

Estimation af uddannelsesafkast

Niels Buus Kristensen

Økonomisk Institut, Københavns Universitet

SUMMARY: The concept of return to education is first reviewed, stressing that strong assumptions are required to interpret the coefficient to the length of education in the traditional human capital earnings function strictly as an estimate of the rate of return to education. Subsequently some problems concerning estimation is discussed, and finally the implications of these considerations are investigated empirically by comparing an alternative method of estimation with the conventional approach.

1. Indledning

Begrebet uddannelsesafkast er grundlæggende relateret til human capital teorien, der efter fremkomsten for ca. 30 år siden længe har været en etableret del af økonomisk teori. Selv om der er tale om en vidt forgrenet teoriretning med utallige dokumenterede empiriske implementeringer, kan dens grundide og særkende dog formuleres ganske kortfattet: Folk anvender en del af deres økonomiske ressourcer på formål, som materialiseres i deres person, og hvis primære formål ikke er en umiddelbar nytte, men et forventet fremtidigt udbytte. Rationelle individer vælger at uddanne sig, hvis de ud fra anvendelse af almindelige kapitalteoretiske betragtninger vurderer, at de samlede udgifter, der er forbundet med at tage den pågældende uddannelse, herunder navnlig tabt arbejdsfortjeneste, opvejes af en forøget fremtidig indtjening som følge heraf.

Denne generelle tese om individernes adfærd er dog ikke tilstrækkeligt til at udlede egentlige sammenhænge mellem løn og uddannelsesniveau. Derfor kobles grundideen som regel med en mere eller mindre eksplicit ligevægtsmodel med fuldkommen konkurrence, hvorved human capital teoriens basale hypotese om individernes uddannelsesvalg kan beskrives klart og enkelt:

Additional schooling entails opportunity costs in form of foregone earnings plus direct expenses such as tuition. To induce a worker to undertake additional schooling, he must be compensated by sufficiently higher lifetime earnings. To command higher earnings, more schooled workers must be sufficiently more productive than their less schooled fellow workers. In the long-run competitive equilibrium, the relationship between lifetime earnings and schooling is such that (a) the supply and demand for workers of each schooling level are equated and (b) no worker wishes to alter his schooling level. [Willis(1986) s. 527].

Hvis man altså ser bort bort fra specielle individuelle evner, skulle markedskræfterne bevirke en udjævning af de tilbagediskonterede livsindkomster for de enkelte ud-

Estimation af uddannelsesafkast

Niels Buus Kristensen

Økonomisk Institut, Københavns Universitet

SUMMARY: The concept of return to education is first reviewed, stressing that strong assumptions are required to interpret the coefficient to the length of education in the traditional human capital earnings function strictly as an estimate of the rate of return to education. Subsequently some problems concerning estimation is discussed, and finally the implications of these considerations are investigated empirically by comparing an alternative method of estimation with the conventional approach.

1. Indledning

Begrebet uddannelsesafkast er grundlæggende relateret til human capital teorien, der efter fremkomsten for ca. 30 år siden længe har været en etableret del af økonomisk teori. Selv om der er tale om en vidt forgrenet teoriretning med utallige dokumenterede empiriske implementeringer, kan dens grundide og særkende dog formuleres ganske kortfattet: Folk anvender en del af deres økonomiske ressourcer på formål, som materialiseres i deres person, og hvis primære formål ikke er en umiddelbar nytte, men et forventet fremtidigt udbytte. Rationelle individer vælger at uddanne sig, hvis de ud fra anvendelse af almindelige kapitalteoretiske betragtninger vurderer, at de samlede udgifter, der er forbundet med at tage den pågældende uddannelse, herunder navnlig tabt arbejdsfortjeneste, opvejes af en forøget fremtidig indtjening som følge heraf.

Denne generelle tese om individernes adfærd er dog ikke tilstrækkeligt til at udlede egentlige sammenhænge mellem løn og uddannelsesniveau. Derfor kobles grundideen som regel med en mere eller mindre eksplicit ligevægtsmodel med fuldkommen konkurrence, hvorved human capital teoriens basale hypotese om individernes uddannelsesvalg kan beskrives klart og enkelt:

Additional schooling entails opportunity costs in form of foregone earnings plus direct expenses such as tuition. To induce a worker to undertake additional schooling, he must be compensated by sufficiently higher lifetime earnings. To command higher earnings, more schooled workers must be sufficiently more productive than their less schooled fellow workers. In the long-run competitive equilibrium, the relationship between lifetime earnings and schooling is such that (a) the supply and demand for workers of each schooling level are equated and (b) no worker wishes to alter his schooling level. [Willis(1986) s. 527].

Hvis man altså ser bort bort fra specielle individuelle evner, skulle markedskræfterne bevirke en udjævning af de tilbagediskonterede livsindkomster for de enkelte ud-

dannelser, hvor diskonteringsfaktoren kan betragtes som afkastet på uddannelse. I praksis har man sjældent data for faktiske individuelle livsindkomstforløb inden for forskellige uddannelser. De første studier af investeringer i uddannelse anvendte derfor konstruerede livsindkomster, beregnet ud fra oplysninger fra tværsnitsstudier, til at estimere afkastet for forskellige uddannelser.¹ Herved kunne man teste hypotesen om ens uddannelsesafkast på tværs af uddannelserne.

J. Mincers banebrydende værk: 'Schooling, Experience and Earnings' fra 1974 fik skelsættende betydning for efterfølgende human capital baserede empiriske undersøgelser. Ved hjælp af en række forenkende antagelser, når Mincer frem til en meget enkel estimérbar relation af lønnens afhængighed af uddannelseslængden, s , og erhvervs erfaringen, x :

$$\ln W = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 x + \beta_3 x^2, \quad (1)$$

hvor β 'erne er de parametre, der estimeres, og hvor β_1 under de gjorte antagelser kan fortolkes direkte som afkastet på uddannelse. Den besnærende enkelhed ved metoden og den overbevisende empiriske bekræftelse i bogens empiriske del har inspireret til et enormt antal empiriske undersøgelser med denne fremgangsmåde til estimation af uddannelsesafkast for stort set alle lande og alle historiske perioder med tilgængelige data.²

Et svagt punkt i Mincers udledning er imidlertid, at de antagelser, der kræves for at ovenstående simple relation kan opfyldes, er stærkt restriktive og ikke fremgår klart af argumentationen.³

I praksis er det derimod tvivlsomt om den estimerede koefficient til uddannelseslængden kan fortolkes strengt som et uniformt investeringsafkast på uddannelse, der kan anvendes direkte i en individuel vurdering af det fordelagtige i at tage en uddannelse.

Alternativt kan man derfor vælge en mere 'blød' fortolkning af begrebet uddannelsesafkast ud fra den mere pragmatiske synsvinkel, at en estimeret version af relationen (1) er en repræsentation af strukturen i data, forudsat naturligvis at passende økonometriske metoder er anvendt, og at modellen ikke er fejlspecificeret. Ud fra denne betragtning kan koefficienten β_1 til s opfattes som et uddannelsesafkast i den forstand, at den angiver et mål for den procentvise forøgelse af den fremtidige årlige indkomst, der opnås ved at investere den fornødne tid og ressourcer i at tage et ekstra års uddannelse.

1. For danske forhold se f. eks. Blomgren Hansen (1966).

2. En omfattende oversigt på området findes i Psacharopoulos (1981).

3. Det vil føre vidt at komme nærmere ind på disse antagelser her. I stedet henvises til Kristensen (1992) afsnit 2.1.

Det er givetvis denne mindre stringente fortolkning, der har bidraget til at udtrykket uddannelsesafkast er blevet generelt accepteret som betegnelse for koefficienten til s .⁴

I praktiske implementeringer vil institutionelle forhold og andre faktorer betyde afvigelser fra ovenstående idealsituation, således at der typisk estimeres en relation af formen:

$$\ln W_i = \beta_0 + \beta_1 s_i + \beta_2 x_i + \beta_3 x_i^2 + \gamma' Z_i + \epsilon_i, \quad (2)$$

hvor Z_i og ϵ_i er hhv. en vektor af andre observerede baggrundsvARIABLE, med forventet indflydelse på lønnen, og et stokastisk restled, der repræsenterer de uobserverede faktorer, herunder kompenserende lønforskelle på grund af ikke-pekuniære fordele og ulemper ved de enkelte jobs i det omfang, disse ikke indgår i Z .

I tillæg til den ovennævnte problematik omkring opfyldelsen af de restriktive teoretiske antagelser er empirisk bestemmelse af uddannelsesafkast på basis af estimation af (2) endvidere forbundet med en lang række økonometriske problemer, hvoraf et af de mest behandlede er tilstedeværelsen af såkaldt 'ability bias' eller skævhed i evnefordelingen i forhold til uddannelsesvalget. Hvis der findes en uobserveret variation i individernes generelle produktive evner, og det samtidig gælder, at personer med høje evner i højere grad vælger at uddanne sig, vil det indebære positiv korrelation mellem restledet ϵ_i og uddannelseslængden s_i , og dermed give anledning til positiv bias i estimationen af uddannelsesafkastet ved almindelig mindste kvadraters metode. Fortolkningen af denne skævhed er, at en del af den estimerede uddannelseskoefficient ikke skyldes den længere uddannelse som sådan, men det gennemsnitligt højere niveau for individernes evner.

Den ovennævnte problemstilling, der altså beror på evnefordelingens indflydelse på uddannelsesvalget, er gjort til en central pointe i 'signalerings-' eller 'screenings'-teorien, der blev introduceret af Spence (1973). I sin ekstreme version hævder teorien, at uddannelse overhovedet ikke øger produktiviteten. Uddannelse betragtes her i stedet som et *signal* til virksomheden om den pågældendes medfødte, eller i hvert fald ikke gennem uddannelsen erhvervede, produktive evner. En ligevægt opnås gennem en antagelse om, at det er forbundet med færre omkostninger for individer med høje produktive evner at uddanne sig.

Vurdering af, i hvilket omfang lønforskelle mellem personer med forskellige uddannelseslængder på grund af sådanne selektioner i fordelingen på uddannelserne har be-

4. Mere generelt kan det i praksis vise sig, at man for at opnå en tilfredsstillende beskrivelse af $\ln W$ må anvende en ikke-lineær funktion af uddannelseslængden. Den dominerende indflydelse fra Mincer (1974) har imidlertid bevirket, at det kun er ganske få publicerede undersøgelser, der overhovedet refererer konklusioner omkring inddragelse af andre funktionsformer for uddannelseslængden og erhvervs erfaringen end hhv. den lineære og parabelformede formulering i relation (1).

tydning i forhold til en produktivitetsforøgende effekt af uddannelsen, har været et centralt emne i empiriske arbejder omkring uddannelsesafkast.⁵ En række alternative estimationsmetoder, som det dog vil føre for vidt at komme ind på her, er blevet udviklet med henblik på at korrigere for denne 'ability bias'.

I det efterfølgende afsnit vil der i stedet blive set nærmere på en anden problemstilling, der fokuserer på de økonomiske antagelser bag estimationen af uddannelsesafkast ud fra relationer som (2). For ikke at komplicere fremstillingen unødigt, vil der i hele det følgende blive set helt bort fra den ovenfor beskrevne type af estimationsproblemer.

2. En alternativ tilgang

I virkelighedens verden er der *kvalitativt* forskel på det arbejde, som eksempelvis en smed og en sygeplejerske udfører. Uddannelse er derfor ikke alene et spørgsmål om produktivitet men også om specialisering, således at individer med forskellige uddannelser ikke er perfekte substitutter. Human capital bør derfor opfattes som et heterogent begreb med flere dimensioner svarende til en opdeling i specialiserede jobs. Man kan derfor som en rimelig approksimation tage udgangspunkt i, at arbejdsmarkedet er opdelt efter uddannelse i et antal (J) delmarkeder, hvor hvert enkelt individ tilhører ét og kun et delarbejdsmarked, bestemt af vedkommendes uddannelse, jvf. beskrivelsen i Willis(1986) afsnit 4. På lang sigt vil konkurrencen under visse antagelser bevirke at lønniveauet inden for uddanneelser af samme længde alt andet lige vil udjævnes via nettotilgangen til de enkelte delarbejdsmarkeder. Men på kort sigt, som altså her kan være adskillige år p.g.a. de lange uddannelsestider, vil blandt andet udsving i efterspørgsel eller teknologiske innovationer inden for de enkelte delmarkeder kunne give sig udslag i forskelle i lønniveauet for uddannelser af samme længde.

I praktisk implementering af human capitalbaserede lønrelationer kan uddannelsens indflydelse på lønnen altså ikke reduceres til alene at afhænge af uddannelsens længde men vil også afhænge af hvilken konkret uddannelse, der faktisk er tale om. Hvis ikke dette aspekt inddrages gennem yderligere forklarende uddannelsesvariable, bliver konsekvensen, statistisk udtrykt, at restleddene, ϵ_i , for individer med samme uddannelse vil være positivt korrelerede. Altså, hvis vi observerer en høj løn for en journalist i forhold til lønnen for personer med denne uddannelseslængde, kan dette skyldes, at lønnen for journalister generelt ligger højt i forhold til uddannelseslængden.

En måde at tage højde for dette er at inddrage en dummyvariabel for hver af de J uddannelser, hvilket imidlertid udelukker samtidig estimation af et uddannelsesafkast på grund af linearitet mellem s og disse dummyvariable. Som alternativ er her valgt at modellere ovennævnte aspekt via det stokastiske restleds struktur, idet ϵ_i i stedet anta-

5. 'There is now a sufficient number of such studies to reach some of a consensus that the effects of left-out ability measures biases rates of return to schooling, but the bias probably is less than 30 percent and may be substantially less than that.' [Rosen(1977) s. 14].

ges at bestå af en fælles komponent α_j for individer med samme uddannelse samt en heraf uafhængig komponent ϵ_i for hver enkelt person.⁶ Herved kan lønrelationen formelt udtrykkes som

$$\ln W_{ij} = \beta_0 + \beta_1 s_j + \beta_2 x_i + \beta_3 x_i^2 + \gamma' Z_i + \alpha_j + \epsilon_i', \quad (3)$$

$$i = 1, \dots, N, j \in [0, J]$$

Den samlede effekt fra individets uddannelse 'j' på lønnen bliver altså $\beta_1 s_j + \alpha_j$. Udover uddannelsen og et mål for erhvervs erfaringen indeholder det her anvendte materiale kun oplysninger om køn og arbejdsstedets geografiske placering, som derfor bliver de eneste variable i Z. Til gengæld tillades parametrene at variere både mellem kønnene og geografisk samt over fire hovedtyper af uddannelse. Varianskomponentmodellen (3) kan estimeres ved hjælp af en 'two step' generaliseret mindste kvadraters metode (GLS), hvor man først estimerer varianserne på α_j og ϵ_i' , som indsættes i kovariansmatricen Ω , hvorefter β -parametrene estimeres, som om Ω var kendt.

Konsekvenserne for beregning af uddannelsesafkast ved denne fremgangsmåde i forhold til den traditionelle OLS-estimation af (2) er undersøgt på basis af datamaterialer leveret af Danmarks Statistik, og Dansk Arbejdsgiverforening med oplysninger om funktionærlønninger for privatansatte funktionærer i perioden 1977 – 1986.⁷ I den leverede form er funktionærerne grupperet i 'celler' baseret på en fire-dimensional kategorisering på godt 100 uddannelser, 10 alderskategorier samt på køn og geografisk på Hovedstaden og Provinsen. For hver celle er opgjort 1. kvartil-, median- og 3. kvartil-lønnen samt antallet af personer i den pågældende celle. Ud fra uddannelsesoplysningen er v.h.a. en uddannelses transformation, $EDU(j)$, dannet et mål for den normerede uddannelseslængde for hver enkelt uddannelse. De specielle økonometriske problemer, som datamaterialets særlige form har givet anledning til, skal ikke berøres her. I stedet henvises til Kristensen (1992) kapitel 4, hvor den anvendte estimationsmetode er udledt.

En afgjort svaghed ved den her fremførte metode er, at uddannelsesklassifikationen i praksis ikke kan foretages objektivt men altid vil indeholde et vist element af skøn. Ofte må man som her basere sig på den inddeling, der på forhånd er foretaget i materialet, der jo typisk er indsamlet med et andet formål. Resultaterne kan derved være influeret af, hvor detaljeret de forskellige hovedtyper af uddannelser er inddelt, da der i metoden ikke er taget højde for en eventuel korrelation mellem α 'erne, som følge af at en del uddannelser er beslægtede. På den anden side giver den konventionelle model

6. Denne fremgangsmåde er parallel til en såkaldt *random effect* model, mens dummy tilgangen svarer til en *fixed effect* model, jvf. eksempelvis Hsiao (1985).

7. Materialet er analyseret for hvert år tilbage fra 1965 og frem til og med 1988. Der er dog udvalgt delperioden 1977-1986 for at kunne sammenligne med resultater baseret på et andet datamateriale, jvf. senere.

Tabel 1. Estimeret uddannelsesafkast under forskellige metoder, uddannelsestransformationer og datamateriale. Privatansatte funktionærer 1977 - 1986.

Metoder	Uddannelsestransformation	Data	Uddannelsesafkast
<i>GLS</i>	<i>EDU</i>	<i>DS/DA</i>	6.1%
<i>WLS</i>	<i>EDU</i>	<i>DS/DA</i>	6.2%
<i>OLS</i>	<i>DUN</i>	<i>WPCTS</i>	3.4%
<i>WLS</i>	<i>DUN₇</i>	<i>DS/DA</i>	3.4%
<i>WLS</i>	<i>DUN₀</i>	<i>DS/DA</i>	5.3%
<i>GLS</i>	<i>DUN₇</i>	<i>DS/DA</i>	5.2%

Anm.: Estimationerne er foretaget separat for hvert år. Det refererede uddannelsesafkast er beregnet som det aritmetriske gennemsnit for alle ti år i perioden. De anvendte betegnelser er uddybet i teksten. Alle resultater er egne beregninger på data fra Dansk Arbejdsgiverforening og Danmarks Statistik, bortset fra *OLS*-estimationen i tredje linie, der er beregnet på en database (*WPCTS*) dannet ved udtræk fra centrale registre.

(2) ens vægt til hvert individ uden at tage højde for, at lønnen for personer med samme uddannelse i højere grad vil være korreleret end for personer med forskellige uddannelser af samme varighed.

3. Sammenligning af resultater

I tabel 1 er gengivet resultaterne for β_1 , den estimerede koefficient til uddannelseslængden, fra en række regressioner under forskellige antagelser med henblik på at vise konsekvenserne i praksis af at anvende den her fremførte estimationsmetode (*GLS*).

I øverste linie i tabellen er vist resultatet fra *GLS*-estimationen, der giver et gennemsnitligt uddannelsesafkast på 6.1% i perioden. Da datamaterialet som nævnt ikke indeholder individoplysninger men består af medianlønninger for grupper af funktionærer, er det ikke muligt direkte at foretage en tilsvarende *OLS*-estimation af (2) til sammenligning. I stedet anvendes en *WLS*-metode ('Weighted Least Squares'), hvor antallet af individer i hver celle benyttes som vægte. Herved opnås en metode, der stort set svarer til *OLS* på de tilsvarende individdata. Resultatet heraf er vist i anden linie i tabellen. Det ses heraf, at uddannelsesafkastet kun ændres med 0,1%-point, hvilket altså er en helt ubetydelig forskel.

En umiddelbar forklaring på de sammenfaldende resultater kunne være, at de overvejelser, der har ført til inddragelsen af α_j , ikke har nogen praktisk betydning, fordi variansen på denne restledskomponent er utydelig. Dette er imidlertid ikke tilfældet, idet α_j er ansvarlig for knap halvdelen af medianlønnens variation mellem cellerne. Dette kan ses som en klar støtte til antagelsen i modellen (3) om, at uddannelsens betydning for lønnen ikke kan reduceres til alene at afhænge af uddannelseslængden.

Dette niveau for uddannelsesafkastet ligger noget højere end de resultater, der er fundet i undersøgelser ved Aarhus Universitet og Handelshøjskolen i Aarhus. På et re-

præsentativt datamateriale baseret på udtræk af centrale registre er fundet koefficienter på 2-4%.⁸ Ingen af disse resultater er dog fundet på udsnit af arbejdsmarkedet, der svarer helt til det her undersøgte (privatansatte funktionærer), ligesom de estimerede relationer er afvigende. Med henblik på at uddybe årsagerne til de konstaterede divergencer har Nina Smith og Hanne Vajhøj, Aarhus Universitet, været behjælpelige med at foretage en række *OLS*-regressioner, hvor den estimerede relation så vidt muligt svarer til det her anvendte, og hvor der kun er medtaget privatansatte funktionærer fra den repræsentative stikprøve ('*WPCTS*') fra den database, der er anvendt i Aarhusundersøgelserne. Det gennemsnitlige uddannelsesafkast fra disse undersøgelser er beregnet til 3,4%, jvf. tredje linie i tabellen. Dette er altså i overensstemmelse med de øvrige resultater fra dette materiale og ligger altså klart under det her fundne, selv om metoden stort set burde svare til *WLS*-beregningerne.

Årsagen hertil skal dog efter alt at dømme findes i forskelle i de anvendte transformationer fra uddannelserne til et mål for uddannelseslængden. I den her anvendte, kaldet *EDU(j)*, er der foretaget en vurdering for hver enkelt uddannelse af den normerede varighed målt i antal 'fuldtids'-studieår, mens der i Aarhus-undersøgelserne er anvendt en transformationsnøgle, her kaldet *DUN(j)*, baseret på en forholdsvis grov opdeling på 7, (9), 10, 12, 14, 16 og 18 år ud fra niveauerne i *DUN*-klassifikationen.⁹ Et væsentligt problem ligger i hvilken uddannelseslængde, der skal tildeles gruppen uden formel erhvervsuddannelse, idet skolegangen for disse ligger mellem 7 og 10 år. I *EDU(j)* er disse tildelt værdien 9½ år ud fra en betragtning om, at de erhvervsgymnasiale uddannelser er sat til 12 år og bør svare til tre år ud over den almindelige (lovpligtige) skolegang.¹⁰ Endvidere er det antaget, at en del af gruppen uden særlig uddannelse har taget realeksamen/10. klasse eller har arbejdsmarkedsuddannelser af kortere varighed, hvilket skønnes at give et tillæg på ½ år til ialt 9½ år for denne gruppe. I undersøgelserne på *WPCTS*-materialet er grundskoleoplysningerne ligeledes mangelfulde, men en stor del af disse er sat til 7 års skolegang, jvf. Westergård-Nielsen(1988) s. 29-30. Endelig kan det diskuteres, hvorvidt forskelle i grundskoleforløb på samme måde som for erhvervsuddannelserne kan gives en økonomisk fortolkning både i forhold til produktivitet og indkomstmaksimerende valg. Hvor længe den enkelte har gået i skole er vel i højere grad bestemt af generationseffekter og social baggrund end af bevidst rationelle valg.

For at teste konsekvenserne af de ovennævnte forskelle i uddannelsesformationerne er foretaget beregninger med *WLS*-metoden og *DUN*-transformationen, hvor gruppen

8. Smith og Westergård-Nielsen (1987), Larsen & Smith (1988), Pedersen m. fl. (1988) samt Smith (1989).

9. *DUN*-klassifikationen er ligeledes baseret på den normerede uddannelseslængde. Se Westergård-Nielsen (1988) samt 'Dansk Uddannelses-Nomenklatur', Danmarks Statistik & Undervisningsministeriet 1987.

10. Disse overvejelser er uddybet i Kristensen (1992) s. 103-107 samt s. 243-244.

uden særlig uddannelse er sat til hhv. 7 og 9 års uddannelse (kaldet $DUN_7(j)$ og $DUN_9(j)$). Som det fremgår af tabel 1, fås herved uddannelsesafkast på hhv. 3,4% og 5,3%, hvilket for DUN_7 altså er sammenfaldende med *OLS*-estimationerne på *WPCT5*-materialet. Det kan heraf konkluderes, at det ved anvendelsen af *WLS*-metoden på de grupperede data (og derfor efter alt at dømme ligeledes ved *OLS* på tilsvarende individdata) er af afgørende betydning, hvorledes uddannelsesniveaet for gruppen uden særlig uddannelse fastsættes.

Grunden til, at det forholder sig således, er, at uddannelsesfordelingen selv blandt funktionærer er koncentreret på de korte uddannelser med en varighed på mellem 0 og 3 år efter endt folkeskole. I både *EDU*- og *DUN*-klassifikationen er de meget tungtvæjende grupper som HK-uddannede og faglærte arbejdere sat til $9 + 3 = 12$ år. Derfor vil uddannelsesforskellen mellem disse og gruppen uden særlig uddannelse være 3 eller 5 år, alt efter om endt grundskole regnes som 7 eller 9 år. Dette vil jo have afgørende indflydelse på *OLS*- og *WLS*-estimationerne, da disse uddannelsesgrupper omfatter over tre fjerdedele af funktionærerne.¹¹ *GLS*-estimationerne er derimod væsentligt mere robuste over for fastsættelsen af skolegangen for gruppen uden særlig uddannelse, idet medtagelsen af det uddannelsesspecifikke restled α_j bevirker, at de 'små' uddannelser med færre individer tillægges en større vægt end ved *OLS*- og *WLS*-estimationerne. Dette fremgår også af nederste linie i tabel 1, hvor uddannelsesafkastet er beregnet med *GLS*-metoden og DUN_7- i stedet for *EDU*-transformationen. Herved ændres koefficienten kun fra 6,1% til 5,2%, hvilket altså er væsentligt mindre end ved de tilsvarende estimationer med *WLS*-metoden.

4. Konklusion

I det foregående er uddannelsesafkastet estimeret ved brug af forskellige metoder på et datamateriale med danske funktionærlønninger for 1977-1986. Afhængigt af den anvendte metode beregnes et gennemsnitligt uddannelsesafkast for perioden til mellem 3,4 og 6,2%.

Sammenfattende kan der gives fire argumenter til støtte for den her fremførte *GLS*-estimationsmetode: For det første kan der gives en teoretisk begrundelse for at betragte arbejdsmarkedet som uddannelsesopdelt, hvor uddannelsens indflydelse på lønnen, i hvert fald ikke på kort sigt, kan reduceres til alene at dreje sig om uddannelsens varighed. For det andet giver den relative størrelse af den estimerede spredning på restledskomponenten α_j empirisk belæg for relevansen af denne betragtning. For det tredje er estimationsmetoden robust over for den usikre måling af uddannelsen for restgruppen uden oplysninger om formel erhvervsuddannelse, ligesom den dominerende indflydel-

11. I 1982 udgjorde grupperne '990 Anden udd.' og '999 Ingen særlig udd.' 41% og 45% for hhv. mænd og kvinder, mens HK'ere og '300 Anden faglært udd.' tilsammen udgjorde 33% af mændene og 41% af kvinderne blandt samtlige privatansatte funktionærer i materialet fra Danmarks Statistik.

se på det samlede uddannelsesafkast fra individer men ingen eller helt kort uddannelse undgås. Endelig for det fjerde, og i forlængelse heraf, er det tvivlsomt, om forskelle i varigheden af grundskoleforløbet kan tillægges samme økonomiske fortolkning i relation til løn og produktivitet som de formelle erhvervsuddannelser.

Ved den traditionelle *OLS*-metode, og ved tilsvarende *WLS*-metoder, er det estimerede afkast i høj grad følsomt over for fastsættelsen af uddannelseslængden for den i repræsentative stikprøver meget store gruppe uden formel erhvervsuddannelse. Dette skyldes, at selv relativt små ændringer heri har stor betydning for varigheden af de korte uddannelser, som er langt de mest udbredte erhvervsuddannelser, og dermed også for uddannelsesafkastet for disse. Hvis man vælger denne mere konventionelle metode, bør der derfor i modelspecifikationen gives mulighed for afvigelser fra den traditionelt benyttede lineære sammenhæng mellem logaritmen til lønnen og uddannelseslængden. Herved vil det marginale afkast for de mellemlange og lange uddannelser ikke domineres af, at tyngden i uddannelsesfordelingen udpræget ligger på uddannelseslængder på op til 3 år efter grundskolen.¹²

De ovenstående resultater afspejler efter min opfattelse det frugtbare i at betragte estimation af uddannelsesafkast som en summarisk beskrivelse af relationen mellem løn og uddannelse, i stedet for at tage udgangspunkt i uddannelsesafkastet som en eller anden 'sand' strukturel parameter, som den økonometriske undersøgelse har til formål at blottlægge med størst mulig præcision. Derfor må fremgangsmåden i hvert enkelt tilfælde vælges ud fra eksplicite overvejelser over formålet med den pågældende analyse:

Er formålet at vurdere i hvor høj grad det på et givet tidspunkt kan betale sig ud fra en livsindkomstmaksimerende betragtning at vælge en uddannelse må egentlige intern renteberegninger for de enkelte uddannelser på basis af (prognoser for) indkomstprofiler være at foretrække, jvf. fremgangsmåden for Blomgren Hansen (1966).

Ønsker man et gennemsnitligt mål for lønforskelle som følge af forskelle i uddannelsesniveaue blandt en gruppe af individer, giver den traditionelle *OLS*-fremgangsmåde et sådant uvejet gennemsnit.

Tager man alternativt udgangspunkt i at ville beskrive de mere overordnede aspekter af lønstrukturen med fokus på forholdet mellem lønnen for de enkelte uddannelser, kan man forsøge at korrigere for kortsigtede uligevægtsfænomener, hvor delarbejdsmarkerne for de enkelte uddannelser temporært kan have en relativt høj eller lav løn, f. eks. som følge af tilpasningstrægheder. I så fald er den her fremførte *GLS*-metode mere anvendelig.

12. Medtages den kvadrerede uddannelseslængde er den da også klart signifikant (positiv) ved anvendelse af *WLS*-metoden men *ikke* for *GLS*-estimationerne. I overensstemmelse hermed må den lineære relation forkastes til fordel for en konveks sammenhæng i nyere lønundersøgelse på *WPCTS*-materialet, jvf. Asplund, le Grand, Mastekaasa & Westergård-Nielsen (1991) s. 23.

Hvis endelig opgaven er at vurdere uddannelsessektorens samfundsmæssige værdi i forbindelse med overvejelser omkring fremtidig uddannelsespolitisk planlægning, bør en helt fjerde metode benyttes, hvor ikke kun de tabte lønindkomster men også de direkte uddannelsesomkostninger indgår, og hvor uddannelserne vægtes i forhold til uddannelsesvalget blandt de nye generationer og ikke blandt den erhvervsaktive befolkning som helhed.

Hensigten med denne artikel har derfor, snarere end en argumentation for én bestemt metode som den rigtige, været at give en mere nuanceret forståelse af, hvad man egentlig måler ved estimationer af afkastet i traditionelle human capital lønrelationer, samt at påpege, at hvorvidt denne fremgangsmåde er rimelig, i høj grad afhænger af, hvad man mere konkret ønsker at undersøge.

Litteratur

- Asplund, R. m. fl. 1991. Wage differentials in the Nordic countries. Papir præsenteret på EALE-konferencen i Madrid.
- Blomgren Hansen, N. 1966. Uddannelsesinvesteringernes rentabilitet. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 104:2.
- Dansk Uddannelsesnomenklatur 1987. Danmarks Statistik i samarbejde med Undervisningsministeriet.
- Hsiao, C. 1985. *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press.
- Kristensen, N. B. 1992. *Lønstrukturens udvikling på funktionærområdet i Danmark*. Licentiatafhandling ved Økonomisk Institut, Kbh.'s Universitet.
- Larsen, R. & N. Smith. 1988. Løn, Garantiløn og Ledighed. *Studies in Labour Market Dynamics* mimeo 88:6, Aarhus.
- Mincer, J. 1974. *Schooling, Experience and Earnings*. NBER, New York.
- Pedersen, m. fl. 1988. Wage Differentials Between the Public and the Private Sector. *SLMD-mimeo* 88:5, Aarhus.
- Psacharopoulos, G. 1981. Returns to Education, an updated international comparison. *Journal of Comparative Education* 17:3.
- Rosen, S. 1977. Human capital. A survey of empirical research. I *Research in Labor Economics*, red. T. Ehrenberg p. 3-31.
- Smith, N. 1989. Wage Discrimination in the Danish Labour Market? *SLMD-mimeo* 89:7, Aarhus.
- Smith, N. & N. Westergård-Nielsen. 1987. Wage Differentials in Denmark in recent years. A study on longitudinal data. *SLMD-mimeo* 87:6, Aarhus.
- Spence, M. 1973. Job market signaling. *Quarterly Journal of Economics* 87:355-374.
- Westergård-Nielsen, N. 1988. Timeløn, Kompensationsgrad, Erhvervs erfaring og Uddannelse. *SLMD-mimeo* 87:6, Aarhus.
- Willis, R. J. 1986. Wage determinants. A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Function. I *Handbook of Labor Economics* red. O. Aschenfelter & R. Layard p. 525-602.

Hvis endelig opgaven er at vurdere uddannelsessektorens samfundsmæssige værdi i forbindelse med overvejelser omkring fremtidig uddannelsespolitisk planlægning, bør en helt fjerde metode benyttes, hvor ikke kun de tabte lønindkomster men også de direkte uddannelsesomkostninger indgår, og hvor uddannelserne vægtes i forhold til uddannelsesvalget blandt de nye generationer og ikke blandt den erhvervsaktive befolkning som helhed.

Hensigten med denne artikel har derfor, snarere end en argumentation for én bestemt metode som den rigtige, været at give en mere nuanceret forståelse af, hvad man egentlig måler ved estimationer af afkastet i traditionelle human capital lønrelationer, samt at påpege, at hvorvidt denne fremgangsmåde er rimelig, i høj grad afhænger af, hvad man mere konkret ønsker at undersøge.

Litteratur

- Asplund, R. m. fl. 1991. Wage differentials in the Nordic countries. Papir præsenteret på EALE-konferencen i Madrid.
- Blomgren Hansen, N. 1966. Uddannelsesinvesteringernes rentabilitet. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 104:2.
- Dansk Uddannelsesnomenklatur* 1987. Danmarks Statistik i samarbejde med Undervisningsministeriet.
- Hsiao, C. 1985. *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press.
- Kristensen, N. B. 1992. *Lønstrukturens udvikling på funktionærområdet i Danmark*. Licentiatafhandling ved Økonomisk Institut, Kbh.'s Universitet.
- Larsen, R. & N. Smith. 1988. Løn, Garantiløn og Ledighed. *Studies in Labour Market Dynamics* mimeo 88:6, Aarhus.
- Mincer, J. 1974. *Schooling, Experience and Earnings*. NBER, New York.
- Pedersen, m. fl. 1988. Wage Differentials Between the Public and the Private Sector. *SLMD-mimeo* 88:5, Aarhus.
- Psacharopoulos, G. 1981. Returns to Education, an updated international comparison. *Journal of Comparative Education* 17:3.
- Rosen, S. 1977. Human capital. A survey of empirical research. I *Research in Labor Economics*, red. T. Ehrenberg p. 3-31.
- Smith, N. 1989. Wage Discrimination in the Danish Labour Market? *SLMD-mimeo* 89:7, Aarhus.
- Smith, N. & N. Westergård-Nielsen. 1987. Wage Differentials in Denmark in recent years. A study on longitudinal data. *SLMD-mimeo* 87:6, Aarhus.
- Spence, M. 1973. Job market signaling. *Quarterly Journal of Economics* 87:355-374.
- Westergård-Nielsen, N. 1988. Timeløn, Kompensationsgrad, Erhvervs erfaring og Uddannelse. *SLMD-mimeo* 87:6, Aarhus.
- Willis, R. J. 1986. Wage determinants. A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Function. I *Handbook of Labor Economics* red. O. Aschenfelter & R. Layard p. 525-602.