



STUDIECENTRUM VOOR ECONOMISCH EN SOCIAAL ONDERZOEK

HET GEZIN EN DE INTERGENERATIONELE
TRANSMISSIE VAN MENSELIJK KAPITAAL (1)

M. DE WACHTER

Rapport 81/121

November 1981

- (1) *Bijzondere dank gaat naar Prof. W. Nonneman voor zijn waardevolle bemerkingen bij het tot stand komen van deze bijdrage.*

Universitaire Faculteiten St.-Ignatius
Prinsstraat 13 - 2000 Antwerpen
D/1981/1169/19

SAMENVATTING

In de sociologische literatuur houdt de hypothese van selectieve continuïteit in dat ondanks grote verschuivingen in sociale waarden en normen een aantal maatschappelijke sleutelwaarden van generatie tot generatie worden overgeheveld.

Arbeidsmotivatie en prestatiedrang worden o.m. tot "de blijvers" gerekend.

In dit artikel wordt hiervan één aspect belicht: nl. de invloed van iemands socio-economische achtergrond op zijn onderwijs- en arbeidsmarktprestaties, d.i. het intergeneratieel transmissieproces van menselijk kapitaal.

Een economisch model van deze intergenerationele transfers wordt voorgesteld. De implicaties van het model worden empirisch geverifieerd en stroken met de selectieve continuïteitsanalyse.

1. INLEIDING

Sinds enige tijd hebben een aantal onderzoekers uit diverse disciplines een levendige polemiek op gang gebracht omtrent de maatschappelijke gevolgen van de huidige trend tot gezinsdesintegratie.

Volgens sommige auteurs (b.v. H. Davidson '77, W. Dyburn '68) schiet de hedendaagse familie, voorheen de sociale instelling bij uitstek voor het doorgeven van kennis en waarden, schromelijk tekort in haar fundamentele taken. Sleutelfuncties zoals b.v. de opvoeding van de kinderen, de verzorging van zieken en bejaarden, die vroeger op een geïntegreerde wijze door de familie werden waargenomen, zijn nu opgesplitst en uitbesteed aan gespecialiseerde instituties. De sociale consequenties van deze evolutie zouden nefast zijn.

Nochtans gaat niet iedereen akkoord met deze interpretatie van de tendenzen in het gezinsleven. Een aantal sociologen (cfr. Goode '68, Troll et.al. '69) zijn van mening dat we in de geïndustrialiseerde landen een revolutie in de familiale gedragspatronen beleven. Menselijke verliezen zijn onvermijdelijk bij gelijk welke grote verschuivingen van sociale waarden en gedrag. Maar volgens hen is het al te simplistisch hieruit te besluiten dat we staan voor de complete desorganisatie van de familie. Onderzoekers als Hill et.al. ('70) kwamen tot de bevinding dat een aantal karakteristieken in de gezinnen worden doorgegeven over de generaties heen en andere niet. De modus vivendi van de ouders was misschien staking en betoging, die van de kinderen het gooien van molotov-cocktails en het kraken van panden, maar sleutelwaarden als rechtvaardigheid, het streven naar een betere wereld enz. zijn dezelfde gebleven.

Op grond van deze vaststellingen werd in de sociologische literatuur de 'hypothese van selectieve continuïteit' geformuleerd. In essentie verstaat men hieronder dat de meeste generatieconflicten handelen over bijkomstige problemen en dat er substantiële continuïteit en solidariteit tussen de opeenvolgende generaties bestaat. Terwijl de snelheid waarmee sociale veranderingen plaatsgrijpen nieuwe expressiemiddelen aanmoedigt, zijn het in hoge mate oude waarden die bij de families in stand worden gehouden.

Meer specifiek werd een grote gelijkmatigheid waargenomen in de prestatiedrang en de arbeidsmotivatie van ouders en kinderen. Zo bleken kinderen, bestudeerd door Furstenberg ('67), het verlangen van hun ouders tot statusmobiliteit in hoge mate te dupliceren. Twee studies over middelbare school-studenten (Kerckhoff en Huff '74, Kandel en Lesser '72) rapporteren substantiële correlaties tussen de betrachtingen van de jongeren en de carrière-gerichtheid van hun ouders. Deze resultaten zijn interessant voor het arbeidseconomisch onderzoek omdat ze aanwijzingen geven omtrent de evolutie van de 'kwaliteit' van de actieve bevolking, die in de eerste plaats in het gezin wordt gevormd en beïnvloed.

In dit artikel willen we daarom gebruik maken van enkele eenvoudige instrumenten uit de economische theorie om een aantal interacties te analyseren tussen de leden van het gezin. In het bijzonder willen we nagaan wat het verband is tussen de scholingsgraad van de ouders en de investeringen die ze doen in het menselijk kapitaal, d.i. de geestelijke ontwikkeling en opleiding van hun kinderen. Deze econometrische oefening is niet alleen wenselijk vanuit wetenschappelijk oogpunt omdat ze evidentie oplevert voor de verklaringskracht van de hypothese van selectieve continuïteit; tevens kan op basis hiervan aan personeelsmanagers en publieke beslissers inzake tewerkstelling en onderwijs kwantitatieve informatie verstrekt worden omtrent de invloed van de gezinssituatie en de sociale achtergrond op de arbeidsproductiviteit van de aan te werven personeelsleden.

In een eerste paragraaf passen we de principes toe uit de neo-klasieke theorie van de consumentenkeuze om de vraag naar scholing vanuit de huishouding af te leiden. Dit zal ons toelaten de invloed van een aantal socio-economische determinanten van het scholingsniveau en onrechtstreeks van de arbeidsproductiviteit te systematiseren. Met behulp van enkele economische analyse-instrumenten kunnen we immers de ongelijkheid in het onderwijsniveau verklaren door factoren als familiale verschillen inzake bekwaamheid, efficiëntie in de opvoeding en opportunitetskosten. Om de totale invloed van de familie op het arbeidsinkomen zo volledig mogelijk te benaderen zullen we tevens rekening houden met de na-schoolse investeringen.

Na een korte bespreking van de belangrijkste parameters van het model wordt een empirische formulering gebracht op basis van Belgische data.

De schattingsresultaten worden voorgesteld in deel 3. In sectie 4 ronden we af met een samenvatting en een besluit.

2. DE FAMILIALE ACHTERGROND EN DE PRODUKTIVITEIT OP DE ARBEIDSMARKT: EEN ANALYTISCHE BENADERING

Bij de beslissing tot bijkomend onderwijs maakt een student in feite een balans op van de kosten en baten die een bijkomend jaar opleiding - een extra-investering in zijn menselijk kapitaal - hem zullen opleveren. Hij gedraagt zich m.a.w. alsof hij het verschil tussen de kosten - dit zijn de uitgestelde onderwijsuitgaven - en de baten van zijn studies maximeert⁽¹⁾. Familie-invloeden zullen echter zowel op het rendement als op de effectieve kostprijs van het onderwijs hun impact hebben. Immers, genetische en familiale factoren drukken hun stempel op de produktiviteit en de consumptieve waarde van iemands opleiding. F. Knight ('35) beschreef dit transmissieproces tussen ouders en kinderen als een competitief spel. "Sociale instituties zoals de familie", zo stelt hij, "voegen aan de geërfdde persoonlijke superioriteit de voordelen van superieure training, preferentiële voorwaarden van toegang tot het spel en zelfs een voortijdige verdeling van de prijzen".

Hoewel de richting van het effect van de transfers van menselijk kapitaal op het arbeidsinkomen van de volgende generatie hoogstwaarschijnlijk verloopt zoals gesuggereerd door Knight, toch hebben de sociale wetenschappers slechts zeer recent getracht hiervan een kwantitatieve orde van grootte te geven.

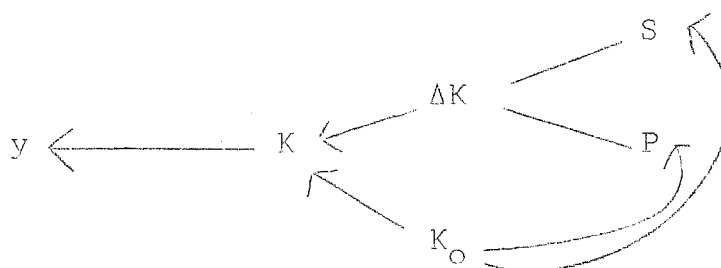
Om nu op economische wijze de invloed van de familiale omstandigheden op het scholingsgedrag van de mannelijke jeugd en indirect op hun arbeidsinkomen te bepalen, maken we gebruik van de principes uit de

(1) Men kan zich afvragen of iemand zijn onderwijsbeslissingen op zulke economische overwegingen baseert. Zijn individuen zich bewust van hun uitgestelde arbeidsinkomen? Kunnen ze zich een idee vormen van het toekomstig rendement van hun opleiding? In een uitgebreide studie beantwoordt R. Freeman ('71) deze vragen affirmatief. Tot dezelfde conclusie kwam W. Nonneman ('81) voor wat betreft de Belgische arbeidsmarkt van de geneesheren.

traditionele literatuur van het menselijk kapitaal (1).

Daar wordt het individu beschouwd als een onderneming wiens 'arbeids'-inkomen (y) een functie is van de voorhanden zijnde voorraad 'menselijk' kapitaal (K) (cfr. fig.1). Een aantal auteurs zoals Mincer ('74), Rosen ('76) en Heckman ('76) hebben voornamelijk het effect onderzocht van scholing (S) en postschoolse ervaring (P) op de wijzigingen in de voorraad menselijk kapitaal (ΔK) en daardoor op het arbeidsinkomen. Dit verband wordt verder de loonfunctie genoemd. Andere studies als die van Griliches en Mason ('72), Hause ('72), Taubman en Wales ('73) enz. hebben gepoogd de genetische bijdrage (K_0) in de waargenomen inkomensverschillen te meten. In deze nota wordt getracht de invloed van de familiale karakteristieken (K_0), de investeringen in onderwijs (S) en arbeidsopleiding (P) en onrechtstreeks op het arbeidsinkomen te kwantificeren. Dit zullen we de transmissiefunctie van menselijk kapitaal noemen.

Figuur 1. Schematische voorstelling van het intergenerationeel transmissieproces van menselijk kapitaal



2.1. De transmissiefunctie van menselijk kapitaal

Vermits we hier enkel geïnteresseerd zijn in de invloed van de gezinskarakteristieken op de gewenste scholingsgraad van de kinderen (en niet in het optimaal tijdsverloop ervan) kunnen we uitgaan van een statische wereld waarin de ouders hun gezin plannen en tijd en middelen aan hun kinderen besteden op basis van altruïstische motieven. In economische termen vertaald betekent dit dat de ouders een nuts-

(1) Het basiswerk bij uitstek in deze literatuur is G. Beckers' Human Capital. New York, Columbia University Press. N.D.E.R. (1964). Voor een empirisch literatuuroverzicht zie S. Rosen, "Human Capital: Survey of Empirical Research", mimeographed. Rochester, N.Y. Dept. of Economics, Univ. of Rochester, 1976.

funktie hebben over hun levenscyclus waarin "de stroom van diensten van het hebben van kinderen" wordt opgenomen naast een samengesteld nutsgoed, dat alle overige huishoudelijke produktie en consumptie-activiteiten voorstelt.

De huishoudelijke nutsfunctie kan worden geschreven als:

$$U = U(C, Z) \quad (2.1)$$

waar C de voorraad van kinderdiensten is en Z het samengesteld nutsgoed.

Deze nutsgoederen C en Z worden in de huiskring geproduceerd en geconsumeerd. Hiervoor besteden de ouders tijd en middelen aan hun kinderen en aan de overige nutsgoederen. De efficiëntie waarmee ze tewerk gaan en de stand van de huishoudelijke technologie zal zowel de kwantiteit als de kwaliteit van hun nutsgoederen beïnvloeden.

We nemen aan dat alle inputs in deze huishoudelijke produktieprocessen perfect deelbaar zijn en alle produktiefuncties homogeen van de eerste graad. Conform met de fertiliteitsliteratuur⁽¹⁾ gaan we er vanuit dat de produktie van de diensten van kinderen niet rechtstreeks gerealiseerd wordt door de input van tijd en goederen maar via twee thuisgeproduceerde factoren, nl. het aantal kinderen (N) en hun kwaliteit (Q). In het algemeen komen zowel gekochte marktgoederen (b.v. schoolboeken, verplaatsingskosten e.d.m.) als zelf-geproduceerde inputs (b.v. de tijd doorgebracht met de kinderen) voor in de produktiefunctie van deze factoren.

Eenvoudigheidshalve veronderstellen we echter dat marktgoederen en thuisgeproduceerde goederen een perfect substituut zijn zodat één geaggregeerde input (x) in de produktiefunctie van N, Q en Z voorkomt. De efficiëntie waarmee geproduceerd wordt is afhankelijk van de scholing van de ouders. Daarenboven is het rendement van de inputs in de produktie van de faktor kwaliteit een functie van de aangeboren intelligentie van het kind. In de mate dat aangeboren talent de bekwaamheid tot studeren impliceert zullen meer begaafde kinderen een hogere scholingsgraad per input realizeren. Ook factoren zoals "culturele erfelijkheid", fiscaal en sociaal overheidsbeleid,

(1) Het standaardonderzoek i.v.m. fertiliteit werd samengebracht door T.W.Schultz (ed.) in: *Economics of the Family, Marriage, Children and Human Capital*, N.B.E.R., The University of Chicago Press, 1974.

economische groei en puur toeval hebben hun invloed op de scholingsmogelijkheden en het inkomensniveau van het individu. Omdat deze determinanten de meeste mensen die in dezelfde tijdsspanne geboren zijn onder vergelijkbare historische en culturele omstandigheden zijn opgevoed (een cohorte), op dezelfde wijze beïnvloeden noemt men dit het cohorte-effect (D).

b. Formalisering

Dit huishoudelijk productieproces kan worden geformaliseerd door 4 vergelijkingen:

$$C = C(N, Q) \quad (2.2)$$

$$N = N(x_N; \beta, D) \quad (2.3)$$

$$Q = Q(x_Q; e, \beta, D) \quad (2.4)$$

$$Z = Z(x_Z; \beta) \quad (2.5)$$

In vergelijking (2.2) drukken we uit dat het nutsgoed 'kinderen' geproduceerd wordt door hun aantal (N) en hun kwaliteit (Q), verder benaderd door hun scholingsniveau; x_N , x_Q en x_Z zijn de geaggregeerde inputs van tijd en middelen in de produktie van N, Q en Z. e stelt de aangeboren bekwaamheid van het kind voor. De omgevingsvariabele β stelt de "kwaliteit" van de ouders voor en is een functie van het aantal jaar onderwijs dat ze hebben genden. D is het cohorte-effect.

De huishoudingen maximeren dan hun nutsfunctie (2.1) onder de technologische beperkingen van vergelijkingen (2.2) tot (2.5) en gegeven hun totale budgetbeperking over de levenscyclus (2.6). De gezinnen kunnen immers aan marktgoederen en diensten niet meer spenderen dan de totale inkomsten van de ouders plus eventuele financiële transferten:

$$x_C \cdot P_C + x_Z \cdot P_Z = I' \quad (2.6)$$

met x_j ($J=C, Z$) de samengestelde goederen- en tijdsinputs in het j^{de} produktieproces; P is de eenheidsprijs van de goederen- en tijdsinputs, I het inkomen van de ouders.

Op basis van dit formeel modelletje kunnen we de wijzigingen in de vraag naar Q, het onderwijsniveau bij gegeven wijzigingen in exogene of voorafbepaalde variabelen weergeven (1):

$$\begin{aligned} \frac{\dot{Q}}{Q} = & \eta \frac{\dot{I}}{I} \\ & + \alpha_{X,N} \{ \alpha(k\eta + (1-k)\sigma) \} \frac{\dot{P}_N}{P_N} \\ & - \alpha_{X,Q} \{ (1-\alpha)(k\eta + (1-k)\sigma) + \alpha_N \cdot \sigma^* \} \frac{\dot{P}_Q}{P_Q} \\ & + \alpha_{X,Z} \{ (1-k)(\sigma-\eta) \} \frac{\dot{P}_Z}{P_Z} \\ & + \left[\partial_{N,\beta} \{ \alpha(k\eta + (1-k)\sigma) \} - \partial_{Z,\beta} \{ (1-k)(\sigma-\eta) \} \right] \frac{\dot{\beta}}{\beta} \\ & + \left[\partial_{N,D} \{ \alpha(k\eta + (1-k)\sigma) \} + \partial_{Q,D} \{ (1-\alpha)(k\eta + (1-k)\sigma) \} \right] \frac{\dot{D}}{D} \\ & + \left[\partial_{Q,C} \{ (1-\alpha)(k\eta + (1-k)\sigma) \} - \alpha_N \cdot \sigma^* \right] \frac{\dot{C}}{C} \end{aligned}$$

waar $\frac{\dot{I}}{I}$ etc. de procentuele verandering voorstelt; η is de inkomens-elasticiteit van C, de diensten van kinderen; α is het aandeel van de uitgave aan N in de totale uitgaven aan C ($\frac{\pi_N \cdot N}{\pi_C \cdot C}$); σ^* is de substitutie-elasticiteit tussen N en Q, in de produktie van C; $\alpha_{X,j}$ is het aandeel van de samengestelde input in de totale uitgaven aan de j^{de} output, $j = N, Q, Z$; k is het aandeel van de totale uitgaven aan C in het inkomen. σ is de substitutie-elasticiteit tussen C en Z in $U(C, Z)$; P_i zijn de prijzen van de samengestelde inputs; $\partial_{i,k}$ ($k = \beta, C, D$) is de partiële elasticiteit van de i^{de} output, m.b.t. het scholingsniveau van de ouders, de aangeboren bekwaamheid en de cohorte-effecten.

Elke lijn stelt het "gewogen" effect voor van een wijziging in een prijs, het inkomen of een produktiviteitsvariabele. Uit de berekeningen blijkt dat enkel de elasticiteitscoëfficiënten van I, P_Q en P_N ondubbelzinnig bepaald zijn. Een stijging in het inkomen van de

(1) Deze relatie wordt gedetailleerd afgeleid in appendix A.

ouders verhoogt de vraag naar onderwijs voor hun kinderen. Omgekeerd verhogen meer kinderen in een gezin de kost om een bepaald scholingspeil per kind te bereiken. Het teken van de andere coëfficiënten hangt af van (1) het relatief belang van de verschillende inputs in de gezinsproduktiefuncties (zoals gemeten door hun aandeel in de totale produktiekosten); (2) de graad van efficiëntie van de ouders in de produktieprocessen; (3) de relatieve huishoudelijke uitgaven aan C en Z.

Deze equatie werd voor de schatting lineair gespecificeerd:

$$Q = a + bI + cP_N + dP_Q + f\beta + g.D \quad (2.7)$$

De parameters kunnen echter geïnterpreteerd worden zoals afgeleid in het model als we de variabelen evalueren op de steekproefgemiddelden.

Om nu te komen tot een integratie van de familiale invloeden op de investeringen in onderwijs en het impact van scholing, arbeidsopleiding en-ervaring op het arbeidsinkomen (cfr. figuur 1) handelen we in volgende paragraaf over de loonfunctie.

2. DE LOONFUNKTIE

Zoals gezegd stelt de student tijdens zijn scholingsperiode alle potentieel arbeidsinkomen uit om menselijk kapitaal te produceren. Na het verlaten van de school houdt hij echter niet op met investeren. Hij zal nog een zekere fraktie van zijn arbeidscapaciteit willen prijsgeven - en dus zijn actueel arbeidsinkomen reduceren - om zo menselijk kapitaal te accumuleren en zijn inkomen in de toekomstige fazen van zijn levenscyclus te verhogen. Investerings in na-schoolse beroepsopleiding of bijscholing zullen gemaakt worden tot de marginale kost van de opleiding (d.i. de uitgestelde inkomens van een bijkomende opleidingscyclus) gelijk zijn aan de actuele waarde van de verwachte opbrengsten.

Het is evident dat de periode waarover de investeringskost wordt afgeschreven verkort naarmate het individu de pensioengerechtigde leeftijd bereikt. Bijgevolg mogen we verwachten dat er steeds een kleinere proportie van de arbeidsinkomenscapaciteit opgegeven zal worden aan investeringen en dat de individuele stock van menselijk kapitaal aan een kleiner tempo zal toenemen. Dit wordt weerspiegeld in een kleinere groei van de arbeidsinkomenscapaciteit en dus het geobserveerde arbeidsinkomen. De groei in de waargenomen inkomens evalueert dus eerst in stijgende en daarna in dalende lijn.

De standaardvergelijking van het effect van scholing en postscholingsinvestering op de groei in het arbeidsinkomen is de Mincer-type loonfunctie (1):

$$\ln y_i = a + bs + ct + dt^2 \quad (2.8)$$

waar b het rendement van het onderwijs voorstelt; het stijgend en dalend verloop van de postscholingsinvestering wordt opgevangen in de c en d coëfficiënten.

In het empirisch gedeelte zullen de vergelijkingen (2.7) en (2.8) als een eenvoudig recursief model in hun structurele vorm geschat worden. Daarna becijferen we de schattingsresultaten van de gereduceerde vorm.

3. BESCHRIJVING VAN DE DATA

Om dit model te schatten werd gebruik gemaakt van een onderzoek gevoerd te Luik tijdens het kalenderjaar 1970 naar het budget en de levensvoorwaarden van de gezinnen. Het betreft een steekproef van 522 families van Belgische nationaliteit waarvan de echtgenoten een eerste huwelijk hadden afgesloten en die geen tot hoogstens 4 kinderen telden. Het gezinshoofd was arbeider of bediende en de kinderen waren schoolplichtig en/of financieel afhankelijk van hun ouders. Het unieke

(1) Deze vergelijking wordt volledig afgeleid in appendix B.

van deze enquête is dat tevens informatie wordt verstrekt over een aantal socio-economische karakteristieken van de grootouders. De data beslaan derhalve twee generaties. Zo beschikten we b.v. over de scholingsgraad, het beroep en een indicator van de financiële situatie van de grootvader. Van de man is het arbeidsinkomen, het scholingsniveau en het aantal in leven zijnde broers en zusters gekend. De variabelen die we uit de steekproef benutten in de schattingen worden nu bondig beschreven en gedefinieerd in tabel 1.

Het scholingsniveau van de mannen wordt geregresseerd op een aantal familiale gegevens. Om de invloed van hogere studies te ondervangen werd volgens de SPLINE-techniek (cfr. Poirier '76) een variabele geconstrueerd die het positieve verschil tussen het effectief aantal jaar onderwijs en 12 jaar opleiding weergeeft. In de data is geen directe maatstaf voor bekwaamheid voorhanden zoals b.v. het I.Q. Het weglaten van de bekwaamheidsvariabele zou tot een vertekening in de schattingsresultaten kunnen leiden. In de loonfunctie impliceert het niveau van de investeringen in menselijk kapitaal voorgesteld door de scholingsgraad, echter een maatstaf voor aangeboren talent. De afwezigheid van een directe meting van de begaafdheid stelt in deze context derhalve geen ernstig probleem.

Als gezinsgrootte-variabele werd het totaal aantal in leven zijnde broers en zusters van de man genomen. Bij de schattingen van de gereduceerde vorm over twee generaties hielden we tevens rekening met de invloed van het aantal kinderen van de man op zijn prestaties op de arbeidsmarkt.

Het onderwijsniveau van de vader (in de steekproef is dit de grootvader langs vaders zijde) werd aangewend als maatstaf voor de ouderlijke efficiëntie. Bij een gegeven ouderlijk inkomen werd een hoger scholingspeil van de vader geïnterpreteerd als een hogere graad van efficiëntie in de opvoeding van de kinderen thuis.

De leeftijd van de mannen werd gebruikt als proxy voor de scholingskost. Gezien de stijgende trend van het gemiddeld inkomen per capita in België ligt het voor de hand dat hoe ouder de mannen zijn, hoe duurder het was om te studeren. Bovendien kunnen we spreken van een structurele breuk, een cohorte-effekt in de onderwijskost gesitueerd om en bij de tweede wereldoorlog.

Tabel 1. Definitie van de variabelen

Theoretische variabele	Empirische maatstaf	Mnemo technische afkorting
Investering in menselijk kapitaal	Aantal jaren scholing van de man	SCHMAN
	Additioneel effect van hogere studies (>12jaar)	SCHUMAN
Gezinsgrootte	Aantal in leven zijnde broers/zusters van de man	KINMAN
	Aantal kinderen van de man	KIN
Inkomen van de ouders	Inkomensindicator van de ouders (1)	FIN
Efficiëntie van de ouders	Aantal jaren scholing van de vader	SCHFAT
Efficiëntie van de vrouw	Aantal jaren scholing van de echtgenote	SCHFFM
Kost van investering in menselijk kapitaal	Leeftijd van de man in jaar	AGEM
Post-scholingsinvestering in menselijk kapitaal	Aantal jaar werkervaring van de man	EXP
Arbeidsinkomen	Loon van de man op jaarbasis in fr.	AGEMPR
Andere karakteristieken	Leeftijd kwadraat	AGEMSQ
	Ervaring kwadraat	EXPSQ
	Additioneel effect van leeftijd vóór W.O.II (zie tekst)	AGEMPR
<p>(1) In de enquête werd de vraag over de financiële situatie van de ouders beantwoord door de zoon (=man). Mogelijke antwoorden waren: 1. zeer moeilijk; 2. moeilijk; 3. eerder moeilijk; 4. eerder comfortabel; 5. comfortabel.</p>		

Deze verandering in de kost van onderwijs werd geschat als een bilineaire "spline" funktie. (De spline-techniek wordt o.m. gebruikt in een aantal gevallen waar de economische theorie a priori een continue maar stuksgewijs verband suggereert. De stukgewijze aard van de funktie reflecteert de structurele verandering.)

In de volgende sectie worden de empirische resultaten besproken.

4. EMPIRISCHE RESULTATEN

Algemeen gesproken kan men een verschuiving vaststellen naar een langere scholing. Uit tabel 2 blijkt b.v. 58.6 % van de vaders slechts lagere school achter de rug hebben en 13.8 % hoger niet-universitair of universitair onderwijs genoten. Met ongeveer 78 % middelbaar en 22 % hoger onderwijs zijn hun zonen duidelijk beter geschoold.

Tabel 2. Procentuele verdeling van vaders en zonen naar onderwijsniveau

	Lager onderwijs	Lager middelbaar	Hoger middelbaar	Niet-universitair	Universitair
vaders	58.6	16.1	11.5	6.3	7.5
zonen	28.9	24.3	24.5	11.1	11.1

a. overgangswaarschijnlijkheden

De invloed die uitgaat van de scholingsgraad van de ouders op die van hun kinderen kan wellicht het duidelijkst geïllustreerd worden aan de hand van overgangsprobabiliteiten. Hiermee wordt de kans bedoeld dat een kind van ouders met een bepaald opleidingsniveau, in een hogere klasse ingedeeld kan worden.

Opvallend is dat +43 % van de laaggeschoolde mannen een laaggeschoolde vader hebben en omgekeerd hebben 46 % van de mannen met een universitair diploma een hoger geschoolde vader. Indien de vader slechts lager onderwijs genoten heeft is er 48 % kans dat de zoon middelbaar onderwijs volgt en slechts 11.8 % kans dat hij verder studeert.

Tabel 3. Overgangswaarschijnheden tussen het scholingsniveau van vader en zoon uitgedrukt in procenten

Zoon Vader	Lager onderwijs	Lager middelbaar	Hoger middelbaar	Niet- universitair	Universitair
Lager onderwijs	42.81	25.82	19.61	6.54	5.23
Lager middelbaar	9.52	27.38	24.52	15.48	13.10
Hoger middelbaar	13.33	26.67	30.	15.	15.
Niet- universitair	12.12	21.21	36.36	18.18	12.12
Universitair	0	5.13	23.08	25.64	46.15

Als de vader echter universitair geschoold is liggen de kansen van de zoon veel beter: er is een waarschijnlijkheid van 46 procent dat hij ook tot die categorie behoort. De kans op degradatie tot middelbaar onderwijs is 28 % en mag derhalve klein genoemd worden.

We kunnen dus stellen dat de opleiding van de ouders een aanzienlijke rol zal spelen in de scholingsgraad en daaruitvoortvloeiend de beroepsmogelijkheden en tewerkstellingskansen van hun kinderen.

b. Schattingsresultaten

De frequentietabel betreffende de scholingsgraad van vader en zoon gaf reeds een duidelijke indicatie van het belang van het menselijk kapitaal van de ouders op de opleidingskansen van hun kinderen. Deze en andere verbanden in het intergeneratieneel transmissiemechanisme van menselijk kapitaal worden nu verder geanalyseerd in de onderstaande regressie-analyses. In eerste instantie worden de schattingsresultaten gegeven van de structurele scholings- en loonparameters. Daarna volgt de berekening van de gereduceerde vorm

$$\begin{aligned}
 \text{SCHMAN} = & .345 \text{ FIN}^{\#} + .192 \text{ SCHFAT}^{\#} - .281 \text{ KINMAN}^{\#\#} + .168 \text{ AGEM}^{\#} \\
 & (.085) \quad (.035) \quad (.188) \quad (.030) \\
 & - .292 \text{ AGEMPR}^{\#} + 2.219 \\
 & (.090)
 \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = .127$$

$$\text{d.f.} = 514$$

$$\sigma_{\mu} = 3.184$$

* = 1 % significantiedrempel

** = 10 % significantiedrempel

De cijfers tussen haakjes zijn de
geschatte standaarddeviaties

Deze schattingsresultaten voldoen aan de a-priori-verwachtingen die uit het model naar voren komen:

Het inkomen van de vader (FIN) is een element van opportuniteit in de scholingsbeslissing en heeft een positieve invloed op het aantal jaren onderwijs die de zoon geniet. De inkomenselasticiteit is vrij klein, nl. 0.113, geëvalueerd op het gemiddelde scholingspeil van de zonen, (d.i. 10 jaar en 2 maanden). Ouders die zich in een hoge inkomens-categorie bevinden verlangen dus meer kwaliteit of langduriger opleiding voor hun kinderen.

De scholingsgraad van de vader (SCHFAT) heeft een zeer significante coëfficiënt in de scholingsvergelijking. Dit strookt met de a-priori predicties van onze theoretische analyse. Meer geschoolde ouders produceren op efficiëntere wijze menselijk kapitaal bij hun kinderen omdat ze minder tijd en middelen nodig hebben om een bepaald niveau te bereiken. Indien van twee mannen de ene 5 jaar langer gestudeerd heeft dan de andere zal de zoon van de eerste één jaar langer school lopen, ceteris paribus.

Een groter gezin betekent zwaardere financiële en tijdskosten voor de ouders om hun kinderen een bepaald opleidingsniveau te bieden. Uit de schatting bleek ook de negatieve invloed op de scholingsgraad wanneer de man uit een groot gezin kwam (KINMAN). Zo b.v. studeert een man uit een gezin met 5 kinderen gemiddeld anderhalf jaar minder dan iemand zonder broers of zusters, gegeven de andere factoren. De kost van onderwijs (uitgedrukt in de leeftijdsvariabele AGEMPR) voor de mannen die tijdens de tweede wereldoorlog ouder waren dan 12 jaar, (d.i. lagere schoolleeftijd voorbij) beïnvloedde hun scholingspeil of statistisch zeer significante wijze, negatief.

Dit stemt overeen met het historische gegeven dat tijdens de economische crisis van de dertiger jaren voornamelijk beroep werd gedaan op goedkope, jeugdige arbeiders. Hierdoor werd de opportuniteitskost van hogere en zelfs middelbare studies voor de meeste gezinnen ondraaglijk. Na de tweede wereldoorlog onderkennen we echter de invloed van de economische heropleving. Het onderwijsniveau van de cohorte die in de na-oorlogse periode school liep ligt beduidend hoger dan voordien.

Als we de netto-prijselasticiteit van onderwijs (d.w.z. de totale invloed van de scholingskost minus het cohorte effect) berekenen is dat $-.41$ (1). Onderwijs is derhalve een noodzakelijk goed.

Deze resultaten geven de familiale invloed weer van het scholingsgedrag van de mannen in de steekproef of m.a.w. de vraag naar scholing vanuit het gezin.

Om het effect van de scholings- en postscholingsdeterminanten kwantitatief te evalueren werd het arbeidsinkomen van de mannen op jaarbasis geregresseerd aan het aantal jaren genoten onderwijs en hun leeftijd. De geschatte coëfficiënten van deze functie waren:

$$\ln \text{ EARN} = .072 \text{ SCHMAN}^{\#} + .025 \text{ EXP}^{\#} - .0004 \text{ EXPSQ}^{\#\#} + 11.124$$

(.004) (.007) (.0002)

$$\bar{R}^2 = .375$$

$$\text{d.f.} = 516$$

$$q_{\mu} = .313$$

= 1 % significantiedrempel

** = 2.5 % significantiedrempel

Gemiddeld bedraagt de interne opbrengstvoet van een bijkomend jaar onderwijs 7.2 percent. De arbeidservaring van de man is in kwadratische vorm opgenomen en levert een bijkomend post-scholingsrendement van $+ 2.5$ % (2).

(1) Deze netto-prijselasticiteit werd a.v. berekend: $\left(\frac{d \text{ SCHMAN}}{d \text{ AGEM}} - \frac{d \text{ SCHMAN}}{d \text{ AGEMPR}} \right) \frac{\text{AGEM}}{\text{SCHMAN}}$ waar # SCHMAN en AGEM geëvalueerd werden op hun gemiddelde.

(2) Voor de volledige interpretatie van de coëfficiënten verwijzen we naar appendix B.

Schat men deze Mincer-functie op basis van de leeftijd van de man dan ligt het verklaarde gedeelte van de variantie in de groeivoet van de arbeidsinkomens iets hoger, nl. 40.12 %. De reden hiervoor is dat leeftijd naast de jobservaring ook anciënniteitseffecten weergeeft.

$$\ln \text{ EARN} = .062 \text{ SCHMAN}^{\#} + .063 \text{ AGEM}^{\#} - .007 \text{ AGEMSQ}^{\#\#} + 10.166$$

(.004)
(.017)
(.0002)

$$\bar{R}^2 = .4012$$

$$\text{d.f.} = 516$$

$$\hat{\sigma}_{\mu} = .3068$$

: 1 % significantiedrempel

** : 2.5 % significantiedrempel

Het totale interne rendement van scholings- en postscholingsinvesteringen is in dit geval + 12.5 %.

Zoals we hebben gezien beïnvloedden familiale factoren als scholingsgraad van de vader, gezinsgrootte, opleidingskosten, enz. het aantal jaren onderwijs dat iemand geniet. Deze investeringen in menselijk kapitaal tesamen met de training en bijscholing na voltijds onderwijs hebben dan weer een impact op de groeivoet van het arbeidsinkomen tijdens iemand's aktief leven. Er is derhalve een recursief verband tussen de familiale achtergrond, scholing en arbeidsinkomen dat we a.v. schatten:

$$\ln \text{ EARN} = .131 \text{ SCHUMAN}^{\#} + .010 \text{ SCHFAT}^{\#} - .045 \text{ KINMAN}^{\#} + .013 \text{ FIN}^{\#}$$

(.011)
(.003)
(.018)
(.008)

$$- .057 \text{ AGEM} + .001 \text{ AGEMSQ} - .090 \text{ AGEMPR}^{\#} + 12.344$$

(.037)
(.0006)
(.022)

$$\bar{R}^2 = .3940$$

$$\text{d.f.} = 512$$

$$\hat{\sigma}_{\mu} = .3086$$

Gegeven de familiale omstandigheden en ervaring bedraagt het additioneel effect van universitaire studies (SCHUMAN) op de groeivoet van het arbeidsinkomen voor de mannen op 34 jarige leeftijd 8 procent. De meer geschoolde vader (SCHFAT) verhoogt het arbeidsinkomen van zijn zoon door een meer efficiënte opvoeding met ongeveer 9.7 procent.

De zwaardere financiële en tijdskosten die in grote gezinnen (KINMAN) het gemiddelde onderwijsniveau van de kinderen naar beneden halen hebben uiteraard nefaste gevolgen op de evolutie van het arbeidsinkomen. Voor deze steekproef betekent dit een daling in het arbeidsinkomen van \pm 8.5 procent over de levenscyclus.

Kinderen van welvarende ouders (FIN) ondervinden een stijging van gemiddeld 4 % in hun arbeidsinkomen omdat hun ouders hen een langduriger opleiding aanboden.

De coëfficiënten van de leeftijd (AGEM, AGEMSQ) zijn niet significant. Deze variabele kapt teert in de gereduceerde vorm echter zowel de kost van menselijk kapitaal als de ervaring in de arbeidsmarkt. Ten slotte betekende het na-oorlogse cohorte-effect in het onderwijs een stijging van 6 % in het gemiddeld arbeidsinkomen van de steekproef.

5. SAMENVATTING EN BESLUIT

In de voorbije secties werd op basis van een altruïstisch model een vraag afgeleid naar scholing vanuit de gezinshuishoudingen. Door de klemtoon te leggen op de interactie tussen het aantal kinderen en hun scholingsgraad hielden we tevens rekening met de resultaten uit de fertiliteitsliteratuur.

Naast de positieve inkomenseffecten volgde uit de vraagvergelijking o.m. het inverse verband tussen gezinsgrootte en de investeringen in menselijk kapitaal en tussen de prijs en de kwantiteit gevraagde scholing. De andere effecten zoals de efficiëntie van de ouders, bekwaamheid en maatschappelijke invloeden moesten empirisch bepaald worden.

Hoewel enige spreiding in de interne opbrengstvoet van investeringen in menselijk kapitaal tussen verschillende individuen voor de hand ligt nemen we aan dat de verschillen in arbeidsinkomens voornamelijk verklaard werden door verschillende familiale opportuniteitskosten. Daarom zouden we loonfuncties gaan schatten: verschillen in gemeten investeringen in menselijk kapitaal wegens uiteenlopende familiale omstandigheden zouden een goede verklaring moeten geven voor inkomensvariatiën indien de hypothese juist is.

Het model werd empirisch getest op basis van enquête-gegevens verzameld bij 522 gezinnen te Luik. Mits het gebruik van een aantal benaderende variabelen was de schatting van het model mogelijk.

Een aantal conclusies kunnen getrokken worden uit bovenstaande analyse:

1. De hypothese van selectieve continuïteit houdt in dat ondanks grote verschuivingen in sociale waarden en normen een aantal sleutel-elementen van generatie tot generatie worden overgeheveld. In de sociologische literatuur rekende men o.m. arbeidsmotivatie en prestatiedrang tot de 'blijvers'. Onze empirische resultaten wezen duidelijk op de sterke invloed van de scholingsgraad van de ouders op die van hun kinderen en zijn aldus consistent met de gestelde hypothese.
2. Zoals a-priori voorspeld aan de hand van de afgeleide vraag naar scholing vonden we dat de financiële situatie van de ouders een positieve rol speelde in de opportuniteiten tot onderwijs. Ook heeft de prijs van onderwijs een negatieve invloed op het gemiddeld aantal scholingsjaren dat wordt gevolgd. Opvallend was echter het 'inhaal' effect dat zich voordoet bij de cohorte die school liep na de tweede wereldoorlog. Deze resultaten stroken tevens met de theorie van het menselijk kapitaal.
3. Ten slotte had de gezinsgrootte in de ouderlijke familie een duidelijk negatieve invloed op het onderwijsniveau en derhalve op de evolutie in de arbeidsinkomens wat conform is met de kwantiteits-kwaliteits-trade-off zoals gesuggereerd in de fertiliteitstheorie.

BIBLIOGRAFIE

- DAVIDSON H., "The Top of the World is Flat", Harvard Business Review, March-April 1977, pp.89-99.
- FREEMAN R.B., The Market for College-Trained Manpower. A Study of the Economics of Career Choice. Cambridge, Mass. Harvard University Press, 1971, p.690.
- FURSTENBERG F., Ir., "Transmission of attitudes in the family". Unpublished doctoral dissertation. Comumbia University, 1967.
- GOODE W.J., "The Role of the Family in Industrialization", in Selected Studies in Marriage and the Family. ed. by R. WINCH, L.W. GOODMAN, Holt, Rinehart & Winston, 1968, pp.64-70.
- GRILICHES Z. and W.M. MASON, "Education, Income and Ability", Journal of Political Economy, 80, part II, 1972, pp.74-103.
- HAUSE J.C., "Earnings Profiles: Ability and Schooling", Journal of Political Economy, 80, part II, 1972, pp.108-138.
- HECKMAN J.J., "A Life Cycle Model of Earnings, Learning and Consumption", Journal of Political Economy, 84, 1976, p.16.
- HILL R., N. FOOTE, J. ALDOUS, R. CARLSON and MACDONALD, Family Development in three Generations, Cambridge, Mass., Schenkman, 1970.
- KANDEL D., and G. LESSER, Youth in Two Worlds. San Francisco, Jossey Bass, 1972.
- KERCKHOFF A.C. and P. HUFF, "Parental Influence on Educational Goals", Sociometry, 37, 1974, pp.307-327.
- KNIGHT F.H., "The Ethics of Competition", in The Ethics of Competition, New York, Allen en Unwin, 1935, p.65.
- MINCER J., Schooling, Experience and Earnings. New York, N.B.E.R., 1974,
- NONNEMAN W.L., "The Market for Physicians. A Recursive Model for Belgium", SESO-working paper, 1981, p.9.
- OGBURN W.F., "The Changing Functions of the Family", in Selected Studies in Marriage and the Family. ed. by R.F. Winch en L.W. Goodman, Holt, Rinehart & Winston, 1968.
- POIRIER D.J., The Econometrics of Structural Change. Contributions to Economic Analysis. North-Holland Publ.Cy., 1976, 206 p.
- ROSEN S., "A Theory of Life Earnings", Journal of Political Economy, 84, 1976, p.47.
- TAUBMAN P.J. and T.J. WALES, "Higher Education, Mental Ability and Screening", Journal of Political Economy, 81, febr.1973, pp.28-55.
- TROLL L.E., B.L. NEUGARTEN and R.J. KRAINES, "Similarities in values and other personality characteristics in college students and their parents", Merrill-Palmar Quarterly, 15, 1969, pp.323-336.

APPENDIX A.

1. Uit de maximering van de nutsfunctie $U=U(C,Z)$ gegeven de budget-restrictie $I=\pi_Z \cdot Z + \pi_C \cdot C$ volgt dat de vraag naar het nutsgoed kinderen gelijk is aan $C=C(\pi_C, \pi_Z, I)$.

De totaal-differentiaal is dan:

$$dC = \frac{\partial C}{\partial I} \cdot dI + \frac{\partial C}{\partial \pi_C} \cdot d\pi_C + \frac{\partial C}{\partial \pi_Z} \cdot d\pi_Z \quad (\text{A.1})$$

In procentuele veranderingen is dat:

$$\frac{dC}{C} = \frac{I}{C} \cdot \frac{\partial C}{\partial I} \cdot \frac{dI}{I} + \frac{\pi_C}{C} \cdot \frac{\partial C}{\partial \pi_C} \cdot \frac{d\pi_C}{\pi_C} + \frac{\pi_Z}{C} \cdot \frac{\partial C}{\partial \pi_Z} \cdot \frac{d\pi_Z}{\pi_Z} \quad (\text{A.2})$$

$$\text{of } EC = \eta_I \cdot EI + \epsilon_{\pi_C} \cdot E\pi_C + \epsilon_{\pi_Z} \cdot E\pi_Z \quad (\text{A.2'})$$

waarin $EC = \frac{dC}{C}$ enz., $\epsilon_i, i=\pi_C, \pi_Z$ de prijselasticiteiten en η_I de inkomenselasticiteit van het nutsgoed kinderen zijn.

Uit de Slutsky-vergelijking volgt voor de kruiselingse prijs-elasticiteiten

$$\frac{\partial x_i}{\partial p_j} = \left[\frac{\partial x_i}{\partial p_j} \Big|_{dU=0} \right] - x_j \frac{\partial x_i}{\partial I} \quad (\text{A.3})$$

$$\text{of } \epsilon_{ij} = \epsilon_{ij}^S - k_j \cdot \eta_I \quad (\text{A.3'})$$

waarin ϵ_{ij}^S een gecompenseerde kruiselingse prijselasticiteit voorstelt.

Nu geldt bij definitie dat (1):

$$\frac{I \cdot \left[\frac{\partial x_i}{\partial p_j} \Big|_{dU=0} \right]}{p_i \cdot x_j} = \sigma_{ij} = \frac{p_j}{x_i} \left[\frac{\partial x_i}{\partial p_j} \Big|_{dU=0} \right] = \frac{\epsilon_{ij}^S}{k_j} \quad (\text{A.4})$$

I

(1) Zie H. Varian, Microeconomic Analysis, W.W. Norton & Company, New York, 1978, pp. 44-46.

$$\text{Derhalve is } \varepsilon_{ij} = (1-k_j)(\sigma_{ij} - \eta_I) \quad (\text{A.5})$$

Analoog geldt dat:

$$\varepsilon_{ij} = k_i \eta_I + (1-k_i)\sigma_{ij} \quad (\text{A.5'})$$

Vullen we deze definitierelaties in vergelijking (A.2') in dan wordt deze:

$$EC = \eta_I \cdot EI - (k\eta + (1-k)\sigma) \cdot E\pi_C + (1-k)(\sigma - \eta) \cdot E\pi_Z \quad (\text{A.6})$$

waarin η de inkomenselasticiteit van de vraag naar C is; σ is de substitutie-elasticiteit tussen C en Z en k is het aandeel van het inkomen besteed aan C ($= \frac{\pi_C \cdot C}{I}$).

Vermits de produktiefunctie $C=C(Q,N)$ lineair homogeen is geldt:

$$E\pi_C = \frac{\pi_N \cdot N}{\pi_C \cdot C} \cdot E\pi_N + \frac{\pi_Q \cdot Q}{\pi_C \cdot C} \cdot E\pi_Q \quad (\text{A.7})$$

waar π_Q de eenheidsprijs van de kwaliteit is; π_N is de eenheidsprijs van een additioneel kind.

2. Om de elasticiteit van de afgeleide vraag naar scholing te berekenen vertrekken we van de totale kostenfunctie (F) van het nutsgoed kinderen. Dan geldt volgens Euler's theorema voor een produktiefunctie met constante meeropbrengsten dat:

$$F^*(C, \pi_N, \pi_Q) = C \cdot f(\pi_N, \pi_Q) \quad (\text{A.8})$$

waarin f de eenheidskostenfunctie is, en $\pi_c = f(\pi_N, \pi_Q)$ de eenheidskost voor de diensten van kinderen in het gezin.

De vraag naar C tegen een prijs π_c is: $C^D(\pi_c) = C(\pi_c)$.

Volgens Shephard's lemma kan uit (A.8) de onconditionele vraag naar scholing (Q^D) worden afgeleid:

$$Q^D = C(\pi_c) \cdot \frac{\partial f(\pi_N, \pi_Q)}{\partial \pi_Q} \quad (\text{A.9})$$

$$\text{en } \frac{\partial Q}{\partial \pi_Q} = \frac{\partial C}{\partial \pi_c} \cdot \frac{\partial \pi_c}{\partial \pi_Q} \cdot \frac{\partial f}{\partial \pi_Q} + C \cdot \frac{\partial^2 f}{\partial \pi_Q \partial \pi_Q} \quad (\text{A.10})$$

$$\text{met } \pi_c = f(\pi_N, \pi_Q) \quad \text{of} \quad \frac{\partial \pi_c}{\partial \pi_Q} = \frac{\partial f}{\partial \pi_Q}$$

Volgens het Euler theorema geldt tevens dat

$$\frac{\partial^2 f}{\partial \pi_Q \partial \pi_Q} \cdot \pi_Q + \frac{\partial^2 f}{\partial \pi_Q \partial \pi_N} \cdot \pi_N = 0 \quad (\text{A.11})$$

$$\text{of} \quad \frac{\partial^2 f}{\partial \pi_Q \partial \pi_Q} = - \frac{\partial^2 f}{\partial \pi_Q \partial \pi_N} \cdot \frac{\pi_N}{\pi_Q}$$

Ingevuld in (A.10) geeft dit:

$$\frac{\partial Q}{\partial \pi_Q} = \frac{\partial C}{\partial \pi_c} \cdot \frac{\partial f}{\partial \pi_Q} \cdot \frac{\partial f}{\partial \pi_Q} - C \cdot \frac{\partial^2 f}{\partial \pi_Q \partial \pi_N} \cdot \frac{\pi_N}{\pi_Q} \quad (\text{A.12})$$

of in elasticiteiten:

$$\frac{\partial Q}{\partial \pi_Q} \cdot \frac{\pi_Q}{Q} = \frac{\pi_Q}{Q} \cdot \frac{\partial C}{\partial \pi_c} \cdot \frac{C}{\pi_c} \cdot \frac{\pi_c}{C} \cdot \frac{\partial f}{\partial \pi_Q} \cdot \frac{\partial f}{\partial \pi_Q} - \left(C \cdot \frac{\partial^2 f}{\partial \pi_Q \partial \pi_N} \cdot \frac{\pi_N}{\pi_Q} \right) \cdot \frac{\pi_Q}{Q} \quad (\text{A.12}')$$

$$\text{vermits } \frac{\partial f}{\partial \pi_Q} = C \cdot \frac{\partial f}{\partial \pi_Q} = Q^D \quad \text{en} \quad \frac{\pi_Q \cdot \frac{\partial f}{\partial \pi_Q}}{\pi_c} = Q$$

$$\text{of } \epsilon_Q^D = \epsilon_C^D \cdot \frac{\pi_Q}{c} \cdot \frac{c}{\pi_c} \cdot \frac{\partial f}{\partial \pi_Q} \cdot \frac{\partial f}{\partial \pi_Q} - C \cdot \frac{\frac{\partial^2 f}{\partial \pi_Q \partial \pi_N} \cdot F}{\frac{\partial f}{\partial \pi_Q} \cdot \frac{\partial f}{\partial \pi_N}} \cdot \frac{\frac{\partial f}{\partial \pi_Q} \cdot \frac{\partial f}{\partial \pi_N}}{F} \cdot \frac{\pi_N}{\pi_Q} \cdot \frac{\pi_Q}{Q}$$

$$\text{of nog: } \frac{\epsilon_Q}{\epsilon \pi_Q} = \frac{\epsilon_C}{\epsilon \pi_c} \cdot \alpha_Q - \alpha_N \cdot \sigma^{\neq} \quad (\text{A.12}'')$$

waarin σ^* de substitutie-elasticiteit is tussen N en Q;

$$\text{en } EC = \frac{1}{\alpha_Q} \left[\frac{EQ}{E\pi_Q} + \alpha_N \cdot \sigma^* \right] \cdot E\pi_C \quad (\text{A.13})$$

Substitueren we (A.13) in vergelijking (A.6), dan wordt deze:

$$EQ = \alpha' \left[yEI - (k\eta + (1-k)\sigma) (\alpha E\pi_N + (1-\alpha)E\pi_Q) + (1-k)(\sigma-\eta) E\pi_Z - \alpha_N \cdot \sigma^* E\pi_Q \right] \quad (\text{A.14})$$

$$\text{met } \alpha' = \frac{\alpha_Q \cdot E\pi_Q}{\alpha E\pi_N + (1-\alpha)E\pi_Q}$$

De produktiefuncties voor N, Q, Z zijn lineair homogeen:

$$N = N(x_N; \beta, D) \quad (\text{A.15})$$

$$Q = Q(x_Q; e, \beta, D)$$

$$Z = Z(x_Z; \beta)$$

waarin x_N , x_Q en x_Z de samengestelde inputs in de produktie van N, Q en Z zijn. De omgevingsvariabele β stelt de scholingsgraad van de ouders voor; D geeft het cohorte-effect weer en e de aangeboren intelligentie. Uit deze vergelijkingen volgt dat:

$$E\pi_N = \alpha_{x_N} E P_N - \partial_{N, \beta} E \beta - \partial_{N, D} E D$$

$$E\pi_Q = \alpha_{x_Q} E P_Q - \partial_{Q, e} E e - \partial_{Q, D} E D \quad (\text{A.16})$$

$$E\pi_Z = \alpha_{x_Z} E P_Z - \partial_{Z, \beta} E \beta$$

$$\text{met } \alpha_{x_N} = \frac{x_N \cdot P_N}{\pi_N \cdot N} \text{ enz. en } \partial_{N, \beta} \text{ de partiële elasticiteit van } \beta \text{ op N enz.}$$

De uiteindelijke uitdrukking voor de afgeleide vraag naar scholing gegeven een aantal familiale factoren is nu:

$$EQ = y EI$$

$$\begin{aligned}
 & + \alpha x_N \{ \alpha(k\eta + (1-k)\sigma) \} EP_N \\
 & - \alpha x_Q \{ (1-\alpha)(k\eta + (1-k)\sigma) + \alpha_N \cdot \sigma^\# \} EP_Q \\
 & + \alpha x_Z \{ (1-k)(\sigma - \eta) \} EP_Z \tag{A.17} \\
 & + \left[\partial_{N,\beta} \cdot \{ \alpha(k\eta + (1-k)\sigma) \} - \partial_{Z,\beta} (1-k)(\sigma - \eta) \right] E \\
 & + \left[\partial_{N,D} \{ \alpha(k\eta + (1-k)\sigma) \} + \partial_{Q,D} \{ (1-\alpha)(k\eta + (1-k)\sigma) \} \right] ED \\
 & + \left[\partial_{Q,e} \{ (1-\alpha)(k\eta + (1-k)\sigma) \} - \alpha_N \cdot \sigma^\# \right] Ee
 \end{aligned}$$

APPENDIX B.^{*}

We hebben een basisloonfunctie gebruikt van de vorm:

$$\ln y_t = a + bs + ct + dt^2$$

waarin y_t het waargenomen arbeidsinkomen in het t^{de} jaar is;
 s is het aantal jaren onderwijs dat werd gevolgd;
 t is het aantal jaren arbeidservaring.

We willen aantonen hoe de assumptie dat over de tijd een afnemende fractie van het arbeidsinkomenspotentieel geïnvesteerd wordt in opleiding, uitgedrukt wordt door de kwadratische term van jaren beroepservaring.

Stel dat het beroepsleven van een individu, inclusief zijn opleidingstijd, begint op 14 jarige leeftijd (d.i. $t=0$). Het arbeidsinkomenspotentieel in het t^{de} investeringsjaar (E_t) inclusief scholingstijd is bij definitie:

$$E_t = y_t + C_t \quad (\text{B.1})$$

waarin C_t de netto-kost van deze investering is.

Hieruit volgt dat $E_0 = y_0 + C_0$, $E_1 = y_1 + C_1$... enz.

Definiëren we tevens:

$$k_t = \frac{C_t}{E_t} \quad (\text{B.2})$$

met k_t de netto-fractie van de arbeidsinkomenscapaciteit die geïnvesteerd werd. Bovendien geldt dat:

$$E_t = E_{t-1} + r \cdot C_{t-1} \quad (\text{B.3})$$

^{*} cfr. J.T. Addison en W.J. Siebert, The Market for Labor. An Analytical Treatment, Goodyear Publishing Cy., 1979, pp.159-163.

(B.3) kan algemeen worden geschreven als:

$$E_t = E_0 + \sum_{j=0}^{t-1} r_j \cdot C_j$$

en in termen van de investeringsfractie wordt dit:

$$E_t = E_0 \cdot e^{\sum_{j=0}^{t-1} r_j \cdot k_j} \quad (\text{B.4})$$

vermits $1+r_j k_j = e^{r_j \cdot k_j}$ indien $r_j \cdot k_j$ klein is.

Drukken we (B.4) uit in natuurlijke logs en veronderstellen we dat de jaarlijkse opbrengstvoet constant blijft $r_0=r_1=r_2=\dots=r$ dan bekomen we:

$$\ln E_t = \ln E_0 + r \sum_{j=0}^{t-1} k_j \quad (\text{B.5})$$

We splitsen nu de k_j sekwentie op in s scholingsjaren en T jaren van netto-postscholingsinvesteringen. t varieert over het actief beroepsleven. Dan kunnen we (B.5) herschrijven als:

$$\ln E_t = \ln E_0 + r_s \cdot \sum_{i=0}^{s-1} k_i + r_p \sum_{j=0}^{t-1} k_j \quad (\text{B.6})$$

waar r_s de opbrengstvoet van genoten onderwijs is en r_p deze van postscholingsinvesteringen.

Veronderstellen we nu een expliciete vorm voor k_i en k_j . B.v.

- 1) $k_i = 1$, waar i varieert over s jaren formeel onderwijs;
- 2) $k_j = k_0 - \left(\frac{k_0}{T}\right) \cdot j$ waar j varieert over het beroepsleven.

Substitueren we dit in (B.6) dan bekomen we:

$$\ln E_t = \ln E_0 + \sum_{i=0}^{s-1} (1) + r_p \cdot \sum_{j=0}^{t-1} \left(k_0 - \frac{k_0}{T} \cdot j \right) \quad (B.7)$$

of nog:

$$\ln E_t = \ln E_0 + r_s \cdot s + r_p \left[k_0 t - \frac{k_0}{2T} \cdot t(t-1) \right] \quad (B.7)'$$

De volgende stap is de substitutie van het waargenomen arbeidsinkomen voor de arbeidsinkomenscapaciteit door gebruik te maken van de relatie: $y_t = E_t (1-k_t)$.

Dit geeft ons:

$$\ln y_t = \ln E_0 + r_s \cdot s + r_p \left[k_0 t - \frac{k_0}{T} \cdot t(t-1) \right] + \ln(1-k_t) \quad (B.8)$$

en $(1-k_t)$ wordt nu ontwikkeld rond een zekere waarde van k_t (b.v. $k_t=0$) door gebruik te maken van een Taylorexpanisie:

$$\ln(1-k_t) \approx -k_t - \frac{k_t^2}{2} = - \left[k_0 - \frac{k_0}{T} \cdot t + \frac{1}{2} \left(k_0 - \frac{k_0}{T} \cdot t \right)^2 \right]$$

vermits we veronderstellen dat $k_t = k_0 - \frac{k_0}{T} \cdot t$

Substitueren wedeze approximatie in (B.8) dan bekomen we

$$\begin{aligned} \ln y_t = & \left[\ln E_0 - k_0 \left(1 + \frac{k_0}{2T} \right) \right] + r_s \cdot s + \left[r_p \cdot k_0 \left(1 + \frac{1}{2T} \right) + \frac{k_0}{T} \left(1 + k_0 \right) \right] T \\ & - \left(r_p \cdot \frac{k_0}{2T} + \frac{k_0^2}{2T^2} \right) \cdot t^2 \end{aligned} \quad (B.9)$$

of $\ln y_t = a + b \cdot s + ct + dt^2$

 $\left(1 + \sum_{i=0}^{s-1} (1) \right) = s$. De tweede term is een rekenkundige reeks, die gesom-
meerd wordt volgens de formule: $\text{som}(R.R.) = N \cdot \left(A - \frac{d}{2} (N-1) \right)$ waar N het
aantal termen is; A is de initiële term, d het verschil.

$$\text{Dus } \sum_{j=0}^{t-1} \left(k_0 - \frac{k_0}{T} \cdot j \right) = t \cdot k_0 - \frac{k_0}{T} \sum_{j=1}^{t-1} (j)$$

$$\text{en } \sum_{j=0}^{t-1} (j) = \frac{t}{2} (t-1)$$

$$\text{Dus } \sum_{j=0}^{t-1} \left(k_0 - \frac{k_0}{T} \cdot j \right) = k_0 \cdot t - \frac{k_0}{2T} \cdot t(t-1)$$