

Mobilitet og uddannelse

Nina Smith

Institut for Statskundskab, Aarhus Universitet

Valdemar Smith

Institut for Grænseregionsforskning, Aabenraa

SUMMARY: The determinants of workplace mobility are empirically investigated in loglinear and logit regression models which are estimated by maximum likelihood methods. The results of the logit regression are that mobility decreases with age and is lower for women compared to men. Surprisingly, the length of education does not seem to affect mobility. In the loglinear model the educational variable is split into six categories. It is concluded that the mobility effect depends on the type and not the length of education, and the interaction between age and educational category seems to be an important determinant of mobility.

1. Indledning

Mobilitet på arbejdsmarkedet er et af nøgleordene i de senere års arbejdsmarkedspolitiske debat. Emnet har været genstand for omfattende empiriske og teoretiske analyser i den internationale arbejdsmarkedsforskning, hvorimod de danske studier af mobilitetsfænomener er mere begrænsede¹.

Mobiliteten på arbejdsmarkedet vedrører de enkelte lønmodtageres evne og vilje til at skifte job. Jobskift indebærer ofte arbejdspladsskift og i mange tilfælde krav om geografisk mobilitet. De tilbagevendende diskussioner om eksistensen af paradoksproblemer på det danske arbejdsmarked hænger således nøje sammen med graden af mobilitet blandt lønmodtagere, selv om også andre forhold er væsentlige for strukturproblemer på arbejdsmarkedet. Det gælder bl.a. graden af fleksibilitet i lønmodtageres valg af beskæftigelse og arbejdsgiveres holdning til at besætte stillinger med personer, der har en utraditionel uddannelsesbaggrund.²

Artiklen behandler kun mobilitetsforhold og indskrænker sig til at være en analyse

1. Se f.eks. Weinberg (1979) for en oversigt over forskellige studier af mobilitet. Af danske undersøgelser kan nævnes Brüniche-Olsen (1986), Johansen (1983), Vejrup Hansen (1985) og Dilling-Hansen & Smith (1986).

2. Groes (1984), Brüniche-Olsen (1986).

Mobilitet og uddannelse

Nina Smith

Institut for Statskundskab, Aarhus Universitet

Valdemar Smith

Institut for Grænseregionsforskning, Aabenraa

SUMMARY: The determinants of workplace mobility are empirically investigated in loglinear and logit regression models which are estimated by maximum likelihood methods. The results of the logit regression are that mobility decreases with age and is lower for women compared to men. Surprisingly, the length of education does not seem to affect mobility. In the loglinear model the educational variable is split into six categories. It is concluded that the mobility effect depends on the type and not the length of education, and the interaction between age and educational category seems to be an important determinant of mobility.

1. Indledning

Mobilitet på arbejdsmarkedet er et af nøgleordene i de senere års arbejdsmarkedspolitiske debat. Emnet har været genstand for omfattende empiriske og teoretiske analyser i den internationale arbejdsmarkedsforskning, hvorimod de danske studier af mobilitetsfænomener er mere begrænsede¹.

Mobiliteten på arbejdsmarkedet vedrører de enkelte lønmodtageres evne og vilje til at skifte job. Jobskift indebærer ofte arbejdspladsskift og i mange tilfælde krav om geografisk mobilitet. De tilbagevendende diskussioner om eksistensen af paradoksproblemer på det danske arbejdsmarked hænger således nøje sammen med graden af mobilitet blandt lønmodtagere, selv om også andre forhold er væsentlige for strukturproblemer på arbejdsmarkedet. Det gælder bl.a. graden af fleksibilitet i lønmodtageres valg af beskæftigelse og arbejdsgiveres holdning til at besætte stillinger med personer, der har en utraditionel uddannelsesbaggrund.²

Artiklen behandler kun mobilitetsforhold og indskrænker sig til at være en analyse

1. Se f.eks. Weinberg (1979) for en oversigt over forskellige studier af mobilitet. Af danske undersøgelser kan nævnes Brüniche-Olsen (1986), Johansen (1983), Vejrup Hansen (1985) og Dilling-Hansen & Smith (1986).

2. Groes (1984), Brüniche-Olsen (1986).

af et regionalt arbejdsmarked (Sønderjyllands Amt). Den regionale begrænsning betyder derfor, at konklusionerne ikke umiddelbart kan overføres til hele det danske arbejdsmarked.

I det følgende afsnit beskrives et udsnit af tidligere studier af mobiliteten på arbejdsmarkedet. Herefter diskuteres mobilitetsbegrebet i afsnit 3, hvilket fører til opstilling af konkrete empiriske modeller i afsnit 4. I afsnit 5 redegøres kort for artiklens datagrundlag. Dernæst vises og diskuteres estimationsresultaterne, og endelig rundes der af i afsnit 7.

2. Tidligere studier af mobilitet

I undersøgelser af arbejdskraftens mobilitet sondres mellem jobskift, der implicerer skift i bopæl (geografisk mobilitet), og jobskift indenfor et lokalt arbejdsmarked. Den første type af jobskift afhænger formentlig af betydeligt flere forhold hos lønmodtageren end jobskift, der ikke nødvendiggør en geografisk mobilitet. I Weinberg (1979) gives en oversigt over de væsentligste empiriske bidrag inden for den økonomiske forskning af mobilitet. Det er et fælles træk ved størstedelen af de udenlandske undersøgelser, at jo højere og længere en uddannelse personerne har, jo mere mobile er de. Det samme gælder, hvis man opdeler folk på stillingskategorier. Jo højere stillingskategori man befinder sig i, jo mere mobil synes man at være. I modsat retning trækker alder og indkomst. Jo højere alder og jo større indkomst, jo mindre mobile er folk, ifølge udenlandske undersøgelser.

Holmlund & Lang (1985) samt Weiss (1984) opstiller modeller for beskæftigede lønmodtageres beslutning om at skifte job (quit-behaviour). Hvis man i mobilitetsbegrebet sonderer mellem frivillig og ufrivillig mobilitet, kan disse modeller betragtes som modeller for frivillig mobilitet. Begge modeller bygger på antagelsen om, at det enkelte individ (husholdning) maksimerer sin nytte (indkomst) over den resterende levetid.

Meget generelt er hovedideen, at personen er mobil (ønsker at skifte job), hvis livsindkomsten i det nye job er større end livsindkomsten i det gamle plus de omkostninger i bred forstand, der netto er forbundet med at skifte job. Forskellen på livsindkomsten i det nye og det gamle job vil afhænge af bl.a. jobspecifik human capital, medens omkostningerne forbundet med at skifte job kan afhænge af boligforhold, ægtefælles erhvervstilknytning og alder samt familiens sammensætning.

En væsentlig forklarende variabel for den frivillige mobilitet antages i reglen at være antallet af år, personen har haft sit hidtidige job. Begrundelserne herfor er flere. For det første må det antages ifølge human capital teorien, at forskellen mellem den enkelte arbejders aktuelle løn i et givet job og dennes markeds løn i et alternativt job forøges med ansættelsestiden på grund af jobspecifik human capital. En anden forklaring på den observerede negative sammenhæng mellem hidtidig ansættelse og mobilitet er, at rela-

tivt mobile personer tenderer at være ansat i relativt kort tid i de enkelte jobs. Denne tilsyneladende negative sammenhæng skyldes uobserverede forskelle mellem personer, men ikke en egentlig årsagssammenhæng mellem ansættelsestid og mobilitet.³

Holmlund & Lang tilføjer en tredje forklaring på den negative sammenhæng. Jo længere en person er ansat i samme stilling, jo mere bliver han bevidst om forskellige former for frynsegoder forbundet med det pågældende job. Disse personers »løntærskel« for at skifte job vil derfor være relativt højere end hos personer med en lavere anciennitet, alt andet lige; og de vil derfor være vanskeligere at »lokke« over i andre stillinger end personer, der kun har været ansat i forholdsvis kort tid. Samme argument gælder i øvrigt personer med en relativ høj indkomst. Da der skal væsentligt bedre tilbud til, for at disse skifter job, må det formodes, at tendensen til at være mobil aftager, jo højere indkomst personen tjener.

Weiss finder yderligere, at gifte personer er mindre mobile end ikke-gifte, hvilket formentlig kan forklares ved større flytteomkostninger for disse end for personer, der ikke er gift. Desuden anfører Weinberg (1979), at køn og familiestørrelse i teorien er væsentlige faktorer bag både geografisk mobilitet og arbejdspladsmobilitet og finder på amerikanske data bl.a. en positiv sammenhæng mellem geografisk mobilitet og familiestørrelse.

De hidtidige danske undersøgelser viser, at en del af de udenlandske resultater ikke synes at gælde for det danske arbejdsmarked. Således finder Vejrup Hansen (1985) og Johansen (1983), at arbejdspladsmobiliteten er størst blandt ikke-faglærte arbejdere og lavest blandt funktionærer. Med hensyn til det kønsopdelte arbejdsmarked finder Dilling-Hansen & Smith (1986) i overensstemmelse med de udenlandske undersøgelser, at mænd er mere mobile end kvinder. Samtidig vises, at mobiliteten ikke er signifikant afhængig af husholdningens sammensætning (civilstand og antal hjemmeboende børn), indkomstforhold, eller om man er lejer eller ejer af sin bolig. Det mest overraskende resultat er dog, at uddannelseslængden tilsyneladende ikke spiller nogen stor rolle for graden af mobilitet, og at uddannelseseffekten estimeres til at være signifikant negativ. Den meget betydelige vægt, der i disse år tillægges uddannelsesplanlægningen i forbindelse med løsningen af arbejdsmarkedets strukturproblemer, giver et behov for en nøjere granskning af uddannelsens betydning for lønmodtagernes mobilitet. Dette er det primære sigte for denne artikel.

3. Mobilitetsbegrebet

Mobilitetsbegrebet benyttes i arbejdsmarkedsundersøgelser i en række forskellige betydninger. Man kan sondre mellem eksempelvis stillingsmobilitet, arbejdspladsmo-

3. Denne effekt betegnes ofte »movers-stayers«-effekten eller blot problemet med uobserveret heterogenitet.

bilitet og erhvervsmobilitet, der indbefatter henholdsvis stillingsskift (evt. indenfor samme virksomhed), skift af arbejdsplads og skift mellem erhvervsgrupper. En anden dimension af mobilitetsbegrebet er, om et jobskift medfører en geografisk mobilitet. Endelig skelnes ofte mellem frivillig og ufrivillig mobilitet, fordi man til en vis grad kan forvente, at forskellige faktorer er bestemmende for disse to former for mobilitet.

Af datamæssige grunde omfatter mobilitetsbegrebet i denne undersøgelse alle stillings- og arbejdspladsskift, uanset om disse skift giver anledning til geografisk mobilitet. De mobile personer opdeles i frivilligt og ufrivilligt mobile personer. Ufrivillig mobilitet forekommer, hvis en person må skifte af grunde, som vedkommende ikke selv har nogen indflydelse på. Denne sondring foretages i en del af de estimerede modeller, fordi de forklarende faktorer bag mobiliteten må antages at være forskellige for de to mobilitetskategorier.

4. Modeller

I undersøgelsen benyttes to typer af empiriske modeller, dels 2- og 3-status afhængige logitmodeller og dels loglineære modeller. I 2-status-logitmodellen karakteriseres personerne som enten mobile eller ikke-mobile. For den i 'te person antages, at

$$\ln \left(\frac{p_i}{1-p_i} \right) = \underline{x}_i \underline{\beta} + e_i \quad (1)$$

hvor p_i angiver sandsynligheden for, at personen er mobil på arbejdsmarkedet, \underline{x}_i angiver en rækkevektor af forklarende variable, socioøkonomiske og demografiske, og $\underline{\beta}$ en søjlevektor af parametre.

Opdeling på frivillig og ufrivillig mobilitet resulterer i estimationer af modellen

$$\begin{aligned} \ln \left(\frac{p_{1i}}{p_{3i}} \right) &= \underline{x}_i \underline{\beta} + e_i \\ \ln \left(\frac{p_{2i}}{p_{3i}} \right) &= \underline{x}_i \underline{\gamma} + e_i \\ p_{1i} + p_{2i} + p_{3i} &= 1 \end{aligned} \quad (2)$$

hvor p_{1i} , p_{2i} og p_{3i} angiver sandsynligheden for frivillig, ufrivillig og immobilitet på arbejdsmarkedet. $\underline{\gamma}$ er en søjlevektor af parametre.

Logitmodellerne er velegnede, hvis de forklarende variable, \underline{x}_i , er overvejende kontinuerte variable, og hvis interaktioner mellem disse variable ikke er væsentlige for den afhængige variabel. I logitmodellerne benyttes som uddannelsesvariabel længden af erhvervsuddannelse, der principielt er en kontinuert variabel. Hvis længden af en given

uddannelse er afgørende for de enkelte lønmodtageres mobilitet, er denne specifikation tilfredsstillende. Imidlertid er det rimeligt at antage, at de enkelte uddannelsesgrupper har et kvalitativt præg, der uanset uddannelsens længde påvirker graden af mobilitet. Hertil kommer, at interaktioner mellem forskellige forklarende variable, f.eks. køn, alder og uddannelsesgruppe, kan være væsentlige for mobilitetsmønstret. Derfor er som supplement til logitmodellen anvendt en slags loglineær model⁴, hvor man estimerer effekten på den afhængige variabel (mobilitetskategori) fra de forklarende variable samt eventuelle interaktionseffekter. Som grundmodel er opstillet

$$\left. \begin{array}{l} \ln \frac{p_1}{p_3} \\ \ln \frac{p_2}{p_3} \end{array} \right\} = \begin{array}{l} u + u_1(i) + u_2(j) + u_3(k) \\ \quad + u_{12}(ij) + u_{13}(ik) + u_{23}(jk) \\ \quad + u_{123}(ijk) \end{array} \quad (3)$$

hvor venstresidevariablen er defineret som ovenfor i formel (2), u er et konstantled, $u_1(i)$, $u_2(j)$ og $u_3(k)$ er hovedeffekterne fra tre faktorer, køn, alder og uddannelseskategori i forskellige niveauer (i , j og k). Endelig angiver de resterende led på højresiden 1. og 2. ordensinteraktioner. Den endelige model er dog reduceret betydeligt i forhold til (3), da mange af de angivne effekter er insignifikante.

5. Data

Undersøgelsen er baseret på en stikprøve fra slutningen af 1984 af 386 beskæftigede lønmodtagere fra Sønderjyllands Amt. Stikprøven er nærmere beskrevet i Schultz (1985), og opdelingen på mobilitetskategorier er omtalt i Dilling-Hansen & Smith (1986). Blandt de 386 lønmodtagere kunne 328 personer kategoriseres som enten ikke-mobile, ufrivilligt mobile eller frivilligt mobile. Fordelingen på køn og alder fremgår af tabel 1.

Den anvendte stikprøve giver mulighed for at analysere betydningen af en række af de faktorer, som synes at have haft betydning i andre lande. Det er dog valgt her at koncentrere den empiriske model til et relativt beskedent antal variable, dels fordi tidligere undersøgelser på samme datagrundlag ikke har kunnet påvise nogen signifikant effekt fra variable som husstandssammensætning, indkomstforhold og boligform⁵, og dels for at spare frihedsgrader i estimationerne. Især den loglineære model er krævende med hensyn til stikprøvestørrelse, fordi et meget stort antal parametre estimeres i selv relativt simple versioner af modellen. Dette er ligeledes begrundelsen for den forholds-

4. Den specificerede model er en såkaldt GSK-model, der bl.a. adskiller sig fra traditionelle loglineære modeller ved at definere en given variabel som afhængig.

5. Dilling-Hansen & Smith.

Tabel 1. Fordelingen på mobilitetskategorier efter køn og aldersgruppe.

	18-29 år	30-49 år	50 år -	I alt
<i>Mænd</i>				
frivilligt mobil	22	41	6	69
ufrivilligt mobil	25	21	3	49
ikke-mobil	9	34	33	76
<i>Kvinder</i>				
frivilligt mobil	21	25	2	48
ufrivilligt mobil	8	6	2	16
ikke-mobil	9	37	24	70
<i>I alt</i>	94	164	70	328

vis restriktive kategorisering af specielt uddannelsesvariablen, hvor flere uddannelseskategorier end de her valgte kunne være interessante ud fra et teoretisk synspunkt.

6. Resultater

Alle modeller er estimeret ved maximum likelihood, og de estimerede parametre er derfor asymptotisk normalfordelte og konsistente.⁶ Estimationsresultaterne fra 2- og 3-status logitmodellerne er vist i tabel 2. I 2-statusmodellen, hvor den afhængige variabel er logaritmen til odds mellem sandsynligheden for at være mobil og sandsynligheden for at være ikke-mobil, viser estimationsresultaterne en klar tendens til, at kvinder er mindre mobile end mænd, og at mobilitetssandsynligheden aftager med alderen.

Estimationerne synes at vise, at uddannelsesniveaet målt ved uddannelseslængden virker hæmmende for mobiliteten i modsætning til de fleste udenlandske resultater. Den lavere mobilitet ved stigende uddannelseslængde kan være en konsekvens af stikprøvens regionale islæt samt det forhold, at den valgte region er en udkantsregion. Muligheder for højtuddannede er generelt ikke så store i Sønderjylland som f.eks. på landsplan eller i hovedstadsområdet. Den negative uddannelseskoefficient, der er signifikant, men absolut set relativ lille, kan imidlertid som nævnt ovenfor også skyldes, at uddannelse i mobilitetssammenhæng er en kvalitativ variabel, der ikke på rimelig vis kan måles alene ved uddannelseslængden.

Estimation af 3-statusmodellen angiver samme mønster med hensyn til fortegn for de enkelte variable som 2-statusmodellen. Da koefficienterne i logitmodellen ikke direkte kan fortolkes som marginale sandsynligheder, er det imidlertid vanskeligt at vurdere eventuelle forskelle i forklaringen af henholdsvis frivillig og ufrivillig mobilitet. Der er derfor beregnet køns-, alders- og uddannelsesbetingede sandsynligheder for

6. Modellerne er estimeret ved hjælp af statistikpakken SAS.

Tabel 2. Logit-estimationer af sandsynligheden for mobilitet.

	2-Status ^(a)		3-Status ^(b)	
	mobilitet i alt		frivillig mobilitet	ufrivillig mobilitet
Konstant	5.4634 (0.7137)		4.4355 (0.7547)	5.6815 (0.9026)
Køn: mænd (1) kvinder (2)	-0.7848 (0.2627)		-0.5447 (0.2604)	-1.3296 (0.3645)
Alder (år)	-0.1006 (0.0127)		-0.0933 (0.0136)	-0.1162 (0.0175)
Uddannelse (mdr. efter 10. kl.)	-0.0120 (0.0061)		(-0.0113) (0.0066)	(-0.0133) (0.0081)
Likelihood ratio (χ^2)	245.77		418.7	
Signifikanssandsynlighed for modellen	0.0671		0.6161	
n	328		328	

Anm.: Værdierne i parentes under de estimerede koefficienter angiver de tilhørende standardafvigelser. Parentes omkring et parameterskøn angiver, at den pågældende koefficient ikke er signifikant forskellig fra 0 ved 5% signifikansniveau.

Noter:

(a) Estimeret model: $\ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \underline{x} \cdot \underline{\beta} + e$

(b) Estimeret model: frivillig $\ln\left(\frac{p_2}{p_3}\right) = \underline{x} \cdot \underline{\beta} + e$

ufrivillig $\ln\left(\frac{p_2}{p_3}\right) = \underline{x} \cdot \underline{\gamma} + e$

$$p_1 + p_2 + p_3 = 1$$

mobilitet på basis af modellens koefficienter. I figur 1 er vist de beregnede sandsynligheder for mobilitet over alderen opdelt på mænd og kvinder.

Mobilitetsandsynligheden er beregnet for en gennemsnitlig uddannelseslængde for henholdsvis mænd og kvinder, og da kvinder i gennemsnit har kortere uddannelse end mænd, undervurderes den isolerede effekt af køn i figuren. Det ses, at allerede ved 45-års alderen er sandsynligheden for mobilitet faldet til under $\frac{1}{3}$ hos kvinder mod knap $\frac{1}{2}$ for mænd.

Betydningen af køn og alder for frivillig og ufrivillig mobilitet er angivet i tabel 3,

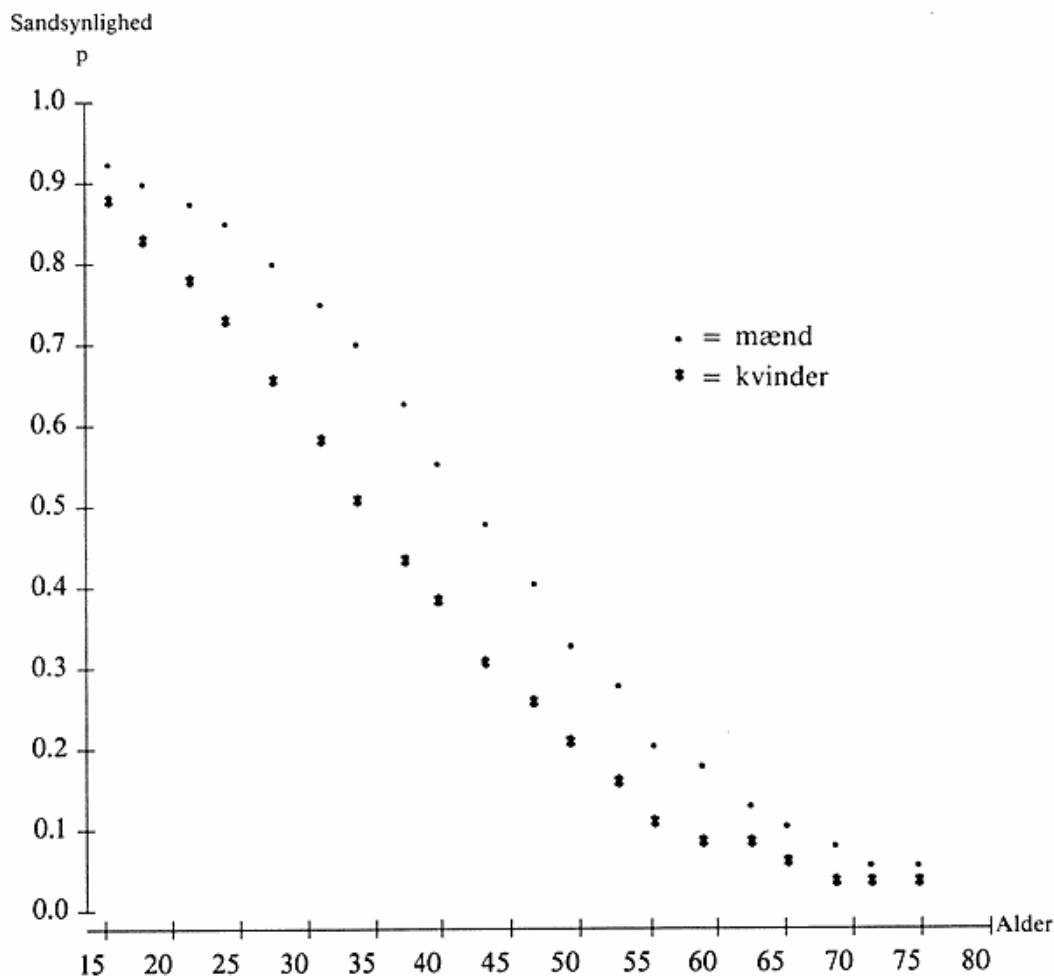


Fig. 1. Sandsynligheder for mobilitet opdelt efter køn og alder.

som viser marginale sandsynligheder for forskellige aldersgrupper beregnet ud fra 3-statusmodellen.

Sandsynligheden for frivillig mobilitet synes at aftage kraftigst for kvinder, medens mænds frivillige mobilitet er mindre aldersafhængig. Det modsatte billede tegner sig for ufrivillig mobilitet, hvor kvinder i alle tre alderstrin har et mindre fald i den marginale sandsynlighed med hensyn til alder. Det absolutte niveau for mænds og kvinders mobilitetssandsynlighed afviger dog væsentligt. Mænd i 25-års alderen starter med sandsynligheder på ca. 45% for begge former for mobilitet, medens de tilsvarende tal for kvinder er godt 50% for frivillig mobilitet og 25% for ufrivillig mobilitet.

Den absolut set meget svage mobilitetseffekt fra uddannelseslængden giver anledning til en nærmere undersøgelse af især denne variabel. Som alternativ er uddannelsen repræsenteret ved en kvalitativ variabel, hvor de forskellige uddannelser er opdelt på

Tabel 3. Marginale mobilitetssandsynligheder for alder.

	Frivillig $\frac{dp_1}{dx_j}$ mobilitet	Ufrivillig $\frac{dp_2}{dx_j}$ mobilitet	Mobilitet $\frac{dp}{dx_j}$ i alt
<i>Mænd</i>			
alder: 25 år	-0.0023	-0.0107	-0.0130
40 -	-0.0131	-0.0122	-0.0253
55 -	-0.0108	-0.0060	-0.0168
<i>Kvinder</i>			
alder: 25 år	-0.0114	-0.0088	-0.0202
40 -	-0.0165	-0.0062	-0.0227
55 -	-0.0081	-0.0019	-0.0100

Ann.: x_j angiver aldersvariablen. I et givet værdisæt, \underline{x} , er:

$$\frac{dp_1}{dx_j} = \frac{e^{x\beta}}{(1 + e^{x\beta} + e^{x\gamma})^2} \cdot (\beta_j + (\beta_j - \gamma_j) \cdot e^{x\gamma})$$

$$\frac{dp_2}{dx_j} = \frac{e^{x\gamma}}{(1 + e^{x\beta} + e^{x\gamma})^2} \cdot (\gamma_j + (\gamma_j - \beta_j) \cdot e^{x\beta})$$

Beregningerne er foretaget for en uddannelseslængde på 36 måneder.

6 grupper, jfr. tabel 5, der viser resultater fra estimationer af en loglineær model for frivillig og ufrivillig mobilitet. Efter at have testet den fulde model i (3) og successivt fjernet insignifikante faktorer er den foretrukne model

$$\left. \begin{array}{l} \ln \frac{p_1}{p_3} \\ \ln \frac{p_2}{p_3} \end{array} \right\} = u + u1(i) + u3(k) + u23(jk) \quad (4)$$

$i = 1,2$
 $j = 1,2,3$
 $k = 1,2,3,4,5,6$

dvs. køn, $u1(i)$, uddannelseskategori, $u3(k)$ og interaktion mellem uddannelseskategorier og alder, $u23(jk)$ er indeholdt i modellen.⁷

Tabel 4 viser en variansanalyse af model (4), hvor teststatistikken er en Wald-statistik, der er approksimativt χ^2 -fordelt med de angivne frihedsgradstal. »Likelihood ra-

7. I modsætning til traditionelle loglineære modeller behøver GSK-modellen ikke at være hierarkisk opbygget, fordi det i GSK-modellen er muligt at estimere ikke-hierarkiske modeller. Se f.eks. Reynolds (1977), kap. 7. I det konkrete tilfælde betyder det, at $u2$ (= alder) kan undlades, selv om $u23$ indgår. Model (4) giver et betydeligt bedre »fit« end en model, der også inkluderer $u2$.

Tabel 4. Variansanalyse af model (4).

Variabel	Frihedsgrader	χ^2	Signifikanssandsynlighed
Konstant (u)	2	16.16	.0003
Køn (u1)	2	10.58	.0050
Uddannelseskategori (u3)	10	23.49	.0091
Interaktion mellem alder og uddannelseskategori (u23)	20	46.81	.0006
Likelihood ratio	36	58.41	.0105

tio« tester model (4) mod den fulde model i (3), der kan betegnes som en »unrestricted« model.

Alle effekter og modellen som helhed ses at være signifikante ved et passende lavt niveau for signifikanssandsynligheden. I tabel 5 og 6 opdeles uddannelseseffekterne, u3 og u23, på enkeltkategorier. Opdelingen forøger signifikanssandsynligheden for de enkelte celleeffekter betydeligt, fordi det bagved liggende antal observationer reduceres betragteligt. Størrelsesordenen af de ikke-signifikante effekter skal derfor ikke tillægges synderlig vægt.⁸ Effekterne i alle rækker og søjler i tabel 5 og 6 summerer til 0, og koefficienterne skal derfor fortolkes relativt i forhold til hinanden, men angiver ikke som i logitmodellen et kvantitativt billede af sammenhængen mellem mobilitetssandsynligheden og de enkelte forklarende variable.

De estimerede effekter af variabelen køn (u1) er ikke vist i tabel 5 og 6, fordi disse effekter omtrent svarer til logitestimationerne. En evt. interaktion mellem køn og uddannelse er udeladt af den præsenterede model, fordi denne effekt optrådte som helt insignifikant.

Der er således en direkte kønsmæssig forskel i mobiliteten, mens der ikke synes at være bestemte uddannelsegrupper, hvor køn spiller en væsentlig rolle for graden af mobilitet.

Derimod synes alder og uddannelse at udvise et sammenspil med hensyn til sandsynligheden for at tilhøre de 3 mobilitetskategorier. Af tabel 5 fremgår, at den rene uddannelseseffekt, u3, ikke viser noget klart mønster, når effekten deles op på enkeltkategorier. De eneste signifikante resultater er, at personer med uddannelse inden for gruppen »jern« (jern- og metaluddannede, elektroteknikere mv.) tilsyneladende er relativt ufri-villigt mobile, mens personer med en kort eller mellemlang videregående uddannelse

8. I SAS normeres koefficienterne med hensyn til uddannelsesgruppen »ingen erhvervsuddannelse«, mobilitetsgruppen »ikke-mobile« og aldersgruppen »50 år -«; disse gruppers effekter estimeres derfor ikke, men kan beregnes ud fra de øvrige effekter.

Tabel 5. Mobilitetseffekter fra uddannelse (u3). Loglineær estimation. Asymptotiske standardafvigelse er angivet i parentes.

	Ingen uddannelse	HK	Jern	Øvrige	KVU MVU	LVU
Frivilligt mobil	1.096 (1.174)	-.409 (.501)	-.044 (.636)	-.244 (.428)	-.039 (.491)	-.360 (.546)
Ufrivilligt mobil	-.591 (1.957)	.251 (.664)	2.874* (.804)	-.014 (1.331)	-2.050* (.654)	-.470 (.737)
Ikke mobil	-.505 (2.282)	.158 (.560)	-2.830* (1.025)	.258 (1.398)	2.089* (.818)	.830 (.917)

Anm.: * angiver signifikans ved 10% signifikansniveau.

Standardafvigelsen for de ikke direkte estimerede koefficienter, jfr. fodnote 8, er beregnet ud fra de øvrige koefficienters standardafvigelse, idet der ikke er taget hensyn til evt. kovarians mellem koefficienterne. Da koefficienterne almindeligvis er korrelerede, giver dette en unøjagtighed.

Gruppen »Jern« inkluderer: smede, transportmedhjælpere, elektroteknikere og andre jern- og metaluddannelser. »Øvrige« inkluderer: bygge og anlæg samt øvrige EFG-uddannelser. KVU, MVU og LVU angiver hhv. kort, mellemlang og lang videregående uddannelse.

Tabel 6. Mobilitetseffekter fra uddannelse (u23). Interaktionseffekter fra en loglineær estimation. Standardafvigelse er angivet i parentes.

	Ingen uddannelse	HK	Jern	Øvrige	KVU MVU	LVU
<i>Frivillig mobilitet</i>						
18-29 år	-3.720* (1.329)	1.138* (.581)	.139 (.558)	-.022 (.538)	.421 (.547)	2.044* (.727)
30-49 år	-3.671* (1.555)	1.362* (.719)	.268 (.691)	.085 (.594)	.097 (.634)	1.859* (.817)
50 år -	7.391* (2.046)	-2.500* (.924)	-.407 (.888)	-.603 (.801)	-.518 (.837)	-3.903* (1.094)
<i>Ufrivillig mobilitet</i>						
18-29 år	5.368* (2.100)	-.786 (.687)	-1.405 (1.001)	-2.010* (.840)	-3.135* (1.306)	1.968* (.724)
30-49 år	5.261 (3.253)	0.138 (.718)	-5.927* (1.574)	.884 (1.207)	1.136 (1.044)	.277 (.797)
50 år -	-10.629* (3.176)	.648 (.700)	7.332* (1.865)	2.895* (1.471)	1.999 (1.672)	-2.245* (1.077)

Anm.: Som ved tabel 5. For ikke-mobile kan beregnes en tabel svarende til de viste tabeller for frivillig og ufrivillig mobilitet, idet effekterne fra enslyggende celler i de tre tabeller adderer til 0.

tenderer at være ikke-mobile. Disse (overraskende) resultater modificeres dog kraftigt, når det aldersmæssige sammenspil inddrages.

Alder synes *i sig selv* ikke at være en afgørende faktor for mobilitet. Effekten af alder u2 var i de loglineære estimationer helt insignifikant. Sammenholdes logitestimationerne ovenfor med tabel 4 og 6, må konklusionen nærmest være, at alder kombineret med uddannelseskategori er en væsentlig faktor bag mobilitet, hvilket man ikke kan påvise i en traditionel logitmodel. Af tabel 6 fremgår, at unge og midaldrende i stort set alle uddannelsesgrupper har tilbøjelighed til at være især frivilligt mobile, mens de ældre tenderer at være immobile eller ufrivilligt mobile på nær i gruppen uden uddannelse, hvor mønstret synes omvendt. Aldersgruppen under 30 år har en relativ tendens til at være ufrivilligt mobil. En undtagelse er dog unge med en længere videregående uddannelse.

Tabel 6 giver således et langt mere nuanceret billede af uddannelsens betydning for mobiliteten end estimationer baseret på uddannelseslængde. Eksempelvis udviser personer med en lang videregående uddannelse i de to yngste alderskategorier en klar tilbøjelighed til både frivillig og ufrivillig mobilitet, hvorimod kun de ældre (over 50 år) og formodentlig veletablerede personer med en lang videregående uddannelse tenderer at være immobile.

Det kan måske undre, at eksempelvis samspillet mellem køn, alder og uddannelse ikke udviser signifikans i estimationerne og derfor ikke er medtaget i den præsenterede model. Rent teknisk er grunden, at højere ordens interaktionseffekter kraftigt reducerer frihedsgraderne i modellen, hvorfor effekterne ofte bliver insignifikante, hvis ikke stikprøven er meget stor. De 328 observationer, som indgår i denne undersøgelse, er et alt for begrænset materiale til at kunne påvise tilstedeværelsen af mere komplekse samspilseffekter. Selv om analysen ikke kan påvise disse effekter, giver den en klar indikation af, at uddannelse spiller en rolle for mobilitet, men at denne rolle afhænger af personens alder.

7. Konklusion

Sammenhængen mellem mobilitet og uddannelse er et væsentligt emne inden for den arbejdsmarkedspolitiske debat om strukturproblemer på det danske arbejdsmarked. I artiklen er denne sammenhæng søgt nøjere belyst på basis af en stikprøve på 328 lønmodtagere fra Sønderjyllands Amt.

Logitestimationer af sandsynligheden for at være henholdsvis frivilligt og ufrivilligt mobil, viser, at kvinder er mindre mobile end mænd, og at mobiliteten er aftagende med alderen. For uddannelse findes det noget overraskende resultat, at uddannelseslængden har en negativ, men absolut set lille indflydelse på mobiliteten. Som alternativ til logitmodellen er anvendt en kvalitativ analysemetode, en loglineær model, hvor der

i stedet for uddannelseslængde indgår forskellige uddannelseskategorier, ligesom der tages hensyn til evt. interaktioner mellem de forklarende variable. Den loglineære analyse giver et betydeligt mere sammensat billede af uddannelsens indflydelse på mobilitet. Alder og uddannelseskategori synes ikke i sig selv at have en klar effekt på mobiliteten, hvorimod interaktionen mellem alder og uddannelseskategorier giver signifikante resultater. Bl.a. tenderer personer med en lang videregående uddannelse i alderskategorierne under 50 år at være såvel frivilligt som ufrivilligt mobile, mens de samme alderskategorier uden uddannelse tenderer at være ikke-mobile eller ufrivilligt mobile. Betydningen af uddannelse synes således ikke så entydig og i bedste fald neglignel, som et første indtryk baseret på uddannelseslængde kunne antyde.

Litteratur

- Amemiya, Takeshi. 1981. Qualitative Response Models: A Survey. *Journal of Economic Literature*, Vol. XIX, p. 1483-1536.
- Becker, G.S. 1964. *Human Capital*. National Bureau of Economic Research, no 80. Cambridge, MA.
- Brüniche-Olsen, P. 1986. *Fleksibiliteten på arbejdsmarkedet og hvordan den måles*, Memo nr. 147. Økonomisk Institut, Københavns Universitet.
- Dilling-Hansen, M. og V. Smith. 1986. *Mobilitet blandt beskæftigede lønmodtagere i Sønderjylland*. Arbejdsrapport nr. 35. Institut for grænseregionsforskning, Aabenraa.
- Groes, Nils. 1984. *Fleksibilitet på arbejdsmarkedet. Oplæg til undersøgelser af arbejdskraftens fleksibilitet, betinget af uddannelse*. Modelrapport nr. 12. Institut for grænseregionsforskning, Aabenraa.
- Hansen, Per Vejrup. 1985. *Arbejdskraftbevægelser og beskæftigelse*. Socialforskningsinstituttet, København.
- Holmlund, B. og H. Lang 1985. Quit Behavior under Imperfect Information: Searching, Moving, Learning. *Economic Inquiry*, Vol. XXIII, p. 383-393.
- Johansen, C.U. 1983. *Hvad blev der af dem? En analyse af mobiliteten blandt tidligere uddannelsessøgende i Ribe og Vejle amter*. Esbjerg.
- Kristensen, K., H. Madsen og P.S. Mortensen. 1982. *Analyse af kvalitative data*. Herning.
- Pindyck, A.S. og D.L. Rubinfeldt. 1981. *Econometric models and economic Forecast*. New York.
- Reynolds, H.T. 1977. *The Analysis of Cross-Classifications*. Beverly Hills, CA.
- SAS User's guide. 1985. *Statistics*, Version 5 Edition. SAS Institute Inc. Cary, NC.
- Schultz, Torben. 1985. *Efteruddannelse - nye perspektiver på arbejdsmarkedet?* Arbejdsrapport nr. 32. Institut for grænseregionsforskning, Aabenraa.
- Weinberg, Daniel H. 1979. The Determinants of Intra-Urban Household Mobility. *Regional Science and Urban Economics*, No. 9, p. 219-246.
- Weiss, A. 1984. Determinants of quit-behavior. *Journal of Labour Economics*, No. 2, p. 371-387.

i stedet for uddannelseslængde indgår forskellige uddannelseskategorier, ligesom der tages hensyn til evt. interaktioner mellem de forklarende variable. Den loglineære analyse giver et betydeligt mere sammensat billede af uddannelsens indflydelse på mobilitet. Alder og uddannelseskategori synes ikke i sig selv at have en klar effekt på mobiliteten, hvorimod interaktionen mellem alder og uddannelseskategorier giver signifikante resultater. Bl.a. tenderer personer med en lang videregående uddannelse i alderskategorierne under 50 år at være såvel frivilligt som ufrivilligt mobile, mens de samme alderskategorier uden uddannelse tenderer at være ikke-mobile eller ufrivilligt mobile. Betydningen af uddannelse synes således ikke så entydig og i bedste fald neglignel, som et første indtryk baseret på uddannelseslængde kunne antyde.

Litteratur

- Amemiya, Takeshi. 1981. Qualitative Response Models: A Survey. *Journal of Economic Literature*, Vol. XIX, p. 1483-1536.
- Becker, G.S. 1964. *Human Capital*. National Bureau of Economic Research, no 80. Cambridge, MA.
- Brüniche-Olsen, P. 1986. *Fleksibiliteten på arbejdsmarkedet og hvordan den måles*, Memo nr. 147. Økonomisk Institut, Københavns Universitet.
- Dilling-Hansen, M. og V. Smith. 1986. *Mobilitet blandt beskæftigede lønmodtagere i Sønderjylland*. Arbejdsrapport nr. 35. Institut for grænseregionsforskning, Aabenraa.
- Groes, Nils. 1984. *Fleksibilitet på arbejdsmarkedet. Oplæg til undersøgelser af arbejdskraftens fleksibilitet, betinget af uddannelse*. Modelrapport nr. 12. Institut for grænseregionsforskning, Aabenraa.
- Hansen, Per Vejrup. 1985. *Arbejdskraftbevægelser og beskæftigelse*. Socialforskningsinstituttet, København.
- Holmlund, B. og H. Lang 1985. Quit Behavior under Imperfect Information: Searching, Moving, Learning. *Economic Inquiry*, Vol. XXIII, p. 383-393.
- Johansen, C.U. 1983. *Hvad blev der af dem? En analyse af mobiliteten blandt tidligere uddannelsessøgende i Ribe og Vejle amter*. Esbjerg.
- Kristensen, K., H. Madsen og P.S. Mortensen. 1982. *Analyse af kvalitative data*. Herning.
- Pindyck, A.S. og D.L. Rubinfeldt. 1981. *Econometric models and economic Forecast*. New York.
- Reynolds, H.T. 1977. *The Analysis of Cross-Classifications*. Beverly Hills, CA.
- SAS User's guide. 1985. *Statistics*, Version 5 Edition. SAS Institute Inc. Cary, NC.
- Schultz, Torben. 1985. *Efteruddannelse - nye perspektiver på arbejdsmarkedet?* Arbejdsrapport nr. 32. Institut for grænseregionsforskning, Aabenraa.
- Weinberg, Daniel H. 1979. The Determinants of Intra-Urban Household Mobility. *Regional Science and Urban Economics*, No. 9, p. 219-246.
- Weiss, A. 1984. Determinants of quit-behavior. *Journal of Labour Economics*, No. 2, p. 371-387.