

## Hur påverkar föräldraledighet lönerna?

*Att längre föräldraledighet ökar jämställdheten mellan könen tas ofta för givet i debatten. Men om de föräldralediga har sämre löneutveckling än de som inte är lediga kan effekten bli den motsatta, eftersom kvinnor är lediga fler dagar än män. I denna artikel diskuterar Marianne Sundström med utgångspunkt från data från Televerket hur föräldraledighet påverkar lönerna.*

Sedan 1974 har svenska mödrar och fäder haft möjlighet att vara föräldralediga vid barns födelse. Reformen, som var den första i världen i sitt slag, genomfördes med det uttalade syftet att öka jämställdheten mellan kvinnor och män i arbetslivet och i hemmet. Mot denna bakgrund och eftersom reformens kostnader är stora och växande – 17 miljarder eller ca 1 procent av BNP 1991/92 – är det anmärkningsvärt i hur liten utsträckning reformen utvärderats. Vad vet vi egentligen om reformens effekter på jämställdheten? Existerande studier har främst behandlat fädernas uttag av ledighet (SOU 1982:12, Trost [1983], Hwang m fl [1984], Hwang [1985], Haas [1987], Lundén-Jacoby & Näsman [1989]). Reformens effekter i arbetslivet har däremot bara undersökts av det sk FLIT-projektet (Föräldraledighetslagen i tillämpning) vid Arbetslivscentrum (Falkenberg & Näsman [1988], Näsman m fl pågående), vilket är moderprojektet till denna studie. Föräldraledighetens effekter på lönerna är en viktig fråga om man är intresserad av hur jämställdheten påverkas, men har inte

studerats tidigare. Om de som är föräldralediga får sämre löneutveckling än de som inte är lediga kan en längre föräldraledighet inverka negativt på jämställdheten. Detta eftersom kvinnor är lediga i väsentligt högre grad än män.

### Föräldraförsäkringens utformning

Som tidigare nämnts ersatte Sverige 1974 moderskapsledighet med föräldraledighet, vilken gav både modern och fadern rätt att vara ledig från arbetet för att vårda det nyfödda barnet. Vid införandet omfattade ledigheten 6 månader med en ersättning om 90 procent av lönen före skatt. Ledigheten förlängdes till 7 månader 1975, 9 månader 1977, 12 månader 1980 och 15 månader 1989. Sedan 1980 har de 3 sista månaderna ersatts med ett garantibelopp om (fr o m 1987) 60 kr per dag för alla. Ledigheten kan tas ut i form av hela, halva eller kvarts dagar tills barnet fyllt 8 år.

Förutom denna rätt till ledighet för *vård av nyfött barn* omfattar föräldraförsäkringen tre ytterligare formåner med lika stor inkomstkompensation, nämligen: *tillfällig föräldrapenning* för bl a vård av sjukt barn under 12 år i 10 dagar per år från 1974, 12–18 dagar från 1977, 60 dagar från 1980, 90 dagar 1989 och 120 dagar

*Fil dr MARIANNE SUNDSTRÖM är forskare vid Arbetslivscentrum, Stockholm.*

från 1990<sup>1</sup>, från 1980 10 dagar endast för fadern, de sk *pappadagarna*, vid barns födelse samt från 1986 2 sk *kontaktdagar* per år och barn i åldern 4–12 år för besök i barnomsorgen eller skolan. Sedan 1979 har föräldrar dessutom rätt till obetald ledighet tills barnet är 18 månader och rätt att utan ekonomisk ersättning förkorta arbetstiden till 75 procent av heltid, dvs normalt till 30 timmar per vecka, tills barnet är 8 år. Det är utnyttjandet av dessa speciella ledigheter och förmåner som kommer att behandlas i denna artikel. Uttag av havandeskapspenning, som är en förmån inom sjukförsäkringen, ingår ej i studien.

### Data från Televerket

Det datamaterial som denna studie bygger på utgörs av registerutdrag från ett stort statligt affarsdrivande verk, Televerket, med verksamhet över hela landet. Verket hade 1986 ca 46 800 anställda, majoriteten män, men sedan dess har antalet sjunkit och uppgick 1989 till 41 900. Personalomsättningen är låg, 4,1 procent under 1986 och 6 procent under 1989 (inklusive pensioneringar men exklusive korttidsanställda). På senare år har antalet anställda med 3–4 årig gymnasieutbildning eller postgymnasial utbildning ökat starkt. Samtidigt har Televerket satsat kraftigt på den interna utbildningen. Så genomgick under perioden 1/7 1985 – 31/12 1986 (dvs inom den av oss studerade perioden) ca 67 000 personer interna kurser och utbildning (Televerket [1986, 1990]).

Vårt urval utgörs av var 15:e anställd vid Televerket 1983. För dessa ca 2 200 individer finns uppgifter över femårsperioden 1983–87 i fråga om ålder, utbildning, antal dagar i internutbildning, antal föräldraledighetsdagar, lön, befattning, deltid, anställningstid m m. Självfallet är utdragen oidentifierad. Det unika med detta material ligger i dess höga grad av tillförlitlighet. En sådan är svår att uppnå

med intervjudata pga minnesfel, missuppfattningar etc.

### Föräldraledighetens utnyttjande

Det framgår inte av registerutdragen vilka anställda som har barn eller vilken ålder dessa har. Vi känner däremot till hur många dagar de anställda var föräldralediga under åren 1983–87. De ledigheter som inräknats är vård av nyfött barn, vård av sjukt barn, pappadagar, kontaktdagar, obetald ledighet och förkortad arbetstid för småbarnsföräldrar. Vi har omräknat dagar med deltidsledighet till hela dagar. Anställda som slutat före 1988 ingår ej i analyserna.

Vi ser i *Tabell 1* att en stor del av Televerkets anställda hade någon föräldraledighet under 1987, 37 procent av kvinnorna och 25 procent av männen. (Andelarna är ungefär desamma alla fem åren, men redovisas av utrymmesskäl ej här). Andelen lediga var givetvis högre i de barnafödande åldrarna; 71 procent av de kvinnor som var 25–34 år 1983 var föräldralediga någon gång under 1987 och 51 procent av männen i motsvarande åldrar. Över hela femårsperioden 1983–87 var forstås andelarna som hade någon ledighet ännu högre, 43 procent för männen och 45 procent för kvinnorna och bland 25–34 åringarna 67 respektive 79 procent.

Kvinnorna var som väntat lediga fler dagar än männen. Under 1987 var de flesta föräldralediga män lediga högst 10 dagar, medan majoriteten av de lediga kvinnorna var lediga mer än 3 månader (*Tabell 2*). I genomsnitt var kvinnor lediga tio gånger så många dagar som männen under ett år och nästan nio gånger fler dagar över femårsperioden. Det senare visar att de kvinnor som får barn är lediga mycket även de följande åren. Troligen

<sup>1</sup> From 1 mars 1991 har ersättningsnivån för vård av sjukt barn sänkts till 80 procent de första fjorton dagarna.

Tabell 1. Andel i procent av de anställda med någon föräldraledighet och medeltal dagar för lediga 1987 och 1983-87 efter kön och ålder.

Ålder 1983:		16-24	25-34	35-44	45-54	55-	Alla
<b>MÄN</b>							
1987	%	25	51	23	3	0	25
	dagar	19	13	10	17	-	12
1983-87	%	27	67	50	10	1	43
	dagar	79	53	34	18	1	63
<b>KVINNOR</b>							
1987	%	42	71	33	4	0	37
	dagar	147	128	83	84	-	120
1983-87	%	43	79	52	7	0	45
	dagar	482	594	384	317	-	515

Tabell 2. Antal dagar med föräldraledighet för lediga 1987 och 1983-87 efter kön. Procent.

<b>1987</b>						
Dagar	1-10	11-30	31-90	91-122	123-365	Summa
Män	67	22	9	1	0	100
Kvinnor	11	7	25	16	42	100
<b>1983-87</b>						
Dagar	1-30	31-90	91-122	123-274	275-366	367- Summa
Män	62	24	6	6	1	1 100
Kvinnor	11	6	2	11	7	64 100

Tabell 3. Kombinationer av ledighetsperioder för kvinnor med någon föräldraledighet 1983-87. Procent.

Högst 10 dagar/år	8,7
Högst 104 dagar/år	18,9
Bara ett år med mer än 104 dagar	14,5
Två eller fler år med mer än 104 dagar	57,9
- varav mer än 104 dagar alla år	21,0
Summa	100,0
Antal lediga kvinnor	414

har en relativt stor andel av kvinnorna två födselar inom fem år. Som *Tabell 3* visar hade nästan 60 procent av de kvinnor som haft någon ledighet, varit lediga mer än sammanlagt 104 dagar under två eller fler år. Hela 21 procent hade så omfattande ledighet alla år. Mindre än 10 procent av de lediga kvinnorna hade enbart korta ledigheter.

Vi har genomfört en regressionsanalys med två modeller av hur de olika bakgrundsfaktorerna tagna var för sig påverkar sannolikheten att ta föräldraledigt och antalet ledighetsdagar. Resultaten visar att antalet ledighetsdagar minskar med ålder och att internutbildning konkurrerar med föräldraledighet, åtminstone för kvinnor (se *Appendix A*). Enligt modell 1 ökar antalet ledighetsdagar med utbildningens längd. Modell 2 visar att personer på högre befattningar har fler ledighetsdagar än de på lägre nivåer, då andra faktorer är lika. Sambandet är dock endast statistiskt säkerställt för kvinnor. Detta motsäger resultat från tidigare studier av alla kvinnor enligt vilka kvinnor med högre utbildning återvänder till arbetet kortare tid efter en födsel än lågutbildade (Bernhardt [1987]). Skillnaden i resultat kan möjligen bero på att vi endast studerat dem som varit anställda i Televerket alla fem åren. De som slutat sin anställning för att vårda barn i hemmet ingår således inte i vårt urval.

### Föräldraledighetens inverkan på lönerna<sup>2</sup>

Vi går nu vidare till frågan om ledighetens effekter på löneutvecklingen. Som bekant blir man i allmänhet bättre och skickligare inom sitt yrke ju fler år man är verksam inom det. Att bli "bättre inom sitt yrke" är som regel detsamma som att produktiviteten ökar, och då förutsäger teorin att lönen kommer att öka (se tex Mincer [1974]). Följaktligen kommer den som har längre yrkeserfarenhet att få högre lön än den som arbetat kortare tid, förut-

satt att allt annat är lika. Förvärvsfrånvaro och kortare arbetstid sänker således den framtida lönen. Härtill kommer att om den anställde under sin förvärvsfrånvaro tappar i yrkeskunnsande ("rostar"), eller om kunskapen blir obsolet, kommer lönen att minska ytterligare i relation till lönerna för anställda med mindre frånvaro.

Sådan negativ inverkan av yrkesavbrott på löneutvecklingen har också kunnat konstateras i svensk och internationell empirisk forskning. Så fann tex Gustafsson [1981] att varje år av förvärvsfrånvaro sänkte den framtida lönen för svenska kvinnor med omkring 2 procent då övriga faktorer var lika. Välkänt är också det resultat Mincer och Polachek [1974] erhöill i sin studie; att kvinnors livslöner minskade med ca 1,5 procent för varje års yrkesavbrott. Andra studier har emellertid kommit till andra slutsatser om effektens storlek (se tex Corcoran & Duncan [1979]), och Mincer och Ofek [1982] har påvisat att upphämtningen i lön efter återintradet kan vara snabb (se Gustafsson & Lantz [1985] kap 5).

För att få ett tillförlitligt mått på föräldraledighetens effekt på lönen, då andra faktorer är lika, ställer vi upp en ekvation för lönen som inkluderar de övriga variabler som enligt tidigare forskning påverkar lönen. Sålunda ingår anställningstid vid Televerket, antal utbildningsår, antal dagar i internutbildning 1983-87 och antal föräldraledighetsdagar 1983-88 i vår modell. Arbetslivserfarenhet före anställningen vid Televerket kan också väntas påverka lönen, men vi känner inte till den. Vi kan dock skatta denna potentiella arbetslivserfarenhet (POTERF) som ålder minus utbildningsår minus anställningstid minus 7. Vi inkluderar också kvadraten på potentiell erfarenhet och anställningstid för den händelse lönen först ökar med tilltagande erfarenhet men

<sup>2</sup> Detta avsnitt bygger på avsnitt 4.32. i Hoem m fl [1990].

effekten därefter avtar. Specifikationen tar även hänsyn till eventuell interaktion mellan potentiell arbetslivserfarenhet och anställningstiden vid Televerket.<sup>3</sup>

Resultaten av våra skattningar av lönesambanden för män och kvinnor presenteras i *Appendix B*. Det viktigaste resultatet är att föräldraledighet faktiskt medför sämre löneutveckling. För kvinnor är den negativa effekten av föräldraledighet på lönen större i förändringsekvationen – dvs då individeffekterna är bortdragna – än i tvärsnittsmodellen, medan det är tvärtom för män. En möjlig tolkning av detta resultat är att vi har utelämnat en svårsmärkbar variabel som vi kan kalla arbetsmotivation. Eftersom alla fäder – till skillnad från alla modrar – inte tar föräldraledigt kan gruppen vara selekterad med hänsyn till arbetsmotivation. Det kan tänkas att det särskilt är mindre motiverade män som tar föräldraledighet. En ytterligare förklaring till resultatet kan vara de jämställdhetsåtgärder som vidtagits inom Televerket i syfte att minska lönegapet mellan kvinnor och män. Utan dessa åtgärder hade sannolikt löneeftersläpningen varit större för föräldralediga kvinnor.

Resultatet implicerar att de kvinnor som var föräldralediga ett år fick 1,6 procent mindre i reallönehöjning 1983–88 än de som ej var lediga, om övriga faktorer var lika. För kvinnor med relativt kort anställningstid (dvs bara en liten inverkan av kvadraten på anställningstiden) innebar detta att föräldraledigheten nästan inte hade någon effekt på deras reala förtjänstutveckling. Samtidigt ökar nämligen anställningstiden med ett år vilket ökar lönen med 1,4 procent (minus den lilla effekten av kvadraten på anställningstiden), så de båda effekterna tar i stort sett ut varandra. Således utgjordes kostnaden för föräldraledighet för kvinnor vid Televerket i stort sett av utebliven löneökning. Om män vid Televerket hade tagit ett års föräldraledighet (vilket de inte gjorde som vi sett ovan) skulle deras

kostnad varit större; lönen skulle blivit ca 3,8 procent lägre (1,5 – 5,3).

Föräldraledighet kan även ha en kostnad i form av utebliven internutbildning. Televerkets kurser är ofta korta och medeltalet utbildningsdagar över femårsperioden är inte högre än 32 för kvinnor och 53 för män. Låt oss dock för att få jämförbarhet med formell utbildning tänka oss att kurserna tar ett år. De skattade resultaten innebär att ett års internutbildning höjer en kvinnas lön med 13 procent och en mans med 4,2 procent. Däremot ger ett års formell utbildning kvinnor 2 procent mer i lön och män 7 procent mer. Internutbildning är således mera betydelsefull för kvinnors löneutveckling än för mäns, medan det omvända gäller för formell utbildning. Emellertid minskar föräldraledighet möjligheterna till internutbildning och får även härigenom en negativ effekt på lönen. Enligt våra skattningar minskade kvinnors kursdagar med 0,022 för varje dags föräldraledighet (se *Appendix C*). Detta innebär att ett års föräldraledighet minskade antalet kursdagar med åtta, vilket i sin tur enligt *Appendix B* innebär att arbetsinkomsten blev 0,3 procent ( $8 \times 0,000359$ ) lägre.

<sup>3</sup> Vi skattar en tvärsnittsekvation för den naturliga logaritmen för heltidsmånadslönen 1988, men får skevheter i skattningarna eftersom vi inte har tillgång till alla variabler som påverkar lönen. I vårt fall är det troligt att det finns individanknutna egenskaper som tex motivation, vilka påverkar lönen och är konstanta över tiden. Under dessa förhållanden bör man skatta skillnaden mellan två olika år (*fixed effects*-modell eller *random effects*-modell, se Hamermesh [1989], Bjorklund [1989]). En sådan förändringsekvation för månadslönen får vi genom att ta skillnaden mellan tvärsnittsekvationerna för 1988 och 1983 (deflaterad) så att individeffekterna försvinner.

## Diskussion

Vi har använt ett slumpmässigt urval omfattande ca 2 200 anställda män och kvinnor vid Televerket för att studera utnyttjande och effekter av de olika slagen av föräldraledighet under åren 1983–87. Det visar sig att en mycket stor del av de anställda utnyttjat möjligheterna att vara föräldraledig; 25 procent av männen och 37 procent av kvinnorna hade någon föräldraledighet under 1987. Under åren 1983–87 var mer än 40 procent av såväl män som kvinnor lediga någon gång.

Kvinnor är lediga väsentligt fler dagar än män. (Deltidsledighet har omräknats till hela dagar.) Under 1987 var kvinnor lediga 10 gånger fler dagar än män, 120 dagar jämfört med 12, och under femårsperioden drygt 8 gånger fler dagar, 515 dagar jämfört med 63 i genomsnitt. Det höga medeltalet dagar för kvinnor som varit lediga visar att kvinnor som får barn är lediga mycket även under de följande åren. Vissa kvinnor har två födselar inom femårsperioden. Utbildningens längd ökar sannolikheten för längre föräldraledighet och att personer på högre befattningsnivåer är lediga i högre grad än de på lägre nivåer då ålder m m hålls konstant.

Vår studie visar vidare att föräldraledighet faktiskt inverkar negativt på löneutvecklingen, i högre grad för män än för kvinnor. För kvinnor är det i stort sett fråga om utebliven löneökning, medan för män ett års ledighet skulle leda till ca 3,8 procent lägre lön. Föräldraledighet har även en kostnad i form av utebliven internutbildning. Effekten härav på lönen är dock mycket modest. Från dessa resultat kan vi självklart inte dra några slutsatser om effekterna på lönen för föräldralediga kvinnor på andra arbetsplatser. Mot bakgrund av tidigare forskningsresultat skulle vi dock förvänta oss en viss negativ effekt på lönen även för kvinnor, varför vårt resultat möjligen kan bero på de jämförelsesåtgärder som vidtagits inom Televerket. Endast en motsvarande studie

för andra företag kan ge svar på frågan om våra resultat ger en alltför positiv bild av effekten på den framtida lönen för alla föräldralediga kvinnor eller ej.

Våra resultat ger emellertid anledning till reflektioner kring olika familjepolitiska lösningar för omsorgen om de små barnen och hur de inverkar på möjligheterna till löneutjämning mellan kvinnor och män. Det gäller t ex avvägningen mellan utbyggd föräldraförsäkring och tillgång till subventionerad barnomsorg för barn under 18 månader. Många kommuner erbjuder inte längre någon kommunal barnomsorg för barn under 18 månader. De menar att föräldrarna (dvs huvudsakligen mödrarna) bör kunna klara omsorgen om barnet under denna tid med stöd av föräldraförsäkringen. Denna politik har sannolikt en mer negativ effekt på kvinnors löner än en politik som ger dem som så önskar möjlighet att få subventionerad barnomsorg för att kunna återuppta yrkesarbetet tidigare och använda föräldraförsäkringen på deltid eller spara dagar för senare behov.

## Referenser

- Bernhardt, E, [1987], "Labor Force Participation and Childbearing: The Impact of the First Child on the Economic Activity of Swedish Women". *Stockholm Research Reports in Demography*, No 41, Demografiska enheten, Stockholms universitet.
- Bjorklund, A, [1989], "Potentials and Pitfalls of Panel Data: The Case of Job Mobility". *European Economic Review*, vol 33, s 537–46.
- Corcoran, M & Duncan, G, [1979], "Work History, Labor Force Attachment and Earnings Differences Between the Races and Sexes". *Journal of Human Resources*, vol 14, s 3–20.
- Falkenberg, E & Nasman, E, [1988], *Lagesrapport. Föräldraledighetslagen i tillämpning*. Arbetslivscentrum, Stockholm.
- Gustafsson, S & Lantz, P, [1985], *Arbete och löner*. Arbetslivscentrum och Industriens Utredningsinstitut, Stockholm.
- Haas, L, [1987], "The Effects of Fathers' Parti-

- icipation in Parental Leave on Sexual Equality in the Family". Uppsats presenterad vid symposiet "Nordic Intimate Couples - Love, Children and Work", Stockholm.
- Hamermesh, D., [1989], "Why Do Individual-Effects Models Perform So Poorly?: The Case of Academic Salaries". *Southern Economic Journal*, vol 56, s 39-45.
- Hoem, J, Stafford, F & Sundstrom, M., [1990], "Parental Leave Policy and Women's Careers in Sweden". Working Paper. Arbetslivscentrum, Stockholm.
- Hwang, P, Eldén, G & Fransson, C., [1984], *Arbetsgivares och arbetskamraters attityder till pappaledighet*. Rapport nr 1. Psykologiska institutionen, Göteborgs universitet.
- Hwang, P, [1985], "Varför är pappor så litet engagerade i sina barn?". I Hwang, P (red), *Faderskap*. Natur och kultur, Stockholm.
- Lundén-Jacoby, A & Nasman, E., [1989], *Mamma, pappa, jobb*. Arbetslivscentrum, Stockholm.
- Maddala, G S., [1983], *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press, New York.
- Mincer, J, [1974], *Schooling, Experience and Earnings*. Columbia University Press, New York.
- Mincer, J & Ofek, H., [1982], "Interrupted Work Careers: Depreciation and Restoration of Human Capital". *Journal of Human Resources*, vol 17, s 3-24.
- Näsman, E m fl, *Foräldraledighetslagen i tillämpning*. Arbetslivscentrum, Stockholm. (Under arbete.)
- SOU 1982:18, *Forvarvsarbete och foraldraskap*. Allmänna förlaget, Stockholm.
- Statsanstemannen [1990], nr 8.
- Trost, J [1983], "Män och hushållsarbete. Mäns åsikter om ledighet från arbetet". I Jalmert, L (red), *Om svenska män. Fostran, ideal, och vardagsliv*. Socialdepartementet, Ss A 1983:2.
- Televerket [1986], *Verksamhetsberättelse 85/86*. Stockholm.
- Televerket [1990], *Årsredovisning 1989*. Stockholm.

## APPENDIX A

Faktorer som påverkar antal föräldraledighetsdagar.<sup>a</sup> Regressionskoefficienter uttrycker effekt i antal dagar. Standardavvikelse inom parentes.

	MÄN		KVINNOR	
	(1)	(2)	(1)	(2)
KONSTANT	93,4 (26,7)	167,0 (26,9)	1 038,9 (212,1)	2 356,7 (288,9)
ÅLDER83	-4,4 (0,35)	-4,7 (0,39)	-39,6 (2,49)	-43,7 (2,75)
INTERNUTBILDNING <sup>b</sup>	-0,05 (0,05)	-0,01 (0,06)	-2,3 (0,59)	-2,6 (0,65)
UTBILDNING <sup>c</sup>	4,1 (1,9)		41,6 (16,5)	
BEFATTNINGSNIVÅ83 <sup>d</sup>		-1,9 (2,8)		-99,0 (35,9)
Antal personer	1 315	1 315	813	813

<sup>a</sup> Beroende variabel är antal dagar med olika slag av föräldraledighet 1983-87 omräknat till hela dagar. Skattningarna har gjorts med en Tobit-modell (se Maddala [1983]).

<sup>b</sup> Antal dagar med Televerksintern utbildning 1983-87.

<sup>c</sup> Antal normalår för fullföljd utbildning 1983.

<sup>d</sup> Befattningsnivå varierar mellan 8 och 2, där 2 betecknar högsta nivå.

## APPENDIX B

Effekter av föräldraledighet, utbildning m m på löneutvecklingen.  
t-värden inom parentes.

Variabel	KVINNOR		MÄN	
	Tvårsnitt88	Förändring	Tvårsnitt88	Förändring
POTERF	0,008 (4,7)	–	0,014 (4,2)	–
POTERF <sup>2</sup> (× 10 <sup>-3</sup> )	-0,1 (2,36)	–	0,053 (0,57)	–
ANSTÄLLNINGSTID	0,014 (9,1)	–	0,015 (6,3)	–
ANSTÄLLNINGSTID <sup>2</sup> (× 10 <sup>-3</sup> )	-0,193 (6,4)	-0,329 (14,7)	-0,147 (3,2)	-0,366 (13,5)
POTERF×ANST TID (× 10 <sup>-3</sup> )	-0,245 (3,7)	-0,447 (8,4)	-0,532 (4,3)	-0,601 (7,5)
UTBILDNINGÅR	0,017 (7,6)	–	0,069 (21,2)	–
INTERNUTBILDNING (× 10 <sup>-3</sup> )	0,672 (8,4)	0,359 (6,4)	-0,144 (1,4)	0,115 (2,4)
LEDIGHET (× 10 <sup>-3</sup> )	-0,003 (0,35)	-0,045 (6,7)	-0,188 (1,90)	-0,146 (3,0)
KONSTANT	8,79 (279,8)	0,23 (34,4)	8,23 (160,2)	0,24 (30,8)
R <sup>2</sup> justerat	0,287	0,253	0,312	0,153
Antal personer	883	883	1311	1311

Anm: Den beroende variabeln i tvårsnittsekvationen är den naturliga logaritmen av heltidsmånadslönen 1988. I förändringsekvationen är den beroende variabeln differensen mellan de naturliga logariterna för heltidsmånadslönerna 1988 och 1983, den senare deflaterad. Skattningarna har gjorts med minsta-kvadrat-metoden. För övriga definitioner, se Appendix A.

## APPENDIX C

Faktorer som påverkar antal intermutbildningsdagar 1983–87. Regressionskoefficienter uttrycker effekt i antal dagar. Standardavvikelser inom parentes.

	MÄN	KVINNOR
KONSTANT	120,2 (12,7)	18,7 (13,2)
ÅLDER83	-2,38 (0,22)	-0,82 (0,17)
LEDIGHET	-0,040 (0,028)	-0,022 (0,004)
UTBILDNINGÅR	1,39 (0,9)	4,1 (0,97)
ANSTÄLLNINGSTID83	0,59 (0,22)	0,21 (0,17)
Antal personer	1313	887

Anm: Beroende variabel är antal dagar i intermutbildning 1983–87. Skattningarna har gjorts med en Tobit-modell (se Maddala [1983]).  
För övriga definitioner se *Appendix A*.