



STUDIECENTRUM VOOR ECONOMISCH EN SOCIAAL ONDERZOEK

VAKGROEP PUBIEKE ECONOMIE

**Het rendement van onderwijs in België :
enkele empirische bevindingen
op basis van regionale gegevens**

**Isabelle CORTENS
Walter NONNEMAN***

rapport 96/335

februari 1996

* Wetenschappelijk medewerker, respectievelijk gewoon hoogleraar aan de Universiteit Antwerpen UFSIA, Prinsstraat 13, 2000 Antwerpen. Beide auteurs danken Diana De Graeve voor commentaar en suggesties.

Universitaire Faculteiten St.-Ignatius
Prinsstraat 13 - B 2000 Antwerpen

D/1996/1169/02

Samenvatting

In deze nota werd een schatting gemaakt van het economisch rendement van onderwijs op basis van arrondissementele gegevens voor de volkstellingsjaren 1970, 1981 en 1991. Mincer-type inkomensprofielen werden geschat met gemiddelde scholingsgraad, gemiddelde leeftijd en activiteitsgraad als verklarende variabelen van (de logaritme van) het gemiddeld netto belastbaar inkomen per capita. Gemiddeld werd 3/4 van de (logaritmische) inkomensvariantie tussen arrondissementen door dergelijk model verklaard. Een bovengrens voor het rendement van menselijk kapitaal ligt in de orde van 25 procent. Ook gemiddelde praktijkervaring (leeftijd) speelt een aanzienlijke rol in de inkomensvorming. Ieder extra jaar levert ongeveer 3 procent inkomensstijging op.

INLEIDING

Schattingen van de gemiddelde economische rendabiliteit van investeringen in onderwijs voor België of Vlaanderen zijn schaars. G. Psacharopoulos [1973, 1985] baseert zich in zijn internationale overzichten over de rendabiliteit van onderwijs op een studie van W. Desaeyere [1969]. Meer recent werden een aantal schattingen gemaakt op basis van regionale gegevens voor de volkstellingsjaren 1970 en 1981 door W. Nonneman [1992] en op basis van individuele gegevens (1988) door I. Cortens & W. Nonneman [1995].

In deze nota wordt een aanvullende schatting gemaakt van het economisch rendement van onderwijs op basis van arrondissementele gegevens voor de volkstellingsjaren 1970, 1981 en 1991.

In een eerste sectie staat het rendement van investeringen in menselijk kapitaal centraal. Aandacht gaat uit naar het belang, de problemen en de empirische bevindingen bij het berekenen van het economisch rendement van onderwijs. Vervolgens wordt het conceptueel schema waarmee inkomenseffecten van onderwijs en jobervaring wordt berekend, aan de hand van Mincer-Becker type inkomensprofielen verduidelijkt. De data en de meting van de variabelen worden in de derde sectie toegelicht. Tenslotte worden in de laatste sectie de schattingsprocedure en de resultaten van de correlatie tussen de evolutie van de interregionale inkomensverschillen en de wijzigingen van het economische rendement van scholing en ervaring op basis van regionale gegevens aan bod gebracht.

I. HET RENDEMENT VAN INVESTERINGEN IN MENSELIJK KAPITAAL

I.1. Het begrip "economisch rendement" van investeringen in onderwijs

- de theorie van het menselijk kapitaal

Metingen van het economisch rendement van bestedingen aan onderwijs steunen op de zogenaamde theorie van het menselijk kapitaal (human capital theory). Die theorie vertrekt van het principe dat bestedingen aan onderwijs kunnen worden gezien als een investering, waarbij men vandaag kosten maakt met de bedoeling later de opbrengsten te oogsten. Hoewel het principe om opleiding en training als een investering te bekijken reeds door Adam Smith [1776] werd erkend, toch werd deze theorie pas tenvolle ontwikkeld eind jaren vijftig - begin zestig (Mincer [1974], Schultz [1961], Becker [1964]). Essentieel in de theorie van het menselijk kapitaal is het uitgangspunt dat onderwijs een direct effect heeft op de arbeidsproductiviteit van een individu.

- particulier en sociaal rendement

Bij de schatting van het economisch rendement wordt ook een onderscheid gemaakt tussen het particulier (of privé) rendement en het sociaal rendement. Het particulier rendement is het rendement vanuit het standpunt van het individu. Men verrekent dan uitsluitend kosten en opbrengsten die door diegene die onderwijs volgt zelf gedragen en genoten worden. Deze kosten bestaan typisch uit extra uitgaven zoals collegegeld, kosten van studiemateriaal, extra-woon of verplaatsingsuitgaven, maar ook uit de inkomensderving tijdens het volgen van een opleiding. De baten worden doorgaans gemeten door het verschil in verwacht netto-inkomen mét en zonder de opleiding.

Het sociaal rendement verrekenet alle kosten en baten, onafgezien wie ze draagt. De kosten bestaan typisch uit de particuliere meeruitgaven, de subsidies aan het onderwijsbestel en de gedurende een opleiding opgegeven produktiewaarde. De baten worden geraamd door het verschil te nemen in verwachte produktiewaarde met en zonder opleiding. De produktiewaarde wordt ingeschat door de loonkosten, omdat die in een competitieve arbeidsmarkt een maat zijn van de waarde van het voortgebracht produkt van een individu.

In zeer vele landen overtreft het particulier rendement het sociaal rendement. De oorzaak ligt in de veralgemeende netto-subsidiëring van het onderwijs. De distorsie blijkt het grootst in de armste landen en voor de hoogste niveaus van opleiding.

I.2. Het belang van rendementsberekeningen in onderwijs

Schattingen van de marginale rendabiliteit van onderwijs zijn van belang zowel op vlak van efficiënte aanwending van middelen als op vlak van een billijke spreiding van de inkomens.

Schattingen van het rendement van investeringen in de onderwijssector geven een indicatie of er al dan niet onder- of overgeïnvesteed wordt in deze sector. Ligt de rendabiliteit van onderwijsinvesteringen aanzienlijk hoger (lager) dan de rendabiliteit van investeringen in fysisch kapitaal, dan is dat een aanwijzing voor onderinvestering (overinvestering) in onderwijs.

Ook op vlak van de inkomensverdeling is het van belang te weten wat de orde van grootte is van de rendabiliteit op onderwijsinvesteringen. Hoe hoger het economisch rendement van onderwijs, des te meer beperkte verschillen in opleidingsniveau aanleiding geven tot inkomensverschillen. Bij een hoog onderwijsrendement kan men zich verwachten aan

grotere scheef trekking van de inkomensverdeling door verschillen in onderwijs, dan bij een lager onderwijsrendement.

I.3. Problemen en kritiek bij deze berekeningen

- op basis van bestaande modellen binnen de human capital theorie

De berekening van de rendabiliteit van scholing is uiteraard niet zonder problemen en kritiek. Voor een kritische kijk op de rendabiliteitsberekeningen en de economische waarde van onderwijs wordt verwezen naar Blaug [1985].

Zo kunnen de rendementsberekeningen maar worden uitgevoerd op grond van waargenomen verschillen in netto-inkomens (in het geval van particulier rendement) of loonkosten (bij raming van het sociaal rendement). Het probleem bestaat erin dat deze waargenomen verschillen uiteraard niet uitsluitend toegeschreven kunnen worden aan verschillen in opleiding.

Zo bijvoorbeeld kunnen looninkomensverschillen het gevolg zijn van imperfecties of onevenwichten in de arbeidsmarkt. Loonkosten zijn dan geen reflectie van compensaties voor verschillen in kosten van een opleiding of training, noch van de marktwaarde van de arbeidsproduktiviteit.

Een ander probleem is dat opleiding niet alleen verstrekt wordt in schoolverband maar dat ook 'menselijk kapitaal' wordt verworven door praktijkervaring en 'on-the-job training'. Een aanzienlijk deel van (loon)inkomensverschillen is toe te schrijven aan ervaring. Het onderscheid tussen de gevolgen van schoolse opleiding en praktijkervaring kan, mits keuze van een gepaste techniek, op een behoorlijke wijze worden gemaakt (cfr. verder).

Loonverschillen kunnen ook het resultaat zijn van andere

factoren zoals talent, sociale of raciale afkomst, geslacht, motivatie, gezondheid, enz. Vooral het scheiden van loonverschillen die het resultaat zijn van aanleg of talent enerzijds, en onderwijs anderzijds is bijzonder moeilijk. Mensen met aanleg en talent zullen doorgaans meer onderwijs volgen wat leidt tot een betere arbeidsmarktpositie. Maar aanleg en talent hebben ook een direct effect op arbeidssucces.

Correctie voor al deze aanbodelementen is bijzonder moeilijk, zelfs al beschikt men over gegevensbestanden met gedetailleerde individuele kenmerken zoals IQ, raciale of sociale afkomst, motivatie indicatoren, enz. Op grond van een aantal goed uitgewerkte onderzoeken waarbij de data toelieten maximaal te controleren voor genetische en sociale factoren (andere dan onderwijs) wordt de relatieve invloed van deze variabelen ingeschat op 2/3. Kan men niet controleren voor deze factoren, dan moeten de bekomen onderwijsrendementen als bovengrens worden geïnterpreteerd. Sommigen (Blaug [1987]) bevelen aan om de rendementen bekomen zonder controle op andere aanbodfactoren te vermenigvuldigen met een "alfa-coëfficiënt" - typisch ongeveer 0.4.

Een andere kritiek op rendementsberekeningen is dat baten van onderwijs te eng worden gedefinieerd door uitsluitend naar meerinkomen of meerproductie te kijken. Onderwijs is vaak niet alleen een investering maar kan ook consumptie-baten hebben (bijvoorbeeld het genot van het volgen van onderwijs, vrijstelling of uitstel van militaire verplichtingen, intenser genot van cultuurgooederen, enz.). Onderwijs draagt ook bij tot een betere gezondheid, efficiëntere huishoudelijke produktie, enz.

Onderwijs heeft ook externe baten. Men denkt dan aan de versterking en verbetering van de democratie en de rechtsstaat, een verbeterde werking van markten en meer flexibele aanpassing van de maatschappij aan veranderingen in

technologie, vermindering van criminaliteit en vermindering in de kost van het penaal systeem, enz. Die (mogelijke) baten worden niet meegenomen in de traditionele economische rendementsberekening.

- andere verklaringen voor de correlatie tussen inkomen en opleiding

De theorie van het menselijk kapitaal is niet de enige theorie waarmee men in staat is het algemeen vastgestelde verband tussen inkomen en opleidingsniveau uit te leggen. Een rivaliserende verklaring voor deze samenhang is de filtertheorie of de "screening theory" (Berg [1970], Spence [1973], Arrow [1973], Stiglitz [1975]). Centraal in deze visie is dat onderwijs niet noodzakelijk produktiviteitsverhogend werkt, maar vooral een filter is die de individuen naar hun talent sorteert en selecteert. De essentiële rol van onderwijs bestaat erin aan de kopers van arbeid (werkgevers) informatie te verstrekken over de potentiële produktiviteit van werknemers. In de sterke versie van deze theorie gaat men ervan uit dat onderwijs niets bijdraagt tot de latere produktiviteit van een individu. De zwakke versie sluit niet uit dat onderwijs toch bijdraagt tot ex post produktiviteit, maar schrijft een deel van de correlatie tussen inkomen en opleiding toe aan selectie. Empirische toetsen op de theorie van het menselijk kapitaal en de filtertheorie sluiten een zeker effect van screening niet uit. Voor een overzicht van deze literatuur en empirische schattingen voor België op basis van individuele data (1988) wordt verwezen naar I. Cortens & W. Nonneman [1995].

I.4. Enkele empirische veralgemeningen

Het schatten van het rendement van onderwijs is internationaal een courante praktijk geworden. Voor tal van landen en diverse

opleidingsniveaus zijn ramingen van het rendement voorhanden. Uit internationale overzichten, en zowel lage als hoge inkomenslanden worden daarin betrokken, (Psacharopoulos [1973, 1985], World Development Report [1994]) tekenen zich een aantal duidelijke trends af.

Zo stelt men vast dat het rendement van onderwijs daalt naarmate het niveau van opleiding toeneemt. Het basisonderwijs heeft het hoogste rendement; het hoger onderwijs het laagste.

Een andere vaststelling is die van afnemende rendabiliteit naarmate het per capita inkomen van een land toeneemt. Deze tendens sluit aan bij de vorige vaststelling omdat, naarmate een land rijker wordt, het gemiddeld opleidingsniveau toeneemt, en dat levert dan een wat minder economisch rendement op.

Het is precies deze laatste bevinding die hier geverifieerd wordt, namelijk of in de voorbije decennia het rendement van onderwijs in België is afgenomen en zo ja, in welke mate.

II. MINCER-BECKER TYPE INKOMENSPROFIELEN

Het conceptueel schema waarmee inkomenseffecten van schoolse opleiding en praktijkervaring ('on-the-job training') worden onderscheiden, werd vooral ontwikkeld door J. Mincer [1974] en G. Becker [1964].

II.1. Scholing en praktijkervaring

Het eenvoudigste model dat de vastgestelde correlatie tussen inkomen en onderwijsniveau capteert, steunt op de veronderstelling dat ieder jaar opleiding de stock van kennis en produktief potentieel (de stock van 'menselijk kapitaal') verhoogt tegen een constant ritme. Het inkomen dat iemand verdient, is proportioneel met de opgebouwde stock menselijk kapitaal, zodat:

$$Y_s = Y_0 \cdot (1+r)^s$$

met Y_s het inkomen na een opleiding van duur s en r het gemiddeld rendement van één jaar opleiding.

Op grond van gegevens over inkomen naar opleidingsniveau valt het rendement te berekenen door de parameters van volgende log-lineaire vergelijking te schatten:

$$[1] \quad \ln(Y_s) = \ln(Y_0) + s \cdot \ln(1+r)$$

waarbij $\ln(1+r)$ ongeveer gelijk is aan r (als r niet te groot is).

Het produktief potentieel of de stock aan menselijk kapitaal kan niet alleen opgebouwd worden door een schoolse opleiding maar ook door praktijkervaring of "on-the-job training". Een uitbreiding van vorig eenvoudig model dat ook rekening houdt met deze andere vorm van opbouw van menselijk kapitaal is:

$$Y_{st} = Y_0 \cdot (1+r)^s \cdot (1+\rho)^t$$

met r het rendement van één jaar schoolse opleiding en ρ het gemiddeld rendement van één jaar praktijkervaring. Met s jaar schoolopleiding en t jaar ervaring heeft men een inkomen Y_{st} .

Met gegevens over inkomen, scholing en praktijkervaring kan men de log-lineaire vergelijking namelijk

$$[2] \quad \ln(Y_{st}) = \ln(Y_0) + s \cdot \ln(1+r) + t \cdot \ln(1+\rho)$$

schatten waarbij $\ln(1+r)$ ongeveer gelijk is aan r en $\ln(1+\rho)$ ongeveer gelijk is aan ρ (als r en ρ niet te groot zijn). In empirische studies beschikt men zelden over het aantal jaren praktijkervaring. Vaak gebruikt men daarom de leeftijd als proxy voor praktijkervaring.

II.2. Mincer-Becker model

Het typisch waargenomen inkomensprofiel van individuen over hun carrière genomen bestaat uit een vrij snel stijgend inkomen onmiddellijk na het schoolverlaten, gevolgd door een periode van vertragende stijging. In vele gevallen wordt ook een maximaal inkomensniveau of een plateau bereikt voor het einde van de carrière. Mincer [1974] ontwikkelde enkele modellen die consistent zijn met dit typisch inkomensprofiel. De opbouw van dergelijk model verloopt als volgt.

De theorie van het menselijk kapitaal vertrekt van het principe dat het potentieel aan verdienste (P_i) op een bepaald tijdstip afhankelijk is van de voorraad opgebouwde kennis en menselijk kapitaal (K_i) of:

$$P_i = r \cdot K_i$$

waarbij r het gemiddeld rendement is van menselijk kapitaal.

Het individu kan zijn potentieel aan verdiensten geheel of gedeeltelijk verzilveren in de arbeidsmarkt. Dit verzilverd deel komt overeen met het waargenomen inkomen (Y_t). Hij kan ook een deel van zijn potentieel bewust niet verzilveren en investeren in zichzelf waardoor zijn voorraad menselijk kapitaal toeneemt. Als k_t de fractie is van het inkomenspotentieel dat opnieuw wordt geïnvesteerd in training en opleiding dan is:

$$I_t = P_t - Y_t = k_t \cdot P_t$$

De investeringsneiging k_t is 1 gedurende de periode van schoolse opleiding (t van $-s$ tot 0). Gedurende de schoolse opleiding is er geen inkomen en alle energie wordt aangewend om te investeren in de toekomst ($Y_t = 0$ en $I_t = P_t$). Na de schoolse opleiding wordt de investeringsneiging kleiner dan één en een deel van het inkomenspotentieel wordt effectief verzilverd in de arbeidsmarkt. Het is plausibel dat de investeringsneiging geleidelijk zal verminderen naarmate de carrière vordert. Een dergelijk patroon van investeringsneiging is bijvoorbeeld :

$$k_t = k_0 \cdot (1 - t/T)$$

waarbij T de lengte is van de carrière en een lineaire vermindering wordt verondersteld. In figuur 1 (boven) wordt illustratief het verloop van de investeringsneiging van iemand over de carrière grafisch voorgesteld.

Tenslotte wordt nog rekening gehouden met een jaarlijkse waardevermindering van het fysisch kapitaal. Net zoals bij fysisch kapitaal is depreciatie door fysische en technologische veroudering te verwachten. De voorraad menselijk kapitaal neemt enerzijds wel toe met wat geïnvesteerd wordt (I_t) maar anderzijds vermindert de voorraad met een fractie α tengevolge depreciatie. De netto-verandering in de voorraad menselijk kapitaal is derhalve:

$$dK_t = I_t - \alpha \cdot K_t = (k_t \cdot r - \alpha) \cdot K_t$$

Het resulterende verloop van de kapitaalstock (K_t), het inkomenspotentieel (P_t), het inkomen (Y_t) en de investeringen in menselijk kapitaal (I_t) kan worden berekend door oplossing van bovenstaande differentievergelijking (zie bijvoorbeeld W. Nonneman [1992]).

In figuur 1 (onderaan) wordt illustratief en overeenkomstig de lineair dalende investeringsneiging over de carrière (figuur 1 bovenaan) het resulterend verloop van het inkomenspotentieel, het effectief inkomen en de investeringen grafisch weergegeven. Hieruit blijkt dat het potentieel inkomen (en de stock menselijk kapitaal) een maximum bereiken vooraleer het effectief inkomen een maximum bereikt, terwijl de investeringen afnemen naar het einde van de carrière toe.

Na enig rekenwerk vindt men dat het inkomen overeenkomt met:

$$\ln Y_t = \ln P_{-s} - k_0 \left(1 + \frac{k_0}{2}\right) + (r - \alpha) s + [rk_0 - \alpha + (1 + k_0) \left(\frac{k_0}{T}\right)] t - \frac{r + \frac{k_0}{T}}{\frac{k_0}{2T}} \cdot t^2$$

De logaritme van het inkomen blijkt lineair in de scholingsduur en kwadratisch in het aantal jaar praktijkervaring. De coëfficiënt van scholingsduur is gelijk aan het gemiddeld rendement op menselijk kapitaal minus het depreciatietempo. De coëfficiënten van aantal jaar ervaring en het kwadraat daarvan zijn combinaties van het rendement op menselijk kapitaal, depreciatietempo, carrièrelengte en investeringsneiging bij aanvang van de carrière.

Andere specificaties van de investeringsneiging leiden tot andere uitdrukkingen voor het inkomensprofiel. Een bijzondere variant is de veronderstelling van een constante investeringsneiging over de ganse carrière ($k_t = k_0$ voor $t > 0$)

na de schoolopleiding. In dat geval is het inkomensprofiel log-lineair zowel in scholing als in jobervaring of:

$$\ln Y_c = \ln(1-k_s) + \ln P_s + (r-\alpha) s + (rk_s - \alpha) t$$

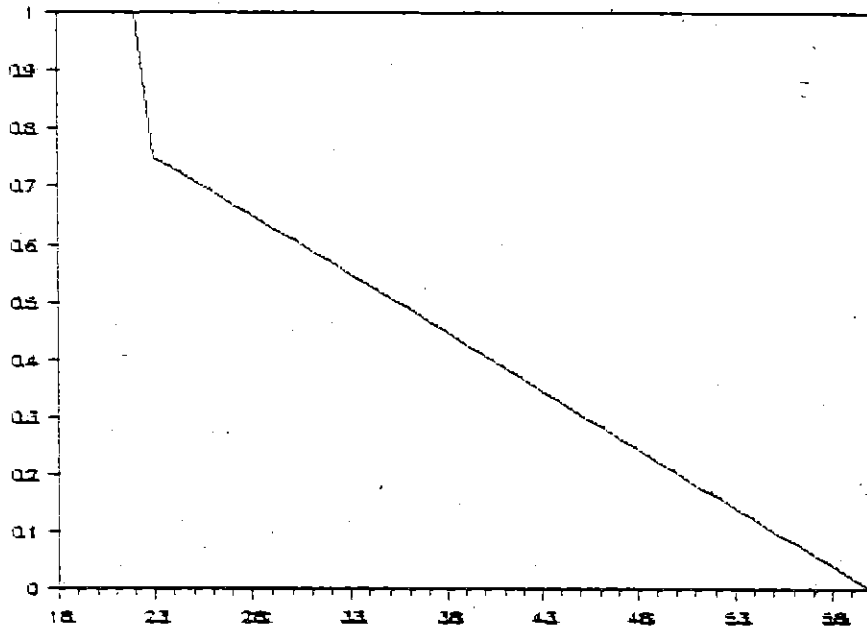
Dit model komt overeen met de eenvoudige specificatie (cfr. vergelijking [2]) met dit verschil dat aan de bekomen coëfficiënten een meer nauwkeurige interpretatie kan worden gegeven.

Merk op dat het rendement van menselijk kapitaal (r) in Mincer-profielen geen rekening houdt met de onderwijskosten en de inkomensderving tengevolge onderwijs.

Figuur 1. Investeringsneiging, potentieel en effectief inkomen:

1a. Investeringsneiging (= k, met s= 3 jaar, k' = 3/4)

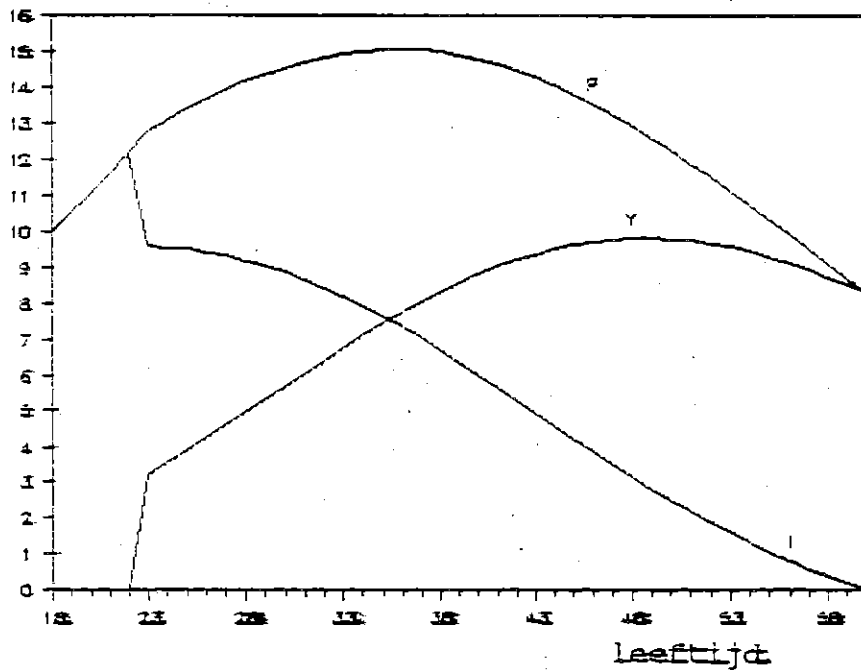
k



leeftijd

1b. Potentieel inkomen (P) Investeringsneiging (I) en Effectief inkomen (Y):

P, Y, I



leeftijd

III. DATA EN METING VAN VARIABELEN

Mincer-inkomensprofielen worden typisch geschat op grond van individuele gegevens over inkomen, opleiding, jobervaring en andere factoren (geslacht, talent, sector van tewerkstelling, enz.). Voor België werden enkele schattingen in die zin uitgevoerd met data (1988) van het Centrum voor Sociaal Beleid (UFSIA) (Cortens & Nonneman [1995]).

In deze nota worden regionale gegevens gebruikt omdat deze toelaten het rendement op menselijk kapitaal in te schatten op tijdstippen overeenkomstig de jaren van de volkstellingen (1970, 1981, 1991) zodat men een zicht krijgt op de ontwikkeling van het rendement van menselijk kapitaal voor een vrij lange termijn.

Op grond van de volkstellingen 1970, 1981 en 1991 en de fiscale statistieken gepubliceerd door het N.I.S. is het mogelijk om een geografisch gegroepeerd gegevensbestand samen te stellen. Voor de 43 arrondissementen van het land wordt voor alle voornoemde jaren het totaal netto belastbaar inkomen, het aantal inwoners, de beroepsbevolking (wonend in het arrondissement), de "bevolking van 14 (16) jaar en ouder die geen onderwijs met volledig leerplan meer volgt naar geslacht en onderwijsniveau" en de "leeftijd naar leeftijdsgroepen en leeftijdsklassen" gepubliceerd.

Gemiddelde inkomen (Y) is gedefinieerd als het totaal netto belastbaar inkomen per capita. Mincer inkomensprofielen gelden strikt genomen voor de actieve bevolking. Om voor verschillen in activiteitsgraad van de bevolking te corrigeren wordt de lijst van verklarende variabelen aangevuld met de activiteitsgraad of de verhouding beroepsbevolking/totale bevolking (AG). Aangezien het fiscaal inkomen dichter aanleunt bij het netto beschikbaar inkomen van de particulieren dan bij de loonkosten, is het berekend rendement eerder de

particuliere economische "return" dan de sociale economische "return".

De gemiddelde scholingsduur (S) werd geschat door een gewogen gemiddelde te nemen van de 'normale' scholingsduur na de leeftijd van 14 jaar voor een opleiding lager secundair, hoger secundair en hoger onderwijs (resp. 1, 4 en 8 jaar). Als gewichten wordt dan het aandeel van de bevolking met ieder onderwijsniveau in de totale bevolking (14 jaar en ouder) genomen.

Jobervaring wordt zoals gebruikelijk benaderd door de leeftijd (T). Op grond van de leeftijdsopbouw van de bevolking kan per arrondissement de gewogen gemiddelde leeftijd worden geschat.

Tabel 1 vat een aantal beschrijvende statistieken samen.

Tabel 1. Beschrijvende statistieken:

variabele	gemiddelde	standaard afwijking	minimum	maximum
1970				
Y/cap (BEF)	50.952	8.095	37.842	79.603
AG (%)	36.6	2.2	32.3	42.4
S (jaren)	1.91	.31	1.14	2.51
T (jaren)	35.27	2.07	28.13	38.54
1981				
Y/cap (BEF)	178.695	19.166	142.877	227.329
AG (%)	39.8	1.8	35.4	43.5
S (jaren)	2.18	.28	1.39	2.95
T (jaren)	36.32	1.52	30.93	39.07
1991				
Y/cap (BEF)	300.302	30.783	231.459	382.845
AG (%)	42	2	37	45.7
S (jaren)	2.98	.28	2.083	3.83
T (jaren)	37.73	1.13	34.06	39.87

IV. SCHATTINGSPROCEDURE EN RESULTATEN

IV.1. Beperkte variatie en specificatie

Door gegroepeerde data te gebruiken in plaats van individuele gegevens wordt de variatie in de variabelen drastisch gereduceerd. Bij individuele gegevens varieert de scholingsduur (na 14 jaar) tussen 0 en 15 jaar; in de arrondissementale gegevens is de range veel beperkter zoals

blijkt uit tabel 1. De reductie in variatie is nog groter bij de proxie voor jobervaring namelijk leeftijd. Voor individuele gegevens gaat de range van 0 tot ongeveer 50 jaar, terwijl in de arrondissementele gegevens de range varieert van 34.06 tot 39.87 jaar (1991).

Voorals de beperkte variatie in de leeftijd is niet van aard om een nauwkeurig kwadratisch profiel in te schatten, zodat men zich hier beperkt tot een log-lineaire specificatie.

IV.2. Schattingsprocedure

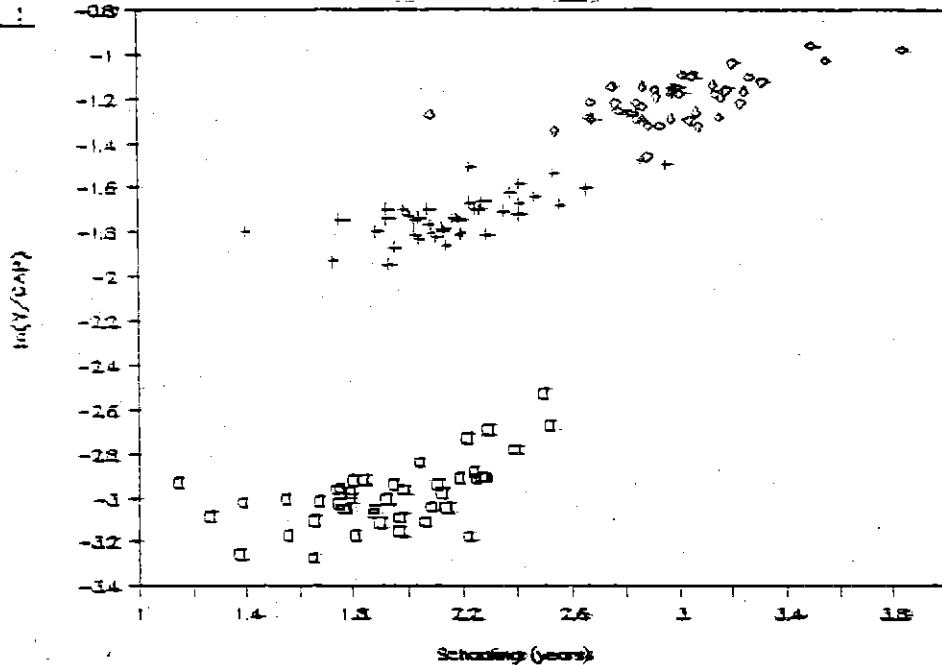
Bij de schattingsprocedure moet aandacht besteed worden aan de gevolgen van aggregatie. Door aggregatie kan de variantie van de storingsterm ongelijk worden over de observaties. Als individuele observaties een storingsterm met constante variantie hebben, dan zal door aggregatie de variantie van storingsterm van de i -de groep gelijk zijn aan de constante variantie van individuele storingstermen gedeeld door het aantal observaties n in de i -de groep (Maddala [1979]). Er moet dus nagegaan worden of de variantie van de storingstermen van gegroepeerde data eventueel proportioneel is met de inverse van de vierkantswortel uit de arrondissementele bevolking. Eén van de testen voorgesteld door Glejser [1969] kan worden gebruikt om de hypothese van homoscedasticiteit te toetsen. In geval van heteroscedasticiteit kan de efficiëntie van de schatters worden verbeterd door gewogen kleinste kwadraten te gebruiken.

IV.3. Inkomen en scholing

Het verband tussen inkomen en scholing blijkt duidelijk uit figuur 2. Dit scatterdiagram laat duidelijk zien dat gemiddelde scholing en gemiddeld inkomen per arrondissement positief gecorreleerd zijn. Op dit diagram zijn zowel de gegevens 1970, 1981 en 1991 samengebracht met gemiddelde scholing op de abscis en de natuurlijke logaritme van het

inkomen op de ordinaat. De helling van de puntenwolk is een indicatie voor het rendabiliteit van onderwijs.

Figuur 2. Inkomen (=lnY/CAP) versus scholing (1970, 1981, 1991):



met $\square = 1970$, $+$ = 1981, $\diamond = 1991$.

In het eenvoudigste model nl. $\ln(Y_t) = \alpha + \beta \cdot S + e$ waarbij e een normaal verdeelde storingsterm is met constante variantie is, kan de coëfficiënt van S geïnterpreteerd worden als het gemiddeld rendement per jaar opleiding. Tabel 2 vat de schattingsresultaten samen.

Tabel 2. Rendement van scholing: basismodel:

(te verklaren variabele: natuurlijk logaritme van het gemiddeld arrondismenteel netto belastbaar inkomen; coëfficiënt en standaardfout)

	1970	1981	1991
S	0.284 (0.061)	0.267 (0.041)	0.216 (0.043)
σe	2.404	4.599	5.026
R^2	0.349	0.511	0.401

Het eenvoudig model verklaart tussen ongeveer 1/3 tot 1/2 van de variantie in (de logaritme van) het arrondissementeel inkomen. Het rendement van één extra jaar in het scholingsgemiddelde van de bevolking is ongeveer 1/4. Dit effect is ook vrij nauwkeurig geschat met een standaardfout ca 5%.

IV.4. Inkomen, scholing en ervaring

In tabel 3 worden de schattingsresultaten van het log-lineair profiel $\ln(Y_{st}) = \alpha + \beta \cdot S + \gamma \cdot T + \delta \cdot AG + \epsilon$ gerapporteerd.

Tabel 3. Rendement van scholing en ervaring:

(te verklaren variabele: natuurlijke logaritme van het gemiddeld arrondissementeel netto belastbaar inkomen; coëfficiënt en standaardfout)

	1970	1981	1991
S	0.286 (0.054)	0.243 (0.034)	0.217 (0.029)
T	0.028 (0.008)	0.028 (0.006)	0.041 (0.007)
AG	3.730 (0.501)	1.822 (0.521)	2.344 (0.418)
cte	1.201	2.925	2.537
R ²	0.792	0.715	0.743

Dit model verklaart ongeveer 3/4e van de variantie in de (logaritme van de) arrondissementale gemiddelde inkomens. Alle coëfficiënten zijn statistisch significant verschillend van nul ($p < .005$ of beter) en nauwkeurig geschat (relatief beperkte standaardfouten). De Glejser test op basis van een regressie tussen de absolute waarde van de fouttermen en de inverse van de vierkantswortel uit de bevolking levert geen significante relatie op zodat de hypothese van homoscedasticiteit niet kan

worden verworpen⁽¹⁾.

In alle vergelijkingen is het effect van scholingsduur op inkomen nauwkeurig geschat. Gemiddeld bedraagt het rendement 25 procent. Conform met de internationaal waargenomen tendens dat, naarmate het ontwikkelingsniveau toeneemt, ook het rendement van onderwijs daalt, blijkt ook hier het rendement te verminderen over de decades namelijk van .29 in 1971 tot .24 in 1981 en .22 in 1991. Deze daling is veel beperkter dan in een eerdere vergelijkende analyse (1970, 1981) werd gevonden (Nonneman [1992]). In dit onderzoek werden, in tegenstelling tot het eerder onderzoek, meer homogene definities van de variabelen over de verschillende perioden gebruikt.

Ook het effect van senioriteit op inkomen is vrij nauwkeurig geschat op 2.8 procent (1970 en 1981) en 4.1 procent (1991) per jaar. Dat kan erop wijzen dat het rendement en het belang van "on-the-job training" in de jaren tachtig is toegenomen.

De coëfficiënten van het model kunnen worden geïnterpreteerd in een Mincer-model met constante investeringsneiging over de carrière. Met twee parameters uit het schattingsmodel moeten drie coëfficiënten uit het Mincer model berekend worden, zodat het noodzakelijk is om een veronderstelling te maken over één van de Mincer coëfficiënten. Stelt men het afschrijvingspercentage op 5 procent, dan zou het rendement op menselijk kapitaal oplopen tot ongeveer 30 procent. De gemiddelde post-schoolse investeringsneiging zou dan tussen 25 en 30 procent liggen.

⁽¹⁾ De relevante regressievergelijkingen zijn:

1970	$\text{abs}(e) = +0.058 - 1.978 (1/\text{sqr}(B))$ (5.655)	$R^2 = .003$
1981	$\text{abs}(e) = +0.045 + 0.725 (1/\text{sqr}(B))$ (4.082)	$R^2 = .000$
1991	$\text{abs}(e) = +0.032 + 3.553 (1/\text{sqr}(B))$ (3.992)	$R^2 = .019$

(getallen tussen haakjes zijn standaardfouten)

V. CONCLUSIES

In deze nota werd een schatting gemaakt van het economisch rendement van onderwijs op basis van arrondissementale gegevens voor de volkstellingsjaren 1970, 1981 en 1991. Mincer-type inkomensprofielen werden geschat met gemiddelde scholingsgraad, gemiddelde leeftijd en activiteitsgraad als verklarende variabelen van (de logaritme van) het gemiddeld netto belastbaar inkomen per capita.

Gemiddeld werd 3/4e van de (logaritmische) inkomensvariantie tussen arrondissementen door dergelijk model verklaard. Het gevonden rendement van menselijk kapitaal ligt in de orde van 25 procent, wat bijzonder hoog is als men dit vergelijkt met het rendement op fysisch kapitaal (tussen 5 en 10 procent). Het rendement lijkt echter wel te dalen (.29 in 1970; .24 in 1981; .22 in 1991) naarmate de gemiddelde opleiding van de bevolking en het gemiddeld inkomen toeneemt. Ook gemiddelde jobervaring (leeftijd) speelt een aanzienlijke rol in de inkomensvorming. Ieder extra jaar levert ongeveer 3 procent inkomensstijging op.

Hoewel de bekomen rendementen de effecten van opleiding en ervaring op regionale verschillen in inkomen aangeven, toch zijn ze indicatief voor het particulier rendement van onderwijsinvesteringen. Het zijn ongetwijfeld bovengrenzen omdat er geen rekening gehouden wordt met de kosten van het genoten onderwijs (particuliere uitgaven en inkomensderving).

De gevonden resultaten betekenen dat de interregionale inkomensverdeling vooral toe te schrijven zijn aan verschillen in opleiding van de bevolking en slechts in beperkte mate aan verschillen in ervaring (leeftijd). Uit de beschrijvende statistieken blijkt dat de verschillen in gemiddelde leeftijd zijn afgenomen over de relevante decades en daarenboven ze

beperkt zijn geworden (range: 1970 10.4 jaar, 1991 5.8 jaar). Aangezien ook het marginaal effect beperkt is (3%) is de invloed van leeftijdsverschillen uiteindelijk zeer klein (1970: 4.4 procent, 1991: 0.8 procent)⁽²⁾. De verschillen in gemiddeld opleidingsniveau tussen arrondissementen zijn nochtans toegenomen (range 1970: 1.38 jaar, 1991: 1.75 jaar). Daarenboven is het marginaal effect groot (25%) zodat het effect op inkomensverschillen aanzienlijk is en toeneemt (1970: 41 procent, 1991: 55 procent).

Afgaand op deze schattingen blijkt het rendement in onderwijs investeringen meer dan behoorlijk en wegen verschillen in genoten onderwijs zeer zwaar door op de interregionale inkomensverdeling.

⁽²⁾ De ratio tussen het inkomen van twee regio's is gelijk aan $(Y_1/Y_0) = \exp[0.03(T_1 - T_0)] \cdot \exp[0.25(S_1 - S_0)]$.

VI. REFERENTIES

- ARROW K. J. (1973), Higher Education as a Filter, Journal of Public Economics, nr. 2, pp. 193-216.
- BERG I. (1970). Education and Jobs: The Great Training Robbery, New York, Praeger.
- BECKER G. S. (1964). Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education, 1st ed., Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- BLAUG M. (1985), Where are we now in the Economics of Education, Economics of Education Review, nr 4, pp. 17-28.
- BLAUG M. (1987). The Economics of Education and the Education of an Economist, New York University Press, New York, pp. 3-49.
- CORTENS I. en NONNEMAN W. (1995), De Correlatie tussen Opleiding en Inkomen: de Filtertheorie versus de Theorie van het Menselijk Kapitaal, Economisch en Sociaal Tijdschrift, nr. 1, pp.113-139.
- DESAYRE W. (1969). Een Onderwijsmodel voor België, (Centrum voor Economische Studiën, K. U. Leuven).
- MADDALA G. S. (1979). Econometrics, Mc Graw Hill.
- MINCER J. (1974). Schooling, Experience and Earnings, Columbia University Press.
- Nationaal Instituut voor de Statistiek (1984). Financieële Statistieken, pp. 30-34.
- NONNEMAN W. (1992), Rendabiliteit van Onderwijs en on-the-job training in België, Tijdschrift voor Economie en Management, nr. 4, pp. 359-374.
- PSACHAROPOULOS G. (1973). Returns to Education: an International Comparison, Elsevier, Amsterdam.
- PSACHAROPOULOS G. (1975), Returns to Education: a Further International Update and Implications, Journal of Human Resources, nr 20, 4.
- PSACHAROPOULOS G. (1989). (ed.), Economics of Education.

- Research and studies, Pergamon Press, Oxford.
- SCHULTZ T. (1961), Investment in Human Capital, American Economic Review, nr. 51, pp. 1-17.
- SMITH A. (1979). An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations (1776), (Ed.) R.H. Campbell et al., Oxford.
- SPENCE M. (1973), Job Market Signalling, Quarterly Journal of Economics, nr. 87, pp. 355-379.
- World Bank (1994), World Development Report 1994, Oxford University Press.

LIJST VAN RECENTE SESO-RAPPORTEN

NONNEMAN W. en P. VANHOUDT, *A further augmentation of the Solow model and the empirics of economic growth for OECD countries*, April 1995, 12 p. (95/319)*

MEERSMAN H. en D. CASSIMON, *Investment in the EC-countries : does reducing uncertainty matter ?*, April 1995, 35 p. (95/320)

VANDEBUSSCHE H., *Is European antidumping protection against Central Europe too high ?*, June 1995, 33 p. (95/321)

CORTENS I. en W. NONNEMAN, *Parental education and the demand for higher education : some evidence for Belgium*, June 1995, 22 p. (95/322)

SCHROYEN F., *Preference characterisation and indirect Allais coefficients*, June 1995, 40 blz. (95/323)

DOUVEN R. en J. PLASMANS, *S.L.I.M. - A small linear interdependent model of eight EU-member states, the USA and Japan*, June 1995, 35 blz. (95/324)

DOUVEN R. en J. PLASMANS, *Convergence and international policy coordination in the EU : a dynamic games approach*, June 1995, 39 blz. (95/325)

VAN REETH D., *How the Belgian treasure should auction its debt*, July 1995, 32 blz. (95/326)

DUCHESNE I. en W. NONNEMAN, *A neo-classical demand model for higher education in Belgium*, October 1995, 52 blz. (95/327)

DE BORGER B. en S. WOUTERS, *Transport externalities and optimal pricing and supply decisions in urban transportation : a simulation analysis for Belgium*, October 1995, 52 blz. (95/328)

VAN HOOYDONK C., *A TSP-procedure to test for the order of integration of a time series by means of (A)DF, PP and KPSS tests*, October 1995, 44 blz. (95/329)

VERKOOIJEN W., PLASMANS J. en H. DANIELS, *Long-run exchange rate determination : a neural network study*, November 1995, 44 blz. (95/330)

BRUGGEMAN A., *Disaggregating annual real GDP data into quarterly figures*, November 1995, 48 blz. (95/331)

VERHETSEL A., *Ruimtelijke patronen van de socio-economische ontwikkeling 1991-2010, Gewestplancenario versus structuurplancenario*, december 1995, 69 blz. (95/332)

KERSTENS K., *Technical efficiency measurement and explanation of French Urban Transit Companies*, December 1995, 40 blz. (95/333)

SCHROYEN F., *Redistribution and friends : on bilaterally incentive compatible tax schemes*, January 1996, 28 blz. (96/334)