad L_3 = \prod_{i=1}^{n_1} \frac{1 - F(t_i + h | x_i)}{1 - F(t_i | x_i)} \prod_{j=1}^{n_2} \frac{F(t_j + h | x_j) - F(t_j | x_j)}{1 - F(t_j | x_j)}$$

Legg merke til at observasjonsplanene som leder til de betingede likelihood-funksjonene  $L_2$  og  $L_3$ , gir oss tilstrekkelig informasjon til å estimere varighetsfordelingen  $F(\cdot | x_i)$  uten å innføre forutsetninger om innstrømningsraten til arbeidsledighet.

Den vanligste observasjonsplanen tar utgangspunkt i beholdningen av arbeidsledige på et gitt tidspunkt ( $s_0$ ), og måler varigheten av ledighetsoppholdet fram til og med intervjutidspunktet ( $s_1$ ) for et utvalg eller eventuelt hele beholdningen av arbeidsledige. Denne observasjonsplanen ligger også til grunn for de data som blir analysert i denne rapporten. Det kan vises, se f.eks. Aaberge (1987), at sannsynlighetstettheten  $g(t_i | x_i)$  for den observerte, ufullførte varigheten som arbeidsledig for individ  $i$  er gitt ved

$$(8) \quad g(t_i | x_i) = \frac{1 - F(t_i | x_i)}{\int_{-\infty}^{s_0} [1 - F(s_0 - s | x_i)] k(s, x_i) ds}$$

der  $k(\cdot, x_i)$  er den ukentlige innstrømningsraten gitt  $x_i$ .

Fra (8) ser vi at det er en komplisert sammenheng mellom den fordelingen vi ønsker å studere, fordelingen av fullførte varigheter ( $F$ ), og den observerte fordelingen av ufullførte varigheter ( $g$ ). For å bestemme  $F$  fra (8), kreves det i tillegg informasjon om innstrømningsraten  $k$ . Siden vi ikke har hatt tilgang på nødvendig informasjon om  $k$ , har vi i stedet benyttet standardforutsetningen om konstant ukentlig innstrømningsrate, se

f.eks. Nickell (1979) og Kooreman og Ridder (1983). Dette leder til følgende enkle sammenheng mellom  $F$  og  $g$ ,

$$(9) \quad g(t_i | x_i) = \frac{1 - F(t_i | x_i)}{\mu(x_i)}$$

$$\text{der} \quad \mu(x_i) = E(T|x_i) = \int_0^{\infty} [1 - F(s|x_i)] ds.$$

Likelihood-funksjonen for våre data,  $n$  observasjoner med ufullførte varigheter, er da gitt ved

$$L_4 = \prod_{i=1}^n g(t_i | x_i),$$

der  $g$  er gitt ved (9)

Fra drøftingen av resultatene i kapittel 4, går det fram at vi har valgt ut fem modellklasser for  $F$  og estimert hver av disse på grunnlag av de foreliggende data med ufullførte varigheter. De fem modellene leder fram til følgende spesifikasjoner av  $g$ ,

$$\text{Modell I.} \quad g(t|x) = e^{\beta x} \cdot \exp[-te^{\beta x}],$$

$$\text{Modell II.} \quad g(t|x) = \frac{\alpha e^{\beta x/\alpha}}{\Gamma(1/\alpha)} \exp[-t^\alpha e^{\beta x}],$$

$$\text{Modell III.} \quad g(t|x) = e^{\beta x(1-\sigma^2)} [1 + \sigma^2 t e^{\beta x}]^{-1/\sigma^2},$$

$$\text{Modell IV.} \quad g(t|x) = \frac{\alpha [\sigma^2 e^{\beta x}]^{1/\alpha}}{B(1/\alpha, 1/\sigma^2 - 1/\alpha)} [1 + \sigma^2 t^\alpha e^{\beta x}]^{-1/\sigma^2}$$

$$\text{der} \quad B(1/\alpha, 1/\sigma^2 - 1/\alpha) = \frac{\Gamma(1/\alpha)\Gamma(1/\sigma^2 - 1/\alpha)}{\Gamma(1/\sigma^2)},$$

Modell V. 
$$g(t|x) = \frac{q}{\mu(x)} \exp[-te^{\beta_{01} + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2}] + \frac{1-q}{\mu(x)} \exp[-te^{\beta_{02} + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2}]$$

der 
$$\mu(x) = qe^{-(\beta_{01} + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2)} + (1-q)e^{-(\beta_{02} + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2)}$$

## R E F E R A N S E R

- Bjørklund, A. (1978): "On the Duration of unemployment in Sweden, 1965-1976". *Scandinavian Journal of Economics*, 83, 167-183.
- Eriksson, T. (1985): "Some Investigations into Finnish Unemployment Dynamics". Research Report, Åbo Akademi.
- Heckman, J. and B. Singer (1982): "The Identification Problem in Econometric Models for Duration Data". In: *Advances in Econometrics*, W. Hildenbrand (ed.), Cambridge University Press, pp. 39-77.
- Heckman, J. and B. Singer (1984): "A Method for Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data". *Econometrica*, Vol. 52, No. 2.
- Kiefer, N. and G. Neumann (1979): "An Empirical Job Search Model with a Test of the Constant Reservation Wage Hypothesis". *Journal of Political Economy*, pp. 69-82.
- Kooreman, P. and G. Ridder (1983): "The Effects of Age and Unemployment Percentage on the Duration of Unemployment". *European Economic Review* 20, 41-57.
- Lancaster, T. (1979): "Econometric Methods for the Duration of Unemployment". *Econometrica*, Vol. 47, No. 4, 939-956.
- Lancaster, T. and S. Nickell (1980): "The Analysis of Re-employment Probabilities for the Unemployed". *Journal of the Royal Statistical Society, A*, 141-165.
- Lancaster, T. and A. Chester (1983): "An Econometric Analysis of Reservation Wages". *Econometrica*, Vol. 51, No. 6.
- Nickell, S. (1979): "Estimating the Probability of Leaving Unemployment". *Econometrica*, Vol. 47, No. 4, 1249-1264.
- Salant, S.W. (1977): "Search Theory and Duration Data: A Theory of Sorts". *Quarterly Journal of Economics*, 91, 39-57.
- Aaberge, R. (1987): "Statistisk beskrivelse av arbeidsledighetens lengde, 1973-85". Upublisert manuskript.

UTKOMMET I SERIEN RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ ETTER 1. JULI 1986 (RAPP)  
ISSN 0332-8422

Issued in the series Reports from the Central Bureau of Statistics since 1 July 1986 (REP)

- Nr. 86/4 Nordmenns ferievaner 1970-1982/Jon Teigland. 1986-114s. 30 kr  
ISBN 82-537-2336-9
- 86/5 Reklame og informasjonsendringer i postkassen. 1986-54s. 25 kr ISBN 82-537-2310-5
- 86/6 Planregnskap for Aust-Agder 1986-1997. 1986-80s. 25 kr ISBN 82-537-2349-0
- 86/7 Yrkesaktivitet og familietilhørighet Geografiske variasjoner/Ole Ragnar Langen. 1987-56s. 25 kr ISBN 82-537-2324-5
- 86/8 Punktsamling som grunnlag for regional arealbudsjettering/Øystein Engebretsen. 1986-52s. 25 kr ISBN 82-537-2347-4
- 86/9 Kvalitetsklassifisering av jordbruksareal i arealregnskapet/Øystein Engebretsen. 1986-59s. 25 kr ISBN 82-537-2348-2
- 86/10 Varestrømmer mellom fylker/Frode Finsås og Tor Skoglund. 1986-72s. 25 kr  
ISBN 82-537-2342-3
- 86/11 Statistikk for tettsteder. 1986-107s. 40 kr ISBN 82-537-2362-8
- 86/12 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Årene 1970-1986. 1986-81s. 25 kr ISBN 82-537-2356-3
- 86/13 VAR Statistikk for vannforsyning, avløp og renovasjon Analyse av VAR-data. Hefte II. Avløpsrensaneanlegg/Frode Brunvoll. 1986-92s. 25 kr ISBN 82-537-2360-1
- 86/14 Gifte kvinners arbeidstilbud, skatter og fordelingsvirkninger/John Dagsvik, Olav Ljones, Steinar Strøm med flere. 1986-88s. 25 kr ISBN 82-537-2377-6
- 86/15 Enslige forsørgere Eksisterende offisiell statistikk Datagrunnlag for framtidig trygdestatistikk/Grete Dahl og Ellen J. Amundsen. 1986-78s. 30 kr  
ISBN 82-537-2369-5
- 86/16 Forbruk av fisk 1984. 1986-46s. 25 kr ISBN 82-537-2367-9
- 86/17 MODIS IV Detaljerte virkningstabeller for 1985. 1986-274s. 45 kr  
ISBN 82-537-2371-7
- 86/18 Norden og strukturendringene på verdensmarkedet En analyse av de nordiske lands handel med hverandre og med de øvrige OECD-landene 1961-1983/Jan Fagerberg. 1986-125s. 30 kr ISBN 82-537-2381-4
- 86/19 Flytting over fylkesgrenser 1967-79 Regresjonsberegninger av arbeidsmarkedets, boligbyggingens og utdanningstilbudets virkning på flyttinger mellom fylkene/Jon Inge Lian. 1986-66s. 25 kr ISBN 82-537-2382-2
- 86/20 Totalregnskap for fiske- og fangstnæringen 1981-1984. 1986-46s. 20 kr  
ISBN 82-537-2384-9
- 86/21 Straffbares sosiale bakgrunn 1980-1981/Berit Otnes. 1986-52s. 25 kr  
ISBN 82-537-2388-1
- 86/22 Framskrivning av befolkningen etter kjønn, alder og ekteskapelig status 1985-2050/Øystein Kravdal. 1986-132s. 25 kr ISBN 82-537-2387-3
- 86/23 Evaluering av kvartar En makroøkonomisk modell/Morten Jensen og Vidar Knudsen. 1986-79s. 25 kr ISBN 82-537-2390-3
- 86/24 Produksjonstilpasning, kapitalavkastningsrater og kapitalslitstruktur/Erling Holmøy og Øystein Olsen. 1987-56s. 25 kr ISBN 82-537-2391-1
- 86/25 Aktuelle skattetall 1986 Current Tax Data. 1986-52s. 20 kr ISBN 82-537-2397-0

- Nr. 86/26 Kapasitetsutnyttelse i norske næringer En KVARTS/MODAG-rapport/Ådne Cappelen og Nils-Henrik Mørk von der Fehr. 1986-124s. 30 kr ISBN 82-537-2400-4
- 86/27 Barnetall blant norske kvinner En paritetsanalyse på grunnlag av registerdata Fertility by Birth Order in Norway A Register Based Analysis/Helge Brunborg og Øystein Kravdal. 1986-120s. 30 kr ISBN 82-537-2405-5
  - 87/1 Naturressurser og miljø 1986 Energi, mineraler, fisk, skog, areal, vann, luft, radioaktivitet, miljø og levekår Ressursregnskap og analyser. 1987-115s. 40 kr ISBN 82-537-2404-7
  - 87/2 Folke- og boligtellingerne 1960, 1970 og 1980 Dokumentasjon av de sammenlignbare filene. 1987-266s. 55 kr ISBN 82-537-2416-0
  - 87/3 KVARTS-84 Modellbeskrivelse og teknisk dokumentasjon av 1984-versjonen av KVARTS/Einar Bowitz, Morten Jensen og Vidar Knudsen. 1987-87s. 40 kr ISBN 82-537-2441-1
  - 87/5 Grunnlag for ferieprognoser Analyse av ferieplaner og faktisk feriemønster/Hege Kitterød. 1987-55s. 40 kr ISBN 82-537-2444-6
  - 87/6 Holdninger til norsk utviklingshjelp 1986. 1987-73s. 40 kr ISBN 82-537-2491-8
  - 87/7 VAR Statistikk for vannforsyning, avløp og renovasjon Analyse av VAR-data Hefte III Avløpsledninger, Tilknytning til avløpsnett, Avløpsavgifter/Frode Brunvoll. 1987-67s. 40 kr ISBN 82-537-2485-3
  - 87/8 Framskrivning av tilgang på arbeidskraft i fylkene 1983-2003/Knut Ø. Sørensen. 1987-78s. 40 kr ISBN 82-537-2497-7
  - 87/9 Energisubstitusjon og virkningsgrader i MSG/Torstein Bye og Bente Vigerust. 1987-41s. 30 kr ISBN 82-537-2502-7
  - 87/10 Et økonomisk-demografisk modellsystem for regional analyse/Tor Skoglund og Knut Ø. Sørensen. 1987-58s. 30 kr ISBN 82-537-2503-5
  - 87/12 Virkninger på nordisk samhandel av en svensk devaluering/Sturla Henriksen. 1987-75s. 40 kr ISBN 82-537-2509-4
  - 87/13 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Årene 1970-1987. 1987-69s. 40 kr ISBN 82-537-2517-5
  - 87/16 Kommunehelsetjenesten Årsstatistikk for 1986. 1987-61s. 40 kr ISBN 82-537-2531-0





Pris kr 30,00

Publikasjonen utgis i kommisjon hos H. Aschehoug & Co. og  
Universitetsforlaget, Oslo, og er til salgs hos alle bokhandlere.

---

ISBN 82-537-2546-9  
ISSN 0332-8422