

# Arbejdsløshed og beskæftigelse – en empirisk analyse af individuel arbejdsmarkedsadfærd

Peter Jensen

Økonomisk Institut, Aarhus Universitet

*SUMMARY: The article analyses the dynamic labour market behaviour of individuals by looking at transitions between employment and unemployment. An empirical analysis is performed by using observations of individual labour market histories from the Danish labour market in the period 1979-80. The methods of survival analysis are used to estimate the hazard functions for the transitions. The results show that there is negative duration dependence in both the employment to unemployment transitions and the unemployment to employment transitions. Individual characteristics also play a role in determining the transition probabilities for a given individual.*

---

## 1. Indledning

I løbet af de seneste 10-15 år er interessen for arbejdsmarkedsforhold steget ganske væsentligt, og i særdeleshed har dynamiske og individorienterede aspekter af arbejdsmarkedet tiltrukket sig stor opmærksomhed. En stor del af såvel den teoretiske som den empiriske litteratur er koncentreret om at forklare og beskrive den individadfærd, der fører til bevægelser mellem forskellige arbejdsmarkedstilstande. I denne artikel præsenteres en empirisk analyse af individuelle bevægelser mellem arbejdsløshed og beskæftigelse på det danske arbejdsmarked.

Den store interesse for den dynamiske individadfærd på arbejdsmarkedet skyldes, at viden om hvilke faktorer, der bestemmer denne adfærd, er vigtig i en række sammenhænge. En sådan viden vil således give et godt grundlag for velfærdsanalyser og vil kunne forbedre vurderingen af arbejdsmarkedspolitiske tiltag. Hvis man eksempelvis ved, at bestemte grupper af personer er specielt udsatte for arbejdsløshed, vil det være muligt at udforme arbejdsmarkedspolitikken, således at der tages hensyn til dette. Empiriske analyser er en vigtig bestanddel i denne proces. De empiriske resultater, der lægges frem i denne artikel, er ikke fremkommet ved estimation af en strukturel økonomisk model eller som et test af en konkret økonomisk teori. Der er derimod tale om

---

Jeg vil gerne takke Peder J. Pedersen, Jan Beyer Schmidt-Sørensen, Nina Smith og Niels Westergård-Nielsen for nyttige kommentarer i forbindelse med udarbejdelsen af denne artikel. Der er modtaget finansiel støtte fra Statens Samfundsvidenskabelige Forskningsråd.

# Arbejdsløshed og beskæftigelse – en empirisk analyse af individuel arbejdsmarkedsadfærd

Peter Jensen

Økonomisk Institut, Aarhus Universitet

*SUMMARY: The article analyses the dynamic labour market behaviour of individuals by looking at transitions between employment and unemployment. An empirical analysis is performed by using observations of individual labour market histories from the Danish labour market in the period 1979-80. The methods of survival analysis are used to estimate the hazard functions for the transitions. The results show that there is negative duration dependence in both the employment to unemployment transitions and the unemployment to employment transitions. Individual characteristics also play a role in determining the transition probabilities for a given individual.*

---

## 1. Indledning

I løbet af de seneste 10-15 år er interessen for arbejdsmarkedsforhold steget ganske væsentligt, og i særdeleshed har dynamiske og individorienterede aspekter af arbejdsmarkedet tiltrukket sig stor opmærksomhed. En stor del af såvel den teoretiske som den empiriske litteratur er koncentreret om at forklare og beskrive den individadfærd, der fører til bevægelser mellem forskellige arbejdsmarkedstilstande. I denne artikel præsenteres en empirisk analyse af individuelle bevægelser mellem arbejdsløshed og beskæftigelse på det danske arbejdsmarked.

Den store interesse for den dynamiske individadfærd på arbejdsmarkedet skyldes, at viden om hvilke faktorer, der bestemmer denne adfærd, er vigtig i en række sammenhænge. En sådan viden vil således give et godt grundlag for velfærdsanalyser og vil kunne forbedre vurderingen af arbejdsmarkedspolitiske tiltag. Hvis man eksempelvis ved, at bestemte grupper af personer er specielt udsatte for arbejdsløshed, vil det være muligt at udforme arbejdsmarkedspolitikken, således at der tages hensyn til dette. Empiriske analyser er en vigtig bestanddel i denne proces. De empiriske resultater, der lægges frem i denne artikel, er ikke fremkommet ved estimation af en strukturel økonomisk model eller som et test af en konkret økonomisk teori. Der er derimod tale om

---

Jeg vil gerne takke Peder J. Pedersen, Jan Beyer Schmidt-Sørensen, Nina Smith og Niels Westergård-Nielsen for nyttige kommentarer i forbindelse med udarbejdelsen af denne artikel. Der er modtaget finansiel støtte fra Statens Samfundsvidenskabelige Forskningsråd.

estimation af reducerede former, der dækker over en underliggende økonomisk struktur,<sup>1</sup> og det er håbet herved at kunne bidrage til at afdække denne struktur.

I det følgende afsnit præsenteres nogle økonomiske teorier for individuel arbejdsmarkedsadfærd. Afsnit 3 beskriver de økonometriske metoder, der anvendes til at analysere bevægelser mellem arbejdsløshed og beskæftigelse. De data, der anvendes i den empiriske analyse, beskrives i afsnit 4. Afsnit 5 præsenterer de empiriske resultater, og disse diskuteres og fortolkes i relation til de økonomiske teorier. Endelig indeholder afsnit 6 nogle afsluttende bemærkninger.

## **2. Økonomiske teorier for individuel arbejdsmarkedsadfærd**

En lang række økonomiske teorier beskæftiger sig primært med at forklare individadfærd på arbejdsmarkedet. Det drejer sig bl. a. om modeller for arbejdsudbud, investering i »human capital«, jobsøgning, diskriminering og kontraktdannelse. Der vil i dette afsnit blive givet en oversigtsagtig gennemgang af de økonomiske teorier, der er relevante ved forklaringen af overgange mellem arbejdsløshed og beskæftigelse.<sup>2</sup> Disse teorier vil dels danne det teoretiske grundlag for den efterfølgende empiriske analyse og dels blive benyttet som en hensigtsmæssig ramme for fortolkning og diskussion af de empiriske resultater.

Langt den største del af de økonomiske teorier er partielle, idet de kun bidrager til forklaringen af en enkelt af overgangene mellem de forskellige arbejdsmarkedstilstande. Søgeteori udtaler sig således typisk kun om skift fra arbejdsløshed til beskæftigelse, mens matchteori og kontraktteori søger at forklare skift mellem forskellige job og skift fra beskæftigelse til arbejdsløshed. Inden for de seneste år er der imidlertid dukket en række teoretiske bidrag op, som samtidigt forklarer flere forskellige overgange ved at integrere elementer fra de partielle teorier.

Den grundlæggende ide i alle disse teorier, såvel de partielle som de mere fuldstændige, er, at det enkelte individ befinder sig i en situation, der er karakteriseret ved usikkerhed eller ufuldkommen information. Denne situation modelleres ved, at der til stokastisk bestemte tidspunkter indtræffer ligeledes stokastiske begivenheder. Individet antages at maksimere den forventede nutidsværdi af en fremtidig nyttestrøm. Formuleringen og løsningen af beslutningsproblemet under usikkerhed fører til stokastiske modeller, hvor de teoretiske resultater fra disse modeller vil være givet som sandsynlighedsudsagn.

Den teori, der har betydet mest for udviklingen af hele det mikroøkonomiske

---

1. Den empiriske analyse er således et led i den tradition, der er grundlagt af Lancaster og Nickell (1980).

2. For en mere fuldstændig oversigt over arbejdsmarkedsteori kan der henvises til Pedersen (1983) og Schmidt-Sørensen (1986).

teorifundament for den dynamiske arbejdsmarkedsadfærd, er uden tvivl søgeteorien. Her er beslutningstageren en arbejdsløs person, der antages at modtage information om ledige job i form af løntilbud. Disse løntilbud er stokastiske og bestemt af fordelingen  $F$ . Maksimeringsproblemet vil typisk føre til en beslutningsregel, der siger, at det første løntilbud, der er større end en »reservationsløn«, skal accepteres. Der vil dermed ske et skift fra arbejdsløshed til beskæftigelse.

I den simpleste udgave af søgemodellen benyttes forudsætninger (uendelig tidshorizont, konstant tilbudsintensitet  $\lambda$ , stationaritet), der fører til en reservationsløn  $r$ , der er konstant over tiden og altså ikke varierer med længden af søge- eller arbejdsløshedsperioden  $t$ . Dette medfører, at afgangsraten fra arbejdsløshedstilstanden også er konstant over tiden og lig med  $\lambda(1-F(r))$ . Implikationen af dette for den empiriske specifikation er, at varigheden af en afsluttet søgeperiode vil være eksponentialfordelt med forventet længde  $D = 1/(\lambda(1-F(r)))$ .

I mere generelle udgaver af søgemodeller modificeres forskellige af de restriktive antagelser, og dette leder typisk til, at reservationslønnen vil variere med varigheden af søgeperioden. Hovedparten af de søgemodeller, der findes i litteraturen, har en reservationsløn, der falder med stigende varighed, dvs. desto længere man har søgt efter et acceptabelt job, desto lavere sætter man sin reservationsløn. Med en konstant tilbudsintensitet for jobtilbuddene vil dette medføre, at afgangsraten fra arbejdsløshedstilstanden er voksende med stigende varighed, et fænomen der sædvanligvis benævnes positiv varighedsafhængighed. Ophæves imidlertid forudsætningen om, at tilbudsintensiteten er konstant, kan det stik modsatte resultat opnås. Generelt kan afgangsraten fra arbejdsløshed skrives som  $\lambda_t(1-F(r_t))$ , hvor både  $\lambda_t$  og  $r_t$  kan variere med længden af søgeperioden. Hvis  $\lambda_t$  antages at være faldende, så kan dette lede til tilfælde, hvor afgangsraten også er faldende og således udviser negativ varighedsafhængighed. Dette kan ske på trods af, at  $r_t$  vil være aftagende, idet jobsøgerens justering af  $r_t$  i nedadgående retning ikke nødvendigvis er stor nok til at modvirke faldet i  $\lambda_t$ . At lade tilbudsintensiteten variere er en naturlig måde at introducere efterspørgsel-effekter i søgemodeller. Efterspørgselssiden kan påvirke tilbudsintensiteten enten som følge af konjunktursvingninger eller som følge af arbejdsgiverens reaktion på længden af jobsøgerens arbejdsløshedsperiode. Dette sidste tilfælde kan forventes at føre til en faldende tilbudsintensitet, f.eks. på grund af human capital betragtninger.<sup>3</sup>

Matchteori forklarer skift mellem job og skift fra job til arbejdsløshed. I disse teorier reagerer arbejderne på stokastiske lønændringer, som kan skyldes en læreproces om produktiviteten af selve matchen mellem arbejder og virksomhed eller en

---

3. Disse aspekter af jobsøgeprocessen er analyseret i Jensen og Vishwanath (1985).

akkumulation af jobspecifik human capital. Beslutningsproblemet under usikkerhed giver som standardresultat fra disse matchmodeller, at den sandsynlighed, hvormed en arbejder forlader jobbet, er aftagende med stigende anciennitet. Jovanovic (1979) udvikler en model, hvor afgangsraten fra et job er stigende i begyndelsen af ansættelsen, men derefter faldende. Dette skyldes, at den første tid i et nyt job benyttes til at indhente erfaringer omkring de aspekter af jobbet, der ikke kan observeres på forhånd, herunder især produktiviteten af matchen. Denne læreproces overstås imidlertid relativt hurtigt, og derefter leder akkumulation af jobspecifik human capital til en faldende afgangs- eller separationsrate. Afskedigelser kan introduceres i matchmodeller som eksogent bestemte stokastiske processer. Søgeteori kan også bidrage til at forklare skift mellem job, hvis man i modellen tillader beskæftigede personer at søge efter nye job, mens de forbliver i deres nuværende job.<sup>4</sup>

De nyligt fremkomne flerstatusmodeller kombinerer og sammenkæder disse partielle teorier, således at der gives en forklaring på alle overgange mellem forskellige tilstande på arbejdsmarkedet. Blandt disse bidrag kan særligt fremhæves Burdett et al. (1984), Jovanovic (1984) og Mortensen (1984). I disse integrerede modeller betragtes individers arbejdsmarkedshistorier som en stokastisk proces med et antal forskellige tilstande, hvorimellem individet til ethvert tidspunkt vælger. I alle tilstandene indtræffer begivenheder til stokastisk bestemte tidspunkter, og individet kan reagere på disse begivenheder ved at skifte tilstand. Der udledes optimale beslutningsregler, og disse viser sig i langt de fleste tilfælde at have reservationsegenskaber i lighed med acceptregler for jobtilbud i søgemodeller. Disse teorier giver en mere fuldstændig forklaring af den individuelle arbejdsmarkedsadfærd, men der er stadig et stykke vej, før de er fuldkomne.

En af de essentielle konklusioner, som man kan uddrage af ovenstående diskussion, er, at de økonomiske teorier ikke giver noget utvetydigt udsagn om varighedsafhængigheden i de enkelte tilstande. Når den empiriske model specificeres, skal man således sikre sig, at den er fleksibel nok til at tillade såvel negativ som positiv varighedsafhængighed i alle tilstande. Man må derefter lade de empiriske resultater afgøre, hvilket fænomen der er gældende.

### 3. Den økonometriske model

Individuel adfærd over tid, såsom arbejdsmarkedshistorier, kan analyseres økonometrisk ved at benytte metoder, der normalt betegnes som varighedsanalyse eller overlevelseseanalyse (hvor den sidste betegnelse stammer fra biostatistik). Disse analyseme-

---

4. En sådan søgemodel er beskrevet i Burdett (1978).

toder er specielt velegnede til at undersøge varigheder og skift mellem tilstande.<sup>5</sup> De enkelte arbejdsmarkedshistorier betragtes som stokastiske processer i kontinuert tid med diskret tilstandsrum, hvor tilstandsrummet i dette tilfælde kun vil bestå af to tilstande, nemlig arbejdsløshed og beskæftigelse.

Den grundlæggende stokastiske variabel i modellen er  $T_i$ , varigheden af opholdet i tilstand  $i$ . Foruden  $T_i$  vil en observation også bestå af en række baggrundskaraktistika for personen. Vi vil karakterisere fordelingen af den stokastiske variabel ved hjælp af hazard-funktionen. Hazard-funktionen for afgang fra tilstand  $i$  er defineret som den betingede tæthed for at forlade tilstand  $i$  til tidspunktet  $t$ , givet at der ikke er sket noget skift indtil dette tidspunkt

$$h_i(t) = f(T_i = t | T_i \geq t).$$

Denne definition betyder, at  $h_i(t)dt$  kan fortolkes som sandsynligheden for et skift fra tilstand  $i$  til tidspunkt  $t$  betinget af, at personen har opholdt sig i tilstand  $i$  for en periode af længden  $t$ . Dette svarer præcist til de overgangs- eller afgangsrater, som blev diskuteret i forrige afsnit, og hazard-funktionen kan derfor umiddelbart gives en økonomisk fortolkning. Eksempelvis vil hazard-funktionen for en overgang fra arbejdsløshed til beskæftigelse svare til  $\lambda_i(1-F(r_i))$  ifølge søgteorien.

Tætheden for varigheden af et afsluttet ophold i tilstand  $i$  kan findes som

$$f_i(t) = h_i(t)S_i(t)$$

hvor  $S_i(t)$  er overlevelsesfunktionen for tilstand  $i$ , givet ved

$$S_i(t) = \exp(-\int_0^t h_i(s) ds)$$

Overlevelsesfunktionen angiver sandsynligheden for, at opholdet i tilstand  $i$  har en varighed, der er længere end  $t$ . Tætheden og overlevelsesfunktionen er bestemt udelukkende ud fra hazard-funktionerne, og vi behøver derfor blot at specificere denne for at få en komplet specifikation af den økonometriske model.

---

5. En mere udførlig gennemgang af disse analysemetoder og estimationsproblemer i forbindelse hermed findes i Jensen (1984).

Hazard-funktionen kan sammenkædes med de personlige baggrundsvARIABLE ved hjælp af et multiplikativt led, således at der bliver tale om den såkaldte proportionale hazard model. Hazard-funktionen består nu af to led, tidsprofilen og den individualspecifikke komponent

$$h(t|z) = h_0(t)\gamma(z)$$

hvor  $z$  angiver en vektor med de personlige baggrundsvARIABLE (indeks  $i$  udelades herefter). Funktionen  $\gamma(z)$  skal begrænses til kun at antage positive værdier, da  $h(t|z)$  skal være positiv. En hensigtsmæssig form er derfor den eksponentielle  $\gamma(z) = \exp(\beta z)$ , hvor  $\beta$  er en koefficientvektor, som skal estimeres, og som angiver effekten af de enkelte baggrundsvARIABLE på hazard-funktionen.

Et andet vigtigt aspekt af hazard-funktionen er dens varighedsafhængighed, hvor det som tidligere omtalt er nødvendigt at tillade flere muligheder. Vi vil her begrænse de mulige former for varighedsafhængighed til kun at omfatte monotone sammenhænge, idet vi vil benytte en Weibull specifikation

$$h_0(t) = t^\rho$$

Hazard-funktionen vil udvise negativ (positiv) varighedsafhængighed, hvis  $\rho < 0$  ( $> 0$ ). Hvis  $\rho = 0$ , har vi det eksponentielle tilfælde.

Da observationsperioden normalt vil være begrænset til en given længde, vil en del af vores observationer bestå af uafsluttede ophold i tilstandene. Man kan her skelne mellem at observere ophold, som er påbegyndt før observationsperiodens start, og ophold som først afsluttes efter dens slutning (eventuelt kan begge dele forekomme samtidigt). Det første tilfælde benævnes venstre censorering, og det andet højre censorering. Højre censorerede varigheder er lette at inddrage i analysen, idet sandsynligheden for, at et ophold ikke er afsluttet efter en given periode, er givet ved overlevelsesfunktionen  $S_i(t)$ . Venstre censorerede varigheder er betydeligt sværere at inddrage og er her udeladt fra analysen.

Det er nu muligt at opstille likelihood funktionen for et sæt observationer. Observationer, som består af et afsluttet ophold i tilstand  $i$ , vil give tæthedsbidraget  $f_i(t|z)$ , og observationer, som består af et højre censoreret ophold i tilstand  $i$ , vil give sandsynlighedsbidraget  $S_i(t|z)$ . Likelihood funktionen får således følgende form

$$L = \prod_{k=1}^{K_1} f_i(t_k|z_k) \prod_{k=1}^{K_2} S_i(t_k|z_k)$$

hvor der er  $K_1$  afsluttede ophold og  $K_2$  censorede ophold. Maksimum likelihood estimater af parametrene findes her ved at maksimere log likelihood funktionen ved hjælp af en Newton-Raphson algoritme med analytisk beregnede første og anden afledede. Dette giver samtidig et konsistent estimat af den asymptotiske kovariansmatrix for parameter estimaterne.

#### 4. Datagrundlag

De data, der anvendes i nærværende analyse, er en delmængde af en dansk longitudinal database, som indeholder oplysninger om næsten 200.000 personer, der er udvalgt tilfældigt blandt den voksne befolkning (ca. 5% stikprøve). Databasen er dannet ved samkøring af en række administrative registre hos Danmarks Statistik, af hvilke det væsentligste i denne sammenhæng er CRAM-registret. Databasen indeholder oplysninger om et stort antal demografiske, uddannelses- og arbejdsmarkedsvariable, foruden oplysninger om indkomst- og formueforhold. Det er på det foreliggende grundlag kun muligt at benytte databasen til at konstruere individuelle arbejdsmarkedshistorier for den to-årige periode 1979-80, og analysen er derfor begrænset til denne periode.<sup>6</sup>

Til selve analysen er der udvalgt 10 undergrupper, som hver består af mellem 500 og 1000 personer valgt ved tilfældig udtagning fra den fuldstændige database inden for 10 forskellige alders- og kønsgrupper. Disse 10 grupper er henholdsvis mænd og kvinder i de fem aldersgrupper: 17-21 årige, 22-24 årige, 25-29 årige, 40-44 årige og 60-66 årige. For alle personerne i disse grupper er der konstrueret forløbshistorier, hvor varigheden af opholdet i de enkelte tilstande er målt i dage. Ved konstruktionen af forløbshistorierne er der blevet opereret med tre forskellige tilstande: arbejdsløshed, beskæftigelse og uden for arbejdsstyrken. Ved selve analysen er det imidlertid kun muligt at opnå resultater for to af tilstandene, arbejdsløshed og beskæftigelse, idet der bliver meget få observationer af overgange til og fra tilstanden uden for arbejdsstyrken. Hovedproblemet her er, at observationsperioden er relativt kort sammenlignet med den typiske periode, som man vil tilbringe i eller uden for arbejdsstyrken.

De personlige baggrundsvariable, der anvendes i den empiriske analyse, vil blive kort beskrevet i det følgende. De demografiske variable er, foruden køn og alder: en indikatorvariabel der angiver, hvorvidt personen er bosat i det storkøbenhavnske område eller udenfor (PROV), og en indikatorvariabel der angiver, hvorvidt personen har børn i alderen 0 til 17 år (BØRN). Den eneste uddannelsesvariabel, der er medtaget, er en indikatorvariabel for afsluttet erhvervsfaglig uddannelse (EFU).

---

6. Databasen er beskrevet i detaljer i Westergård-Nielsen (1984), og metoden, som er anvendt til at konstruere arbejdsmarkedshistorier, er beskrevet i Larsen og Pedersen (1983).



Arbejdsmarkedsvariablene er også hovedsagligt indikatorvariable, der angiver hvilket erhverv, personen er tilknyttet, og hvilken arbejdsløshedskasse han eller hun er medlem af. Erhvervsgrupperne omfatter fremstillingserhverv (FREMS), bygge- og anlægsvirksomhed (BYGGE), private serviceerhverv (SERV) og den offentlige sektor (OFFEN). Arbejdsløshedskasserne omfatter SID, KA, HK, METAL og bygningshåndværkernes fagforeninger (BYGN). Endvidere angiver indikatorvariable, hvorvidt personen er arbejdsløshedsforsikret (FORS), og hvorvidt denne forsikring kun omfatter deltidsbeskæftigelse (DELTID). Antal års erhvervs erfaring er angivet ved en beregnet variabel (ERFAR). Som et groft mål for personens forventede timeløn er benyttet personens gennemsnitlige timeløn beregnet over året. Den er beregnet på basis af oplysninger om arbejdsudbuddet og den totale lønindkomst og giver således kun et groft mål for den forventede timeløn. Den skattepligtige formue, hvad enten negativ eller positiv, benyttes også. Endelig benyttes en indikatorvariabel der angiver, hvorvidt personen har modtaget sygedagpenge i løbet af året (SYG).

### 5. Empiriske resultater

Maksimum likelihood estimaterne af parametrene i hazard-funktionerne for overgange mellem beskæftigelse og arbejdsløshed er vist i tabel 1 og 2. I dette afsnit vil vi dels kommentere og diskutere disse estimater direkte, og dels betragte nogle afledede størrelser<sup>7</sup>.

Det fremgår af tabel 1, at hazard-funktionerne for overgangen fra beskæftigelse til arbejdsløshed alle udviser en stærk negativ varighedsafhængighed. For kvinder er der endvidere en tendens til, at varighedsafhængigheden stiger med alderen (bliver mere negativ), mens der for mænd ikke er nogen tilsvarende systematik. Den negative varighedsafhængighed er i fuld overensstemmelse med standardresultaterne fra matchteori, som netop siger, at separationsraten skal være faldende med den tid, personen har været beskæftiget. En separationsrate, der først er voksende for derefter at falde (som i Jovanovic's (1979) matchmodel), kan ikke opnås med den empiriske Weibull specifikation, men de fundne estimater viser tydeligt, at den faldende del af hazard-funktionen vil dominere.

Hazard-funktionerne for overgangen fra arbejdsløshed til beskæftigelse udviser for de tre yngste grupper også en negativ varighedsafhængighed, der dog er betydelig svagere end for den modsatte overgang, men stadig signifikant negativ selv på et højt signifikansniveau (f.eks. 1%). For de ældste grupper er der en positiv varighedsaf-

---

7. En mere udførlig diskussion af de empiriske resultater findes i Jensen (1987).

*Table 1a: Maksimum likelihood estimates of parameters in hazard functions for the transition from employment to unemployment.*

	Kvinder				
	17-21	22-24	25-29	40-44	60-66
$\rho$	-.44 (.02)	-.48 (.02)	-.52 (.01)	-.52 (.02)	-.60 (.04)
KONST	-7.38 (.33)	-7.39 (.39)	-7.76 (.38)	-10.69 (1.39)	-5.11 (.44)
PROV	1.03 (.17)	1.04 (.14)	1.06 (.12)	1.24 (.19)	1.61 (.32)
BØRN	-.03 (.15)	.31 (.11)	.10 (.09)	-.41 (.14)	
ERFAR	.26 (.05)	.08 (.03)	.00 (.01)	.13 (.05)	
EFU	.79 (.25)	.15 (.17)	.07 (.11)	.29 (.22)	
FREMS					-.66 (.44)
SERV	-.34 (.15)	-.14 (.13)	.22 (.10)	-.82 (.18)	-1.34 (.45)
OFFEN	-.36 (.14)	-.04 (.12)	-.25 (.09)	-.90 (.15)	-.75 (.46)
SID	.68 (.18)				
KA	.03 (.15)	.39 (.13)	.57 (.11)	-.08 (.16)	.31 (.44)
HK	-.98 (.22)	-.34 (.14)	-.20 (.10)	-.58 (.20)	1.50 (.35)
SYG	.60 (.13)	.55 (.11)	.75 (.08)	1.07 (.15)	1.64 (.30)
FORS	1.97 (.27)	2.22 (.31)	2.97 (.34)	3.49 (.58)	
DELTID		-.09 (.21)	-.37 (.11)	-.02 (.15)	-.80 (.46)
TIMELØN	.31 (.14)	.19 (.21)	.39 (.10)	-.40 (.40)	.10 (.65)
FORMUE	-.14 (.14)	.24 (.18)	.22 (.11)	-.01 (.01)	-1.15 (.44)

*Note:* Tallene i parentes er asymptotiske standardafvigelser.

hængighed, som dog bortset fra 60-66 årige kvinder ikke er signifikant positiv. En økonomisk teoretisk forklaring på den negative varighedsafhængighed for de yngste grupper kan være, at der sker et fald i ankomstraten for jobtilbud, som er tilstrækkeligt stort til at opveje en faldende reservationsløn. Derved fås altså et resultat som det estimerede, hvor en person får lavere og lavere betinget sandsynlighed for at blive beskæftiget, jo længere vedkommende har været arbejdsløs. Dette resultat har

Tabel 1b: Maksimum likelihood estimater af parametrene i hazard-funktionerne for overgangen fra beskæftigelse til arbejdsløshed.

	Mænd				
	17-21	22-24	25-29	40-44	60-66
$\rho$	-.47 (.02)	-.44 (.02)	-.45 (.02)	-.43 (.02)	-.52 (.04)
KONST	-7.19 (.29)	-6.44 (.33)	-6.85 (.30)	-11.60 (1.31)	-11.75 (2.23)
PROV	.70 (.15)	.55 (.11)	.45 (.10)	.25 (.12)	.23 (.21)
ERFAR	.21 (.04)	.00 (.03)	.01 (.01)	.11 (.05)	.13 (.05)
EFU	.46 (.20)	-.64 (.16)	-.03 (.09)	.11 (.19)	
FAGL					.29 (.29)
FREMS	-.79 (.16)	-.04 (.14)	-.74 (.13)	-.12 (.18)	1.14 (.30)
BYGGE	-.30 (.19)	.26 (.15)	.13 (.11)	.39 (.16)	1.84 (.31)
SERV	-.93 (.18)	-.27 (.14)	-.55 (.11)	.16 (.16)	.57 (.32)
OFFEN	-.68 (.17)				
SID	.55 (.14)	.92 (.14)	1.20 (.12)	2.16 (.20)	.76 (.25)
METAL		.52 (.20)	1.04 (.16)	.81 (.27)	.20 (.40)
BYGN	.22 (.23)	1.12 (.19)	1.27 (.14)	2.00 (.23)	.13 (.42)
SYG	.40 (.13)	.28 (.11)	.48 (.09)	.73 (.11)	.24 (.28)
FORS	2.02 (.23)	1.33 (.27)	1.48 (.26)	2.04 (.60)	2.19 (.46)
TIMELØN	1.01 (.21)	.66 (.25)	.43 (.15)	1.03 (.13)	-3.11 (.61)
FORMUE	-.19 (.15)	.06 (.05)	.07 (.04)	-.06 (.04)	-.23 (.06)

Note: Tallene i parentes er asymptotiske standardafvigelse.

nogle vigtige policy-implikationer, idet det viser, at det vil være af stor betydning at gribe ind tidligt i et arbejdsløshedsforløb. For de ældste grupper med positiv varighedsafhængighed er der tale om, enten at jobtilbuddene fortsætter med at komme i samme takt, eller at personerne i disse grupper justerer deres reservationsløn mere nedad. Dette sidste kan forklares ved, at ubehaget ved at være arbejdsløs (den negative nytte) vokser med alderen.

Estimaterne i tabel 1 og 2 viser også, at en række af de forklarende variable har en signifikant indflydelse på hazard-funktionernes størrelse. Bopæl udenfor hovedstadsregionen (PROV) giver for alle grupper en højere hazard-funktion for begge overgange. Personer bosat udenfor hovedstadsregionen vil således opleve skift mellem arbejdsløshed og beskæftigelse oftere end personer i hovedstadsregionen. Kvinder med børn i aldersgruppen 0-17 år har en lavere hazard-funktion for overgangen fra arbejdsløshed til beskæftigelse end kvinder uden børn i de tilfælde, hvor der er tale om en signifikant effekt. Børn vil altså således medvirke til at forlænge arbejdsløshedsperioderne for kvinder, men resultaterne giver ikke nogen indikation af, om dette er selvsagt, en følge af manglende institutionspladser eller en effekt fra potentielle arbejdsgivere.

Branche- og fagforeningstilhørsforhold har meget varierende effekter både hvad angår retning, størrelse og signifikans, og de vil ikke blive kommenteret nærmere her. Sygdomsindikatoren (SYG) har kun betydning for overgangen fra beskæftigelse til arbejdsløshed, og her har den overalt en positiv effekt, således at personer, der har en vis mængde sygdomsfravær, får en højere sandsynlighed for at blive arbejdsløs.

Personens gennemsnitlige timeløn for det pågældende år er benyttet som et mål for personens forventede timeløn, og denne timeløn har med få undtagelser en positiv effekt på begge overgange. Dette er overraskende, idet man ville forvente en negativ effekt i hvert fald for overgangen fra beskæftigelse til arbejdsløshed. Dette resultat er påvist såvel teoretisk som empirisk for det amerikanske arbejdsmarked af Burdett et al. (1984). Mulige forklaringer på denne uoverensstemmelse kan være, at løndannelsen på det danske arbejdsmarked er underlagt en lang række bestemmelser og kollektive overenskomster, og at der er tale om kompenserende lønforskelle til personer med en høj risiko for at blive midlertidigt hjemsendt.

Medlemskab af arbejdsløshedsforsikringssystemet (FORS) giver en meget kraftig positiv effekt på hazard-funktionen for overgangen fra beskæftigelse til arbejdsløshed. Dette kan naturligvis fortolkes på den måde, at arbejdsløshedsforsikring skaber arbejdsløshed, men her er der grund til at være yderst varsom med en kausal fortolkning. En mere plausibel måde at fortolke dette resultat på er, at en mulig kausal sammenhæng går den modsatte vej. Personer med en høj risiko for at blive arbejdsløse vil have et langt større incitament til at forsikre sig end personer med en lav risiko. Hvis de øvrige variable (branche, fagforeninger, sygdom, etc.) ikke i tilstrækkelig grad opfanger denne effekt, vil det netop give et resultat for forsikringsvariablen som det fundne.

Efter nu at have kommenteret de enkelte estimater vil det også være af interesse at sammenligne størrelsen af hazard-funktionerne for de enkelte grupper. Dette er gjort

Tabel 2a: Maksimum likelihood estimater af parametrene i hazard-funktionerne for overgangen fra arbejdsløshed til beskæftigelse.

	Kvinder				
	17-21	22-24	25-29	40-44	60-66
$\rho$	-.19 (.03)	-.15 (.03)	-.23 (.02)	-.07 (.04)	.21 (.09)
KONST	-4.18 (.28)	-4.08 (.37)	-3.59 (.33)	-2.23 (1.08)	-5.84 (.61)
PROV	.02 (.15)	.25 (.13)	.27 (.11)	.04 (.18)	-.36 (.43)
BØRN	.19 (.13)	-.39 (.11)	-.27 (.09)	-.58 (.15)	
ERFAR	.20 (.05)	-.01 (.03)	-.01 (.01)	-.03 (.04)	
EFU	1.03 (.25)	-.12 (.15)	.00 (.10)	.09 (.22)	
FREMS					.95 (.45)
SERV	.33 (.16)	-.05 (.12)	.13 (.10)	-.87 (.21)	-.10 (.54)
OFFEN	-.05 (.13)	.06 (.12)	.04 (.09)	-.10 (.14)	1.18 (.45)
SID	.48 (.18)				
KA	.35 (.15)	.13 (.13)	-.25 (.10)	-.36 (.15)	1.51 (.50)
HK	.00 (.22)	-.20 (.14)	-.39 (.10)	-.78 (.24)	
SYG	.04 (.12)	.03 (.10)	-.08 (.08)	.16 (.15)	.42 (.35)
FORS	-.08 (.23)	.97 (.27)	.57 (.30)	-.63 (.50)	
DELTID		.21 (.22)	-.05 (.11)	.38 (.14)	-1.64 (.60)
TIMELØN	.17 (.11)	-.18 (.16)	.01 (.07)	1.57 (.33)	3.15 (1.15)
FORMUE	-.38 (.14)	.44 (.21)	.12 (.13)	.19 (.08)	-.03 (.36)

Note: Tallene i parentes er asymptotiske standardafvigelse.

grafisk i figur 1 til 4. De viste hazard-funktioner er beregnet ved at indsætte værdier af de forklarende variable for en »standardperson« i hver gruppe.<sup>8</sup>

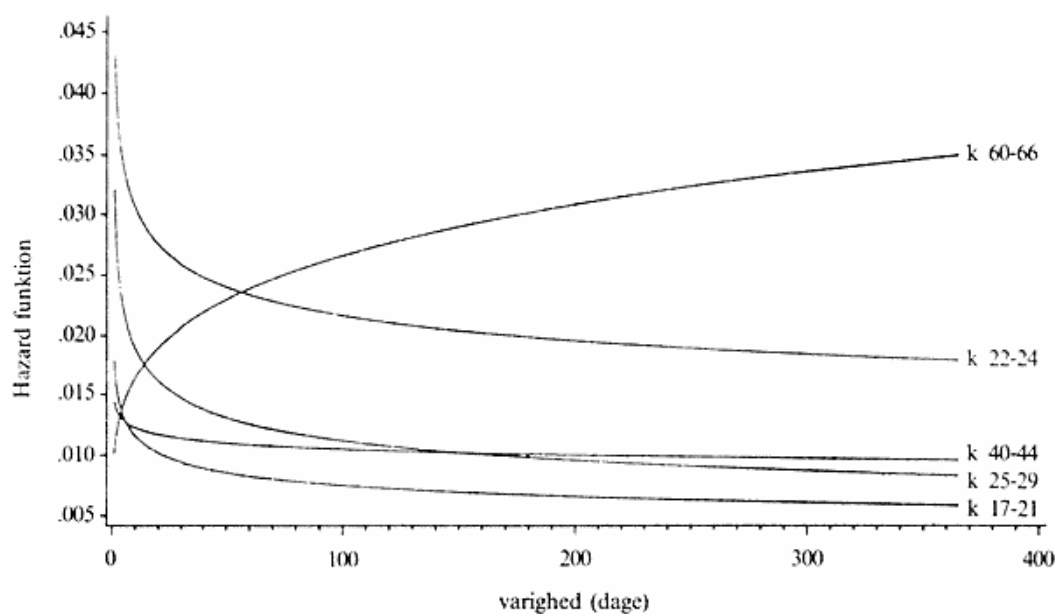
8. »Standardpersonen« har følgende karakteristika: bosat udenfor hovedstadsregionen, fuldtidsforsikret (bortset fra 60-66 årige kvinder), gennemsnitlig timeløn og formue for gruppen, ansat i hhv. den offentlige sektor og serviceerhverv (kvinder og mænd), medlem af HK (kvinder bortset fra 60-66 årige), erhvervsfaglig uddannelse (mænd bortset fra 60-66 årige), børn (25-29 og 40-44 årige kvinder) og hhv. 1, 3, 6, 22, 37, 1, 3, 7, og 23 års erhvervs erfaring (mænd alle aldersgrupper, kvinder bortset fra 60-66 årige).

Tabel 2b: Maksimum likelihood estimater af parametrene i hazard-funktionerne for overgangen fra arbejdsløshed til beskæftigelse.

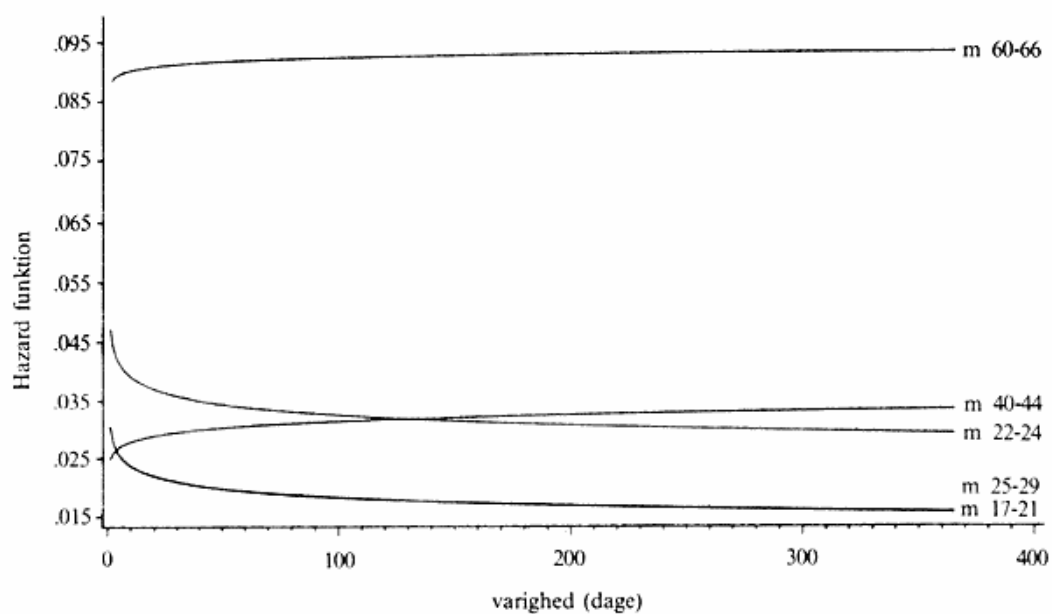
	Mænd				
	17-21	22-24	25-29	40-44	60-66
$\rho$	-.11 (.03)	-.08 (.03)	-.11 (.02)	.05 (.03)	.01 (.06)
KONST	-4.60 (0.28)	-4.45 (.27)	-3.69 (.28)	-9.01 (1.17)	-3.36 (2.70)
PROV	.67 (.14)	.28 (.10)	.31 (.10)	-.05 (.11)	1.54 (.24)
ERFAR	.07 (.04)	.06 (.03)	.00 (.01)	.12 (.04)	-.04 (.06)
EFU	.44 (.10)	.10 (.14)	.02 (.10)	.49 (.17)	
FAGL					-.13 (.41)
FREMS	-.08 (.15)	.24 (.14)	-.13 (.12)	.85 (.18)	-.75 (.30)
BYGGE	.10 (.18)	.57 (.14)	.22 (.11)	.59 (.18)	-.59 (.31)
SERV	-.30 (.17)	.29 (.13)	.25 (.11)	.68 (.18)	-.66 (.36)
OFFEN	-.15 (.16)				
SID	.32 (.14)	-.15 (.13)	.32 (.11)	.80 (.18)	-1.33 (.32)
METAL		-.27 (.17)	.72 (.15)	.08 (.25)	.06 (.47)
BYGN	.42 (.21)	-.20 (.17)	.61 (.15)	.38 (.23)	-1.14 (.47)
SYG	.07 (.12)	-.18 (.10)	.06 (.09)	-.15 (.10)	-.18 (.28)
FORS	.08 (.21)	.36 (.22)	-.59 (.24)	.79 (.49)	1.00 (.39)
TIMELØN	.32 (.17)	.27 (.19)	.30 (.10)	.54 (.12)	1.81 (.62)
FORMUE	.37 (.25)	-.07 (.08)	.04 (.05)	.22 (.04)	.09 (.06)

Note: Tallene i parentes er asymptotiske standardafvigelser.

Hazard-funktionerne for overgangen fra arbejdsløshed til beskæftigelse viser for både mænd og kvinder et meget varieret billede for de forskellige aldersgrupper. Ved at sammenligne figur 1 og 2 ses det, at hazard-funktionerne for mænd generelt ligger højere end for kvinder. Mænd har således lettere ved at komme i beskæftigelse efter at have været arbejdsløse end kvinder i de samme aldersgrupper. Endvidere er det værd at bemærke, at næsten hele tidsvariationen sker inden for det første halve år.



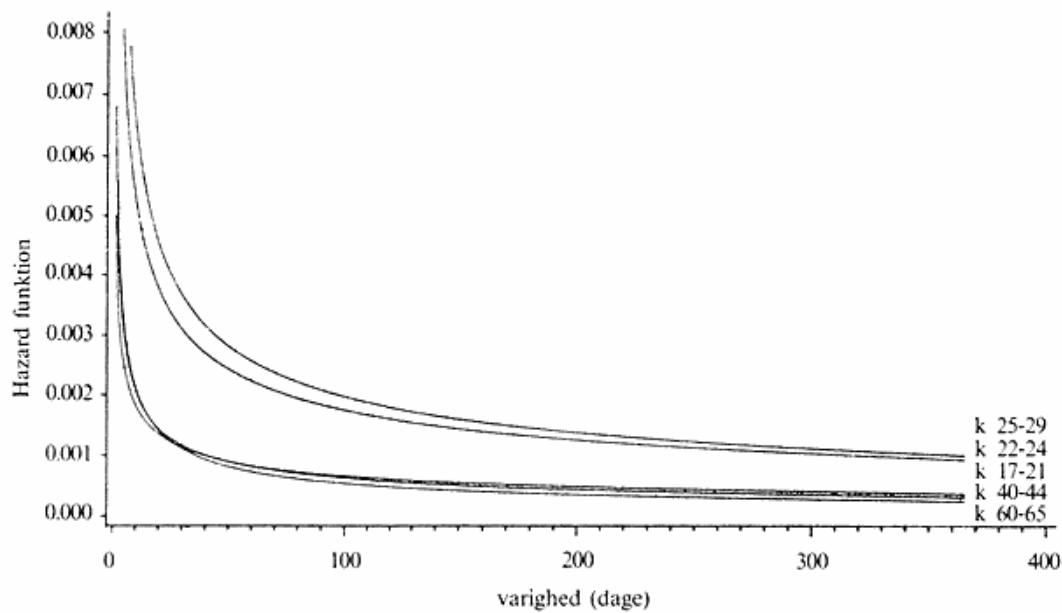
Figur 1: Overgang fra arbejdsløshed til beskæftigelse.



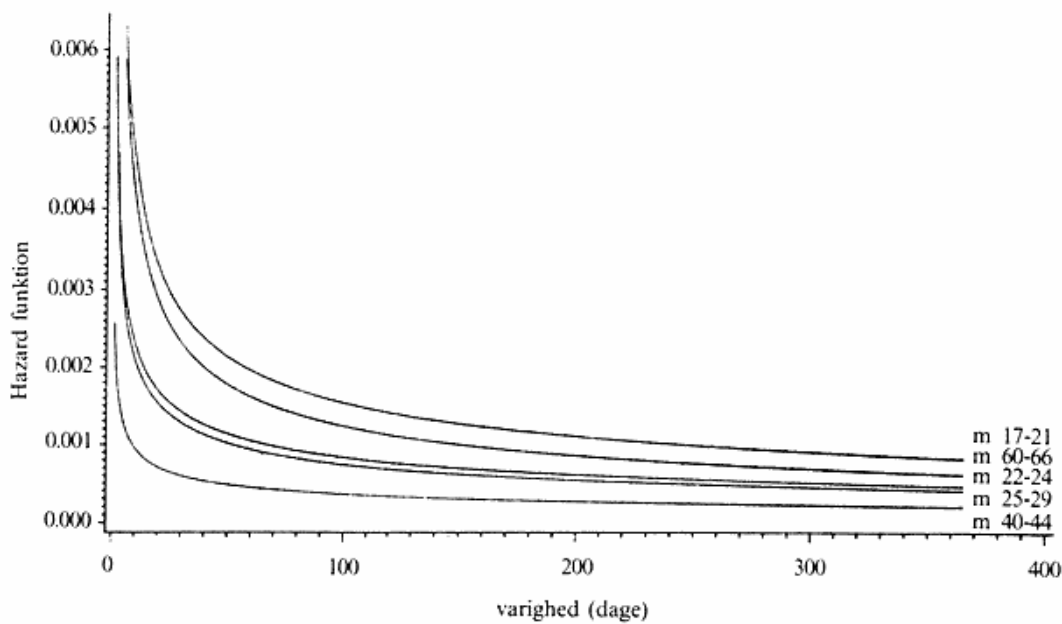
Figur 2: Overgang fra arbejdsløshed til beskæftigelse.

Derefter er hazard-funktionerne relativt flade og forholdet mellem dem tilnærmelsesvist konstant.

Gruppen 60-66 årige adskiller sig markant fra de øvrige aldersgrupper. Dette



Figur 3: Overgang fra beskæftigelse til arbejdsløshed



Figur 4: Overgang fra beskæftigelse til arbejdsløshed.

fremgår såvel af figur 1 og 2 som af estimaterne i tabel 1 og 2. En række af disse forskelle kan forklares som effekter af efterlønsordningen, der trådte i kraft i januar 1979. Der vil således via erhvervsophør for mange i gruppen 60-66 årige være sket en



Tabel 3: Forventede varigheder af arbejdsløshedsperioder beregnet for »standardpersoner« (uger).

Aldersgruppe	Mænd	Kvinder
17 - 21	6.9	17.8
22 - 24	3.9	5.2
25 - 29	6.9	10.3
40 - 44	5.1	13.1
60 - 66	1.7	7.0

sortering, som ikke er uafhængig af overgangssandsynlighederne. De personer, der stadig er i arbejdsstyrken, må formodes at være dem med de største muligheder for at opnå beskæftigelse.

Hazard-funktionerne for overgangen fra beskæftigelse til arbejdsløshed er langt mindre varierede, og de enkelte hazard-funktioner forløber stort set ens. Ved at sammenligne figur 3 og 4 kan man igen se, at hazard-funktionerne for mænd ligger en smule højere end for kvinder. Sammenlignes med hazard-funktionerne for overgangen fra arbejdsløshed til beskæftigelse, ses det, at disse er væsentligt højere.

En alternativ måde at sammenligne grupperne på er ved at betragte de forventede varigheder af arbejdsløshedsperioder, som kan beregnes på grundlag af estimaterne. Disse forventede varigheder kan også give en mere intuitiv forståelse af de fundne resultater. De forventede varigheder af arbejdsløshedsperioder, som er anført i tabel 3, er på samme måde som de grafiske fremstillinger beregnet for »standardpersoner«. Det ses, at det for alle aldersgrupper gælder, at kvinder har en større forventet varighed end mænd. Der er derimod ikke nogen systematisk aldersafhængighed for de forventede varigheder. De forventede varigheder af arbejdsløshedsperioder afspejler også de relationer mellem hazard-funktionerne, som er vist i figur 1 og 2. De forklarende variable har en relativ stor indflydelse på den forventede varighed, og der vil således være store forskelle mellem personer med forskellige karakteristika selv indenfor samme alders- og kønsgruppe.

Afslutningsvis kan der være grund til at advare mod en alt for håndfast fortolkning af de fundne resultater. Der er specielt to fænomener, der kan tænkes at være skyld i bias i de foreliggende resultater, nemlig at der er uobserveret heterogenitet i datamaterialet, og at forholdene ikke har været stationære i den undersøgte periode.

Uobserveret heterogenitet optræder, når man ikke er i stand til at opfange hele den forskel, der er mellem forskellige personer, enten som følge af udeladte forklarende faktorer eller på grund af målefejl i de inkluderede forklarende variable eller i den observerede varighed. Tilstedeværelsen af uobserveret heterogenitet vil have som konsekvens, at der introduceres falsk varighedsafhængighed, og at der vil være bias i

de estimerede parametre.<sup>9</sup> Det første vil med den givne specifikation af hazardfunktionerne betyde, at estimatet af  $\rho$  har en tendens til at blive mere negativt, end hvis der er korrigeret for al heterogenitet. I den her foretagne analyse kan dette muligvis være en af grundene til, at varighedsafhængigheden er så negativ for overgangen fra beskæftigelse til arbejdsløshed. Observationerne af ophold i beskæftigelse består nemlig i al væsentlighed af to grupper: en gruppe af relativt korte afsluttede ophold og en gruppe af meget lange (2 år) uafsluttede ophold. Det er yderst tænkeligt, at der er en række jobspecifikke faktorer, som de inkluderede forklarende variable ikke er i stand til at tage højde for, f.eks. omfanget af midlertidig hjemsendelse.

En anden mulig årsag til, at der kan være bias i estimaterne, er, at den undersøgte periode har været præget af ikke-stationaritet. Faktisk blev konjunkturerne forværret igennem årene 1979 og 1980, og dette kan også have været med til at introducere en falsk negativ varighedsafhængighed. Endvidere kan de forværrede konjunkturer også være skyld i, at andre estimater indeholder bias, eller at nogle forskelle bliver forstærket eller sløret, hvis konjunktursituationen påvirker forskellige grupper med forskellig styrke.

## 6. Afsluttende bemærkninger

Denne artikel har præsenteret resultaterne af en empirisk analyse af bevægelser mellem arbejdsløshed og beskæftigelse på det danske arbejdsmarked. Disse resultater viser negativ varighedsafhængighed for overgangen både fra arbejdsløshed til beskæftigelse og den modsatte vej, hvilket betyder, at desto længere en person har været i en af tilstandene, desto mindre er den øjeblikkelige sandsynlighed for at forlade tilstanden. Dette har selvfølgelig de største arbejdsmarkedspolitiske implikationer for arbejdsløshedstilstanden. Resultaterne viser endvidere, at en række personlige karakteristika øver en indflydelse på størrelsen af overgangssandsynlighederne.

De fundne resultater bidrager til forståelsen af de dynamiske processer på arbejdsmarkedet, men repræsenterer blot et skridt på vejen, idet der er rige muligheder for at forbedre den empiriske analyse. Disse omfatter blandt andet forskellige korrektionsmetoder, der kan afhjælpe den mulige bias, der vil være resultatet af uobserveret heterogenitet og manglende stationaritet. Disse metoder er dog beregningsmæssigt meget komplicerede og stiller ekstra datakrav, og muligheden for at anvende dem er derfor ikke blevet forfulgt yderligere i den foreliggende analyse.

Til slut er det værd at pointere, at resultaterne er baseret på data fra perioden 1979-80, og i det omfang de strukturelle forhold på arbejdsmarkedet har ændret sig siden,

---

9. Uobserveret heterogenitet er et velkendt fænomen i den økonometriske litteratur, se f. eks. Lancaster og Nickell (1980) eller Heckman og Singer (1982).

kan der også tænkes at være sket ændringer i de undersøgte forhold. Det er planen at udvide den foretagne analyse til en længere tidsperiode i takt med fremkomsten af yderligere data. En længere tidsperiode vil også øge mulighederne for at inddrage bevægelser ud af og ind i arbejdsstyrken.

### Litteratur

- Burdett, K. 1978. A theory of employee job search and quit rates. *American Economic Review* 68, pp. 212-220.
- Burdett, K. N. Kiefer, D. Mortensen and G. Neumann 1984. Earnings, unemployment, and the allocation of time over time. *Review of Economic Studies* 51, pp. 559-578.
- Heckmann, J. and B. Singer 1982. The identification problem in econometric models for duration data. I: W. Hildenbrand (ed.), *Advances in econometrics*, Cambridge University Press, pp. 39-77.
- Jensen, P. 1984. Methodological/econometric aspects of labour market dynamics. *Studies in Labor Market Dynamics*, Working Paper 84-7, Aarhus.
- Jensen, P., 1987. Arbejdsløshed og beskæftigelse - en empirisk analyse af individuel arbejdsmarkedsadfærd. *Studies in Labor Market Dynamics*, Arbejdsrapport 87-2, Aarhus.
- Jensen, P. and T. Vishwanath 1985. The escape probability from unemployment: A theory and an empirical analysis. *Mimeo*.
- Jovanovic, B. 1979. Job matching and the theory of turnover. *Journal of Political Economy* 87, pp. 972-990.
- Jovanovic, B. 1984. Matching, turnover, and unemployment. *Journal of Political Economy* 92, pp. 108-122.
- Lancaster, T. and S. Nickell 1980. The analysis of re-employment probabilities for the unemployed. *Journal of the Royal Statistical Society* 143, Series A, pp. 141-165.
- Larsen, R.B. and P.J. Pedersen, 1983. The construction of event histories, wage rates and unemployment benefits. *Studies in Labor Market Dynamics*, Working paper 83-3, Aarhus.
- Mortensen, D. 1984. Quit probabilities and job tenure: On the job training or matching?. *Discussion paper no. 630*, Northwestern University.
- Pedersen, P.J. 1983. Nyere arbejdsmarkedsteori og -empiri - en oversigt. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 121, nr. 2, pp. 141-159.
- Schmidt-Sørensen, J.B. 1986. Arbejdsmarkedsøkonomi. I: T.M. Andersen og C. Vastrup (red.), *Nyere økonomisk teori og metode*. Aarhus.
- Westergård-Nielsen, N. 1984. Description of a Danish longitudinal data base. *Studies in Labor Market Dynamics*, Working Paper 84-1, Aarhus.

kan der også tænkes at være sket ændringer i de undersøgte forhold. Det er planen at udvide den foretagne analyse til en længere tidsperiode i takt med fremkomsten af yderligere data. En længere tidsperiode vil også øge mulighederne for at inddrage bevægelser ud af og ind i arbejdsstyrken.

### Litteratur

- Burdett, K. 1978. A theory of employee job search and quit rates. *American Economic Review* 68, pp. 212-220.
- Burdett, K. N. Kiefer, D. Mortensen and G. Neumann 1984. Earnings, unemployment, and the allocation of time over time. *Review of Economic Studies* 51, pp. 559-578.
- Heckmann, J. and B. Singer 1982. The identification problem in econometric models for duration data. I: W. Hildenbrand (ed.), *Advances in econometrics*, Cambridge University Press, pp. 39-77.
- Jensen, P. 1984. Methodological/econometric aspects of labour market dynamics. *Studies in Labor Market Dynamics*, Working Paper 84-7, Aarhus.
- Jensen, P., 1987. Arbejdsløshed og beskæftigelse - en empirisk analyse af individuel arbejdsmarkedsadfærd. *Studies in Labor Market Dynamics*, Arbejdsrapport 87-2, Aarhus.
- Jensen, P. and T. Vishwanath 1985. The escape probability from unemployment: A theory and an empirical analysis. *Mimeo*.
- Jovanovic, B. 1979. Job matching and the theory of turnover. *Journal of Political Economy* 87, pp. 972-990.
- Jovanovic, B. 1984. Matching, turnover, and unemployment. *Journal of Political Economy* 92, pp. 108-122.
- Lancaster, T. and S. Nickell 1980. The analysis of re-employment probabilities for the unemployed. *Journal of the Royal Statistical Society* 143, Series A, pp. 141-165.
- Larsen, R.B. and P.J. Pedersen, 1983. The construction of event histories, wage rates and unemployment benefits. *Studies in Labor Market Dynamics*, Working paper 83-3, Aarhus.
- Mortensen, D. 1984. Quit probabilities and job tenure: On the job training or matching?. *Discussion paper no. 630*, Northwestern University.
- Pedersen, P.J. 1983. Nyere arbejdsmarkedsteori og -empiri - en oversigt. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 121, nr. 2, pp. 141-159.
- Schmidt-Sørensen, J.B. 1986. Arbejdsmarkedsøkonomi. I: T.M. Andersen og C. Vastrup (red.), *Nyere økonomisk teori og metode*. Aarhus.
- Westergård-Nielsen, N. 1984. Description of a Danish longitudinal data base. *Studies in Labor Market Dynamics*, Working Paper 84-1, Aarhus.