

Udviklingen i lønforskelle mellem den offentlige og private sektor

Nina Smith

Institut for Statskundskab, Aarhus Universitet

Niels Westergård-Nielsen

Institut for Erhvervs- og Samfundsbeskrivelse, Handelshøjskolen i Århus

SUMMARY: In this paper a longitudinal data set covering 5% of all Danish wage earners for a 9-year period is used to shed light on the observed wage differentials in Denmark with special emphasis on the relation between the public and the private sector. A human capital model is specified as a fixed effect model that takes into account unobserved factors such as unobserved individual skills, the tendency to have an extra job and others. The estimates reveal higher growth rates of wages within the private sector and that women do receive substantial lower return to experience than men.

1. Indledning

Gennem de senere år har det ofte været hævdet, at lønudviklingen i den offentlige sektor var væsentligt svagere end i den private sektor. Udsagnet understøttes blandt andet af direkte sammenligninger af lønstatistik, jf. figur 1, som bygger på DA's og statens lønstatistik.

De viste timelønsatser omfatter alle grupper af statsansatte uanset ansættelsesvilkår. For såvel de statsansatte som de privatansatte funktionærer er der foretaget en omregning til timeløn ved hjælp af årets normaltimetal¹. For funktionærernes vedkommende er der udelukkende tale om heltidsbeskæftigede. Figur 1 viser, at der er sket en svag generel indsnævring af forskellene i lønsatser, samt at de privatansatte funktionærer – såvel mænd som kvinder har haft en lidt stærkere lønudvikling end de statsansatte.

Ændringerne af lønstrukturen kan imidlertid være opstået på flere måder. En årsag kunne være, at det offentlige som led i indkomstpolitikken og som led i bestræbelserne på at mindske væksten i den offentlige sektor har holdt lønstigningerne nede.

Men også andre faktorer kan have spillet ind: For det første kan det offentlige i høje-

Peder J. Pedersen samt øvrige deltagere i Arbejdsmarkedsworkshoppen ved Handelshøjskolen i Århus takkes for kommentarer til en tidligere version. Artiklen er blevet til som led i Arbejdsmarkedsprojektet ved Handelshøjskolen i Århus og har modtaget støtte fra Statens samfundsvidenskabelige Forskningsråd.

1. Se Bøye m.fl. side 211.

Udviklingen i lønforskelle mellem den offentlige og private sektor

Nina Smith

Institut for Statskundskab, Aarhus Universitet

Niels Westergård-Nielsen

Institut for Erhvervs- og Samfundsbeskrivelse, Handelshøjskolen i Århus

SUMMARY: In this paper a longitudinal data set covering 5% of all Danish wage earners for a 9-year period is used to shed light on the observed wage differentials in Denmark with special emphasis on the relation between the public and the private sector. A human capital model is specified as a fixed effect model that takes into account unobserved factors such as unobserved individual skills, the tendency to have an extra job and others. The estimates reveal higher growth rates of wages within the private sector and that women do receive substantial lower return to experience than men.

1. Indledning

Gennem de senere år har det ofte været hævdet, at lønudviklingen i den offentlige sektor var væsentligt svagere end i den private sektor. Udsagnet understøttes blandt andet af direkte sammenligninger af lønstatistik, jf. figur 1, som bygger på DA's og statens lønstatistik.

De viste timelønsatser omfatter alle grupper af statsansatte uanset ansættelsesvilkår. For såvel de statsansatte som de privatansatte funktionærer er der foretaget en omregning til timeløn ved hjælp af årets normaltimetal¹. For funktionærernes vedkommende er der udelukkende tale om heltidsbeskæftigede. Figur 1 viser, at der er sket en svag generel indsnævring af forskellene i lønsatser, samt at de privatansatte funktionærer – såvel mænd som kvinder har haft en lidt stærkere lønudvikling end de statsansatte.

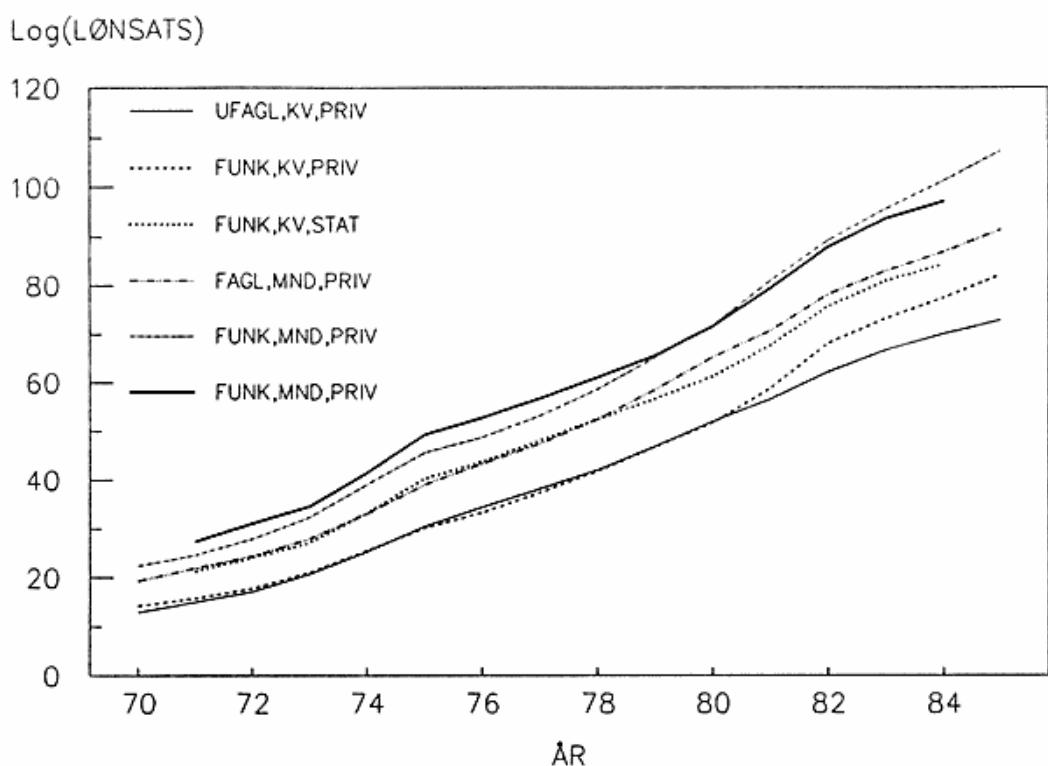
Ændringerne af lønstrukturen kan imidlertid være opstået på flere måder. En årsag kunne være, at det offentlige som led i indkomstpolitikken og som led i bestræbelserne på at mindske væksten i den offentlige sektor har holdt lønstigningerne nede.

Men også andre faktorer kan have spillet ind: For det første kan det offentlige i høje-

Peder J. Pedersen samt øvrige deltagere i Arbejdsmarkedsworkshoppen ved Handelshøjskolen i Århus takkes for kommentarer til en tidligere version. Artiklen er blevet til som led i Arbejdsmarkedsprojektet ved Handelshøjskolen i Århus og har modtaget støtte fra Statens samfundsvidenskabelige Forskningsråd.

1. Se Bøye m.fl. side 211.

Figur 1. Udviklingen i nominelle timelønninger for grupper af mænd og kvinder, 1970-1985. (Logaritmisk skala).



re grad have ansat folk i den lavere ende af lønskalaen end den private sektor. For det andet kan et betydeligt anciennitetselement bevirke, at ansættelse af mange unge i den offentlige sektor giver en tilsyneladende svagere lønudvikling i en periode.

Problemet med sådanne umiddelbare sammenligninger er, at de i reglen ikke foretages for sammenlignelige stillingsgrupper og karrieremæssige situationer og ej heller tager højde for eventuelle forskelle og forskydninger i individuelle karakteristika i den offentlige og private sektor. Eksempelvis kunne kraftigere lønstigninger i den private sektor tænkes at fremkomme, fordi den private sektor over en årrække har ansat folk med en længere uddannelse. Kraftigere lønstigninger i én sektor kunne også skyldes, at sektoren har ansat forholdsvis flest mænd, der typisk har en kraftigere lønudvikling over karrieren o.s.v. Ved at opdele lønmodtagere i undergrupper efter køn, uddannelse, stilling m.v. og analysere lønudviklingen i de enkelte grupper kunne der tages højde for sådanne forhold, som ikke bør influere på en sammenligning af lønrelationen mellem den offentlige og private sektor.

Et yderligere problem ved sektorvise lønsammenligninger er, at også en lang række

uobserverede faktorer har betydning for løndannelsen. Lønudviklingen kan således være påvirket af systematiske skift i uobserverbare forhold som evner, motivation m.v. Udtrykt lidt firkantet, kan en kraftigere lønudvikling i den private sektor afspejle, at denne har tiltrukket og ansat »de lyseste hoveder«, blandt andet som følge af bedre løntilbud. Jf. i øvrigt modellen i Schmidt-Sørensen (1987).

Hertil kommer, at aflønningen i et job ikke blot kan måles ved den registrerede lønudbetaling, men også afhænger af andre forhold, der vanskeligt lader sig belyse statistisk. Eksempelvis kan nævnes jobsikkerhed, risiko for arbejdsskader, arbejdsmiljø i vid forstand, karrieremuligheder og pensionsordninger. Men også faktorer som muligheden for at have ekstrajob, muligheden for eller ulempen ved overarbejde samt egentlige fynsegoder indgår i den indirekte aflønning i et job. Nogle af disse uobserverede faktorer er personorienterede, fx personer med bijob, mens andre typisk er sektororienterede, fx pensionsordninger.

I dette papir undersøges spørgsmålet om ændringer i lønrelationerne mellem den offentlige og private sektor på basis af en økonomisk model for lønindkomst, der estimeres på en stikprøve, som er udvalgt tilfældigt blandt danske lønmodtagere. Modellen muliggør en udskillelse af effekten af at være ansat i henholdsvis den offentlige og private sektor fra effekterne fra andre observerbare faktorer, som fx stillingsgruppe og karriereforløb. Det er ligeledes muligt at udskille effekten af de uobserverede faktorer, der for den enkelte person holder sig konstant over hele observationsperioden, således at disse forhold ikke forstyrrer billedet af lønrelationen mellem den offentlige og private sektor. Derimod er de uobserverede sektorspecifikke forhold naturligvis væsentlige i en absolut sammenligning af lønnen i den offentlige og private sektor.

2. En model for løndannelsen

Til at forklare den enkelte persons lønindkomst anvendes en human capital model, jf. Mincer (1974). Modellen indebærer, at personer øger deres indkomstpotentiale, E ved at uddanne sig indtil afkastet ved videre uddannelse svarer til deres subjektive rentefod. Hvis der ikke investeres i uddannelse overhovedet, er indkomstpotentialet E_0 . I mange job vil det endvidere være muligt at investere i »on the job training«, OJT. I modellen antages, at folk investerer en lineært aftagende del af deres indkomstpotentiale i OJT over hele deres karriere. Erhvervserfaringens længde måles ved variablen τ . Det antages endvidere, at omfanget af OJT i et givet år afhænger af sektor, stillingstype samt køn. Konsekvensen for modellen af disse antagelser er, at erhvervserfaring indgår i human capital funktionen som et 2. grads polynomium med et globalt maksimum samt, at de forklarende faktorer for omfanget af OJT indgår i modellen i form af søjlevektoren Θ .

Hvis r er den gennemsnitlige afkastrate af uddannelse, og S er antallet af år under

uddannelse, kan lønsatsen i år τ af karrieren, $w_{i,\tau}$, beskrives ved følgende logaritmiske funktion

$$\ln w_{i,\tau} = \delta_i + rS_i + \beta_1 \Theta_i \tau - \beta_2 \Theta_i \tau^2 \quad (1)$$

hvor α_i sammenfatter de faktorer, der har betydning for indtjeningspotentialet E_{oi} , dvs. $\alpha_i = \ln E_{oi}$, mens β_1 , og β_2 er rækkevektorer af koefficienter.

3. Data

Datagrundlaget udgøres af en 5% stikprøve blandt danske lønmodtagere i en longitudinal database, som dækker årene 1976–84. Data er beskrevet nærmere i Westergård-Nielsen (1984). Der er her anvendt en delstikprøve bestående af 7044 forskellige personer, som i gennemsnit observeres 6,18 gange, dvs. ialt indgår 43.540 observationer.

I tabel 1 er vist gennemsnitsværdier for nogle af de anvendte variable.

I tabellen er observationer fra alle 9 år slæt sammen, således at gennemsnitstallene dækker hele perioden. Eksempelvis betyder de 8666 observationer af funktionærer i den offentlige sektor, at der i gennemsnit har været 963 offentligt ansatte funktionærer pr. år. Lønsatsen er følgelig den gennemsnitlige timeløn over alle disse år. Variablen LØNSATS er beregnet ud fra lønindkomsten, som den fremgår af skattestatistikken, divideret med arbejdsmfangen, som er skønnet ud fra ATP-statistikken².

Variablen EXP mäter den akkumulerede erhvervserfaring. For perioden tilbage til 1964 stammer oplysningerne fra ATP og afspejler således arbejdsmfangen målt i års-værk. Erhvervserfaring forud for oprettelsen af ATP-registret skønnes ud fra oplysninger om alder og skoleuddannelse.

Variablen REGION antager værdien 1, når personen i pågældende år bor uden for hovedstadsområdet (med kommunenummer over 300). Gennemsnitsværdierne i tabel 1 fortæller således hvor stor en andel af grupperne, der er bosiddende udenfor hovedstadsområdet. Erhvervs- og skoleuddannelsen måles ved variablen S, som står for antallet af skoleår plus antallet af år under erhvervsmæssig uddannelse. Grundlaget for dette tal er oplysninger fra uddannelsesregistret om specifik uddannelse. Ved hjælp af Dansk Uddannelsesnomenklatur (DUN, 1978) er disse oplysninger omsat til antal uddannelsesår.

2. Denne beregning er ganske mekanisk og kan medføre såvel over- som undervurderinger af den sande timeløn, selv om alle urimelige timelønninger er rensset væk. Sammenligninger af gruppens beregnede timeløn med DA's timelønsstatistik, viser dog meget stor overensstemmelse. Konsekvensen af beregningsmetoden er, at overtidsarbejde medfører en beregnet højere timeløn, mens bijob hos en anden arbejdsgiver, der beregner ATP, ikke i sig selv medfører en højere timeløn. Den anvendte fixed effects estimation tager hensyn til de tilfælde, hvor overarbejde/bijobsituationen er varig.

Tabel 1. Oversigt over de anvendte variable

	Offentlig sektor				Privat sektor			
	Funkt.	Faglært	Ufaglært	Andre lønmodt.	Funkt.	Faglært	Ufaglært	Andre lønmodt.
Antal observationer	8666	676	2842	2942	11000	5321	6181	4156
Lønsats kr.	Gns. 65.6 St.afv. 20.9	61.6 18.9	55.6 16.2	57.3 19	67 23.8	63.3 19.3	58.5 18.2	55.8 19.4
EXP	Gns. 16.9 St.afv. 10.2	15.9 11.4	21.8 11.2	14.9 11.9	18.2 10.5	16.2 9.9	20 11	13.9 11.8
REGION	Gns. 0.6 St.afv. 0.5	0.5 0.5	0.7 0.5	0.6 0.5	0.5 0.5	0.7 0.5	0.7 0.4	0.6 0.5
S skoleår	Gns. 13.4 St.afv. 2.4	12.1 1.1	11.2 0.7	11.7 1.7	12.2 1.8	11.8 0.7	11.1 0.7	11.4 1.4
ALPHA	Gns. 41.4 0-1000 St.afv. 133	88.3 175	76.3 175	111.0 206	44.5 139	70.3 152	96.9 183	102.1 189
SYGEM	Gns. 0 St.afv. 0.2	0.1 0.3	0.1 0.3	0.1 0.3	0 0.2	0.1 0.3	0.1 0.4	0.1 0.3

Omfanget af arbejdsløshed beskrives ved variablen *ALPHA*, der er den årlige ledighedsgrad målt på en skala fra 1 til 1000. Ledighedsgraden mäter antallet af ledige timer i forhold til det normale antal arbejdstimer baseret på enten en 40 timers arbejdsuge eller en 20 timers arbejdsuge for de deltidsforsikrede. *ALPHA* eksisterer naturligvis kun for den del af stikprøven, der er arbejdsløshedsforsikret eller personligt tilmeldte arbejdsformidlingen.

Endelig kendetegger variablen *SYGEM* personer, der har modtaget sygdagpenge i løbet af året. Desværre er betingelserne for at modtage sygedagpenge forskellige for forskellige grupper af ansatte, så der er problemer ved at anvende denne variabel direkte som indikator for helbredstilstand. Som hovedregel udbetales sygedagpenge (*SYGEM* sættes lig 1), hvis personen har været syg i mere end 13 uger. Mindre arbejdsgivere kan imidlertid tegne en forsikring, der gælder den første periode under sygdom, og da foretages der en sygemarkering allerede efter kort tids sygdom. Variablen afspejler således helbredssituationen betinget af virksomhedsstørrelse og virksomhedsart.

Endelig skal bemærkes, at inddelingen i offentlig og privat sektor er sket efter Danmarks Statistikks definitioner af erhvervsgrupper, ligesom stillingsgrupperne også stammer fra DS' almindelige gruppering.

4. Empirisk model

Den empiriske model tager udgangspunkt i (1), som estimeres både i en 'pooled cross section model' og i en 'fixed-effect model', der begge i grundversionen har formen:

$$\ln w_{it} = \alpha_i + \alpha_t \text{JOB}_{it} + b_1 S_i + b_2 \text{REGION}_i + b_3 \text{SYGEM}_{it-1} \text{JOB}_{it} + b_4 \text{ALPHA}_{it-1} \text{JOB}_{it} + b_5 \text{EXP}_{it} \text{JOB}_{it} + b_6 \text{EXPSQ}_{it} \text{JOB}_{it} + e_{it} \quad (2)$$

hvor

$i = 1, \dots, N$ og $t = 1976, \dots, 1984$

$\ln w_{it}$ = logaritmen til timelønnen

α_i = »fixed effect«

α_t = dummy variable for årene (1977–1984, 1976 er udeladt)

S_i = antal år i skole

EXP_{it} = akkumuleret erhvervserfaring, ATP

EXPSQ_{it} = kvadreret erhvervserfaring

REGION_{it} = dummy for provins (provins = 1, hovedstadsområdet = 0)

SYGEM_{it-1} = indikator for modtagelse af sygedagpenge i året før

ALPHA_{it-1} = arbejdsløshedsgrad året før (0–1000)

JOB_{it} = vektor bestående af dummyvariable for stillingstype, sektor og køn.

I pooled cross section specifikationen tillades konstantleddet ikke at variere over individer, som det er tilfældet i fixed effect specifikationen. Resultatet er, at α_i er lig α_0 for alle personer.

For at beskrive lønudviklingen i henholdsvis den private og offentlige sektor tillades tidsdummy'erne og en del af de øvrige koefficienter at variere mellem forskellige grupper på arbejdsmarkedet. I (2) er dette angivet ved samvariationen med vektoren JOB. Eksempelvis opdeles α_t på undergrupper af privat og offentligt ansatte, mænd og kvinder samt funktionærer, faglærte, ufaglærte og øvrige lønmodtagere.

Forskellen på de to modeller er for det første, at α_i i fixed effect modellen opfanger effekten på $\ln w_{it}$ af individuelle, uboserverede og tidsinvariante variable som f.eks. 'even'er' og 'motivation'. Ved OLS-estimation på den poolede cross-section stikprøve estimeres lønnen uden hensyntagen til, at de enkelte individer kan have forskellige konstantled. Da de individspecifikke konstantled, α_i , kan være og højst sandsynligt er korreleret med en eller flere af de øvrige forklarende variable, bl.a. de gruppeopdelte tidsdummy'er, $\alpha_i \text{JOB}_{it}$, fås skæve skøn på bl.a. α_i ved OLS estimation, jf. fx Mundlak (1978).

Hvis der eksempelvis er sket en systematisk ændring i sammensætningen af den offentlige og private beskæftigelse i perioden med hensyn til forskellige uboserverede for-

hold for de enkelte personer (niveauet for α_i 'erne), vil dette i OLS-estimationen give sig udslag i skæve skøn på lønudviklingen i de to sektorer (α_t 'erne). Som et nærliggende eksempel kan nævnes, at forholdsvis flere personer med bestemte uddannelser, fx læreruddannelse eller personer med specielle humanistiske kandidatgrader er blevet ansat i den private sektor. S-variablen fanger kun antal års uddannelse og altså ikke den specifikke uddannelses karakter eller andre ubekendte egenskaber ved de enkelte personer, som evt. kan betinge en højere værdi for α_i . α_i og de gruppeopdelte α_t 'er bliver derfor positivt korrelerede med den følge, at en OLS-estimation af cross-section modellen overvurderer en eventuel tendens til stærkere lønstigning i den private sektor.

I fixed-effects modellen korrigeres der for dette forhold gennem det individspecifikke led, α_i . Derimod korrigeres ikke for en eventuel tendens til, at personer, som indtræder i arbejdsstyrken i perioden aflønnes konsekvent forskelligt i de to sektorer, alt andet lige. Der kan heller ikke drages absolutte sammenligninger mellem sektorerne m.h.t. startniveau for lønindkomsten, fordi sådanne forskelle opfanges af de individuelle konstantled.

En anden forskel mellem de 2 modelspecifikationer er, at variablen EXP må udgå i 'fixed effect' modellen, fordi EXP for hovedparten af observationerne vil være perfekt lineært forbundet med α_i og α_t . Dette betyder, at estimatet på α_t kommer til at indeholde det lineære element i den anciennitetsbestemte del af lønstigningen foruden den generelle lønstigning siden 1976. I OLS estimation på den poolede stikprøve fås derimod direkte (men skæve) estimeret på både koefficienten til EXP og tidsdummyerne.

Det er imidlertid yderst ressourcekrævende at estimere en model med individuelle konstantled for samtlige personer i stikprøven, hvis blot stikprøven har en rimelig størrelse. Dette kræver invertering af en matrix af dimensionen $N + k$, hvor N er antal personer i stikprøven og k antallet af forklarende variable i model (2). Problemet løses ved at transformere model (2) og i stedet estimere på afvigelser fra individgennemsnit. Herved elimineres det individuelle konstantled, α_i . Der foretages således en OLS-estimation på modellen

$$\ln w_{it} - \ln \bar{w}_i = \sum_{j=1}^m (Z_{ijt} - \bar{Z}_{ij}) b_j + \sum_{j=1}^h (X_{ijt} - \bar{X}_{ij}) b_j + e_{it} - \bar{e}_i \quad (3)$$

hvor Z_{ij} angiver de m højresidevariable i (2), der ikke for den enkelte person ændrer sig over tiden, mens X_{ijt} betegner de h variable, der ændrer sig over tiden, fx arbejdsløshed, og \bar{w}_i er gennemsnittet af lønsatsen i den betragtede periode for person i . Samme notation anvendes for andre periodegennemsnit. Ulempen ved denne model er imidlertid, at alle konstante variable og dermed også statusvariablerne, Z , forsvinder i transformationen sammen med den ubekendte heterogenitet, α_i , således at f.eks. koefficienten til uddannelse ikke kan estimeres. Alternativt kunne have været anvendt en ge-

neraliseret varianskomponentmodel, som tillader covarians mellem den individuelle effekt og de forklarende variable, jvf. Hausman & Taylor (1981), og som muliggør konsistente og efficiente skøn på modellens parametre. Men da hovedsigtet her er at undersøge lønudviklingen i henholdsvis den offentlige og private sektor fremfor at bestemme pålidelige estimerater af afkastet på human capital, er den beregningsmæssigt mere simple fixed-effect model foretrukket.

I stikprøven indgår årene fra 1976 til og med 1984, ialt 9 år. Den lange tidsperiode bevirker, at der sker en betydelig udskiftning, idet personer forlader stikprøven på grund af dødsfald, pensionering m.v., mens nye generationer af unge træder ind på arbejdsmarkedet og ind i stikprøven. Af de 7044 forskellige personer i stikprøven er kun 2431 personer med i alle 9 år. For at undgå en formodentlig meget betydelig stikprøveselektion er det valgt at inkludere alle personer, som indgår i stikprøven i mindst 2 år.

Den årlige lønindkomst er i stikprøven censoreret ved 200.000 kr. i årene 1976–1980 og 220.000 kr. i årene 1981–1984 af hensyn til datasikkerheden, således at alle lønindkomster over disse niveauer er sat til henholdsvis 200.000 kr. og 220.000 kr. I estimations af begge modeller er derfor tilføjet en ekstra forklarende variabel, LAMBDA_{it} , der korrigerer for denne censorering, jf. Heckman (1979). Endelig er fixed effect modellen undersøgt for autokorrelation uden, at det dog har ført til ændringer i estimationserne.³

5. Estimationsresultater

Resultater fra estimation af begge specifikationer af (2) men med hovedvægt på fixed effect specifikationen er vist i det følgende. Estimationsresultaterne angives i uddrag, idet de enkelte estimationsmodeller indeholder et meget stort antal parametre på grund af de mange grupperinger af konstantled og hældningskoefficienter. I gennemgangen af resultater vil først de tidsrelaterede blive refereret og kommenterede. Siden vil de øvrige koefficienter blive behandlet.

5.1. Lønstigning over tiden

I figur 2 er vist udviklingen i lønniveauet i henholdsvis den offentlige og private sektor i perioden 1977–1984, som de fremgår af estimationen af fixed-effect specifikatio-

3. Fixed-effect modellen er undersøgt for seriel korrelation af 1. orden, som må ventes at være den mest sandsynlige struktur i en model for årlig lønindkomst. Den anvendte metode er beskrevet hos Bharghava m.fl. (1982). Den serielle korrelationskoefficient er estimeret til $\rho = 0.17$ med en Durbin-Watson værdi på 1.16. Der er klart autokorrelation i modellen, og signifikansforhold for de medtagne variable bliver derfor overurderet. Der er forsøgsvis foretaget korrektion for autokorrelation i enkelte kørsler, uden at dette har haft nævneværdig indflydelse på signifikansforhold eller strukturen i parameterskønnene, og da metoden kun er umiddelbart anvendelig for en stikprøve med et konstant antal observationer pr. person, er det valgt at ignorere den serielle korrelation i estimationerne, der præsenteres her.

nen. De angivne procentvise timelønstigninger er beregnet som stigninger i de årsspecifikke dummy'er, α_t , der er opdelt efter køn, stilling og sektor (offentlig eller privat). Som følge af beregningsmetoden indeholder årsdummy'erne også den del af lønstigningerne, der skyldes stigning i erhvervserfaring, jf. afsnit 4. Figur 2 viser således de tidsvarierende lønstigninger, for fastholdte observerede såvel som ubobserverede faktorer.

Det ses af figurerne, at stigningen i lønniveauet for funktionærer og faglært har været stærkest i den private sektor for både mænd og kvinder, idet de få faglært kvinder i 1984 udgør en undtagelse. Endvidere ses det, at kvinderne i alle grupper har haft en svagere lønudvikling, ligesom det ses, at dette i udtalt grad gør sig gældende i den offentlige sektor.

For funktionærerne ses af figur 2a, at offentligt ansatte mænd og kvinder i hele perioden fra 1977 til 1984 sakker agterud i forhold til de privatansatte funktionærer. Fra 1977 til 1984 er timelønnen incl. den årlige anciennitetsstigning for kvindelige funktionærer således steget ca. 70% i den offentlige sektor og ca. 90% i den private sektor, mens de tilsvarende tal for mænd er 90% og 100%. Sammenlignes den i figur 2 viste udvikling med den 'rå' lønudvikling i figur 1 (hvor der ganske vist ikke er sondret mellem offentligt ansatte stillingsgrupper, og hvor offentligt ansatte repræsenteres ved statsansatte) ses, at den meget kraftige stigning i de privatansatte kvindelige funktionærers timeløn ikke genfindes i fixed effect estimaterne.

En mindre del af forskellen mellem de forskellige analyser kan forklares ved, at erhvervserfaringselementet er mindre for kvinderne, jf. tabel 2, en anden del kan henføres til, at kvindelige privatansatte funktionærer i periodens løb gennemgående har fået større erhvervserfaring, bedre uddannelse m.v. sammenlignet med deres mandlige kolleger i både den private og offentlige sektor.

Tilbage står dog, at mandlige funktionærer ifølge figur 2 klart har haft de højeste lønstigninger over tiden, som ikke kan henføres til observerbare individuelle karakteristika. Sagt på en anden måde: Selv om kvinderne havde haft de samme observerbare karakteristika, ville de have haft mindre lønstigninger.

For de faglært har de privat ansatte mænd i hele perioden haft en lidt kraftigere lønudvikling end de offentligt ansatte faglært mænd. Især i perioden 1982-84 har denne tendens været klar. De relativt få faglært kvinder viser en stærkt svingende tendens, hvor de privat ansatte indtil 1983 havde en langt svagere lønudvikling end de offentligt ansatte kvinder, men med et tilsyneladende kraftigt omsving i 1984, hvor lønudviklingen for de offentligt ansatte faglært kvinder var på -16%. Selv under hensyntagen til, at antallet af offentligt ansatte faglært kvinder er meget lille, er resultatet overraskende. Alternative kørsler (der ikke er vist her) omfattende kun personer, som i hele perioden indgik i stikprøven, viser ikke et fald, men kun en stagnation i lønudviklingen. Ten-

Figur 2. Den akkumulerede lønstigning siden 1977, beregnet ud fra en estimation af fixed eff.

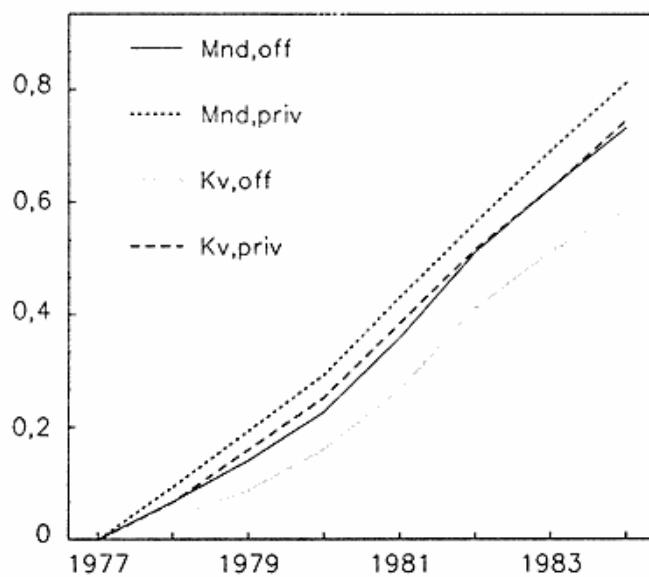


Fig. 2a. Funktionærer

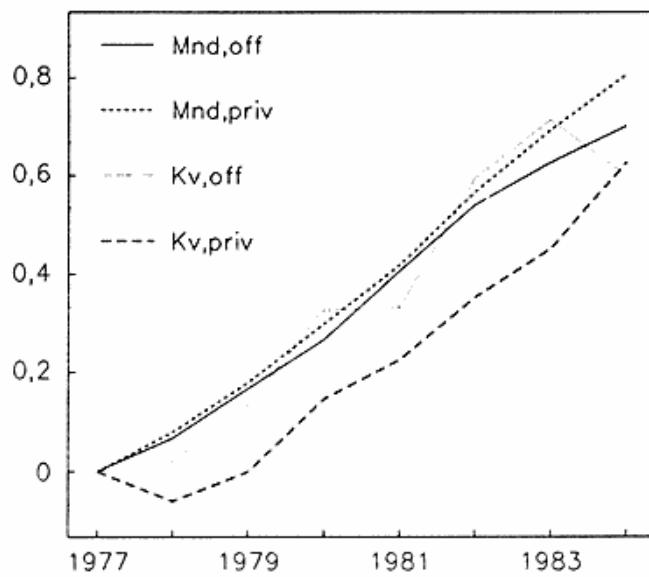


Fig. 2b. Faglært arbejdere

Note: De to kurver for kvindelige faglært arbejdere bygger på flere insignifikante koefficienter, jf. Smith og Westergård-Nielsen, 1987.

modellen (2). (Inklusiv lineær anciennitetsstigning, jf. teksten).

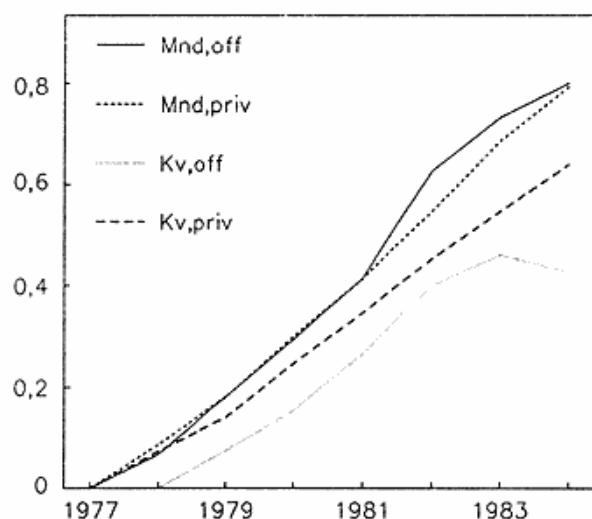


Fig. 2c. Ufaglærede arbejdere

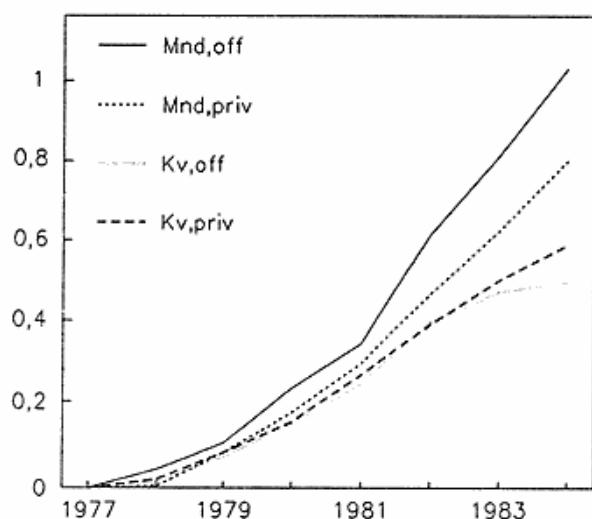


Fig. 2d. Andre lønmodtagere

densen må derfor forklares ved, at de i 1983-84 nyansatte faglærte kvinder i det offentlige er startet på et, i forhold til deres øvrige karakteristika, meget lavt niveau. Dette kunne hænge sammen med, at denne gruppe i betydelig grad består af kvinder under jobtilbudsordningen.⁴

De ufaglærte mænd har i perioden frem til 1981 omrent samme lønudvikling i den private og offentlige sektor, hvorefter der sker en midlertidig forøgelse i offentligt ansatte mænds timeløn. Den akkumulerede lønstigning over perioden 1977-84 var dog nogenlunde den samme, nemlig ca. 120%, for begge sektorer. Derimod løb lønnen for de ufaglærte kvinder i den private sektor klart fra de offentligt ansatte ufaglærte kvinder's løn i perioden 1983-84. De ufaglærte, offentligt ansatte kvinder havde en meget svag lønudvikling, når der korrigeres for individuelle forskelle i erhvervserfaring, udannelse m.v., idet timelønnen med disse korrektioner kun steg med 60%.

Endelig udviser den meget heterogene gruppe af 'andre lønmodtagere' en lidt speciel sektormæssig udvikling, idet de offentligt ansatte mænd i denne sektor tilsyneladende har haft en kraftigere udvikling i timelønnen end de privat ansatte mænd. For kvinder er tendensen den sædvanlige, en klart lavere timelønsudvikling sammenlignet med mændene i denne gruppe, og de offentligt ansatte kvinder har efter den svageste lønudvikling i hele perioden.

Tendenserne til en forskellig lønudvikling i den offentlige og private sektor er ikke blot tilsyneladende, men også statistisk signifikante. De beregnede tal for den procentvise lønudvikling i tabel 2 er baseret på estimerede koefficienter, jf. model (2)⁵, der i 1984 er signifikant forskellige med hensyn til de to sektorer i alle køns- og stillingsgrupper, på nær gruppen af mandlige »andre lønmodtagere«. Der er således sket et markant skift i lønrelationen mellem den offentlige og private sektor i perioden 1977-1984, som ikke kan forklares af en ændret sammensætning af arbejdsstyrken i de to sektorer, men som må forklares ved en bevidst eller ubevidst lønpolitik fra det offentliges side og de skiftende markedsforhold for forskellige lønmodtagergrupper. Det er naturligvis et savn, at datamaterialet endnu ikke muliggør en undersøgelse af udviklingen i de seneste år, dvs. 1985 til 1987, idet denne tendens måske har været endnu kraftigere for en del lønmodtagergrupper i årene 1985 og 1986 på grund af den stærke vækst i dele af den private sektor i denne periode.

4. Generelt kan »arbejdstilbudsordningen« tænkes at have indflydelse på lønrelationerne mellem de to sektorer i den sidste del af observationsperioden, hvor ordningen omfatter en relativt høj procent af arbejdsstyrken. I 1983, hvor ordningen havde det højeste antal deltagere, var ca. 62.000 personer i arbejdstilbud. Heraf var 74% ansat i det offentlige.

5. Tallene adskiller sig lidt fra de tal, der er vist i figur 2, idet der ikke er foretaget normalisering til 1977 niveau som i figurene.

Tabel 2. Lønforskelle over perioden 1976–1984 mellem den offentlige og den private sektor for stillingsgrupper.

	Mænd		Kvinder	
	Koefficient difference	Standard afvigelse	Koefficient difference	Standard afvigelse
Funktionærer	.0780	.0221	.0961	.0184
Faglært	.1895	.0356	.2754	.1165
Ufaglært	.0757	.0293	.1314	.0288
Andre lønm.	-.0223	.0459	.0968	.0293

Note: Pánær gruppen af mandlige 'andre løndmodtagere', ses alle koefficientdifferencer at være signifikante.

Udover den klare forskel i timelønsudviklingen i den offentlige og private sektor ses imidlertid samtidig en endnu klarere tendens til en udvidelse af lønforskellene mellem mænd og kvinder i alle stillingsgrupper i såvel den offentlige som den private sektor. Som det fremgik af de 'rå' løntal, vist i figur 1, modvirkes denne tendens af, at kvinderne i samme periode tilsyneladende i gennemsnit har fået bl.a. bedre uddannelse, således at den samlede lønspredning mellem mænd og kvinder ikke er forøget så kraftigt, som figur 2 kunne give indtryk af. Betydningen af disse forhold analyseres bl.a. i det følgende afsnit.

5.2 Erhvervserfarings indflydelse på timelønnen

Tabel 3 viser koefficienter til variablen erhvervserfaring ('on the job training') for mænd og kvinder i de fire stillingsgrupper estimeret ved hjælp af de to specifikationer. Koefficienterne i cross section modellen er opnået ved OLS-estimation og kan således være skæve på grund af en mulig korrelation med uboserverede individuelle karakteristika, omend det er uklart, hvilken retning skævheden har.

Som nævnt i afsnit 4, er det ikke muligt at få skøn over denne koefficient i fixed-effect estimationen. Derimod vises skøn fra begge estimationer over koefficienten til den kvadrerede værdi af erhvervserfaring, der kort sagt angiver, hvor kraftigt lønnen stagnerer med alderen, jf. 1 og 2 i tabel 3. De to estimationsmetoder giver stort set overensstemmende resultater for denne variabel, idet OLS-estimatoren dog tenderer at være numerisk højest. I de fleste tilfælde betyder koefficienterne, at lønprofilen er omvendt U-formet i overensstemmelse med den almindelige forventning. Forskellen mellem grupper ligger mest i, hvor dyb profilen er.

Tabel 3 viser en klar tendens til, at erhvervserfaring spiller en større rolle for mænd end for kvinder, samt at erhvervserfaring har en større løneffekt for faglært og funktionærer end for ufaglært. Eksempelvis forøges lønnen for mandlige funktionærer med 3% og for kvindelige funktionærer med godt 1% ved en forøgelse i erhvervserfaringen på 1 år. Funktionærer og 'andre løndmodtagere' får tilsyneladende det største af-

Tabel 3. Timelønnens afhængighed af erhvervserfaring for grupper af ansatte.

1. OLS-estimation af cross section model.
 2. Fixed-effects model.

	Funktionærer		Mænd		Faglærtæ		Ufaglærtæ		Andre lønmodtagere	
	Mænd	Kvinder	Mænd	Faglærtæ	Kvinder	Mænd	Ufaglærtæ	Kvinder	Mænd	Kvinder
	Off.	Privat	Off.	Privat	Off.	Privat	Off.	Privat	Off.	Privat
1. EXP	0.027463	0.029255	0.011133	0.016290	0.030506	0.017268	-0.00478	0.00782	0.007633	0.006314
t-værdi	17.81	26.38	8.98	11.81	9.32	14.53	-0.37	-0.84	3.02	5.05
1. EXP\$Q	-0.000352	-0.00059	-0.00017	-0.00034	-0.00061	-0.00038	0.000869	0.000307	-0.00012	-0.00014
t-værdi	-13.73	-23.34	-5.09	-9.12	-7.6	-12.32	1.61	0.8	-2.08	-4.84
2. EXP\$Q	-0.000334	-0.00038	-0.00005	-0.00011	-0.00007	-0.000030	-0.00006	-0.00012	-0.00030	-0.000033
t-værdi	-12.11	-15.90	-1.67	-3.14	-1.51	-10.53	-0.29	-0.35	-9.05	-12.76

Tabel 4. Arbejdsløshed og sygeligheds indflydelse på lønindkomsten

	Funktionærer		Mænd		Faglærtæ		Ufaglærtæ		Andre lønmodtagere	
	Mænd	Kvinder	Mænd	Faglærtæ	Kvinder	Mænd	Ufaglærtæ	Kvinder	Mænd	Kvinder
	Off.	Privat	Off.	Privat	Off.	Privat	Off.	Privat	Off.	Privat
ALPHA _{t-1}	-.0003	.00019	-.00003	-.00011	-.00001	-.00002	-.00021	-.00001	-.00006	-.00001
t-værdi	-1.8	-5.7	1.1	-4.9	-.2	-1.1	-1.9	-.2	-2.0	-.8
SYGEM _{t-1}	-.03219	-0.2352	.01699	.0201	-.03065	-.01258	-.488	.0573	-.03446	-.03270
t-værdi	-1.0	-1.1	1.5	1.7	-1.2	-1.3	-0.8	1.4	-1.7	-3.6

kast af deres erhvervserfaring i den private sektor, mens det omvendte gælder for faglærte mænd. Forskellene mellem de to sektorer er dog ikke store. For variablen EXPSQ (erhvervserfaring kvadreret) tegner sig det modsatte billede, men med negativt fortegn, således at de grupper, der har store stigninger i begyndelsen af karrieren også har relativt store fradrag sidst i karriereforløbet.

Konklusionen med hensyn til erhvervserfarringsvariablene bliver derfor, i overensstemmelse med standardresultatet, at de ufaglærte har en fladere lønindkomstprofil end andre lønmodtagergrupper samt at kvinders lønindkomstprofil er langt fladere end mænds, alt andet lige. Det sidste resultat stemmer overens med andre undersøgelser af delarbejdsmarkedet, jf. Emerik (1986), som har undersøgt arbejdsmarkedet for Magisterforeningens medlemmer.

En del af forklaringen på den mindre stigning i timelønnen på grund af erhvervserfaring for kvinder er givetvis, at kvinder ikke i så høj grad som mænd deltager i karrieren. Én årsag hertil kan være, at mange kvinder har deltidsarbejde, der i nogen grad forhindrer eller hæmmer et karriereforløb.⁶ Se således Humeniuk og Madsen (1987), som konkret har undersøgt, hvorfor kvinder ikke avancerer indenfor bankverdenen.

Endelig skal det bemærkes, at der ikke kan påvises væsentlige forskelle i lønindkomstprofilerne for offentligt og privat ansatte lønmodtagere, når der korrigeres for andre forskelle i individuelle karakteristika.

5.3 Arbejdsløshed og sygdoms indflydelse på lønnen

Betydningen af arbejdsløshed og sygefravær er vist i tabel 4, som angiver estimater fra fixed-effect modellen, hvor sygefravær og arbejdsløshed i indeværende og forrige periode indgår.

For hovedparten af lønmodtagergrupperne i både den offentlige og private sektor er effekten af arbejdsløshed og sygefravær i foregående år som ventet negativ. Årsagen til det første er givetvis en kombination af, at længere arbejdsløshedsperioder medfører mindre oplæring på jobbet, (eller måske ligefrem, at den opnåede oplæring går tabt), jf. Gustafsson (1977) samt den såkaldte areffekt, der gør, at folk, med længere arbejdsløshedsperioder alt andet lige har sværere ved at få ny beskæftigelse tilbudt, og derfor må sænke deres lønkrav (reservationsløn).

Privat ansatte funktionærer, uanset køn, oplever tilsyneladende den kraftigste løneffekt ved arbejdsløshed. Fuldtidsledighed i året forinden (ledighedsgrad = 1000) giver ifølge estimationerne en reduktion i timelønnen på 20% for privat ansatte mandlige funktionærer og omrent det halve for kvindelige funktionærer. For arbejdere findes

6. Dette spørgsmål vil med fordel kunne belyses af det her anvendte datasæt, idet det er muligt at holde »alt andet lige« ved at betragte folk over en længere årrække, som det er gjort for en relativ kort periode i fixed effect modellen.

Tabel 5. Andre koefficienter i lønstimationerne

	Koeff.	t-værdi
REGION, (Provinsen = 1)	-0.0.632	-25.53
Skolegang, år	0.0389	41.68

en lidt svagere effekt, omend der også findes koefficienter, der ikke er signifikant forskellige fra 0.

En nærmere undersøgelse af dette spørgsmål kræver dog utvivlsomt, at der kan foretages en skelnen mellem forskellige typer af ledighed for bl.a. at kunne udskille de tilfælde, hvor en højere løn udbetales som kompenstation for en større forventet ledighed i det bestemte job.

Udenlandske studier, blandt andet Chowdhury & Nickell (1985), antyder, at specifikationen af sygelighedsvariablen er væsentlig for de opnåede resultater med hensyn til lønpåvirkning. Anvendes en dummy for sygefravær i indeværende periode og tidlige perioder, fås hos Chowdhury & Nickell beskedne effekter på timelønnen, mens anvendelse af et mål for omfanget af sygefravær giver en kraftig effekt fra sygdom, som især udspiller sig over det lidt længere sigt. Effekten er i Chowdhury & Nickells undersøgelse størst hos fagligt organiserede lønmodtagere.

Af tabel 4 ses, at sygdom i den foregående periode ($SYGEM_{t-1}$), målt ved en dummyvariabel for modtagelse af sygedagpenge, har en negativ, men sjældent signifikant effekt på timelønnen i det følgende år. Ingen var en grundigere undersøgelse af model-specifikationen for denne variabel ønskværdig, fordi der må antages at være en væsentlig forskel på løneffekten af en midlertidig og en kronisk sygdomssituation. Da en sådan undersøgelse indebærer betydelige tab i observationstal, fordi der anvendes laggede variable, og da dette område ikke er hovedemnet i den foreliggende sammenhæng, forfølges spørgsmålet ikke nærmere her.

5.4 Andre koefficienter

Ifølge OLS-estimationerne, som ganske vist må tages med forbehold på grund af en formodet skævhed, er afkastet til investeringer i formel uddannelse på 3.9% pr. års skolegang/uddannelse. Dette estimat må dog ventes at overvurdere afkastet, fordi der ikke tages højde for, at uboserverede forskelle i evner og ambitioner mv. må antages at være positivt korreleret med omfanget af uddannelse. Udenlandske undersøgelser, der anvender korrektion for denne skævhed, refererer paradoksal nok lavere ukorrigerede OLS-estimater på afkastet til uddannelsesinvesteringer end de tilsvarende korrigerede estimater, jf. eksempelvis Hausman & Taylor (1981). Estimatet på 3.9% er lavt, kun ca.

halvt så stort som OLS-skønnet hos Hausmann & Taylor, hvis undersøgelse baseres på amerikanske data i perioden 1968–72.

Endelig har bopæl i provinsen, som det er velkendt fra den almindelige lønstatistik en negativ indflydelse på den opnåede timeløn. Effekten estimeres her til ca. 6% for mænd og kvinder under et.

6. Konklusion

Hovedemnet for denne artikel har været lønudviklingen i henholdsvis den private og den offentlige sektor for forskellige undergrupper på arbejdsmarkedet begrænset til årene 1976–84. Analyserne af en repræsentativ stikprøve fra en database med økonometriske oplysninger om den danske befolkning viser, at lønningerne i den offentlige sektor er vokset mindre end lønninger i tilsvarende stillinger og for folk med tilsvarende evner og baggrund i den private sektor. For funktionærer og ufaglærte viser analysen, at der er tale om, at forskellene i lønstigninger har ligget på godt 7% i perioden 1976–1984, mens det tilsvarende tal for faglærte er 18%.

Lønstatistik viser, at der i perioden 1970–84 er sket en vis indsnævring af lønforskellene mellem mænd og kvinder. Undersøgelsen viser imidlertid, at den observerede indsnævring primært skyldes, at kvinder generelt har forbedret deres uddannelsesmæssige baggrund og andre baggrundsvariable. Når der korrigeres for baggrundsvariable er lønstigningerne klart lavest for kvinder. Hertil kommer, at kvinder i både den offentlige og private sektor får langt mindre anciennitetsbestemte lønstigninger sammenlignet med mændene. Konsekvensen er, at lønforskellene mellem mænd og kvinder øges over de første mange år af karrieren. Tilsyneladende er det netop disse lønforskelle, der slår igennem i den netop offentligjorte DA-lønstatistik.

Endelig er det vist, at arbejdsløshed synes at medføre en mindre nedgang i indtjeningen i den følgende periode.

Litteratur

- Bhargava, A., L. Franzini & W. Narendranathan. 1982. Serial Correlation and the Fixed Effect Model. *Review of Economic Studies*, vol. 34, pp. 533–549, 1982.
- Bøye, E.M. m.fl. 1987. *Beskrivende Økonomi*. København.
- Chowdhury, G. & S. Nickell. 1985. Hourly Earnings in the United States: Another Look at Unionization, Schooling, Sick-ness, and Unemployment using PSID Data. *Journal of Labor Economics*. Vol. 3, no. 1, pp. 38–69.
- DUN, *Dansk Uddannelses-Nomenklatur*. Danmarks Statistik og Undervisningsministeriet. 1978.
- Emerik, Ruth. 1986. *Uddannelse – vejen til lighed*. Serie om kvinforskning, nr. 21, Ålborg Universitetscenter.

halvt så stort som OLS-skønnet hos Hausmann & Taylor, hvis undersøgelse baseres på amerikanske data i perioden 1968–72.

Endelig har bopæl i provinsen, som det er velkendt fra den almindelige lønstatistik en negativ indflydelse på den opnåede timeløn. Effekten estimeres her til ca. 6% for mænd og kvinder under et.

6. Konklusion

Hovedemnet for denne artikel har været lønudviklingen i henholdsvis den private og den offentlige sektor for forskellige undergrupper på arbejdsmarkedet begrænset til årene 1976–84. Analyserne af en repræsentativ stikprøve fra en database med økonometriske oplysninger om den danske befolkning viser, at lønningerne i den offentlige sektor er vokset mindre end lønninger i tilsvarende stillinger og for folk med tilsvarende evner og baggrund i den private sektor. For funktionærer og ufaglærte viser analysen, at der er tale om, at forskellene i lønstigninger har ligget på godt 7% i perioden 1976–1984, mens det tilsvarende tal for faglærte er 18%.

Lønstatistik viser, at der i perioden 1970–84 er sket en vis indsnævring af lønforskellene mellem mænd og kvinder. Undersøgelsen viser imidlertid, at den observerede indsnævring primært skyldes, at kvinder generelt har forbedret deres uddannelsesmæssige baggrund og andre baggrundsvariable. Når der korrigeres for baggrundsvariable er lønstigningerne klart lavest for kvinder. Hertil kommer, at kvinder i både den offentlige og private sektor får langt mindre anciennitetsbestemte lønstigninger sammenlignet med mændene. Konsekvensen er, at lønforskellene mellem mænd og kvinder øges over de første mange år af karrieren. Tilsyneladende er det netop disse lønforskelle, der slår igennem i den netop offentligjorte DA-lønstatistik.

Endelig er det vist, at arbejdsløshed synes at medføre en mindre nedgang i indtjeningen i den følgende periode.

Litteratur

- Bhargava, A., L. Franzini & W. Narendranathan. 1982. Serial Correlation and the Fixed Effect Model. *Review of Economic Studies*, vol. 34, pp. 533–549, 1982.
- Bøye, E.M. m.fl. 1987. *Beskrivende Økonomi*. København.
- Chowdhury, G. & S. Nickell. 1985. Hourly Earnings in the United States: Another Look at Unionization, Schooling, Sick-ness, and Unemployment using PSID Data. *Journal of Labor Economics*. Vol. 3, no. 1, pp. 38–69.
- DUN, *Dansk Uddannelses-Nomenklatur*. Danmarks Statistik og Undervisningsministeriet. 1978.
- Emerik, Ruth. 1986. *Uddannelse – vejen til lighed*. Serie om kvinforskning, nr. 21, Ålborg Universitetscenter.

- Gustafsson, Siv. 1977. Rates of depreciation of Human Capital Due to Nonuse, *IUI Working Paper No. 14*, 1977.
- Hausman, J.A. & W.E. Taylor. 1981. Panel data and Unobservable Individual Effects. *Econometrica*, vol. 49, no. 6, pp. 1377-1398, 1981.
- Heckman, J.J. 1979. Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, pp. 153-162, 1979.
- Humeniuk, J. og Madsen, M.M. 1987. Hvorfor avancerer kvinder ikke i banker og sparekasser? K/M projektet, Handelshøjskolen i Århus.
- Mincer, Jacob. 1974. *Schooling, Experience and Earnings*. National Bureau of Economic Research. New York.
- Mundlak, Y. 1978. On the Pooling of Time Series and Cross Section data. *Econometrica*, vol. 46, pp. 69-85.
- Pedersen, P.J. & N. Westergård-Nielsen. 1986. A Longitudinal Study of Unemployment: History Dependence and Insurance Effects. i Blundell, R. and Walker, I. (eds.). *Unemployment, search and labour supply*. Cambridge University Press. Cambridge.
- Schmidt-Sørensen, J.B. 1987. Rekruterings- og fastholdelsesproblemer i den offentlige sektor. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*.
- Statistisk 10-års Oversigt. 1986. Danmarks Statistik.
- Smith, N. og Westergård-Nielsen, N. 1986. *Wage differentials in Denmark in recent years*. Studies in Labor Market Dynamics, Working paper no. 87-6, Aarhus School of Economics and Business Administration.
- Westergård-Nielsen, N. 1984. A Danish Longitudinal Data Base. I Neuman, G.R. and N.C. Westergård-Nielsen (eds.). *Studies in Labor Market Dynamics*. Berlin.