

# En søgemodel for overgangen fra uddannelse til erhverv: Teori og empiri

*Niels Westergård-Nielsen*

*Økonomisk Institut, Aarhus Universitet*

*SUMMARY: In recent years there has been an increasing unemployment among young people graduating from universities and other types of vocational training. In this paper it is shown that this unemployment is clearly related to the search for the first job. Subsequently, a search model is constructed which allows for variable search intensity and variable probability getting job offers. From the model expressions for the reservation wage, the intensity of search, and the duration of search are derived and estimated for a group of graduates from Danish law schools.*

---

## **Indledning**

Siden midten af 70'erne har vi i Danmark såvel som i andre vesteuropæiske lande oplevet en tiltagende arbejdsløshed blandt unge, der forlader de erhvervsrettede uddannelser. Langt de fleste opnår dog beskæftigelse inden for relativt kort tid. En betydelig del af denne arbejdsløshed kan forklares inden for rammerne af en søgemodel. I det følgende skal opstilles en søgemodel, der beskriver hvordan jobsøgeprocessen foregår i et arbejdsmarked for uddannede. I modsætning til de gængse modeller for jobsøgning beskrives jobsøgningen ved en model, hvor søgeintensiteten kan varieres, og hvor antallet af jobtilbud afhænger af ansætternes vurdering af de enkelte kandidater. Mens det første aspekt har været inddraget rent ad hoc hos Gilley (1980), ses det sidste aspekt ikke at have været inddraget andre steder.

Modellen er estimeret for en gruppe nyligt uddannede jurister, der søger deres første beskæftigelse. Selv om disse data kun dækker en lille del af arbejdsmarkedet,

---

Peder J. Pedersen og Lars Muus har bidraget med kommentarer og kritik. Forfatteren er desuden Birte Kastrup Rasmussen og Peter Jensen tak skyldige for deres beregningsarbejde og Helle Maris for opsætning og skrivning. Det samfundsvidenskabelige Forskningsråd, Økonomisk Institut, Aarhus Universitet og Thomas B. Thriges Fond har finansieret arbejdet.

# En søgemodel for overgangen fra uddannelse til erhverv: Teori og empiri

*Niels Westergård-Nielsen*

*Økonomisk Institut, Aarhus Universitet*

*SUMMARY: In recent years there has been an increasing unemployment among young people graduating from universities and other types of vocational training. In this paper it is shown that this unemployment is clearly related to the search for the first job. Subsequently, a search model is constructed which allows for variable search intensity and variable probability getting job offers. From the model expressions for the reservation wage, the intensity of search, and the duration of search are derived and estimated for a group of graduates from Danish law schools.*

---

## **Indledning**

Siden midten af 70'erne har vi i Danmark såvel som i andre vesteuropæiske lande oplevet en tiltagende arbejdsløshed blandt unge, der forlader de erhvervsrettede uddannelser. Langt de fleste opnår dog beskæftigelse inden for relativt kort tid. En betydelig del af denne arbejdsløshed kan forklares inden for rammerne af en søgemodel. I det følgende skal opstilles en søgemodel, der beskriver hvordan jobsøgeprocessen foregår i et arbejdsmarked for uddannede. I modsætning til de gængse modeller for jobsøgning beskrives jobsøgningen ved en model, hvor søgeintensiteten kan varieres, og hvor antallet af jobtilbud afhænger af ansætternes vurdering af de enkelte kandidater. Mens det første aspekt har været inddraget rent ad hoc hos Gilley (1980), ses det sidste aspekt ikke at have været inddraget andre steder.

Modellen er estimeret for en gruppe nyligt uddannede jurister, der søger deres første beskæftigelse. Selv om disse data kun dækker en lille del af arbejdsmarkedet,

---

Peder J. Pedersen og Lars Muus har bidraget med kommentarer og kritik. Forfatteren er desuden Birte Kastrup Rasmussen og Peter Jensen tak skyldige for deres beregningsarbejde og Helle Maris for opsætning og skrivning. Det samfundsvidenskabelige Forskningsråd, Økonomisk Institut, Aarhus Universitet og Thomas B. Thriges Fond har finansieret arbejdet.

tyder offentlig statistik på, at de samme forhold gør sig gældende for mange andre uddannelsesgrupper. Det anvendte datasæt muliggør imidlertid en langt mere detaljeret analyse, end det har været muligt andre steder. Således findes data for søgeaktiviteten, antallet af interviews og tilbud, ligesom der findes udførlige lønoplysninger. Estimationer er foretaget dels for jurister, der har fået arbejde som advokatfuldmægtige og dels for jurister, der har opnået anden beskæftigelse enten hos det offentlige eller i den private sektor.

Først er reservationslønnen estimeret. Resultaterne viser tydeligt, at vordende advokatfuldmægtige tilpasser deres reservationsløn til den forventede løn for en person med deres erfaringsgrundlag og uddannelsesmæssige baggrund. Dernæst viser estimation af søgetidsfunktionen, at reservationslønnen for advokatfuldmægtige faktisk tilpasses på en sådan måde, at den rangordning, der skabes gennem arbejdsgivernes udvælgelse kun svagt slår igennem i søgetiden.

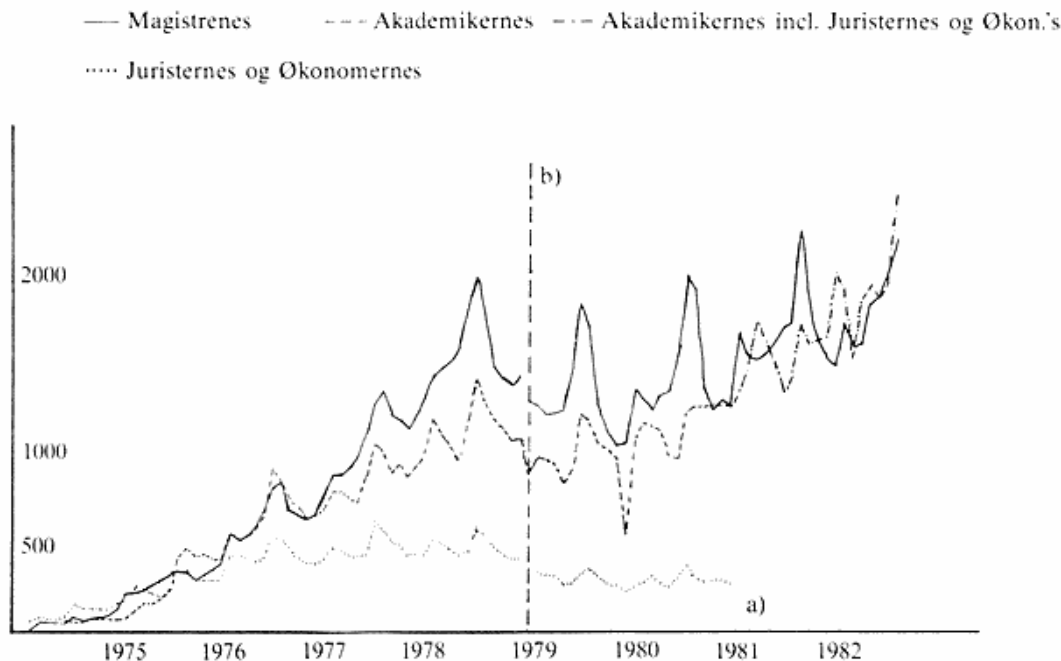
I de offentlige job, hvor ansøgeren ikke kan tilpasse sin reservationsløn, slår udvælgelsen derimod igennem på søgetiden, som derved bl.a. bliver negativt korreleret med f.eks. karakterer.

Som indledning til opstillingen af søgemodellen og dens estimation, skal overgangen fra uddannelse til erhverv først analyseres ud fra den offentlige statistik.

### **De empiriske omstændigheder**

Generelt findes der meget lidt statistik, som belyser overgangen fra uddannelse til erhverv. Mest statistik findes om arbejdsløsheden blandt langvarigt uddannede, hvoraf en meget stor del er nyuddannede, idet godt 80% af de arbejdsløse i januar 1978 var under 35 år gamle. Således viser fig. 1 antallet af arbejdsløse medlemmer af Magistrernes, Akademikernes og Juristernes og Økonomernes arbejdsløhedskasser.

En del af stigningen i arbejdsløsheden hænger naturligvis sammen med en generel forværring i arbejdsmarkedssituationen for langvarigt uddannede på grund af aftagende efterspørgsel og tiltagende kandidatproduktion. En anden del synes imidlertid at være snævert forbundet med nyindtræden på arbejdsmarkedet, idet arbejdsløsheden viser svingninger, der tydeligt hænger sammen med de årlige eller halvårige eksaminer. Arbejdsløsheden stiger således umiddelbart efter hver eksamentermin for dernæst at falde igen i de følgende måneder. Kun magistrerne synes i begyndelsen at have en mere udpræget årscyklus, hvilket formentlig skal ses i sammenhæng med en stærkt stigende arbejdsløshed i de første år sammen med, at ansættelserne i gymnasieskolen oftest foregår i august måned. Fig. 1 giver en klar indikation af, at arbejdsløsheden for disse grupper af højtuddannede er af revolverende art, således at en vis del af dimittenderne starter deres erhvervskarriere



Noter: (a) Akademikernes og Juristernes og Økonomernes A-kasser sammenslutes pr. 1. januar 1981. (b) På grund af ændring i opgørelsesmetoden er der et databrud januar 1979.

Figur 1. Antallet af arbejdsløse medlemmer af de 3 akademiker-arbejdsløshedskasser.

med en arbejdsløshedperiode. Hovedparten finder beskæftigelse efter nogen tids søgning efter arbejde.

Desværre findes der kun meget sparsomme statistiske oplysninger om denne proces. Danmarks Statistik har foreløbig lavet 2 undersøgelser af de nyuddannede fra alle studieretninger i 1978 og i 1979 (*Stat. Efterretninger* 1980 og 1982), hvor de nyuddannede udspørges et år efter deres uddannelse. Desuden er der lavet en enkelt undersøgelse 3 år efter eksamen (*Stat. Efterretninger*, 1981). Disse undersøgelser viser et tydeligt mønster, hvor 40-50% af de beskæftigede fra alle studieretninger og overraskende nok også fra alle niveauer opnåede deres beskæftigelse umiddelbart efter eksamen. 35-49% fik job 1-3 måneder efter eksamen, mens resten måtte søge i 4-7 måneder, før de blev beskæftiget, jfr. tabel 1. Ca. 10% af alle kandidater var fortsat arbejdsløse et år efter eksamen.

Endelig har jeg selv lavet en spørgeskema-undersøgelse af juridiske kandidater, der viser, hvornår den enkelte kandidat får beskæftigelse. I fig. 2 vises dels en kurve for det akkumulerede antal ansættelser af nyuddannede jurister måned for måned over perioden 1974-1977 og dels en kurve for det akkumulerede antal kandidater i samme periode. Denne figur viser med større detaljerighed det samme mønster, som blev

Tabel 1. Ledighedens varighed for færdiguddannede.

	Kandi- datår	Antal arbejds- løse 1. maj året efter	Antal beskæf- tiggede 1. maj året efter	Heraf ledig før besk.				Gns. antal uger
				under 1 md.	1-3	4-6	7- %	
Uddannelser i alt	1976-77	1229	9941	42	46	8	4	6.3
	1977-78	1152	10337	44	46	7	3	6.0
Kandidat- uddannelser	1976-77	543	2415	48	39	8	5	6.4
	1977-78	521	2470	47	40	8	5	6.7
Mellem- uddannelser	1976-77	686	7526	40	49	7	4	6.3
	1977-78	631	7867	43	48	7	3	5.8
Humanistiske kandidat- uddannelser	1976-77	159	428	44	44	9	3	6.4
	1977-78	160	435	43	43	8	7	7.5
Samfundsviden- skabelige kandidatudd.	1976-77	77	759	50	34	11	5	7.0
	1977-78	86	717	50	35	9	6	6.9

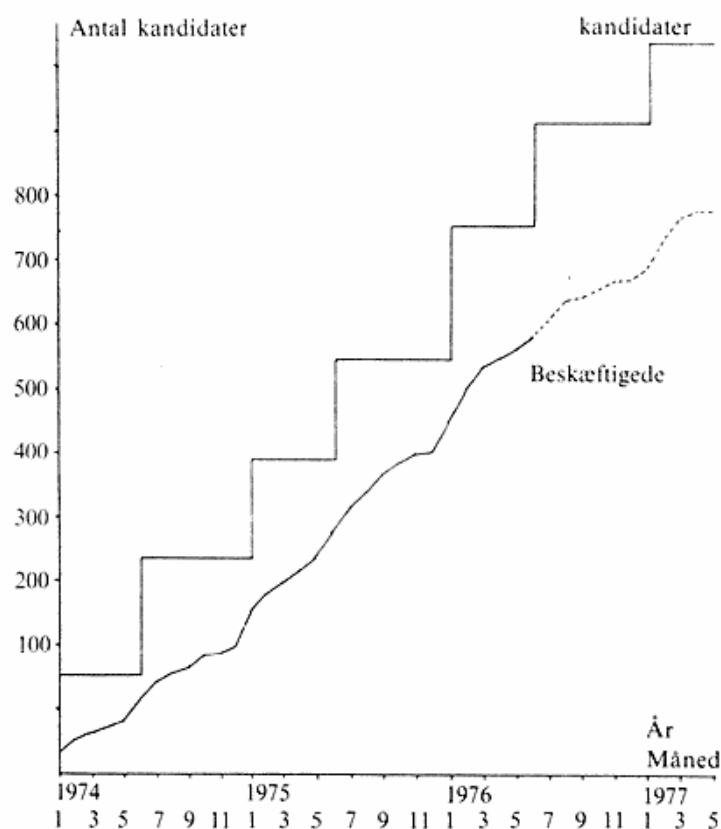
Kilde: Statistiske Efterretninger 1980, nr. A 34 og 1982, nr. A 29.

fundet ovenfor i tabel 1 for en lang række forskellige uddannelser. Der er således formentlig tale om et mere generelt mønster for overgangen fra uddannelse til erhverv.

Hvordan kan dette mønster forklares? Én mulighed er, at de nyuddannede simpelthen danner kø til de ledige stillinger, fordi kandidaterne kommer ud på arbejdsmarkedet 2 gange årligt kombineret med, at stillingerne bliver ledige kontinuert. Besættelsen sker da efter en eller anden rangordning af de jobsøgende. Thurow (1975) har argumenteret for, at en sådan mekanisme anvendes generelt. En anden mulighed er, at de jobsøgende selv udviser en søgeaktivitet, der også indebærer, at de kan sige nej tak til et jobtilbud. Eftersom min undersøgelse af juristerne viser, at en del juridiske kandidater faktisk siger nej tak til mindst et tilbud, ligesom den sidste metode er klart at foretrække for agenterne, skal det her forsøges at opstille en model inden for søgeteorien til forklaring af overgangen fra uddannelse til erhverv.

### Søgeteori

Anvendelse af søgeteori inden for arbejdsmarkedsteori tog sin begyndelse med Stiglers (1962) artikel om betydning af information på arbejdsmarkedet. Først i 1970



Note: Den punkterede kurve omfatter kun kandidater efter juni 1976. Beskæftigelsen under vurderes herved.

Figur 2. Den akkumulerede beskæftigelse af nyuddannede jurister og antal kandidater, 1974-1977.

udvikledes teorien videre hos Mortensen (1970) og McCall (1970), og siden er der fremkommet adskillige forskellige søgemodeller. Hovedproblemet i litteraturen har været en udpræget mangel på empiriske arbejder, formentlig fordi der kun findes ganske få egnede data. Som indledning til den model, der skal opstilles her, vil Stiglers og Mortensens respektive modeller blive gennemgået kort.

Stiglers empiriske udgangspunkt var markedet for MBA-kandidater fra University of Chicago, hvor han observerer en betydelig spredning i de løntilbud, de får forud for deres første ansættelse. Følgelig er der en gevinst at hente ved at indhente mange tilbud og dernæst tage det højeste. Men eftersom det ikke sker uden omkostninger, må vi spørge, hvor mange tilbud skal samles ind for at maksimere den fremtidige indkomst.

Det forudsættes, at antallet af ledige job er »stort«, at omkostningerne ved at finde

et tilbud er  $c$ , at beskæftigelses-horizonten er uendelig, at individet maksimerer sin diskonterede livsløn  $w$  samt endelig, at løntilbudene er fordelt efter en kendt sandsynlighedsfunktion,  $F(\bar{w}) = P\{w \leq \bar{w}\}$ . Stigler udleder, at livslønnen netop maksimeres for det antal tilbud  $n$ , hvor de marginale søgeomkostninger er lig det marginale udbytte af at søge.

Hvis løntilbudene er normalt fordelt omkring  $\bar{w}$  med spredningen  $\sigma_w$ , er det forventede maksimale løntilbud ved  $n$  søgninger

$$w_M = 0,65n^{0,37}\sigma_w + \bar{w}$$

og det marginale udbytte

$$\frac{\partial w_M}{\partial n} = \frac{0,24\sigma_w}{n^{0,63}}$$

Det optimale søgeomfang  $n$ , er derfor bestemt af

$$c = \frac{0,24\sigma_w}{n^{0,63}}$$

Problemet med denne søgeregel er imidlertid, at den ser bort fra fordelene ved at undersøge tilbudene på en sekventiel måde. Der er nemlig en endelig sandsynlighed for, at det bedst mulige tilbud allerede fås i første forsøg, og det vil derfor ikke kunne betale sig at fortsætte søgningen, som jo er forbundet med omkostninger. Følgelig er der behov for en beslutningsregel, der siger, hvornår vi skal stoppe den videre søgning. Løsningen kommer fra litteraturen om »optimal stopping rules«, se f.eks. Breiman (1964) og DeGroot (1970).

Den optimale, sekventielle lønsøgningsmodel blev nogenlunde samtidig opstillet af Mortensen (1970) og McCall (1970). Til ovennævnte forudsætninger skal føjes, at der ikke er nogen grænse for antal tilbud, den enkelte job-søger kan få, at der modtages ét og kun ét tilbud pr. tidsenhed, og at dette tilbud skal forkastes eller accepteres i perioden. Der er flere måder at nå til en løsning på problemet. Den følgende baserer sig dels på Lippman og McCall (1976) og dels på Burdett (1979).

Et jobtilbud karakteriseret ved lønnen  $w_i$  fremsættes i hver periode, hvor hvert  $w_i$  er en stokastisk variabel med den kumulerede fordelingsfunktion  $F(w_i)$  og  $E(w_i) < \infty$ . Jobtilbudene er gensidigt uafhængige. Den jobsøgende forventes at beholde det højeste tilbud, så udbyttet ved at stoppe efter den  $n$ 'te søgning er

$$V_n = \max(w_1, \dots, w_n) - nc$$

Målet er nu at finde en optimal stopregel, der maksimerer  $E(V_n)$ , hvor  $n$  er stop-tidspunktet, dvs. antallet af jobtilbud, indtil et af dem accepteres. Lad nu  $y$  være det

forventede udbytte af at følge stop-reglen. Denne siger følgelig, at et jobtilbud,  $w$ , skal accepteres hvis  $w \geq y$ , ellers skal det forkastes, og der skal søges i en periode mere. Det  $y$ , der maksimerer  $V_n$ , kaldes reservationslønnen,  $y^*$ .

Lad nu  $V(y)$  være værdien af at søge en periode og kun acceptere job med en løn  $y$  eller derover. Der gælder da

$$V(y) = -c + \Pr(\text{et acceptabelt tilbud modtages i denne periode}) \cdot (\text{den forventede fremtidige løn}) + \Pr(\text{der modtages ikke noget acceptabelt tilbud}) \cdot y^*$$

Idet vi benytter, at  $F(y) = \int_0^y f(w) dw$  og at  $(1 - \int_y^\infty f(w) dw) = F(y)$  har vi

$$\begin{aligned} V(y) &= -c + \int_y^\infty f(w) dw \cdot \frac{\int_y^\infty wf(w) dw}{\int_y^\infty f(w) dw} + F(y)y^* \\ &= -c + \int_y^\infty wf(w) dw + F(y)y^* \end{aligned}$$

Det kan vises at  $V(y)$  maksimeres for  $y = y^*$  under forudsætning af, at  $0 < F(w_i) < 1$ .

Den optimale strategi er således at søge indtil man finder et jobtilbud, der er mindst af størrelsen  $y^*$  og så stoppe. I maksimum må der gælde følgende

$$c = \int_{y^*}^\infty (w - y^*)f(w) dw$$

Af denne ligning kan  $y^*$  findes. Ydermere ses, at i optimum er de marginale søgeomkostninger lig med det marginale udbytte ved at søge.

Imidlertid afhænger den optimale søgestrategi også af det specifikke marked og af dets særlige institutioner. Betragter man f.eks. markedet for en bestemt type uddannede, er det karakteristisk, at ledige job annonceres i søndagsaviser eller i fagpresse, som måske udkommer hver 14. dag eller en gang om måneden. Endvidere fremgår det af såvel Danmarks Statistiks 3 års undersøgelse (DS 1981) og min egen undersøgelse af juristers jobsøgning (Westergård-Nielsen 1981a), at hovedparten af de jobsøgende på dette marked anvender arbejdsgivers annoncering og andre formelle kilder til at lokalisere de ledige job. Derfor forekommer det rimeligt at antage, at jobsøgningen foregår sekventielt, således at de jobsøgende inden for hver periode antages at søge et vist antal ledige job. Hvis et eller flere af disse ender med at blive til et jobtilbud, hvor løntilbudet er over reservationslønnen, accepteres det bedste, og den videre søgning kan indstilles. I modsat fald gentages søgningen i



endnu en periode. Der er således behov for en søgeregel, der udnytter både den sekventielle og den ikke sekventielle søgemetode.

I den sekventielle søgemodel ovenfor blev det antaget, at jobsøgeren får et tilbud pr. periode. Denne forudsætning er næppe realistisk, idet det ikke er enhver ansøgning, der fører til et tilbud. I en mere realistisk model afhænger ansætterens reaktion klart af, hvordan han bedømmer ansøgerens kvalifikationer, samt af markedsforholdene.

Det skal derfor forsøges at opstille en søgemodel, der også inkorporerer disse aspekter. For ikke at gøre modellen unødigt kompliceret, og for at tilpasse den til juristmarkedet, hvor den skal estimeres, må der dog foretages en række forenkende forudsætninger. Således antages det, at ledige job annonceres en gang om måneden; den jobsøgende, individ  $i$ , afsender  $n_i$  ansøgninger pr. måned med en omkostning på  $c$  pr. ansøgning; ansøgningerne sendes til et tilfældigt udsnit af de annoncerede job; den eneste kendte information er for den enkelte jobsøger hans lønfordeling,  $f(w_i)$  med c.d.f.  $F(w_i)$ , dennes gennemsnit,  $\xi_i$  og varians,  $\sigma_i$ ; hver ansøgning leder med sandsynligheden  $\gamma_i$  til et jobtilbud, og følgelig er det forventede antal tilbud pr. periode  $\gamma_i n_i$ ; stopreglen siger under disse forhold, at det bedste blandt disse tilbud accepteres under forudsætning af, at tilbudet maksimerer den fremtidige indkomst sammenlignet med fortsat søgning i den næste periode.

Nutidsværdien af den fremtidige indkomststrøm er  $w_i/r$ , hvor  $r$  er den månedlige rente, under forudsætning af, at indkomststrømmen fortsætter i al evighed. Forudsætningen om den samme indkomst ud i fremtiden kan retfærdiggøres med, at vi beskæftiger os med grupper, der nogenlunde følger den samme karriere og livsindkomstprofil. Forudsætningen om »evigt liv« kan slækkes, men hvad der herved vindes i realisme, tabes i øget komplicerethed. Hvis der ikke kan accepteres et tilbud, fortsættes søgningen i en ny periode. I arbejdsløse perioder udbetales arbejdsløshedsunderstøttelse,  $z$ . Endelig forudsættes det, at arbejdsløshedsunderstøttelsen betales i begyndelsen af perioden, og at den mulige løn udbetales i begyndelsen af næste periode.<sup>1</sup> Diskonteringsfaktoren er  $\mu = (1+r)^{-1}$  og ens for alle.

Lad nu  $V_t(n, y)$  være nutidsværdien på tidspunkt  $t$  af den forventede fremtidige lønindkomst med søgeintensiteten  $n$  og reservationsløn  $y$ . Ydermere har vi, at  $V_t = V_{t+1}$ , da intet ændres over tiden.

For en given person har vi, at nutidsværdien på tidspunkt  $t$  af den fremtidige løn,<sup>2</sup>

1. Betalingstidspunkterne kan varieres uden væsentlig betydning for modellens udseende.

2. Fodtegn er foreløbig udeladt af typografiske grunde.

Tabel 2. De partielle afledede i søgefunktionerne.

	$n^*$	$y^*$	$E(DS)$
$r$	+/-	-	+/-
$z$	-	+	+
$c$	-	-	+/-
$\gamma$	+/-	+	-
$n^*$	..	+/0/-	-
$y^*$	-	..	+

$$V_i(n, y) = z - cn + \mu \int_y^M \frac{w}{r} d[F(w)]^{n\gamma} + \mu \left[ 1 - \int_y^M d(F(w))^{n\gamma} \right] V_i^*(n, y) \quad (1)$$

Det første integralled<sup>3</sup> angiver sandsynligheden for at få mindst et løntilbud over reservationslønnen  $y$  ud af  $n\gamma$  tilbud gange med den forventede maksimale »evige« løn. Det hele er diskonteret én periode. Det andet led angiver sandsynligheden for, at periodens løntilbud alle er under reservationslønnen  $y$  gange med den forventede optimale livsindkomst ved at søge en periode mere.

Sættet  $(y^*, n^*)$  som maksimerer (1) kan nu findes, og det kan vises,<sup>4</sup> at første ordens betingelserne for maximum af  $V_i(n, y)$  medfører, at følgende 2 betingelser skal være opfyldt

$$y^* = rz - rcn^* + \mu M - \mu \int_{y^*}^M [F(w)]^{n^*\gamma} dw \quad (2)$$

og

$$c = -\frac{\mu}{r} \gamma \int_{y^*}^M [F(w)]^{n^*\gamma} \ln F(w) dw \quad (3)$$

Betingelsen (2) siger, at reservationslønnen er lig den forventede maksimale periodeindkomst efter, at omkostninger er fratrukket. Betingelsen (3) betyder, at i optimum er de marginale omkostninger ved at få et tilbud lig med den marginale indkomstgevinst over »hele« livet.

Af (2) og (3) følger, at det sæt  $(y_i^*, n_i^*)$ , der maksimerer (1) for individ  $i$ , kan skrives som

$$y_i^* = y(r, z, c, F(w_i), \gamma_i, n_i^*) \quad (4)$$

3. Stieltjes integral. Kan omregnes til et almindeligt integral ved at differentiere den »indre« funktion.

4. Se Westergård-Nielsen (1981c) for detaljer.

$$n_i^* = n(r, z, c, F(w_i), y_i^*, \gamma_i) \quad (5)$$

Det kan vises, at de partielle afledede er som angivet i tabel 2.<sup>5</sup> Det fremgår således, at reservationslønnen sættes op ved højere arbejdsløshedsunderstøttelse og ved større tilbudssandsynlighed. En øget rente og forøgede søgeomkostninger virker i retning af en lavere reservationsløn. Endvidere gælder der i optimum, hvor (3) er opfyldt, at  $\partial y^*/\partial n^* = 0$ . På lignende måde, ses at højere arbejdsløshedsunderstøttelse og søgeomkostninger medfører et lavere søgeomfang samt, at en højere reservationsløn i sig selv ses at medføre en lavere søgeintensitet. Endelig er det vist, at der ikke findes nogen entydig relation mellem renten, sandsynligheden for at få et jobtilbud og søgeintensiteten.

Med udgangspunkt i  $(y^*, n^*)$  kan den forventede søgetid  $E(DS)$  beregnes. Der gælder nemlig, at sandsynligheden for at få mindst et acceptabelt jobtilbud pr. periode,  $v_i$

$$v_i = \int_{y_i^*}^M d[F(w)]^{n_i^* \gamma_i} = 1 - F(y_i^*)^{n_i^* \gamma_i}$$

samt at  $E(DS_i) = \frac{1}{v_i}$

Følgelig kan den forventede søgetid skrives om

$$E(DS_i) = DS(y_i^*, n_i^*, \gamma_i) \quad (6)$$

De partielle afledede fremgår ligeledes af tabel 2. Som venteligt betyder en højere reservationsløn, at søgetiden forøges. Omvendt betyder en større tilbudssandsynlighed, at søgetiden mindskes.

Inden de nu opstillede funktioner søges estimeret, skal data beskrives ganske kort. En mere detaljeret beskrivelse af data findes i Westergård-Nielsen (1981a).

### Data

De her benyttede data kommer alle fra min undersøgelse af nyuddannede juristers og økonomers arbejdsmarked, som blev gennemført i 1976 og 1977, og som bl.a. omfattede så godt som alle jurister, der fik deres eksamen i perioden vinteren 1974 til vinteren 1977. For hver enkelt kandidat haves oplysninger om såvel baggrundskaraktéristisk som deres jobsøgningsproces. Således findes oplysninger om både antal søgte job, antal interviews, antal tilbud og den totale søgetid. Data, som er udnyttet i de følgende estimationer er opsummeret i tabel 3. Undersøgelsen består både af

5. Udledningerne findes i Westergård-Nielsen (1980 og 1981c).

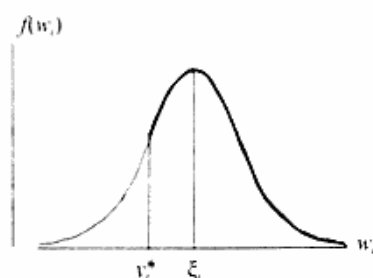
Tabel 3. Beskrivelse af anvendte data.

	Advokatfuldmægtige			Andre juridiske kandidater		
	Min	Gennemsnit	Max	Min	Gennemsnit	Max
Søgetid	0	2,11	12	0	2,6	12
Antal interviews	1	3,11	25	1	3,72	35
Antal tilbud	1	1,47	5	1	1,49	6
Antal ansøgninger	3	11,69	45	3	14,19	45
Gns. karakter	6,7	8,47	10,9	6,3	8,54	10,9
Antal mdr. med erhvervsarbejde	0	9,02	84	0	10,04	78
Alder ved eksamen	24	27,50	53	23	27,96	50
Arbejde før studierne	0	0,21	1	0	0,26	1
En anden uddannelse 2 eller flere besk. siden eksamen	0	0,06	1	0	0,07	1
Relevant erhv. arb. under studiet	0	0,23	1	0	0,27	1
Forsørger m. børn	0	0,73	1	0	0,69	1
Gift	0	0,03	1	0	0,07	1
Kvinde	0	0,77	1	0	0,73	1
Provinsen	0	0,19	1	0	0,37	1
Antal		0,50	1	0	0,20	1
		274			491	

Anm.: Omfatter kun beskæftigede jurister, som har haft en søgetid på 12 måneder eller derunder.

kandidater, der er blevet ansatte som advokatfuldmægtige og af kandidater, der er beskæftiget inden for såvel den offentlige som den private sektor. Der var således 274, der inden maj 1977 havde opnået beskæftigelse som advokatfuldmægtige, mens 491 havde opnået anden beskæftigelse.

Eftersom lønfastsættelsen for de offentligt ansatte oftest foregår efter en fast lønskala, jfr. Westergård-Nielsen (1982b), lader denne gruppe sig ikke umiddelbart anvende til at estimere reservationsløn. Advokatfuldmægtiges løn er derimod ikke fastsat efter nogen fast lønskala og har rent faktisk også en ganske betydelig varians. Det kan derfor antages, at den tilbudte løn spiller en større rolle for advokatfuldmægtige end for andre i afgørelse af, om et tilbud kan accepteres eller ej. Følgelig er reservationslønnen kun søgt estimeret for advokatfuldmægtige. Der er dog næppe tvivl om, at samme model lader sig anvende på de øvrige beskæftigede. Blot er det her andre faktorer, såsom karrieremæssige forhold, arbejdsområde etc., der må antages at være afgørende for, om et jobtilbud accepteres. I det tilfælde må reservationslønsbegrebet udvides til at omfatte også disse ikke monetære elementer.



Figur 3. Reservationslønnen.

I det følgende vil reservationsløns- og søgeintensitets-funktionen blive estimeret på reduceret form for advokatfuldmægtige. Den sidste funktion er desuden estimeret for rest-gruppen af offentligt og privat ansatte. Endelig er disse estimationer konfronteret med estimationer af søgetidsfunktioner.

#### Estimation af reservationsløn

Et hovedproblem ved estimation af reservationsløns-funktionen er, at man ikke kan observere reservationslønnen direkte,<sup>6</sup> fordi alle de jobtilbud, der bestod af en løn lavere end reservationslønnen netop blev forkastet og derfor ikke registreret. I stedet kan man antage, at alle løntilbud til en bestemt person trækkes af den samme fordeling samt, at det accepterede løntilbud er i den afstumpede fordeling til højre for reservationslønnen, jfr. fig. 3, mens de forkastede løntilbud ligger til venstre for  $y^*$ .

Disse egenskaber kan udnyttes ved opstillingen af en likelihood-funktion.<sup>7</sup> I likelihood funktionen udnyttes det, at der »trækkes« et kendt antal gange fra hele fordelingen, og først når et tilbud er på  $y_1^*$  eller derover, accepteres det. Ydermere antages det, at middelværdien af hele fordelingen,  $\xi_i$  bestemmes af baggrundsvariable, samt at variansen  $\sigma^2$  er fælles for alle.

Disse forudsætninger svarer til forudsætningerne hos Kiefer og Neumann (1979a og 1979b) og hos Chesher og Lancaster (1980). I Kiefer og Neumann (1981) inkluderes også individuelle effekter i variansen. Da juristdataene beskriver et meget mere homogent arbejdsmarked end Kiefer og Neumanns data, synes forudsætningen om samme varians ikke urimelig i vort tilfælde.

6. Chesher og Lancaster (1980) anvender data, hvor man ligefrem har spurgt, om den mindst acceptable løn. Anvendelse af sådanne data synes dog at måtte kunne afføde visse pålidelighedsproblemer.

7. En likelihood funktion,  $L$ , defineres som  $L = f(X_1)f(X_2)f(X_3) \dots f(X_n)$  hvor  $X_i$  er en stokastisk, uafhængig variabel med sandsynlighedsfordeling  $f(X_i)$ .

Den resulterende likelihood funktion er

$$\begin{aligned}
 L &= \prod_{j=1}^h \left[ \Phi\left(\frac{y_j - \zeta_j^*}{\sigma}\right)^{\Gamma_j - \eta_j} \eta_j \left[ \Phi\left(\frac{w_j - \zeta_j}{\sigma}\right)^{\eta_j - 1} \phi\left(\frac{w_j - \zeta_j}{\sigma}\right) \right] \frac{1}{\sigma} \right] \\
 &\cdot \prod_{i=g+1}^m \left[ \eta_i \Phi\left(\frac{w_i - \zeta_i}{\sigma}\right)^{\eta_i - 1} \phi\left(\frac{w_i - \zeta_i}{\sigma}\right) \frac{1}{\sigma} \right] \\
 &\cdot \prod_{k=h+1}^g \Phi\left(\frac{y_k^* - \zeta_k}{\sigma}\right)^{\Gamma_k} \quad \text{for } y_j^* \leq w_j \\
 L &= 0 \quad \text{for } y_n^* > w_n, \quad n = 1, \dots, h, \dots, g+1, \dots, m
 \end{aligned}$$

hvor  $\Gamma_j$  er det totale antal tilbud,  $\eta_j$  er antal tilbud i den sidste søgeperiode og  $\Phi(\cdot)$  er den akkumulerede normalfordeling med  $\phi(\cdot)$  som den marginale fordeling. Udledningen er forklaret i detaljer i Westergård-Nielsen (1981c). Der henstår nu at specificere  $y_i^*$  og  $\zeta_i$ . Ovenfor blev  $y_i^*$  fundet som funktionen (4). Da  $n_i^*$  afhænger af de samme faktorer som  $y_i^*$  og da  $F(w)$  har middelværdien  $\zeta_i$  og også afhænger af disse baggrundsfaktorer, og da endelig  $\gamma_i$  empirisk er fundet at afhænge af de samme faktorer, ses det, at den reducerede form for  $y^*$  kan skrives som

$$y_i^* = R(\zeta_i)$$

hvor  $\zeta_i = \Psi(\theta \cdot X_i)$ , og hvor  $\theta$  er en koefficientvektor, mens  $X_i$  er en vektor af individuelle karakteristika.

Foretages nu en Taylor ekspansion af  $R(\cdot)$  funktionen omkring nulpunktet, fås

$$y_i^* = \delta_1 + \delta_2 \zeta_i$$

hvor  $\delta_1$  er en konstant, og hvor  $\delta_2$  er  $R'(0)$ .  $\delta_1$  og  $\delta_2$  kan nu fortolkes som mål for, hvor meget reservationslønnen afviger fra den forventede løn.

Da der ikke haves data for renten og søgeomkostningerne, og da det må antages, at disse er identiske for alle, har de måttet udelades af  $y^*$ -funktionen i estimationsfasen. Det sidste gælder også arbejdsløshedsunderstøttelsen, som for nyuddannede udviklede sig parallelt med lønnen indtil 1. juli 1976, hvor støtten til en nyuddannet blev sat ned til 90% af mindstebetalingen inden for industri og håndværk. Denne ændring ramte formentlig først kandidater fra vinteren 1977.

Likelihood funktionen er endelig maksimeret ved hjælp af en »grid search« procedure, og resultaterne fremgår af tabel 4. En række variable er udeladt i tabellen, idet de ikke kunne klare en likelihood ratio test på et 95% niveau. De variable, der herved blev udeladt, var bl.a. køn, geografisk område, alder, civilstand, studielængde og eksamenstermin. Omvendt betyder det, at tabellens estimerede koefficienter alle er signifikante på et 95% niveau.

Tabel 4. ML estimater af reservationsløn-funktionen. Reservationslønnen er udtrykt i naturlig logaritme.

	Estimeret koefficient	Likelihood Ratio
$\delta_1$	-.350	156.00
$\delta_2$	1	
Konstant	7.799	
Gennemsnitskarakter	.083	25.43
Længde af erhvervs- arbejde under studiet	.004	21.83
Deltid	-.278	82.00
Anciennitet	.080	274.00
Forøgelse 1976-77	.226	
$\sigma$	.288	

De vigtigste resultater er, at  $\delta_1$  er estimeret til  $-0,35$ , og at  $\delta_2$  ligger så tæt ved 1, at en hypotese om, at den er 1, ikke kan forkastes. Følgelig kan reservationslønnen logaritmisk udtrykt beskrives ved følgende simple udtryk

$$y^* = -0,35 + \theta X_i + \varepsilon_i$$

hvor  $\varepsilon_i$  er et fejlded. Det betyder, at en kandidat forkaster et løntilbud, hvis det er mere end 29% lavere end det forventede løntilbud. Estimationen viser i øvrigt, at højere karakterer giver en højere forventet løn og dermed også en højere reservationsløn. Det samme gælder omfanget af erhvervsarbejde. Disse resultater svarer til resultater opnået ved estimation af egentlige indtjeningsfunktioner (Westergård-Nielsen, 1981b). Da lønnen er observeret mellem  $\frac{1}{2}$  og  $2\frac{1}{2}$  år efter, at beskæftigelsen blev påbegyndt, er anciennitet medtaget som variabel for at fange lønændringerne siden jobbet blev accepteret. Ydermere stammer data fra 2 undersøgelser med et års mellemrum. For at opfange generelle lønændringer mellem disse 2 undersøgelsestidspunkter er medtaget en dummy-variabel, der antager værdien 1 for 1977-undersøgelsen. Koefficienten her er imidlertid højere end, hvad der er opnået andetsteds, jfr. op. cit. Forklaringen er formentlig, at markedsforholdene er forbedret afgørende for netop den gruppe, der er omfattet af 1977-undersøgelsen. Således fordobledes nyansættelserne af advokatfuldmægtige pr. tidsperiode begyndende i løbet af efteråret 1975, hvilket utvivlsomt hænger sammen med en udvidelse fra 1 til 2 i retsplejelovens bestemmelser om antallet af fuldmægtige pr. advokat.

Med henblik på at undersøge om forøgelsen i efterspørgselen afsætter sig i reservationslønnen, er ML-estimationen af  $y^*$  foretaget for de to undersøgelser hver

Tabel 5. Søgeintensiteten estimeret ved OLS som funktion af baggrundsvariable for beskæftigede advokatfuldmægtige og for øvrige beskæftigede jurister, som har haft under 13 mdrs. søgning.

	Advokatfuldmægtige		Øvrige beskæftigede jurister	
	estimeret koef.	t-værdi	estimeret koef.	t-værdi
Konstant	31,63**	3,94	27,71**	4,93
Karakter	-1,70*	-2,45	-1,66**	-3,24
Længden af erhv. rel. arbejde	-0,09*	-2,11	-0,04	-1,28
Alder	-0,40**	-2,94	-0,26**	-2,71
Varighed af arbejdsløshed = 0	1,56	1,59	2,96**	3,94
Gift	0,59	0,51	0,12	0,15
Haft andet job	2,96*	2,53	1,45	1,86
Erhvervsarbejde under studiet	0,65	0,57	-	-
Køn/søgeområde:				
Mand, København	-	-	-	-
Mand, provinsen	-2,64*	-2,28	-1,29	-1,12
Kvinde, København	-1,04	-0,6	-0,82	-0,98
Kvinde, provinsen	-3,21	-1,47	-2,74	-1,58
Begge køn, flyttet	-1,98	-1,20	-0,42	-0,33
Eksamenstermin:				
Vinter 1974	-	-	-	-
Sommer 1974	-0,94	-0,53	-2,69*	-2,06
Vinter 1975	-1,00	-0,54	-0,29	-0,22
Sommer 1975	-0,92	-0,52	-1,96	-1,48
Vinter 1976	-0,36	-0,22	0,03	0,02
Sommer 1976	1,30	0,72	1,36	0,98
Vinter 1977	0,54	0,26	1,17	0,76
N	259		476	
R <sup>2</sup> (korrigeret for antal frihedsgrader)	0,04		0,07	

Anm.: \* og \*\* angiver signifikans på henholdsvis 95% og 99%.

for sig. Kun to koefficienter ændrer sig her på signifikant vis. Dels forøges middelværdien af lønfordelingen ca. 15%, og dels ændres  $\delta_1$  fra  $-.35$  til  $-.20$ .

Da reservationslønnen er fastlagt som en procent af den forventede løn betyder den forøgede efterspørgsel en selvstændig forøgelse af reservationslønnen og dermed en øget selektivitet, hvad angår jobtilbud. Konsekvensen er, at den forventede søgetid ikke nødvendigvis går ned på grund af den forøgede efterspørgsel.



Sammenholdes den estimerede reservationsløn med variansen på den tilbudte lønfordeling fås, at reservationslønnen faktisk afskærer en række jobtilbud, som modellen forudsiger. Det fås endvidere, at hovedparten har en reservationsløn, der ligger over arbejdsløshedsunderstøttelsen. Dog var der 18, der havde accepteret en løn, der var lavere end arbejdsløshedsunderstøttelsen. En mulig forklaring er, at disse personer forventer at blive belønnet senere gennem et bedre job eller en højere løn. Dette er formentlig navnlig tilfældet for den del, der accepterer deltidsjob. Det viser sig da også, at 9 ud af de 18 tilfælde faktisk er folk på deltid.

Et lignende men mere alvorligt problem er, at enkelte måske accepterer et lavt tilbud i et godt firma for at få en god uddannelse. Den store varians kunne tyde på det, omend estimation af indtjeningsfunktioner (Westergård-Nielsen 1981b) klart siger, at det ikke er et generelt fænomen. Kun ved at følge folk over en længere del af deres livsløb kan man tage hensyn til denne heterogenitet. Tilbage står nu at estimere søgeintensitetsfunktionen og søgetidsfunktionen på reduceret form.

#### **Estimation af søgeintensitetsfunktionen**

I tabel 5 er resultaterne vist af at estimere søgeintensiteten på reduceret form ved hjælp af OLS. For både advokatfuldmægtige og for øvrige beskæftigede justister ses lavere karakterer og lavere alder og mindre erhvervsarbejde i studietiden at betyde større søgeintensitet. Dette kan fortolkes sådan, at de jobsøgende forsøger at kompensere for, at de får færre jobtilbud ved at søge mere intenst. Endvidere fremgår det af tabellen, at søgeintensiteten er højest for mænd i hovedstaden og mindst for kvinder i provinsen. Det ses også, at søgeintensiteten generelt er steget gennem den undersøgte periode. For at fange evt. forskelle mellem dem, der har fået beskæftigelse umiddelbart efter eksamen og dem, der har måttet søge længere, er en variabel, der antager værdien 1, når søgetiden er 0, medtaget. For øvrige beskæftigede er koefficienten signifikant positiv. Fortolkningen kan være, at de, der får beskæftigelse umiddelbart efter eksamen har haft lavere søgeomkostninger, således at de har kunnet søge under eksamenslæsningen. Endelig har der været forsøgt med forskellige indikatorer for forsøgerstatus. I tabellen er rapporteret, om personen er gift. Det positive fortegn er dog ikke signifikant.

#### **Estimation af søgetidsfunktionen**

Den sidste funktion, der skal estimeres er søgetidsfunktionen. Ifølge reservationslønsmodellen påvirker baggrundsvariable den forventede søgetid på 3

Tabel 6. Søgetiden estimeret ved OLS som funktion af baggrundsvariable for advokatfuldmægtige og for øvrige beskæftigede jurister. For personer, der har haft mindst én og højst 12 mdrs. søgning.

	Advokatfuldmægtige		Øvrige beskæftigede	
	estimeret koef.	t-værdi	estimeret koef.	t-værdi
Konstant	6,87	1,58	4,36	1,47
Karakter	-0,62	-1,60	-0,51	-1,81
Længde af erhv. rel. arbejde	..		-0,02	-0,92
Alder	0,07	0,98	0,14**	3,08
Gift	..		-0,53	-1,37
Haft andet job	0,28	0,52	0,52	1,36
Erhvervsarbejde under studiet	-0,54	-1,02	0,23	0,54
Køn/søgeområde:				
Mand, København	-	-	-	-
Mand, provinsen	0,04	0,06	0,28	0,45
Kvinde, København	1,80*	2,19	0,72	1,65
Kvinde, provinsen	1,08	1,13	1,94*	2,43
Begge køn, flyttet	1,46	1,89	0,39	0,60
Eksamenstermin:				
Vinter 1974	-	-	-	-
Sommer 1974	0,74	0,85	1,87**	2,59
Vinter 1975	0,74	0,74	0,09	0,12
Sommer 1975	0,56	0,66	0,59	0,77
Vinter 1976	0,26	0,31	-0,04	-0,06
Sommer 1976	-0,10	-0,12	0,46	0,60
Vinter 1977	-2,01	-1,60	-2,26**	-2,67
N	140		271	
R <sup>2</sup> (korrigeret for antal frihedsgrader)	0,05		0,13	

Anm.: \* og \*\* betyder 95% henholdsvis 99% signifikansniveau.

måder, jfr. tabel 2. Dels via reservationslønnen, dels via tilbudssandsynligheden og dels gennem søgeintensiteten, men påvirkningerne har forskellige fortegn. F.eks. vil en person med en høj karakter have en høj reservationsløn, en stor tilbudssandsynlighed<sup>8</sup> og en lav søgeintensitet. Det ses let, at nettoeffekten på søgetiden er ubestemt. Årsagen er naturligvis netop reservationslønnen, hvad der også er det, der adskiller den her estimerede model fra en simpel kømodel.

8. Der henvises her til (Westergård-Nielsen 1983).

Tabel 6's estimationer af søgetiden synes delvis at bekræfte forventningerne om, at der ikke er nogen stærk sammenhæng mellem baggrundsvariable og søgetiden. Der kan således kun spores en svag korrelation mellem f.eks. karakterer og søgetid. Endvidere ses det, at kvinder, der søger advokatfuldmægtigstillinger i København, har været længere tid om at finde beskæftigelse, hvilket formentlig hænger sammen med en lavere interviewsandsynlighed og en lavere søgeintensitet. Noget tilsvarende gælder kvinder i provinsen ansat i øvrige stillinger.

Endelig skal det bemærkes, at søgetiden for de af sommer 1974 kullet, der ikke er beskæftiget som advokatfuldmægtige, var signifikant længere end for alle andre kandidatulkul. Sammenhængende hermed viste tabel 5, at søgeintensiteten var særdeles lav for denne gruppe. Årsagen er formentlig, at der på grund af den offentlige sektors ansættelsesstop i perioden simpelt hen midlertidigt var meget færre stillinger at søge samtidig med, at der var en viden om, at ansættelsesstoppet ville ophøre.

### **Konklusion**

Det er i denne artikel vist, at en jobsøgningsmodel med variabel søgeintensitet og tilbudssandsynlighed med mening kan beskrive en del af den arbejdsløshed, der opstår ved overgangen fra uddannelse til erhverv. Selv om modellen er estimeret for en mindre gruppe af uddannede, tyder jävnførelse med andre uddannelser på, at modellen lader sig anvende på de mere end 20.000 unge, der hvert år forlader en erhvervsuddannelse.

Det væsentligste element i reservationslønsmodellen er, at ansøgerne ikke nødvendigvis accepterer det første og bedste jobtilbud, men at de følger en optimeringsstrategi, der kan medføre, at de siger nej til et jobtilbud, fordi de venter at modtage et bedre tilbud i den umiddelbare fremtid. En sådan handlemåde er tilmed også et samfundsmæssigt gode, idet den bidrager til en bedre allokering af personer mellem ledige job. Set på denne måde, er arbejdsløshedsunderstøttelsen til dimmitender et tilskud til øget søgning.

I fremtiden vil der være mulighed for at estimere lignende modeller af overgangen fra uddannelse til erhverv på grundlag af bl.a. CRAM-statistikken og uddannelsesstatistikken.

Idealet ville dog være at kombinere en spørgeskemabaseret undersøgelse som den her anvendte med registerbaserede oplysninger over et antal år. Derved bliver det muligt at klarlægge de langsigtede effekter af søgningen efter det første job.

## Litteratur

- Breiman, Leo. 1964. I Beckenbach, Edwin F., *Applied Combinatorial Mathematics*. New York.
- Burdett, Kenneth. 1979. Unemployment Insurance Payment as a Search Subsidy: A theoretical Analysis. *Economic Inquiry*, Vol. XVII.
- Chesher, Andrew og Tony Lancaster. 1980. An Econometric Analysis of Reservation Wages. Hull Economic Research Papers, No. 71.
- DeGroot, Morris H. 1970. *Optimal Statistical Decisions*. New York.
- Gilley, Otis W. 1980. Search Intensity Reservation Wages and Duration of Unemployment. *Quarterly Review of Economics and Business*, Vol. 20, No. 3.
- Kiefer, Nicholas M. og George Neumann. 1979a. Estimation of Wage offer Distributions and Reservation Wages. I *Studies in the Economics of Search*, ed. S. Lippman and J. McCall, Amsterdam.
- Kiefer, Nicholas M. og George Neumann. 1979b. An Empirical Job-Search Model with a Test of the Constant Reservations-Wage Hypothesis. *Journal of Political Economy*, No. 1.
- Kiefer, Nicholas M. og George Neumann. 1981. Individual Effects in a Non-linear Model: Explicit Treatment of Heterogeneity in the Empirical Job-Search Model. *Econometrica*, Vol. 49, No. 4.
- Lippman, S. A. og J. McCall. 1976. The Economics of Job Search: A survey. *Economic Inquiry*, Vol. 14.
- McCall, J. J. 1970. Economics of Information and Job Search. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 84.
- Mortensen, Dale T. 1970. Job Search, the Duration of Unemployment and the Phillips Curve. *American Economic Review*, Vol. 60.
- Statistiske Efterretninger*, 1980, nr. A.34.
- Statistiske Efterretninger*, 1981, nr. A.35.
- Statistiske Efterretninger*, 1982, nr. A.29.
- Stigler, J. George. 1962. Information in the Labor Market. *Journal of Political Economy*, Vol. 70.
- Thurow, Lester. 1975. *Generating Inequality*. New York.
- Westergård-Nielsen, N. C. 1980. Job Search in a Professional Labor Market. DP 606-80. Institute for Research on Poverty, University of Wisconsin-Madison.
- Westergård-Nielsen, N. C. 1981a. A Study of a Professional Labor Market – Introduction and Data. *Studies in Labor Market Dynamics*, 81-2. Økonomisk Institut, Aarhus Universitet.
- Westergård-Nielsen, N. C. 1981b. Three Salary Models. *Studies in Labor Market Dynamics*, 1981-3. Økonomisk Institut, Aarhus Universitet.
- Westergård-Nielsen, N. C. 1981c. Estimation of the Reservation Wage. *Studies in Labor Market Dynamics*, 81-4. Økonomisk Institut, Aarhus Universitet.
- Westergård-Nielsen, N. C. 1983. Overgangen fra uddannelse til erhverv. Teori og empiri. Økonomisk Institut, Aarhus Universitet.