

Dagpengenes betydning for omfanget af arbejdsløshed i Danmark

Anne Møller Jensen og Mette Verner

Centre for Labour Market and Social Research, Aarhus

SUMMARY: The unemployment benefit level has often been accused of having a strong negative incentive effect on labour market behaviour. In this paper the impact of the unemployment insurance scheme on the length of unemployment spells is analysed in competing risks duration models. Count data models are estimated to investigate the impact of the benefit level on the number of unemployment spells for individuals. The main findings are that a lower unemployment benefit level will reduce the length of both temporary layoffs and more permanent types of unemployment, but will increase the number of unemployment spells experienced by the individual.

1. Indledning

Danmark har i de seneste 20 år haft et stadigt stigende arbejdsløshedspå problem. Initialt har uligevægten på det danske arbejdsmarked i høj grad været forårsaget af generel mangel på efterspørgsel, men det har vakt opmærksomhed, at ledighedsniveauet, under opgangsperioden i midten af 80'erne, ikke faldt i så høj grad, som man kunne have forventet. Derfor har de fleste erkendt, at generel efterspørgselsskabende økonomisk politik ikke er midlet til at skaffe Danmark af med hovedparten af den høje ledighed. I stedet må der tages fat på de strukturproblemer, der er på arbejdsmarkedet. Der har f.eks. været påpeget en utilstrækkelig tilpasningsevne på de geografiske, faglige og uddannelsesmæssige områder.¹

Det diskuteres ofte, om dagpengesystemet i Danmark skaber de rigtige incitamenter for de arbejdsløse, og om rådighedsreglerne er rigtigt indrettet. Den relativt store andel af langtidsledige kan hænge sammen med dagpengesystemets indretning. De ledige har, som systemet har været indrettet i 80'erne, ikke i særlig høj grad været tilskyndet til at sætte alt ind for at finde et job, ligesom der først er blevet grebet ind med uddannelse eller lignende foranstaltninger på et forholdsvist sent tidspunkt i ledighedsforløbet.

Dette arbejde er udført med støtte fra Danmarks Grundforskningsfond. Derudover vil vi gerne takke Peter Jensen, Michael Røsholm og en anonym referee for nyttige kommentarer i forbindelse med udarbejdelsen af denne artikel.

1. Se evt. Finansredøgørelsen (1995).

Dagpengenes betydning for omfanget af arbejdsløshed i Danmark

Anne Møller Jensen og Mette Verner

Centre for Labour Market and Social Research, Aarhus

SUMMARY: The unemployment benefit level has often been accused of having a strong negative incentive effect on labour market behaviour. In this paper the impact of the unemployment insurance scheme on the length of unemployment spells is analysed in competing risks duration models. Count data models are estimated to investigate the impact of the benefit level on the number of unemployment spells for individuals. The main findings are that a lower unemployment benefit level will reduce the length of both temporary layoffs and more permanent types of unemployment, but will increase the number of unemployment spells experienced by the individual.

1. Indledning

Danmark har i de seneste 20 år haft et stadigt stigende arbejdsløshedspå problem. Initialt har uligevægten på det danske arbejdsmarked i høj grad været forårsaget af generel mangel på efterspørgsel, men det har vakt opmærksomhed, at ledighedsniveauet, under opgangsperioden i midten af 80'erne, ikke faldt i så høj grad, som man kunne have forventet. Derfor har de fleste erkendt, at generel efterspørgselsskabende økonomisk politik ikke er midlet til at skaffe Danmark af med hovedparten af den høje ledighed. I stedet må der tages fat på de strukturproblemer, der er på arbejdsmarkedet. Der har f.eks. været påpeget en utilstrækkelig tilpasningsevne på de geografiske, faglige og uddannelsesmæssige områder.¹

Det diskuteres ofte, om dagpengesystemet i Danmark skaber de rigtige incitamenter for de arbejdsløse, og om rådighedsreglerne er rigtigt indrettet. Den relativt store andel af langtidsledige kan hænge sammen med dagpengesystemets indretning. De ledige har, som systemet har været indrettet i 80'erne, ikke i særlig høj grad været tilskyndet til at sætte alt ind for at finde et job, ligesom der først er blevet grebet ind med uddannelse eller lignende foranstaltninger på et forholdsvist sent tidspunkt i ledighedsforløbet.

Dette arbejde er udført med støtte fra Danmarks Grundforskningsfond. Derudover vil vi gerne takke Peter Jensen, Michael Røsholm og en anonym referee for nyttige kommentarer i forbindelse med udarbejdelsen af denne artikel.

1. Se evt. Finansredøgørelsen (1995).

Kompensationsgraden for dagpenge, dvs. dagpengeydelsen sat i forhold til lønnen i det tidligere job, er højest for de lavest lønnede, hvor den er op til 90%. For de bedre lønnede er kompensationsgraden betydelig lavere på grund af maksimumsgrænsen for dagpenge. Da dagpengeniveauet er relativt højt for de lavest lønnede, kan det specielt for disse grupper mindske tilskyndelsen til at søge arbejde.²

Staten finansierer ca. 2/3 af udgifterne til dagpenge, og staten bærer den marginale risiko, når ledigheden stiger. At staten afholder de marginale udgifter er medvirkende til, at virksomhederne ikke tilskyndes til at udjævne produktionen, og at virksomheder med sæsonudsving i produktionen har en større arbejdsstyrke tilknyttet, end der er produktionsmæssig dækning for.

Et andet bidrag til arbejdsløsheden kommer fra de mange korte ledighedsperioder, hvoraf en stor del skyldes midlertidig hjemsendelse. De midlertidige hjemsendelser er ofte resultatet af afskedigelser, hvor der er en underforstået aftale mellem arbejdsgiver og arbejdstager om tilbagevenden til jobbet efter relativ kort tid. Som systemet er indrettet, er man under sådanne ledighedsforløb berettiget til dagpenge på lige vilkår med andre ledige. Der kan dog stilles spørgsmålstegn ved om disse ledige opfylder rådighedskravene og reelt er arbejdssøgende. Dagpenge til de midlertidigt hjemsendte kan betragtes som et subsidium til erhvervslivet og finansieringen heraf er derfor principielt et erhvervspolitisk spørgsmål.

I denne undersøgelse foretages en varighedsanalyse på mikrodata for at belyse, hvilke konsekvenser dagpengeniveauet har for ledighedsperioders længde. Der skelnes mellem flere forskellige overgange fra arbejdsløshed, men der fokuseres primært på overgang til en ny arbejdsgiver eller tilbagevenden til den tidligere arbejdsgiver. Resultatet heraf vil bl.a. give et billede af, om en sænkning af dagpengeniveauet vil forkorte de arbejdsløses ledighedsperioder. Ved fokusering på ledighedsforløb, der afsluttes med tilbagevenden til den tidligere arbejdsgiver, belyses effekten af, at personer med generelt mange midlertidige hjemsendelser kan modtage dagpenge. Modelerne estimeres med antagelse om, at tidsprofilen enten følger en Weibullspecifikation eller en stepfunktion. Det er dermed muligt at undersøge, hvilke konsekvenser fordelingsantagelsen kan have. Desuden estimeres »count data« modeller for at analysere, hvorledes antallet af ledighedsforløb for et individ, og dermed i høj grad antallet af midlertidige hjemsendelser, påvirkes af dagpengeniveauet.

Opbygningen af artiklen er som følgende. I det næste afsnit præsenteres de anvendte data. Herefter følger i afsnit 3 en beskrivelse af de økonometriske modeller og metoder, der benyttes ved estimation af modellerne, hvorefter resultaterne fremlægges i afsnit 4. Afsnit 5 er konklusion af den foretagne undersøgelse.

2. Jensen (1991) har undersøgt sammenhængen mellem kompensationsgraden og ledighedsperiodens længde og finder, at personer med en høj kompensationsgrad, dvs. de lavest lønnede, alt andet lige er ledige i længere tid.

2. Data

Grundlaget for den empiriske undersøgelse er data fra CLS's³ individbaserede longitudinale database, der repræsenterer 1% af den danske befolkning i alderen 16-67 år. Der er indeholdt registerbaserede informationer om demografiske variabler, uddannelses- og arbejdsmarkedsvariabler og om indkomstforhold. Der indgår i denne undersøgelse konstruerede forløbshistorier for personer med ledighedsforløb, svarende til 76891 observationer af ledighedsperioder, påbegyndt i perioden 1981-90. Ledighedsperiodernes varighed er målt i uger. Da den mindste tidsenhed er en uge, antages det, at alle ledighedsforløb påbegyndes i begyndelsen af en uge og afsluttes i slutningen af en uge. En uge med mere end 50% arbejdsløse timer klassificeres som en uge med arbejdsløshed. Forløb, der er påbegyndt før 1981, opfattes som om, de påbegyndes i begyndelsen af 1981.

Der skelnes mellem tre årsager til, at et ledighedsforløb afsluttes, nemlig overgang til et nyt job, det forrige job eller udtræden af arbejdsstyrken. Uafsluttede forløb indgår som højrecensurerede. Ledighedsforløb, der afsluttes med tilbagevenden til det tidligere job, svarer til midlertidige hjemsendelsesforløb.

De medtagne forklarende variabler i denne analyse er dels en række demografiske variabler: aldersgrupper, indikator for om man er samboende, indikator for at have børn i alderen 0-6 år og for, om man er bosiddende i provinsen. Der er ligeledes inddraget variabler, der afspejler beholdningen af human capital og tidligere arbejdsmarkedshistorie. Disse er uddannelseslængde, erhvervserfaring, erhvervserfaring kvadreret, markering for, om man har modtaget sygedagpenge i det pågældende år, om det er personens første ledighedsforløb i den observerede periode, hvor mange ledighedsforløb, der evt. tidligere er observeret i perioden, samt indikatorer for A-kasse tilhørsforhold, stillingsgruppe og erhvervsforhold.

I litteraturen er det ofte kompensationsgraden, der inddrages, nemlig forholdet mellem dagpenge og løn. Derved pålægges der en restriktion om, at koefficienterne til variablerne er lige store og med modsat fortegn. Det vælges derfor i stedet at lade logaritmen til lønnen og dagpengesatsen indgå separat. Timelønnen er beregnet som den årlige lønindkomst delt med antallet af arbejdstimer. Antallet af arbejdstimer er beregnet ud fra ATP oplysninger.

Det er valgt kun at medtage forsikrede personer, enten deltids- eller fuldtidsforsikrede, da formålet med analysen er at undersøge effekter af dagpengeniveauet. Selvom personerne er registrerede som forsikrede, er det dog ikke muligt ud fra de anvendte data at se, om de også er berettiget til at modtage dagpenge på det tidspunkt, hvor de bliver ledige.⁴ Den anvendte dagpengesats i undersøgelsen er beregnet ud fra lønindkomsten efter de gældende regler.

3. Center for Arbejdsmarkeds- og Sociale Analyser, Forskerparken, Århus.

4. Herved vil vi dog også komme til at beregne en dagpengesats for nogle personer, der faktisk ikke har modtaget dagpenge.

Tabel 1. Procentvis fordeling af ledighedsforløb på afslutningsårsager.

Afslutningsårsag	Mænd	Kvinder
Gammelt job	44,60	57,34
Nyt job	47,34	38,51
Ud af arbejdsstyrken	7,71	1,76
Censureret	2,35	2,38
I alt	100,00	100,00
Observationer i alt	37574	39317

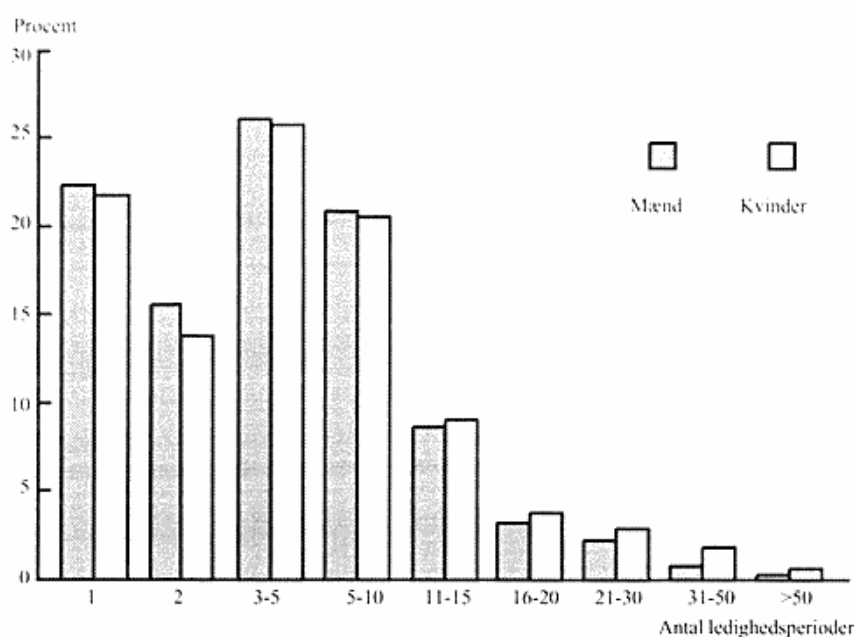
I tabel 1 er den procentvise fordeling af ledighedsforløb på afslutningsårsager skitseret. Det ses, at en stor del af ledighedsforløbene, nemlig 44,6% for mænd og 57,3% for kvinder, afsluttes med overgang til den tidligere arbejdsgiver.

Da en stor del af ledighedsperioderne skyldes midlertidige hjemsendelser, er det interessant at undersøge, hvorledes antallet af påbegyndte ledighedsperioder i den observerede periode fordeles sig på personerne. I figur 1 ses det, at ca. 38% af mændene og ca. 35 % af kvinderne har haft 1-2 ledighedsforløb, mens 56% af mændene og 55% af kvinderne har haft 3-15 ledighedsforløb. Især kvinder har relativt mange ledighedsperioder. Der er således mange af de arbejdsløse, der oplever gentagne ledighedsperioder.

Et andet aspekt af disse ledighedsperioder er naturligvis deres længde. Den gennemsnitlige varighed for ledighedsperioder, opdelt på afslutningsårsager, ses i tabel 2. Varighederne viser som forventet, at de forløb, der afsluttes med tilbagevenden til det tidligere job, er kortere end de øvrige. Ledighedsperioderne er generelt længere for kvinder end for mænd, dog bortset fra perioderne som afsluttes med tilbagevenden til det tidligere job. Tabellerne viser, specielt for overgang til gammelt og nyt job, en tendens til, at ledighedsforløbene er kortere midt i perioden, hvilket givetvis hænger sammen med den kraftige opgangskonjunktur fra 1984 til 1986.

Afslutningsvist for denne præsentation af de benyttede data ses på, hvorledes kompensationsgraden, dvs. forholdet mellem dagpengesatsen og lønnen, fordeles sig.

I figur 2 er fordelingen af kompensationsgraden opgjort for ledighedsperioder. Det ses, at der er stor spredning, og at en stor del af stikprøven opnår den maksimale dækning på 90% af lønnen. Kompensationsgraden er gennemsnitligt 63,5% for mænd og 70,9% for kvinder. Opdelingen på kvinder og mænd viser, at andelen, der får den højest mulige kompensationsgrad, er næsten dobbelt så stor for kvinder som for mænd. Ligeledes har fordelingen en top for mænd omkring 65%, mens der for kvinder er en top i intervallet 71-75%. Dette afspejler, at kvinder, berørt af ledighed, i gennemsnit har en lavere løn end mænd, der har været ledige.



Figur 1. Antal ledighedsperioder pr. person i perioden 1981-1990.

3. Modeller og estimation

3.1 Varighedsmodeller

Standard søgteori er den økonomisk-teoretiske referenceramme for analyse af varigheden af ledighed. Selvom det ikke er en strukturel model, der estimeres, udgør søgteorien et grundlag for at fortolke modellen økonomisk. Sandsynlighedsfordelingen for varigheden T kan beskrives ved hazardfunktionen, $h(t)$, der udtrykker den betingede tæthed for at forlade ledigheden på tidspunkt t , givet, at man har været ledig til tidspunkt t . Hazardfunktionen kan skrives som:

$$h(t) = f(t) / (1 - F(t)) \quad (1)$$

hvor $f(t)$ og $F(t)$ er henholdsvis tæthedsfunktionen og fordelingsfunktionen for T .

Den økonomiske teori giver ingen information om formen for hazardfunktionen for at forlade ledighedstilstanden. Der tages her udgangspunkt i den proportionale hazard-model:

$$h(t, x) = \lambda(t) \exp(x' \beta) \quad (2)$$

Denne består af to led: tidsprofilen, $\lambda(t)$, og et individspecifikt led, $\exp(x' \beta)$. x angiver de forklarende variable. Matematisk er den proportionale hazardform meget attraktiv, da den pålægger restriktionen, at det ene led afhænger af tid og det andet led

Tabel 2. Den gennemsnitlige længde af ledighedsperioder opdelt på forskellige afslutningsårsager og startår (målt i uger).

Mænd	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90
Gammelt job	3,54	4,57	5,60	4,97	4,29	4,97	4,96	5,49	5,68	4,11
Nyt job	14,17	17,83	18,60	16,10	13,47	14,97	15,71	17,98	15,92	8,95
Ud af arbejdsstyrken	12,75	13,43	14,27	14,07	13,23	13,38	17,93	16,44	14,96	8,78
Censureret	13,35	20,08	22,73	21,00	43,67	22,91	41,50	57,04	68,93	15,37
Kvinder	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90
Gammelt job	3,59	4,54	5,01	5,23	4,43	4,10	4,30	4,49	4,22	3,45
Nyt job	17,06	22,69	24,20	21,10	18,59	19,13	20,18	21,55	19,30	10,06
Ud af arbejdsstyrken	18,19	19,32	19,26	23,32	20,16	18,42	23,46	22,13	13,38	10,20
Censureret	15,26	24,50	8,60	26,00	30,00	16,00	13,50	80,40	67,74	17,80

kun af x . Det betyder, at tidsprofilen er den samme for alle individer, dvs. at hazard-raten er proportional for alle t .⁵

En meget anvendt specifikation for tidsprofilen er Weibullmodellen: $\lambda(t) = a\gamma^\alpha t^{a-1}$, hvor $\gamma > 0$ og $a > 0$. Her tillades der varighedsafhængighed, men kun monoton afhængighed. Dvs. at der er positiv varighedsafhængighed, når $a > 1$, og negativ varighedsafhængighed, når $a < 1$. Positiv varighedsafhængighed svarer til, at overgangsraten for at forlade en tilstand øges over tid og omvendt for negativ varighedsafhængighed. Det ses, at eksponentialfordelingen er et specialtilfælde af Weibullfordelingen når $a = 1$, dvs., når der ikke er varighedsafhængighed.

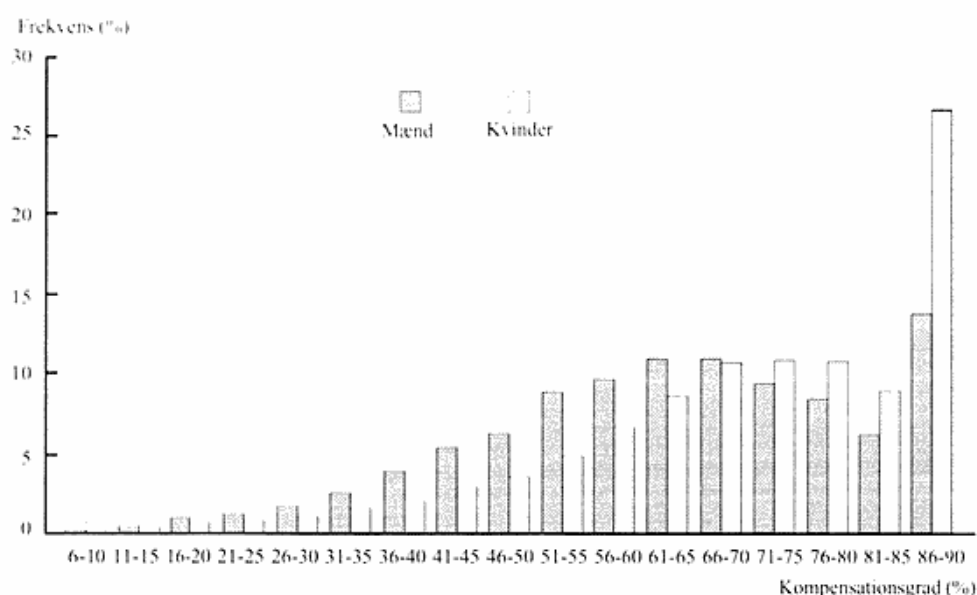
En variation af den relativt ufleksible eksponentialmodel er en model, hvor tidsprofilen følger en stepfunktion. Ideen er at opdele tidsaksen i tidsintervaller og antage, at overgangsraterne er konstante i hvert af disse intervaller, men kan variere mellem dem. Tidsperioderne er defineret ved punkter på en kontinuert tidsakse: $0 = \tau_1 < \tau_2 < \dots < \tau_m$. Med $\tau_{m+1} = \infty$ fås m tidsintervaller:

$$I_l = (t, \tau_l \leq t < \tau_{l+1}) \quad l = 1, \dots, m \quad (3)$$

Givet disse tidsperioder, vil hazardfunktionen have følgende udseende:

$$h(t|x) = \exp(\alpha_l + x'\beta) \quad \text{hvis } t \in I_l \quad (4)$$

5. Hvis modellen indeholder tidsvarierende variabler, må det desuden antages, at forløbet for x er eksogent for varigheden. Et andet problem, der kan opstå, når der introduceres tidsvarierende forklarende variabler, er, at tidsvariation i de forklarende variabler og varighedsafhængighed ikke nødvendigvis kan identificeres hver for sig.



Figur 2. Fordelingen af kompensationsgraden.

hvor α_l en konstant koefficient gældende for den l 'te periode.⁶ Da varigheden i datasættet er opgjort på ugebasis vil en steplængde på en uge svare til, at der ikke pålægges restriktioner på tidsprofilen, og der fås dermed en meget fleksibel model.

Hvis man vælger at anvende en fuldparametrisk model, som f.eks. Weibullmodellen, vil der nødvendigvis pålægges restriktioner. Der er risiko for, at pålægning af disse restriktioner resulterer i bias i parameterestimaterne til de forklarende variabler, specielt hvis de er tidsvarierende og ligeledes på estimerne af baseline hazard.⁷ Derfor kan der argumenteres for at estimere mere fleksible modeller og teste disse overfor modeller med restriktioner på den funktionelle form.

3.1.1 Parametrisk estimation af varighedsmodeller

Competing risks modellen tillader os at skelne mellem overgang til en ny arbejdsgiver og en tidligere arbejdsgiver. Den samlede hazardrate i competing risks modellen er lig summen af de årsagsspecifikke hazardrater. De årsagsspecifikke hazardrater er givet ved:

$$h_k(t|x) = f_k(t|x) / (1 - F(t|x)) \quad (5)$$

6. Varighederne af ledighedsforløbene er i datasættet målt som grupperede varigheder. Dvs. en observeret varighed på t uger svarer til, at varigheden er mellem $t-0.5$ uger og $t+0.5$ uger, da en person kun er registreret som ledig, hvis han/hun mindst har været ledig i 50% af en arbejdsuge. Dog vil forløbene opfattes som om, de er observeret på en kontinuert tidsskala, da det letter beregningerne ved estimation af modellerne.

7. Se f.eks. Meyer (1990).

hvor $k = 1, \dots, M$. Forløb, der afslutter med årsag k , bidrager til log-likelihoodfunktionen med $f_k(t_i | x_i)$, mens censorede observationer bidrager med overlevelsesfunktionen, $S(t_i | x_i) = 1 - F(t_i | x_i)$. Hvis det antages, at der ikke er krydsrestriktioner mellem parametrene i de enkelte årsagsspecifikke modeller, er estimationerne specielt simple, da log-likelihoodfunktionen bliver additiv separabel i de årsagsspecifikke parametre. Maximum likelihood estimatorne kan herefter findes ved at maksimere hvert led for sig. Vi kan definere en indikatorvariabel, d_{ik} , som er lig 1, hvis individ i afslutter til k og 0 ellers. Udtrykket for log-likelihoodfunktionen kan herefter opskrives som:

$$\ln L(\theta) = \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^M (d_{ik} \ln h_k(t_i | x_i, \theta_k) - \int_0^{t_i} h_k(u | x, \theta_k) du) \quad (6)$$

hvor $i = 1, 2, \dots, N$ svarer til antallet af observationer.

Parametrene til en enkelt årsagsspecifik hazardfunktion kan således estimeres ved at behandle alle andre afslutningsårsager som censorede.

3.2 Count data modeller

Til undersøgelse af hvad der har betydning for, at et individ har flere ledighedsforløb, og hvorfor nogle personer har flere forløb end andre, kan count data modeller anvendes.⁸ Den afhængige variabel svarer til antallet af arbejdsløshedsforløb i perioden 1981-90. Lad Y_i angive antallet af arbejdsløshedsforløb for individ i , hvor $i = 1, 2, \dots, N$. Det antages, at antallet af forløb i et givet interval er Poisson fordelt med sandsynlighedsfunktionen:

$$Pr(Y_i = y_i) = \frac{\lambda_i^{y_i} e^{-\lambda_i}}{y_i!} \quad (7)$$

y_i er den realiserede værdi af Y_i og λ_i er det forventede antal ledighedsforløb. λ_i er parameteriseret som:

$$\lambda_i = \exp(x_i' \beta) \quad (8)$$

hvor x_i er en vektor af eksogene variable, og β er vektoren af koefficienter, som skal estimeres. I denne model er λ_i både lig den betingede middelværdi og den betingede varians af Y_i , hvor der er betinget på x . Hvis denne restriktion ikke holder, vil parame-

8. Se iøvrigt Winkelmann (1994).

terestimerne være konsistente, men variansen for parameterestimerne vil være inkonsistent estimeret.⁹ Overspredning, dvs. det forhold at variansen overstiger middelværdien, kan opstå som følge af uobserveret heterogenitet. En måde at tage højde for dette er at erstatte (8) med:

$$\hat{\lambda}_i = \exp(x_i' \beta + \varepsilon_i) \quad (9)$$

hvor ε_i er et fejld, der opfanger uobserveret heterogenitet og er ukorreleret med de forklarende variabler. Ved at antage, at ε_i er gammafordelt, fører integration af tæthedsfunktionen til den negative binomialfordeling. Sandsynlighedsfunktionen for den negative binomial model kan opskrives som:

$$Pr(Y_i = y_i) = \frac{\Gamma(y_i + \nu_i)}{\Gamma(y_i + 1) \Gamma(\nu_i)} \left(\frac{\nu_i}{\nu_i + \lambda_i} \right)^{\nu_i} \left(\frac{\lambda_i}{\nu_i + \lambda_i} \right)^{y_i} \quad (10)$$

hvor $\Gamma(\cdot)$ er standard gamma funktionen. Middelværdien og variansen er givet ved: $E(Y_i) = \lambda_i$, $Var(Y_i) = \lambda_i + \alpha \lambda_i^2$ hvor $\alpha = 1/\nu_i$. Det antages hermed, at parameteren α er ens for alle individer, mens λ_i bestemmes individuelt. For at sikre at middelværdien er ikke-negativ, er en naturlig specifikation $\lambda_i = \exp(x_i' \beta)$.

Et simpelt test for Poisson modellen overfor den negative binomial fordeling er et test for, om α er signifikant forskellig fra 0. Da Poisson modellen er et specialtilfælde i forhold til den negative binomialfordeling, er det ligeledes muligt at lave et likelihood ratio test, hvor nulhypotesen er, at Poisson modellen kan anvendes.

Da der i denne analyse kun ses på arbejdsløse personer, vil ikke-ledige ikke være med i estimationen af den negative binomial regressionsmodel. Derfor er det nødvendigt at tage højde for selektionen af ledige personer, hvilket opnåes ved at opfatte ikke-ledige som en trunkeret gruppe. Den negative binomial model, hvor der er taget højde for trunkering, svarer til ovenstående, bortset fra, at der kun ses på værdier for antallet af ledighedsperioder større end 0. Modellerne estimeres ved brug af maximum likelihood estimation, og bidragene til log-likelihoodfunktionen kommer fra sandsynlighedsfunktionerne.

4. Estimationsresultater

4.1 Resultater for varighedsmodeller

I det følgende gennemgås estimationsresultaterne for varighedsmodellerne. Der er estimeret competing risks modeller med overgange fra ledighed til det tidligere job og

9. Se Gourieux, Montfort og Trognon (1984).

til nyt job, for kvinder og mænd. Modellerne er estimeret under hhv. antagelse om, at tidsprofilen følger enten en Weibullspecifikation eller en stepfunktion. Den fleksible stepmodel sammenlignes med Weibullmodellen, og der udføres et formelt test på, hvorvidt Weibullmodellen er for restriktiv.¹⁰

Som vist i præsentationen af data er der tendens til at de gennemsnitlige varigheder svinger med konjunkturerne. For at tage højde for dette og for eventuelle sæsonsvingninger, inddrages den månedlige arbejdsløshedprocent og indikatorer, der angiver hvilken måned i året ledighedsforløbet er påbegyndt. Variablerne i estimationerne tillades at variere i løbet af varigheden. Arbejdsløshedsprocenten varierer månedligt, mens de øvrige på grund af databasens konstruktion kun kan variere ved årsskift.

Vi har valgt specielt at fokusere på resultaterne for dagpenge og timeløn, da det hovedsagligt er formålet at se på effekter af dagpengeniveauet. De andre resultater vil derfor ikke blive kommenteret nærmere.

Dagpengevariablen forventes generelt at forøge længden af arbejdsløshed, da en højere dagpengesats formodes at mindske søgeintensiteten. Der fås ikke så stort et økonomisk tab ved at være ledig og fritid bliver derved relativt billigere. Samtidig vil en høj dagpengesats øge reservationslønnen i søgeprocessen således, at der vil accepteres færre jobs. Da dagpengesatsen ikke varierer med længden af ledighedsforløbet, tilskyndes de ledige ikke til at få et job. Det forventes, at den løn, der tilbydes, med tiden vil falde, da personerne bliver mindre attraktive, bl.a. som følge af, at personens human capital falder. Det kan således forventes, at det med tiden bliver sværere og sværere at forlade ledighedstilstanden. Omvendt kan ønsket om at få et job bevirke, at personen bliver mindre selektiv med længden af arbejdsløshed således, at niveauet af dagpengene får mindre betydning.¹¹

I tabellerne 3 og 4 ses resultaterne for de estimerede modeller. Hvis man indledningsvist sammenligner modellerne afslutningsårsagerne imellem, ses det, at der er visse variabler, f.eks. sygdomsmerking, tilstedeværelsen af små børn og bopæl i provin-

10. Vi har endvidere estimeret en semiparametrisk model ved hjælp af Cox' partielle likelihood. Resultaterne er dog ikke medtaget, da de estimerede koefficienter stort set er lig koefficienterne fra stepmodellerne. Vi har valgt at se på stepmodellerne, da det derved er muligt at tegne tidsprofilen for varighedsafhængighed.

11. I andre undersøgelser fås lidt forskellige resultater af effekter af dagpengeniveauet på længden af ledighedsforløb. Narendranathan & Stewart (1993) finder, at dagpenge har en negativ effekt på hazardraten, men at effekten mindskes over tid. Han & Hausman (1990) finder en negativ effekt af at modtage dagpenge, men ser ikke på niveauet af dagpenge. Inddragelse af interaktionsled for dem, der modtager dagpenge, på de tidspunkter, hvor dagpengene er ved at udløbe, resulterer i positive effekter. Katz og Meyer (1988) finder ligeledes, at dagpenge har en negativ effekt på hazardraten, og at der er en tydelig effekt på overgangssandsynligheden i slutningen af den periode, hvor der kan modtages dagpenge. I en svensk undersøgelse af Carling o.a. (1994) finder de, at risikoen for ikke længere at kunne modtage dagpenge giver positive effekter på hazardraten for afslutning til både arbejdsmarkedsprogrammer og til job. Undersøgelserne bygger dog alle på udenlandske data, hvor dagpengesystemerne er forskelligt fra det danske, både mht. længden og niveauet af dagpengene.

Tabel 3. Estimer på parametrene i hazardfunktionerne for kvinder. (Standardafvigelser er angivet i parentes).

	Tidligere job		Nyt job	
	Weibull	Step funkt.	Weibull	Step funkt.
Konstant	3,00* (0,28)	— —	-1,26* (0,24)	— —
<i>Aldersgrupper:</i>				
25-39 år	-0,01 (0,03)	0,02 (0,02)	-0,04 (0,02)	-0,03 (0,03)
40-54 år	-0,12* (0,04)	-0,04 (0,03)	-0,15* (0,04)	-0,15* (0,04)
55-67 år	-0,33* (0,06)	-0,16* (0,04)	-0,19* (0,05)	-0,18* (0,06)
Samboende	0,21* (0,02)	0,13 (0,02)	0,02 (0,02)	0,01 (0,02)
Sygemarkering	-0,16* (0,02)	-0,14* (0,02)	0,24* (0,02)	0,25* (0,02)
Børn 0-6 år	0,09* (0,02)	0,07* (0,02)	-0,13* (0,02)	-0,13* (0,02)
Provins	0,37* (0,03)	0,23* (0,02)	-0,07* (0,02)	-0,09* (0,02)
Udd. længde	*0,90* (0,46)	*0,09 (0,34)	*3,58* (0,39)	*3,72* (0,43)
Erfaring	0,09* (0,01)	*5,30* (0,49)	0,01 (0,01)	*0,44 (0,63)
Erfaring**2	*-0,21 (0,03)	*-0,12* (0,02)	*-0,07* (0,02)	*-0,07* (0,03)
Arbejdsløshedsprocent	-0,01 (0,01)	-0,02* (0,01)	-0,06* (0,01)	-0,07* (0,01)
1. ledighedsperiode	-0,80* (0,03)	-0,50* (0,02)	0,05* (0,02)	0,06* (0,02)
Tidl. ant. perioder	*3,02* (0,06)	*1,61* (0,05)	*0,55* (0,10)	*0,24* (0,11)
ln(løn)	0,30 (3,26)	*-0,28 (2,42)	-0,08* (0,03)	-0,09* (0,03)
ln(dagpenge)	-1,62* (0,08)	-0,92* (0,06)	-0,27* (0,07)	-0,20* (0,07)
<i>Erhvervsgrupper:</i>				
Primær	0,45* (0,11)	0,26* (0,08)	-0,17 (0,10)	-0,20 (0,11)
Fremstilling	0,46* (0,09)	0,25* (0,06)	0,09 (0,07)	0,08 (0,08)
Handel & Service	0,09 (0,09)	0,03 (0,06)	0,16* (0,07)	0,17* (0,08)
Offentlig	0,25* (0,09)	0,13* (0,06)	0,14* (0,07)	0,15 (0,08)
Uoplyst	0,88* (0,23)	-0,54* (0,17)	0,12 (0,12)	0,15 (0,14)
<i>A-kassegrupper:</i>				
SID	-0,48* (0,07)	-0,29* (0,05)	-0,01 (0,05)	*0,49 (5,92)
KAD	0,14* (0,06)	0,06 (0,04)	0,06 (0,05)	0,06 (0,05)
HK	-0,44* (0,06)	-0,28* (0,05)	0,02 (0,05)	0,03 (0,05)
Øvrige	0,04 (0,06)	*-0,34 (4,15)	0,13* (0,04)	0,13* (0,05)
<i>Stillingsgrupper:</i>				
Selvstændig	-1,98* (0,20)	-1,49* (0,15)	-0,65* (0,12)	-0,72* (0,13)
Funktionær	0,02 (0,06)	0,02 (0,04)	0,02 (0,05)	0,02 (0,05)
Ufaglært	0,01 (0,06)	0,02 (0,04)	*-0,33 (4,96)	*-0,21 (5,46)
Andre	-0,26* (0,10)	-0,21* (0,07)	0,10 (0,08)	0,11 (0,09)
Ude af erhverv	-4,30* (0,99)	-3,20* (0,73)	-0,63* (0,17)	-0,71* (0,19)
b ²	-0,31* (0,01)	—	0,09* (0,01)	—
Log-likelihood	-70877,4	-64267	-53008,7	-53084
Antal obs.	22397	22397	13357	13357

Ann.: MånedsvARIABLER er inddraget i estimationerne, men koefficienterne er udeladt her. * indikerer, at koefficienterne er signifikant forskellig fra 0 ved et 5% niveau. * indikerer, at koefficienterne og standardafvigelserne er multipliceret med 100. "exp(b)" svarer til a, anvendt i beskrivelsen af Weibull fordelingen.

Tabel 4. Estimer på parametrene i hazardfunktionerne for mænd. (Standardafvigelser er angivet i parentes).

	Tidligere job		Nyt job	
	Weibull	Step funkt.	Weibull	Step funkt.
Konstant	5,35* (0,37)	— —	-0,05 (0,23)	— —
<i>Aldersgrupper:</i>				
25-39 år	0,21* (0,04)	0,20* (0,03)	-0,21* (0,02)	-0,22* (0,02)
40-54 år	-0,37* (0,06)	-0,13 (0,04)	-0,38* (0,04)	-0,38* (0,04)
55-67 år	-0,75* (0,08)	-0,34* (0,06)	-0,54* (0,05)	-0,54* (0,06)
Samboende	0,34* (0,03)	0,21* (0,02)	0,04* (0,02)	0,04* (0,02)
Sygemarkering	-0,29* (0,03)	-0,23* (0,02)	0,16* (0,02)	0,18* (0,02)
Børn 0-6 år	0,18* (0,03)	0,10* (0,02)	0,05* (0,02)	0,05 (0,03)
Provins	0,38* (0,03)	0,25* (0,02)	-0,02 (0,02)	-0,03 (0,02)
Udd. længde	*0,06* (0,01)	*3,90* (0,44)	*1,05* (0,39)	*0,98* (0,44)
Erfaring	0,06* (0,01)	*3,67* (0,39)	*2,61* (0,36)	*2,54 (0,41)
Erfaring**2	*-0,05* (0,01)	*-0,03* (0,01)	*-0,06* (0,01)	*-0,07* (0,01)
Arbejdsløshedsprocent	-0,05* (0,01)	-0,03* (0,01)	-0,11* (0,01)	-0,12* (0,01)
1. ledighedsperiode	-0,49* (0,03)	-0,35* (0,02)	0,11* (0,02)	0,12* (0,02)
Tidl. ant. perioder	*3,54* (0,12)	*2,05* (0,09)	*1,46* (0,11)	*1,32* (0,12)
ln(lon)	-0,06 (0,03)	*-0,06 (0,03)	0,09* (0,02)	0,10* (0,02)
ln(dagpenge)	-2,20* (0,09)	-1,38* (0,07)	-0,60* (0,06)	-0,57* (0,07)
<i>Erhvervsgrupper:</i>				
Fremstilling	0,03 (0,04)	0,03 (0,03)	0,04 (0,03)	0,06 (0,04)
Bygge & Anlæg	-0,05 (0,04)	-0,03 (0,03)	0,02 (0,03)	0,02 (0,04)
Handel & Service	-0,30* (0,04)	-0,19* (0,03)	0,02 (0,03)	0,04 (0,04)
Offentlig	-0,65* (0,05)	-0,41* (0,04)	-0,03 (0,04)	*-0,08 (4,06)
Uoplyst	-0,78* (0,22)	-0,48* (0,17)	*-0,40 (1,03)	0,03 (0,12)
<i>A-kassegrupper:</i>				
SID	-0,29* (0,08)	-0,24* (0,06)	0,15* (0,05)	0,17* (0,06)
Metal	-0,45* (0,09)	-0,35* (0,06)	0,19* (0,06)	0,21* (0,06)
HK	-0,92* (0,10)	-0,64* (0,08)	*-0,36 (5,83)	0,01 (0,07)
Bygge & Anlæg	-0,36* (0,09)	-0,32* (0,06)	0,35* (0,06)	0,38* (0,06)
Øvrige	-0,23* (0,08)	-0,22* (0,06)	0,27* (0,05)	0,29* (0,06)
<i>Stillingsgrupper:</i>				
Selvstændig	-2,41* (0,18)	-1,91* (0,14)	-0,76* (0,09)	-0,88* (0,10)
Funktionær	0,12 (0,14)	0,09 (0,10)	0,03 (0,08)	-0,01 (0,09)
Faglært	0,25 (0,14)	0,16 (0,10)	-0,01 (0,08)	0,03 (0,09)
Ufaglært	0,39* (0,14)	0,26* (0,10)	-0,03 (0,07)	-0,04 (0,08)
Ude af erhverv	-13,63 (27,7)	-10,30* (20,7)	-1,22* (0,18)	-1,40* (0,20)
b**	-0,28* (0,01)	— —	0,13* (0,01)	— —
Log-likelihood	-58704,2	-54782,3	-63174,4	-63408,1
Antal obs.	16648	16448	16664	16664

Anm.: MånedsvARIABLER er inddraget i estimationerne, men koefficienterne er udeladt her. * indikerer, at koefficienterne er signifikant forskellig fra 0 ved et 5% niveau. * indikerer, at koefficienterne og standardafvigelserne er multipliceret med 100. ** *exp(b)* svarer til *a*, anvendt i beskrivelsen af Weibull fordelingen.

sen, som har forskelligt fortegn i modellerne for kvinder afhængigt af, om der afsluttes til den tidligere arbejdsgiver eller nyt job. Ligeledes ses det, at varighedsafhængigheden i Weibullmodellerne divergerer, idet der er positiv varighedsafhængighed for afslutning til nyt job og negativ varighedsafhængighed for afslutning til det tidligere job. Et formelt test af en single risk model overfor competing risks modellen viser da også, at en opdeling på afslutningsårsager er passende.

Generelt er størrelserne på de estimerede koefficienter i Weibull og stepmodellerne meget ens specifikationerne imellem. Fortegnene ændrer sig ikke modellerne imellem og kun i få tilfælde ændres der på signifikansen af koefficienterne. For overgangen til det tidligere job er koefficienterne i Weibullmodellerne dog numerisk større, for både mænd og kvinder.

Der er entydige effekter af dagpengesatsen i alle modeller, da koefficienten er signifikant negativ. Dvs. et højere dagpengeniveau bevirker en øget sandsynlighed for længere ledighedsforløb. Hvor meget den enkelte har modtaget i løn, har betydning for niveauet af dagpenge. Dagpengesatsen vil stige med lønnen, indtil den maksimale dagpengesats nås. For kvinder med afslutning til et nyt job og for mænd med tilbagevenden til det tidligere job, er der negative effekter af lønnen. En lønstigning vil derfor udover at påvirke hazardfunktionen negativt også have en yderligere negativ effekt via dagpengesatsen for de lavest lønnede. For en person, der har nået dagpengeløftet, vil der således kun være en negativ effekt af en lønstigning via lønvariablen.

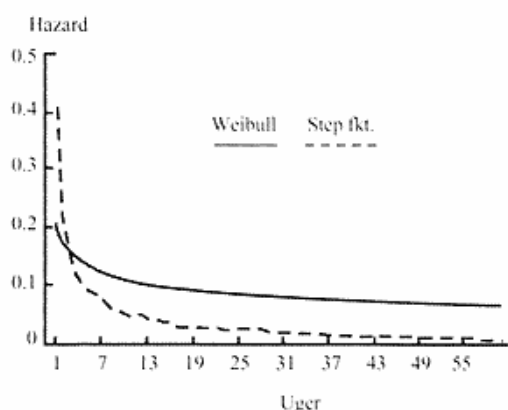
Der er ingen signifikante effekter af lønnen for kvinder, der vender tilbage til det tidligere job, men positive effekter for mænd, der finder et nyt job. Den positive effekt kan forklares ved, at personer med en relativ høj løn vil have en lav kompensationsgrad, dvs. dagpengesatsen vil ikke stige ved en lønstigning. Disse personer kunne forventes at være mere søgeaktive, hvorved der kan opstå en positiv effekt af lønnen.

Som nævnt er alle modellerne estimeret med lønnen og dagpengesatsen inddraget som to separate variabler, fremfor at anvende kompensationsgraden. Koefficienterne er numerisk forskellige i alle modellerne og koefficienterne har i de fleste modeller samme fortegn. Dette bekræfter, at der pålægges uholdbare restriktioner ved i stedet at medtage kompensationsgraden.

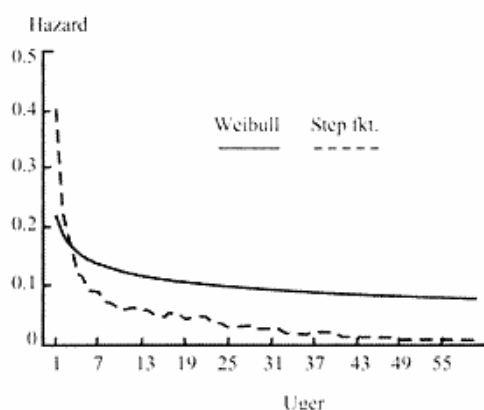
4.1.1 Grafisk præsentation af hazard modellerne

For at få et indtryk af tidsprofilerne i modellerne, hvor baseline hazard følger en stepfunktion, er det nyttigt at tegne hazardfunktionerne. Dette er gjort i figurerne 3-6, hvor Weibull modellerne ligeledes er indtegnet.¹² Mens de estimerede effekter af de

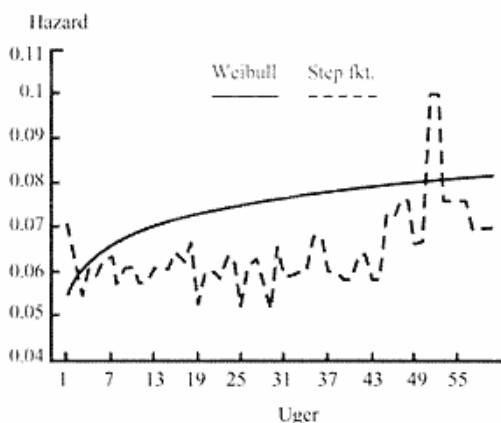
12. For at tegne hazardfunktionerne er der sammensat en standardperson: Standardperson for kvinder har følgende karakteristika: er mellem 25 og 39 år, samboende uden små børn, bor i provinsen, har 10 års uddannelse og 8 års erfaring. Timelønnen og dagpengesatsen er hhv. 91,30 kr. og 51,70. Hun har tidligere haft



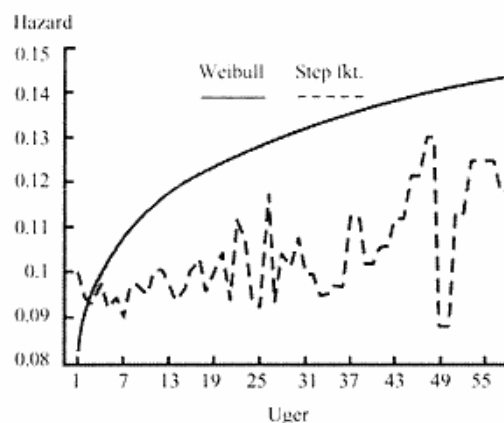
Figur 3. Tidsprofiler for kvinder, tidligere job.



Figur 4. Tidsprofiler for mænd, tidligere job.



Figur 5. Tidsprofiler for kvinder, nyt job.



Figur 6. Tidsprofiler for mænd, nyt job.

forklarende variabler generelt er nogenlunde ens i Weibull og stepfunktion specifikationer, er de estimerede tidsprofiler mere forskellige.

I modellerne for afslutning til det tidligere job ses det, at stepmodellerne udviser negativ varighedsafhængighed, svarende til Weibullmodellerne. Det er som forventet, da det formodes, at jo længere tid en person har været væk fra sit job, des mindre sandsynlighed vil der, på et givet tidspunkt, være for, at han/hun vender tilbage. Det hæn-

Note 12 fortsat:

8 ledighedsforløb, er i offentligt erhverv som ufaglært, i øvrige A-kasser. Standardpersonen for mænd har følgende karakteristika: er mellem 25 og 39 år, samboende uden små børn, bor i provinsen, har 10 års uddannelse og 10 års erfaring. Timelønnen og dagpengesatsen er på hhv. 102,70 kr. og 51,20 kr. Han har tidligere haft 6 ledighedsforløb, er i bygge- og anlægserhverv, som ufaglært, i SID. De valgte værdier er gennemsnitsværdier for de kontinuerte variabler. For de diskrete variabler er værdierne valgt således, at sammensætningen er realistisk.

ger bla. sammen med, at personen over tid bliver mindre attraktiv og, at human capital falder med varigheden af ledighedsperioden.

Hazardraterne for stepmodellerne ligger i begyndelsen af varigheden på et noget højere niveau og senere i forløbet på et lavere niveau, i forhold til hazardraterne for Weibullmodellerne. Weibullmodellerne fanger ikke den kraftige varighedsafhængighed i de fire første uger, men fanger bevægelserne meget godt på langt sigt.

I modellerne for afslutning til nyt job ses det ligeledes, at Weibullmodellen ikke er i stand til at opfange bevægelserne i stepfunktionerne pga. de pålagte monotonitet antagelser. Tidsprofilen for stepfunktionen for kvinder er faldende i de første uger, derefter tilfældige men meget konstante indtil ca. uge 44, hvorefter den stiger kraftigt indtil et års varighed. For mændene er der det meste af forløbet en stigende tendens, dog mest efter ca. uge 35 indtil omkring et års varighed. Stigningen omkring et års varighed skyldes sandsynligvis, at det i en del af den undersøgte periode blev tilstræbt at give jobtilbud efter 12 måneders ledighed. Der vil således være en direkte effekt af, at personer modtager jobtilbud, men også en indirekte effekt som følge af, at den ledige selv søger mere effektivt ud af ledigheden.¹³

Det er undersøgt, om effekten af dagpengeniveauet ændrer sig i løbet af ledighedsforløbet.¹⁴ Det formodes, at dagpengeydelsen får relativt mere værdi med længden af ledighedsforløbet, da reservationslønnen forventes at falde, som følge af at personen over tid bliver mindre attraktiv, og da personens human capital falder. Hvis dagpengeydelsen får mere betydning med varigheden af ledighedsforløbet, vil incitamentet til at søge ud af ledighed falde. Et middel mod dette vil være at sænke dagpengesatsen løbende med varigheden af ledighedsforløbet. Omvendt kan ønsket om at få et job bevirke, at personen bliver mindre selektiv med tiden, således at dagpengeniveauet får mindre betydning.

Modellerne er estimeret, hvor effekten af dagpengene tillades at variere for hvert kvartal. Formelt er det testet, om der er signifikant forskel på stepmodellerne, hvor effekten af dagpengesatsen ikke tillades at variere, og hvor det tillades. Det kan ikke forkastes, at koefficienterne er ens. Ud fra dette konkluderes det, at betydningen af at modtage dagpenge ikke ændrer sig med længden af ledighedsforløb.

4.2 Resultater for count data modeller

I det følgende ses der på de estimerede count data modeller. Disse modeller skal

13. Formelt er det testet, om Weibull modellen er for restriktiv. Vi har anvendt et »minimum distance« test inspireret af Narendranathan og Stewart (1993). Tidsprofilen for Weibullmodellen sammenlignes med stepmodellen. For både kvinder og mænd forkastes det kraftigt, at tidsprofilerne er ens for de to specifikationer.

14. Ideen stammer fra Narendranathan & Stewart (1993), der ligeledes undersøger effekter af niveauet af dagpenge på længden af ledighedsforløb. De finder, at effekten af at modtage dagpenge mindskes over tid, da koefficienterne over tid bliver mindre negative.

forsøge at forklare antallet af individernes ledighedsforløb for perioden 1981-1990. I modellerne, der estimeres både for kvinder og mænd, er anvendt forklarende variabler fra 1980 for at undgå eventuelle endogenitetsproblemer.¹⁵ Der er i data et selektionsproblem, da der kun ses på personer, der har haft ledighedsforløb i den observerede periode. Der indgår således ikke observationer for ikke-ledige personer. Der tages højde for selektionen ved at opfatte ikke-ledige som en trunkeret gruppe.

Der kan være flere forklaringer på, at en person har mange ledighedsperioder. En årsag kan være, at personen har en implicit kontrakt, hvori der indgår midlertidige hjemsendelser, og dermed har mange ledighedsperioder, der afsluttes med tilbagevenden til det tidligere job. En anden årsag er, at personen ikke er stabil eller kvalificeret arbejdskraft, og derfor har mange ledighedsforløb, der afsluttes med, at personen finder et nyt job. Ofte vil sådanne personer også have længere ledighedsperioder, da deres arbejdsmarkedshistorie signalerer, at de er mindre god arbejdskraft.

Det forventes til dels, at et højt dagpengeniveau vil tilskynde virksomhederne til at benytte midlertidige hjemsendelser, således at personer får flere ledighedsforløb. Omvendt fandt vi i varighedsanalysen, at en højere dagpengesats gav længere ledighedsperioder også for de midlertidigt hjemsendte. Man kan derfor argumentere for, at det ikke giver flere, men derimod længere ledighedsforløb.

Personer, der hjemsendes midlertidigt, må acceptere en lavere indkomst i ledighedsperioderne. Det kan derfor være nødvendigt for virksomhederne at kompensere dem i de perioder, hvor de arbejder. Derved kan der opstå en positiv sammenhæng mellem lønniveau og antallet af ledighedsperioder. Hvis man derimod ikke er berørt af midlertidige hjemsendelser og har en relativ høj løn, er man eventuelt mindre udsat for at blive fyret, hvilket fører til en negativ sammenhæng.

Modellerne, der præsenteres her, er alle negative binomial modeller, da både test af parameteren α og likelihood ratio test, forkaster nulhypotesen om Poisson modellen.

Resultaterne for modellerne for kvinder og mænd stemmer rimeligt overens, da mange af koefficienterne har de samme fortegn. Dog er der betydelig flere signifikante effekter for mænd end for kvinder. Et højt dagpengeniveau bevirker relativt færre ledighedsforløb for begge køn. En sammenligning af dette resultat med resultaterne fra

15. Vi har undersøgt om de forklarende variabler fra 1980 er tilstrækkelig gode til at forklare antallet af ledighedsforløb for hele tiårsperioden ved at opdele stikprøven i to delperioder, henholdsvis 1981-85 og 1986-90. Antallet af ledighedsperioder i de to perioder er estimeret separat, men stadig med forklarende variabler fra 1980. Ud fra dette fåes et billede af, hvor godt variablerne kan forklare antallet af ledighedsforløb i den sidste periode. Det er dog ikke muligt at sammenligne de to delperioder direkte med den samlede periode, da ikke alle ledige personer, er ledige i begge delperioder. Vi har konstrueret en modificeret udgave af en generaliseret Pearson χ^2 -teststørrelse, der ser på forskellen mellem prædiktions og faktisk antal ledighedsperioder, korregeret for prædiktions størrelse og antallet af frihedsgrader. Der er ingen tydelige tegn på, at modellerne ændres efter hvilken delperiode, der ses på. Vi vælger derfor kun at se på resultaterne for den samlede periode.

Tabel 5. Estimer på parametrene i de negative binomial modeller for antallet af ledighedsperioder i 1981-90. (Standardafvigelser er angivet i parentes).

	Kvinder		Mænd	
Konstant	2,96*	(0,80)	4,88*	(0,91)
<i>Aldersgrupper:</i>				
25-39 år	0,02	(0,07)	0,12*	(0,06)
40-54 år	0,53*	(0,11)	0,52*	(0,10)
55-67 år	0,23*	(0,13)	0,49*	(0,13)
Samboende	-0,16*	(0,05)	-0,14*	(0,04)
Sygemarkering	0,22*	(0,06)	0,18*	(0,05)
Born 0-6 år	0,01	(0,05)	-0,12*	(0,05)
Provins	0,44*	(0,05)	0,27*	(0,04)
Udd. længde	-0,05*	(0,01)	-0,03*	(0,01)
Erfaring	-0,05*	(0,02)	-0,04*	(0,01)
Erfaring**2	*-0,03	(0,07)	*0,03	(0,02)
ln(løn)	0,32*	(0,12)	0,33*	(0,07)
ln(dagpenge)	-0,54	(0,28)	-1,23*	(0,27)
<i>Erhvervsgrupper:</i>				
Fremstilling	-0,05	(0,13)	-0,54*	(0,09)
Bygge & Anlæg	—	—	-0,08	(0,10)
Handel & Service	-0,04	(0,13)	-0,34*	(0,09)
Offentlig	-0,11	(0,14)	-0,39*	(0,10)
<i>A-kassegrupper:</i>				
SID	0,06	(0,19)	0,58*	(0,07)
KAD	0,19	(0,16)	—	—
Metal	—	—	0,27*	(0,08)
HK	0,02	(0,15)	—	—
Bygge & Anlæg	—	—	-0,59*	(0,09)
Øvrige	-0,02	(0,14)	0,23*	(0,06)
<i>Stillingsgrupper:</i>				
Selvstændig	—	—	0,38*	(0,25)
Funktionær	0,01	(0,12)	0,31*	(0,25)
Faglært	—	—	0,47	(0,25)
Ufaglært	0,20	(0,12)	0,50*	(0,25)
α	1,35**	(0,07)	0,89**	(0,04)
Log-likelihood	-9377,1		11387,3	
Antal obs.	3150		4090	

Ann.: * indikerer, at koefficienterne er signifikant forskellig fra 0 ved et 5% niveau. ** indikerer, at koefficienterne er signifikant forskellig fra 1 ved et 5% niveau. * indikerer, at koefficienterne og standardafvigelserne er multipliceret med 100.

varighedsanalysen viser, at en stigning i dagpengeniveauet skaber længere, men færre ledighedsforløb.

Ifølge tabel 5 påvirker lønnen antallet af ledighedsforløb positivt, for både kvinder og mænd. For de bedre lønnede vil en lønstigning ikke påvirke niveauet af dagpengesatsen, pga. den fastsatte maksimumsgrænse for dagpenge. Der er altså en entydig positiv sammenhæng mellem lønnen og antallet af ledighedsperioder. Dette resultat afspejler, at folk med mange midlertidige hjemsendelser kompenseres med en højere løn.¹⁶

For de lavest lønnede, dvs. dem med høj kompensationsgrad, vil der ved en lønstigning være en modstridende effekt via dagpengesatsen. Dvs. lønniveauet øger sandsynligheden for flere ledighedsforløb, hvor dagpengeniveauet mindsker sandsynligheden. Nettoeffekten kan derfor være både negativ og positiv for lavtlønnede.

5. Konklusion

Der er dels estimeret varighedsmodeller for ledighedsforløb, der afsluttes til beskæftigelse og dels count data modeller for at undersøge, hvilke faktorer der påvirker antallet af ledighedsperioder for et individ. Hovedformålet har været at undersøge effekter af dagpengeniveauet på omfanget af arbejdsløshed.

Varighedsmodellerne er estimeret under forskellige fordelingsantagelser, og det konstateres, at antagelsen om en Weibullfordelt tidsprofil er for restriktiv for alle modellerne. Den grafiske præsentation viste da også, at monotonitetsantagelsen for Weibull modellerne ikke stemmer overens med profilen for de mere fleksible modeller.

Resultaterne for varighedsmodellerne viser entydige effekter af dagpengesatsen. En stigning i dagpengeniveauet bevirker, at ledighedsperioderne bliver længere for både ledighedsperioder, der afsluttes til et nyt job og for midlertidige hjemsendelser. Da dagpengesatsens størrelse er afhængig af personens tidligere lønniveau, vil en lønstigning for de lavest lønnede også medføre en stigning i dagpengesatsen. For kvinder, der forlader ledighed med at finde et nyt job og for mænd, der vender tilbage til den tidligere arbejdsgiver, er der negative effekter af lønnen på hazardraten. En lønstigning vil derfor, for de lavest lønnede, have en yderligere negativ effekt på hazardraten via dagpengesatsen.

Resultaterne for de negative binomialmodeller viser, at et højere dagpengeniveau bevirker færre ledighedsperioder. Dagpengesatsens størrelse er tilsyneladende ikke med til at øge omfanget af midlertidige hjemsendelser. Sammenholdes resultaterne fra de to analyser fås, at en stigning i dagpengeniveauet giver længere, men færre ledighedsforløb.

16. Se evt. Jensen & Westergård-Nielsen (1990), der finder en positiv sammenhæng mellem lønnen og sandsynligheden for midlertidig hjemsendelse.

Litteratur

- Carling, K., Edin, P., Harkman, A. og B. Holmlund. 1994. Unemployment duration, unemployment benefits, and labor market programs in Sweden. *Working Paper* 1994: 12, Department of Economics, Uppsala University, Sweden.
- Finansministeriet 1995. *Finansredegørelse* 95, København.
- Gourieroux, C., Montfort, C. og A. Trognon. 1984. Pseudo maximum likelihood methods: Theory. *Econometrica*, 52: 681-700.
- Han, A. og J.A. Hausman. 1990. Flexible parametric estimation of duration and competing risks models. *Journal of Applied Econometrics* 5:1-28.
- Jensen, P. 1991. Empirical studies of individual labour market behaviour. *Licentiatuf-handling*, 1991-3, Aarhus Universitet.
- Jensen, P. og N. Westergård-Nielsen. 1990. Temporary layoffs. I J. Hartog, G. Ridder, og J. Theeuwes. red., *Panel Data and Labor Market Studies*. Amsterdam.
- Katz, L.F. og B.D. Meyer. 1988. The impact of the potential duration of unemployment benefits on the duration of unemployment. *NBER Working Paper*, No. 2741.
- Meyer, B.D. 1990. Unemployment insurance and unemployment spells. *Econometrica*, vol 58: 757-782.
- Narendranathan, W. og M.B. Stewart. 1993. Modelling the probability of leaving unemployment: competing risks models with flexible base-line hazards. *Journal of the Royal Statistical Society, Series C: Applied Statistics*, 42: 63-83.
- Winkelmann, R. 1994. *Count Data Models. Econometric Theory and an Application to Labor Mobility*. Berlin.