

De bijdrage van de groei in onderwijsdeelname aan de economische groei 1960-1980*

J. Dronkers

Summary

Educational expansion and economic output in The Netherlands 1960-1980

This research analyzes the effect of the educational level of the labor-force on the economic output in The Netherlands from 1960 to 1980. In a departure from the individual level-inferences, often used in prior research, we use an aggregate production function framework to estimate directly educational effects on economic output, net of labor and capital, the two basic factors of production. Despite of the application of several alternatives for educational levels of the different sectors of the labor-force, and for economic output, evidence for effects of educational level are not found. Several explanations of this unexpected result are discussed.

Inleiding

Algemeen wordt verondersteld dat de gegroeide onderwijsdeelname een belangrijke bijdrage heeft geleverd aan de nationale economische groei, met name door de verhoging van het kwalificatieniveau van de beroepsbevolking en door het mogelijk maken van de invoering van meer produktieve technologieën. Deze veronderstelling is zeer wijd verspreid onder politici (bijna ongeacht de richting), onder pressiegroepen (uiteraard de organisaties van onderwijsgevendens, maar ook allerlei andere soorten pressiegroepen aanvaar-

* Dit is een verbeterde versie van een paper gepresenteerd op de Onderwijsresearchdagen 1987 te Groningen.

Mijn dank gaat uit naar B. Kuhry, die mij hielp met de CPB-data, en naar E. James en J. Hartog, die mij hielpen in de verschillende kritieke fasen in dit onderzoek.

De auteur is verbonden aan de Vakgroep Sociologie van de Katholieke Universiteit Brabant, Postbus 90153, 5000 LE Tilburg.

den deze veronderstelling blindelings) en onder het wijdere publiek. Hoogstens verschilt men van mening of bepaalde onderwijstypen een groter effect hebben dan andere, overigens zonder al te veel empirische bewijzen. Toch blijkt uit de buitenlandse wetenschappelijke literatuur (bijv. Craig, 1981) dat de relaties tussen de groei in onderwijsdeelname en economische groei van de samenleving nogal gecompliceerd zijn. De oorzaken van de groei van onderwijsdeelname liggen in een groot aantal gevallen buiten het economisch domein (zie voor Nederlands onderzoek bijv. Dronkers en Van der Stelt, 1987; Kuhry, 1986; Ritzen, 1985). De weinige Nederlandse empirische studies die wijzen op een positieve bijdrage van het onderwijs aan de economische groei (met name Ritzen, 1985) hebben een aantal beperkingen, die met name gelegen zijn in de poging deze macro-relatie tussen onderwijsdeelname en economische groei af te leiden uit het effect van individueel onderwijsniveau op de individuele salarisverschillen. Walters en Rubinson (1983) hebben onlangs een artikel gepubliceerd, waar zij de historische relatie tussen onderwijs en economische produktie in de USA tussen 1890 en 1969 analyseerden. Dit artikel is rechtstreeks geïnspireerd door dit artikel van Walters en Rubinson. Ik probeer hier de historische relatie tussen onderwijs en economische produktie in Nederland tussen 1960 en 1980 te analyseren. Dit artikel is een onderdeel van een reeks voorgenomen studies rond de macro-relaties tussen onderwijsdeelname en sociale en economische kenmerken van de Nederlandse samenleving. (De eerste uit die reeks is Dronkers en Van der Stelt, 1987.) Deze studies zijn bedoeld als eerste stappen ten behoeve van een noodzakelijkerwijze breder opgezet empirisch onderzoeksprogramma rond de macro-relaties tussen onderwijs en samenleving.

Voorafgaande studies

Een van de redenen van de aanname dat de uitbreiding van de onderwijsdeelname bijgedragen heeft aan de economische groei in Nederland, is het sterke effect van de hoeveelheid genoten opleiding op het latere individuele beroepsniveau en inkomen. Allerlei studies hebben steeds dit effect gevonden, ook na controle voor een groot aantal variabelen (Dronkers en Bakker, 1986; Hartog en Van Ophem, 1986; Oosterbeek, 1986; Pfann, 1988; Dronkers, 1988). Maar het is goed mogelijk dat er een positieve relatie bestaat tussen onderwijsniveau en inkomen op het individuele niveau, terwijl er geen positieve relatie bestaat tussen groei in onderwijsdeelname en economische groei op het niveau van de samenleving. Deze positieve opbrengst van onderwijsdeelname voor individuen zonder een positieve opbrengst op macro-

niveau kan verklaard worden uit de rol van onderwijs bij de processen waardoor arbeid en inkomen verdeeld wordt tussen individuen binnen een gegeven economische en sociale structuur (met name de processen op de arbeidsmarkt en op de huwelijksmarkt en de politieke processen die het aantrekken en afstoten van produktiemiddelen belemmeren). Een eventuele positieve macro-opbrengst van onderwijsdeelname voor de economie als geheel kan daarentegen alleen optreden, wanneer de geaggregeerde toename in onderwijsdeelname samengaat met veranderingen in de arbeidsplaatsenstructuur en in de economische structuur (vgl. Boudon, 1974). Het is echter mogelijk dat een algemene toename van de onderwijsdeelname slechts de drempels voor toegang tot gelijke beroepen verhoogt, maar niet bijdraagt tot of een gevolg is van een verandering van de economische structuur. Het is dus mogelijk dat een positieve relatie tussen onderwijs en economische opbrengst op het micro-niveau samengaat met een afwezige relatie tussen onderwijs en economische productie op macro-niveau. Het meeste onderzoek naar de macro-economische opbrengsten van de uitbreiding van onderwijsdeelname in Nederland vindt echter plaats binnen het kader van de marginale produktiviteitstheorie. (Zie opnieuw Ritzen, 1985; ook de verschillende modellen van het Centraal Planbureau gaan uit van deze marginale produktiviteitstheorie, zie bijv. Gelauff, De Jong en Wennekers, 1983.) Hierin wordt immers de relatie tussen onderwijsniveau en inkomens bij individuen gebruikt om de bijdrage van de groei in de onderwijsdeelname aan de nationale economische groei te schatten. Men veronderstelt dan dat het hogere individuele inkomen, verdiend door hoger opgeleide individuen, hun grotere arbeidsproductiviteit weerspiegelt. Immers: op de langere termijn zijn werkgevers alleen bereid aan hoger opgeleiden een hoger inkomen te betalen, voorzover hun produktiviteit inderdaad groter is. Deze veronderstelling ligt ten grondslag aan de meeste schattingen met behulp van produktiefuncties. In een produktiefunctie wordt de economische output opgevat als een functie van de input in de produktie, waarvan arbeid en kapitaal de twee meest belangrijke zijn. De belangrijkste studies binnen deze traditie van produktiefuncties zijn die van Denison (1962, 1967). Hij gebruikte een geaggregeerde produktiefunctie om de bijdrage van onderwijs aan de input te schatten door het corrigeren van de arbeids-input voor de veranderde kwaliteit van de arbeid, zoals die zou blijken uit de opleidingsniveaus van de werknemers. Denison vatte onderwijs dus op als een arbeid-verbeterend proces, waarbij hij veronderstelde dat het opleidingsniveau van de werkende bevolking een deel van de bijdrage van de arbeid aan de economische groei verklaarde. De bijdrage van de arbeid aan de economische groei werd geschat op basis van haar deel van het nationaal produkt, op grond van de veronderstelling dat de produk-

tiefactoren (waaronder arbeid) betaald werden overeenkomstig hun marginale produktiviteit. Hij construeerde vervolgens een index van het onderwijsniveau van de arbeid, gemeten in termen van beloningsverschillen tussen verschillende opleidingsniveaus. Tenslotte vergeleek hij de toename van de arbeidsniveau-index met de toename van een index van het aantal gewerkte mens-uren ('ruwe' arbeid). Voor Nederland concludeerde Denison (1967: 309-311) dat het onderwijs 5% verklaarde van de gemiddelde groei van 4,52% van het nationale produkt tussen 1950 en 1962. Andere factoren zoals toegenomen werkgelegenheid, vooruitgang van de kennis, hoeveelheid gebouwen en machines en groei van de nationale markt waren volgens Denison voor de groei in deze periode veel belangrijker (resp. 17%, 17%, 15%, 11%). Voorzover ik heb kunnen achterhalen, is Denison's methode niet nogmaals op Nederland voor dezelfde of een andere periode toegepast. Wellicht komt dit door de kritiek die op het werk van Denison is geleverd. Men kan inderdaad vraagtekens plaatsen bij de twee eerder genoemde aspecten van zijn aanpak: 1. zijn schatting van het macro-effect van de groei van onderwijsdeelname wordt afgeleid uit geaggregeerde effecten van onderwijs op inkomen voor individuen; 2. deze geaggregeerde inkomensverschillen tussen verschillend opgeleide individuen weerspiegelen hun produktiviteitsverschillen, die alleen voortvloeien uit hun onderwijs en niet uit andere kenmerken van die individuen (bijv. intelligentie, loyaliteit, trainbaarheid).

Ritzen (1986: 68-209) en zijn medewerkers behoren tot de weinigen in Nederland die wel aandacht besteden aan de oorzaken van de economische groei en van de arbeidsproduktiviteit, in relatie tot de gegroeide onderwijsdeelname. Zij blijven echter in hun aanpak binnen de eerder geschetste neo-klassieke aanpak, waarin de parameters van de produktiefunctie worden geschat via de afgeleide arbeidsvraagrelaties. De directe schatting van een macro-economische produktiefunctie met als produktiefactoren kapitaal en verschillende soorten arbeid wijzen Ritzen c.s. als onbetrouwbaar van de hand. Allereerst menen zij dat de data over de kapitaalgoederenvoorraad onbetrouwbaar zijn. Ten tweede wijzen zij op de multicollineariteit van de verklarende variabelen (de produktiefactoren). Wat hun eerste bezwaar tegen directe schatting betreft, meen ik dat de onbetrouwbaarheid van de meting van de kapitaalgoederenvoorraad, zoals die door het CPB vastgesteld wordt aan de hand van gemeten investeringen en geschatte afschrijvingen, door Ritzen c.s. overdreven wordt, gezien tegen het licht van de toch ook betwistbare vooronderstellingen van de indirecte schattingsmethode en de toch ook niet-velekkeloze meting van de variabelen die deze indirecte methode met zich meebrengt. Het gaat er niet om de directe schattingsmethode op te hemelen

in vergelijking met de indirecte, of andersom. Beide methoden, elk met zijn voor- en nadelen, zullen moeten worden toegepast en hun uitkomsten vergeleken worden. Het tweede bezwaar is zeker niet imaginair, maar is tegelijkertijd ook niet onoplosbaar. Er is dus alle reden om ook een directe schatting van een macro-economische produktiefunctie te maken. Een empirische proef op de som gaat hier altijd boven een niet-getoetste constructie van vooronderstellingen.

Naast de reeds genoemde bezwaren tegen een produktieschatting op grond van de marginale produktiviteit, afgeleid uit individuele inkomensverschillen tussen verschillend opgeleiden, is er nog een ander bezwaar tegen deze aanpak, die ook pleit voor een directe macro-schatting. Allereerst kan het onderwijsbestel de werking van de economie beïnvloeden, ook langs wegen die niet tot uitdrukking kunnen komen in produktiviteitsverschillen tussen individuen. Het klassieke voorbeeld is hier de bijdrage van het onderzoek, verricht binnen het onderwijs, aan de groei van de economie. Ten tweede is het onderwijsbestel ook een politieke institutie die behulpzaam kan zijn bij het instandhouden van die sociale en politieke omgeving, die economische ontwikkeling binnen de huidige mondiale en economische verhoudingen mogelijk maakt (onderwijs sociologen noemen dit wel de legitimatiefunctie van het onderwijs). Tenslotte kan het onderwijs via de daarop verworven kennis en inzichten het mens- en wereldbeeld en de daarmee samenhangende waarden en normen beïnvloeden, waardoor de houding en het gedrag t.a.v. arbeid positief, maar ook negatief beïnvloed kan worden. Tegelijkertijd kunnen deze in het onderwijs verworven kennis en inzichten instrumenten voor werknemers zijn om de macht van hun werkgevers over hun produktie te verkleinen.

Al deze mogelijke effecten van onderwijsdeelname op de economische groei, die niet in salarisverschillen doorwerken (sommige economen spreken van de sociale opbrengst van het onderwijs), pleitten ook voor een directe schatting.

Gegeven al deze overwegingen, meen ik dat een directe schatting van een macro-produktiefunctie een minstens even bevredigende benadering van de vaststelling van de bijdrage van het onderwijs aan de economische groei is. Dit betekent dat de onderwijskwalificaties van de beroepsbevolking en de kapitaalgoederenvoorraad over een aantal jaren gemeten moeten worden en dat beide variabelen expliciet en direct in de te schatten produktiefunctie opgenomen moeten worden. Zoals reeds gezegd zijn Walters en Rubinson (1983) hierbij mijn voorbeeld.

De data heb ik ontleend aan openbare CBS- en CPB-publicaties.

1. Bruto-nationaal produkt. Gebruikt is het reële bruto-nationaal produkt uit het Centraal Plan 1970 en 1985, waarbij de breuk in de berekeningswijze van 1968 is verdisconteerd (BNP). De produktie, geleverd door de kwartaire sector, is in het BNP opgenomen als de som van de lonen, betaald aan werknemers binnen de kwartaire sector. Deze schatting vloeit voort uit het onvermogen van de economen de overheidsproduktie te meten. Daarom gebruik ik naast het BNP ook de variabele 'produktie van bedrijven tegen bruto factorkosten, exclusief aardgas', in reële prijzen. Dit kan als de beste indicator van de economische produktie beschouwd worden (BPB).

2. Kapitaalgoederenvoorraad. Deze heb ik gekregen van het CPB (zie verder Gelauff, 1986). Het gaat hier om een schatting van de kapitaalgoederenvoorraad voor de bedrijfssector, exclusief delfstofwinning, woningbezit, kwartaire sector en aardolie-industrie in reële prijzen. De gemeten investeringen in outillage en transportmiddelen vormen de harde grondslag van deze schatting; het geschatte deel heeft betrekking op de technische overlevingsfractie van de kapitaalgoederenjaargang van het tijdstip $t - n$ (meer populair: het afschrijvingspercentage van vroeger aangeschafte kapitaalgoederen). Gegeven het veelvuldig gebruik van deze schatting in het capaciteitsblok van FREIA en KOMPAS en de weinig complexe veronderstellingen, nodig bij deze schatting, lijkt het mij redelijk dat ik deze CPB-reeks voor de kapitaalgoederenvoorraad als datum hanteer (KAPITAAL).

3. De opleidingsniveaus van de beroepsbevolking. Jansen, Ritzen en Van der Sluis (in: Ritzen, 1985: 182-194) hebben de opleidingsniveaus van de beroepsbevolking tussen 1960 en 1981 gereconstrueerd. Op grond van volkstellingengegevens, arbeidskrachtentellingen en terug- en uitstroomcijfers voor het onderwijs hebben zij deze reconstructie uitgevoerd. Het zou te veel ruimte in beslag nemen, indien ik hier de uitgevoerde reconstructie beschreef. Het resultaat is de beroepsbevolking in aantallen van 1000 personen tussen 1960 en 1980, uitgesplitst per opleidingsniveau: lager (lager onderwijs, LBO of MAVO e.d. zonder diploma); uitgebreid lager (LBO of MAVO met diploma; HAVO of VWO zonder diploma); middelbaar (MBO, HAVO of VWO met diploma; HBO of WO zonder diploma); semi-hoger (HBO met diploma); hoger (WO met diploma). Dit resultaat heb ik als datum overgenomen (LAGER; UITGEB; MIDDEL; SEMI; HOGER).

4. Op soortgelijke wijze reconstrueert Van der Sluis (in: Ritzen, 1985: 195-199) het aantal werkzame personen in de kwartaire sector naar opleidingsniveau tussen 1960 en 1983. Hij onderscheidt slechts 3 niveaus: ongeschoold

(= lager niveau); geschoold (= uitgebreid lager en middelbaar niveau); en hoog geschoold (semi-hoger en hoger niveau). Ook deze reconstructie heb ik als datum overgenomen (ONGES^k; GESCH^k; HOOGGES^k).

5. Gedurende de periode 1960-1980 is de werktijd per werknemer gedaald: zowel het aantal gewerkte dagen per jaar (van 256 dagen in 1960 tot 234 in 1980), als het aantal gewerkte uren per week (van 48,6 uur in 1960 tot 40,9 uur in 1980). Beide gegevens, ontleend aan het CBS en CPB, kunnen gecombineerd het aantal gewerkte uren per jaar opleveren (UUR).

Uiteraard zou het wenselijk zijn over meer en vooral meer gedetailleerde gegevens te beschikken. Deze waren niet beschikbaar of waren over een te korte reeks van jaren beschikbaar. De hierboven genoemde gegevens zijn slechts voor de periode 1960-1980 allemaal voorhanden. Deze korte beschikbare reeks jaren belette tevens de opname van uitstroomgegevens uit het onderwijs in de analyses. De noodzakelijke tijdsvertraging, die ingebouwd had behoren te worden, zou te lang zijn geweest en zo het aantal bruikbare jaren sterk verkleind hebben.

De totale beroepsbevolking

Om de effecten van de opleiding van de beroepsbevolking op de economische groei te schatten, heb ik, in navolging van de neo-klassieke economie, de economische output opgevat als een functie van de input-factoren kapitaal en hoeveelheid arbeid op de verschillende opleidingsniveaus. Deze relatie beschouw ik om twee redenen als multiplicatief. Allereerst is bijna al het voorafgaand onderzoek op dit terrein gebaseerd op multiplicatieve modellen, die in het economisch onderzoek bekend staan als de Cobb-Douglas-modellen. Ten tweede kent een multiplicatief model interactie tussen de onafhankelijke variabelen, d.w.z. het effect van elke onafhankelijke variabele kan verschillen, afhankelijk van de niveaus van de andere onafhankelijke variabelen. Met andere woorden: het opleidingsniveau van de beroepsbevolking interacteert met kapitaalsgoederen in zijn effect op de economische groei, d.w.z. het effect van de kapitaalsgoederen voorraad op de economische groei neemt toe wanneer het opleidingsniveau van de beroepsbevolking toeneemt. In een lineair model, dat in de sociologie meer gebruikt wordt, zou dit door een afzonderlijke interactie-term weergegeven moeten worden. In een dergelijk lineair model zouden echter de afzonderlijke effecten van de variabelen niet meer vastgesteld kunnen worden. Mijn multiplicatief model kan als volgt worden weergegeven:

$$BNP_t = A * KAPITAAL_t^a * LAGER_t^b * UITGEB_t^c * MIDDEL_t^d * SEMI_t^e * HOGER_t^f * e^g \quad (1)$$

waarbij A, a, b, c, d, e, f en g constanten zijn en t tijd is. De exponent van elke onafhankelijke variabele uit deze vergelijking is de partiële elasticiteit, die geïnterpreteerd wordt als het percentage toename in de output, die verwacht mag worden van één procent toename van deze onafhankelijke variabele. In deze studie ben ik niet uitgegaan van de onnodige veronderstelling dat de som van de parameters van kapitaal en arbeid gelijk moeten zijn aan één. Wel veronderstelt het hier gebruikte Cobb-Douglas-model dat de elasticiteit van substitutie tussen arbeid en kapitaal een constante eenheidswaarde heeft. Ik veronderstel ook geen tijdsvertragingen in de effecten van arbeid en kapitaal, overeenkomstig het algemene gebruik.

Uiteraard is het model deze productiefunctie met meer input-factoren uit te breiden. Veel van de mogelijke kandidaten echter beïnvloeden de economische groei via de arbeid en kapitaalfactoren, zodat opname niet onmiddellijk nodig is. Bovendien leek het mij beter de analyse met een eenvoudiger model te beginnen, dat niet te sterk afwijkt van voorafgaand onderzoek of waarvoor zware vooronderstellingen nodig zijn.

De te schatten vergelijking met het Cobb-Douglas-model kan men krijgen door aan beide zijden van de vergelijking de logaritme te nemen:

$$\ln BNP_t = \ln A + a \ln KAPITAAL_t + b \ln LAGER_t + c \ln UITGEB_t + d \ln MIDDEL_t + e \ln SEMI_t + f \ln HOGER_t + g_t \quad (2)$$

Omdat dit nu een lineaire en additieve vergelijking is, kunnen de parameters in principe met normale regressietechnieken geschat worden.

Er is echter geen sprake van onafhankelijke meting van de variabelen. Tijdreeksen hebben meestal (en ook in dit geval) auto-correlatie. Ostrom (1978: 35-40) behandelt verschillende methoden om deze auto-correlatie aan te pakken. Ik gebruik hier de 'Eerste Verschillen Methode' om voor de eerste-orde auto-correlatie te corrigeren. De vergelijking ziet er dan als volgt uit:

$$\ln BNP_t - \ln BNP_{t-1} = a(\ln KAPITAAL_t - \ln KAPITAAL_{t-1}) + b(\ln LAGER_t - \ln LAGER_{t-1}) + c(\ln UITGEB_t - \ln UITGEB_{t-1}) + d(\ln MIDDEL_t - \ln MIDDEL_{t-1}) + e(\ln SEMI_t - \ln SEMI_{t-1}) + f(\ln HOGER_t - \ln HOGER_{t-1}) + v_t \quad (3)$$

Deze nieuwe vergelijking zegt dat de verandering in de groei van het BNP in jaar t een multiplicatieve functie is van de verandering in de groei van de kapitaalgoederen in jaar t en de verandering van de groei van de opleidingsniveaus van de beroepsbevolking in jaar t .

In principe is het mogelijk vergelijking (3) met de normale regressietechnieken te schatten. Zoals uit tabel 1 blijkt, komen er nog steeds hoge correlaties tussen de onafhankelijke variabelen voor. Met name tussen de variabelen die betrekking hebben op de opleidingsniveaus van de beroepsbevolking, komen hoge correlaties voor. De afname per jaar in het aantal personen in de beroepsbevolking met alleen lager onderwijs loopt bijna parallel met de toename per jaar in het aantal personen in de beroepsbevolking met middelbaar, semi-hoger of hoger onderwijs. Hoewel dit niet het geval is, lijkt het alsof er sprake is van een afhankelijke meting. Ritzen had dus zeker gelijk toen hij wees op de problemen van multi-collineariteit bij een directe schatting.

Toch is een oplossing goed mogelijk door een samenvoeging van de variabelen die de opleidingsniveaus van de beroepsbevolking indiceren. Ik maakte twee soorten nieuwe variabelen:

A. de ruwe arbeidskrachten-variabele. Deze werd verkregen door sommatie van de variabelen LAGER, UITGEB, MIDDEL, SEMI en HOGER tot een nieuwe variabele, die nu alleen het aantal werkzame personen telt (ARBEID);

B. het gemiddeld onderwijsniveau van de beroepsbevolking. Bij de bereke-

Tabel 1. Least-square-correlaties tussen de variabelen van vergelijking 3.

	2	3	4	5	6	7
1	.53	.36	-.09	-.50	-.12	-.49
2		.65	.20	-.78	-.08	-.72
3			.12	-.92	-.67	-.77
4				-.17	-.03	-.17
5					.50	.78
6						.30

Legenda:

1 = $\ln \text{BNP}_t - \ln \text{BNP}_{t-1}$; 2 = $\ln \text{KAPITAAL}_t - \ln \text{KAPITAAL}_{t-1}$; 3 = $\ln \text{LAGER}_t - \ln \text{LAGER}_{t-1}$; 4 = $\ln \text{UITGEB}_t - \ln \text{UITGEB}_{t-1}$; 5 = $\ln \text{MIDDEL}_t - \ln \text{MIDDEL}_{t-1}$; 6 = $\ln \text{SEMI}_t - \ln \text{SEMI}_{t-1}$; 7 = $\ln \text{HOGER}_t - \ln \text{HOGER}_{t-1}$.

ning van deze variabele druk ik de niveauverschillen in opleiding uit in het aantal jaren gevolgd onderwijs: LAGER 6 jaar; UITGEB 9 jaar; MIDDEL 12 jaar; SEMI 15 jaar en HOGER 18 jaar. Uiteraard zijn de jaren gevolgd onderwijs een gestileerde weergave van de grote variatie in de werkelijke studieduur. Op grond hiervan werd vervolgens het gemiddeld aantal jaren onderwijs gevolgd door de beroepsbevolking berekend met de formule

$$\text{NIVEAU}_t = (\text{LAGER} \cdot 6 + \text{UITGEB} \cdot 9 + \text{MIDDEL} \cdot 12 + \text{SEMI} \cdot 15 + \text{HOGER} \cdot 18) / \text{ARBEID} \quad (4)$$

Deze nieuwe variabelen komen vervolgens in de plaats van de factoren LAGER tot HOGER. Wij krijgen dan de volgende formule.

$$\ln \text{BNP}_t - \ln \text{BNP}_{t-1} = a(\ln \text{KAPITAAL}_t - \ln \text{KAPITAAL}_{t-1}) + b(\ln \text{ARBEID}_t - \ln \text{ARBEID}_{t-1}) + c(\ln \text{NIVEAU}_t - \ln \text{NIVEAU}_{t-1}) + v_t \quad (5)$$

Indien wij de parameters van vergelijking 5 schatten, dan krijgen wij het volgende resultaat:

$$\begin{aligned} \ln \text{BNP}_t - \ln \text{BNP}_{t-1} = & .36 (\ln \text{KAPITAAL}_t - \ln \text{KAPITAAL}_{t-1}) \\ & (1.23) \\ - & .35 (\ln \text{ARBEID}_t - \ln \text{ARBEID}_{t-1}) - .12 (\ln \text{NIVEAU}_t - \\ & (1.71) \quad (.434) \\ \ln \text{NIVEAU}_{t-1}) & \quad (6) \end{aligned}$$

De parameters zijn de gestandaardiseerde regressiecoëfficiënten. De getallen tussen de haakjes zijn de t-waarden. De aangepaste R^2 is .25. De Durbin-Watson-test geeft 2.16, wat betekent dat er geen significante auto-correlatie is (grens voor verwerping berekend met Theil-Nagar Q-waarden). Dit resultaat in vergelijking 6 laat zien dat de toename van de groei per jaar van het BNP voortvloeit uit de toename van de groei per jaar van de kapitaalgoederen en uit een afname van de groei per jaar van het aantal werkzame personen. Het opleidingsniveau van de beroepsbevolking speelt een geringere niet-significante rol: een toename in de groei van het opleidingsniveau leidt tot een niet-significante afname in de groei van het BNP. Dit is een merkwaardig resultaat en tegengesteld aan de verwachting. Een toename in de groei van het opleidingsniveau en het aantal werkzame personen had juist tot een toename van de groei van het BNP moeten leiden. Meer verrichte arbeid op een steeds hoger kwalificatie-niveau behoort immers tot een hogere pro-

Tabel 2. Least square-correlaties tussen de variabelen van vergelijking 6.

	2	3	4
1	.50	-.40	-.38
2		-.14	-.72
3			.00

1 = $\ln \text{BNP}_t - \ln \text{BNP}_{t-1}$; 2 = $\ln \text{KAPITAAL}_t - \ln \text{KAPITAAL}_{t-1}$; 3 = $\ln \text{ARBEID-TOT}_t - \ln \text{ARBEID-TOT}_{t-1}$; 4 = $\ln \text{NIVEAU-TOT}_t - \ln \text{NIVEAU-TOT}_{t-1}$.

duktie te leiden. Zoals uit tabel 2 blijkt, zijn de correlaties tussen de onafhankelijke variabelen niet gering, maar niet zo hoog dat hier multicollineariteit in het spel is.

Inspectie van de data leert dat de groei van het BNP na 1971 afzwakte met 1975 als dieptepunt. Tegelijkertijd bleef het aantal werkzame personen en hun opleidingsniveau stijgen. Een belangrijk deel van deze stijging vond in de zgn. kwartaire sector (gemakshalve de (semi-)overheidssector) plaats. In de jaren 70 is de ratio van de beroepsbevolking in overheidsdienst t.o.v. de totale beroepsbevolking relatief sterk toegenomen (van 11.72% in 1960, 12.07% in 1970 tot 14.85% in 1980). Het is daarom nu een logische stap de beroepsbevolking te splitsen in twee sectoren: personen werkzaam in de marktsector en personen werkzaam in de kwartaire sector en dan nogmaals een productiefunctie te schatten.

Markt en kwartaire sector

De gegevens over het opleidingsniveau van de kwartaire sector waren minder gedifferentieerd beschikbaar dan die over de gehele beroepsbevolking.

De volgende reeks vergelijkingen gebruikte ik om de beroepsbevolking te splitsen over de marktsector en de kwartaire sector en hun opleidingsniveau te berekenen.

$$\text{ONGES}_t^m = \text{LAGER}_t - \text{ONGES}_t^k \quad (7)$$

$$\text{GESCH}_t^m = \text{UITGEB}_t + \text{MIDDEL}_t - \text{GESCH}_t^k \quad (8)$$

$$\text{HOOGGES}_t^m = \text{SEMI}_t + \text{HOGER}_t - \text{HOOGGES}_t^k \quad (9)$$

Het gemiddeld opleidingsniveau van de marktsector is op vergelijkbare wijze als in vergelijking 4 vastgesteld.

$$\text{NIVEAU}_t^m = (\text{ONGES}_t^m * 6 + \text{GESCH}_t^m * 11 + \text{HOOGGES}_t^m * 14) / (\text{ONGES}_t^m + \text{GESCH}_t^m + \text{HOOGGES}_t^m) \quad (10)$$

$$\text{ARBEID}_t^m = \text{ONGES}_t^m + \text{GESCH}_t^m + \text{HOOGGES}_t^m \quad (11)$$

Op vergelijkbare wijze werd de omvang en het opleidingsniveau van de kwartaire sector vastgesteld.

Vergelijking 5 kan nu opnieuw geschat worden.

$$\begin{aligned} \ln \text{BNP}_t - \ln \text{BNP}_{t-1} = & .56 \quad (\ln \text{KAPITAAL}_t - \ln \text{KAPITAAL}_{t-1}) - \\ & (1.99) \\ & .24 \quad (\ln \text{ARBEID}_t^m - \ln \text{ARBEID}_{t-1}^m) + .24 \quad (\ln \text{NIVEAU}_t^m - \\ (.86) & \quad (.59) \\ & \text{NIVEAU}_{t-1}^m) + .26 \quad (\ln \text{ARBEID}_t^k - \ln \text{ARBEID}_{t-1}^k) + .10 \\ & (.66) \quad (.43) \\ (\ln \text{NIVEAU}_t^k - \ln \text{NIVEAU}_{t-1}^k) & \quad (12) \end{aligned}$$

De parameters zijn de gestandaardiseerde regressiecoëfficiënten. De getallen tussen de haakjes zijn de t-waarden. De aangepaste R^2 is .21. De Durbin-Watson-test geeft 2.31. Deze ligt boven de bijbehorende Theil-Nagar Q-waarde, hetgeen betekent dat er geen auto-correlatie is. Dit resultaat laat zien dat de groei van het BNP significant positief beïnvloed wordt door de groei in de kapitaalgoederenvoorraad, negatief maar niet significant beïnvloed door de groei van het aantal personen in de marktsector en positief maar ook niet significant beïnvloed door de groei van het aantal personen in de kwartaire sector en de groei van de opleidingsniveaus in beide sectoren. Dit resultaat is bevredigender dan het vorige, hoewel de groei van het aantal werkzame personen nog steeds negatief is en het positieve effect van het opleidingsniveau van de beroepsbevolking in de marktsector niet significant is.

Gedurende de periode 1960-1980 is het gemiddeld aantal uren per jaar dat een werknemer werkt sterk gedaald (van 2488 in 1960 via 2136 in 1970 tot 1914 in 1980). Deze daling van de gemiddelde werktijd ving gedeeltelijk de groei van het aantal werkzame personen op. Dit blijkt o.a. uit het feit dat de groei in arbeidsjaren in de periode 1960-1970 groter was (nl. 514 duizend arbeidsjaren) dan in de periode 1970-1980 (nl. 77 duizend jaren). Daarom lijkt het een logische tweede stap het aantal werkzame personen te vervangen door het aantal gewerkte uren per jaar, waardoor een betere schatting van de hoeveelheid verrichte arbeid mogelijk is.

Arbeidsvolume

Het arbeidsvolume kan berekend worden met behulp van het aantal werku-
ren per jaar (UUR) dat de gemiddelde werknemer werkt. Verondersteld
wordt hierbij dat iedereen binnen de beroepsbevolking, ongeacht zijn oplei-
dingsniveau, hetzelfde gemiddeld aantal uren per jaar werkt.

$$\text{VOLONGES}_t^m = \text{UUR} * \text{ONGES}_t^m \quad (13)$$

$$\text{VOLGESCH}_t^m = \text{UUR} * \text{GESCH}_t^m \quad (14)$$

$$\text{VOLHOOGGES}_t^m = \text{UUR} * \text{HOOGGES}_t^m \quad (15)$$

$$\text{VOLARBEID}_t^m = \text{UUR} * \text{ARBEID}_t^m \quad (16)$$

Op soortgelijke wijze kan dit arbeidsvolume per opleidingsniveau voor de
kwartaire sector berekend worden. Vergelijking 12 kan nu opnieuw geschat
worden, nu op basis van het arbeidsvolume in plaats van het aantal werk-
nemers.

$$\ln \text{BNP}_t - \ln \text{BNP}_{t-1} = .66 (\ln \text{KAPITAAL}_t - \ln \text{KAPITAAL}_{t-1}) - \quad (2.30)$$

$$.29 (\ln \text{VOLARBEID}_t^m - \ln \text{VOLARBEID}_{t-1}^m) + .21 (\ln \text{NIVEAU}_t^m \quad (.66)$$

$$- \text{NIVEAU}_{t-1}^m) + .56 (\ln \text{VOLARBEID}_t^k - \ln \text{VOLARBEID}_{t-1}^k) + .03 \quad (.13)$$

$$(\ln \text{NIVEAU}_t^k - \ln \text{NIVEAU}_{t-1}^k) \quad (13)$$

Ook hier zijn de parameters gestandaardiseerde regressiecoëfficiënten en de
getallen tussen haakjes t-waarden. De aangepaste R^2 is .21 en de Durbin-
Watson-test 2.52. Dit resultaat wijkt dus niet sterk af van het resultaat van
vergelijking 12 voor wat de marktsector betreft. De groei van het BNP wordt
significant positief beïnvloed door de groei in de kapitaalgoederenvoorraad,
negatief maar niet significant door de groei van het arbeidsvolume in de
marktsector. Het resultaat van vergelijking 13 wijkt wel af op het punt van
de kwartaire sector. De groei van het BNP wordt significant positief beïnv-
loed door de toename van het arbeidsvolume in de kwartaire sector ($p =$
.08), maar de groei in het opleidingsniveau van de kwartaire sector heeft
geen significant effect.

Dit verschil tussen vergelijking 12 en 13 kan veroorzaakt zijn door de wijze
waarop de overheidsproductie opgenomen is in het BNP, nl. als de som van
de salarissen betaald aan overheidspersoneel. Deze niet erg correcte schat-

ting van de overheidsproductie vloeit voort uit de moeilijkheid de 'werkelijke' waarde van het overheidsprodukt te meten (wat is de produktie van een dijk, een weg, het leger of het onderwijs?). De positieve coëfficiënt van de groei van het arbeidsvolume in de kwartaire sector zou derhalve verklaard kunnen worden uit de groei van de salarissom, nodig om de groei van dit arbeidsvolume te betalen. De volgende stap in de analyse is derhalve niet met het BNP, maar met de variabele produktie van bedrijven tegen bruto factorkosten (BPB) te werken.

Produktie in de marktsector

Ik neem vergelijking 13 als uitgangspunt voor de verdere analyse. Het arbeidsvolume en het opleidingsniveau van de kwartaire sector verwijder ik echter in eerste instantie uit de vergelijking, omdat de produktie in de bedrijven niet door de inzet van arbeid uit de overheidssector tot stand lijkt te komen.

$$\begin{aligned} \ln \text{BPB}_t - \ln \text{BPB}_{t-1} = & .29 \quad (\ln \text{KAPITAAL} - \ln \text{KAPITAAL}_{t-1}) + \\ & (1.07) \\ & .21 \quad (\ln \text{VOLARBEID}_t^m - \ln \text{VOLARBEID}_{t-1}^m) - .36 \quad (\ln \text{NIVEAU}_t^m \\ (.85) & \quad \quad \quad (1.35) \\ & - \text{NIVEAU}_{t-1}^m) \end{aligned} \quad (14)$$

De aangepaste R^2 is .11 en de Durbin-Watson-test is 2.35.

Uit vergelijking 13 blijkt dat de groei van het BPB tamelijk slecht voorspeld kan worden uit de groei van de kapitaalgoederenvoorraad, de groei van het arbeidsvolume in de marktsector en het opleidingsniveau van de marktsector. Geen der parameters is significant en de verklaarde variantie is laag. Bovendien heeft de groei van het opleidingsniveau een negatief effect op het BPB. In vergelijking 15 wordt dit resultaat genuanceerd door in plaats van het totale arbeidsvolume in de marktsector en het opleidingsniveau ervan de arbeidsvolumes van de drie opleidingsniveaus op te nemen in de vergelijking.

$$\ln\text{BPB}_t - \ln\text{BPB}_{t-1} = .28 (\ln\text{KAPITAAL}_t - \ln\text{KAPITAAL}_{t-1}) + (1.02)$$

$$.54 (\ln\text{VOLONGES}_t^m - \ln\text{VOLONGES}_{t-1}^m) - .21 (\ln\text{VOLGESCH}_t^m - \ln\text{VOLGESCH}_{t-1}^m) - .21 (\ln\text{VOLGESCH}_{t-1}^m) + .34 (\ln\text{VOLHOOGGES}_t^m - \ln\text{VOLHOOGGES}_{t-1}^m) \quad (15)$$

$$(1.86) \quad (.67) \quad (.88)$$

De aangepaste R^2 is nauwelijks hoger (.13) en de Durbin-Watson-test is 2.37.

Deze vergelijking levert een interessante specificatie van het effect van het opleidingsniveau. Het is de verandering in het arbeidsvolume ongeschoolden (VOLONGES) dat nog het grootste effect lijkt te hebben op BPB ($p = .08$). De groei van het arbeidsvolume geschoolden (VOLONGES) daarentegen heeft een niet-significant negatief effect op de groei van BPB. Uit tabel 3 blijkt dat dit resultaat niet aan multi-collineariteit toegeschreven kan worden. De hoogste correlatie is .66. Het resultaat is, vanuit het perspectief van de bijdrage van de gegroeide onderwijsdeelname van de beroepsbevolking aan de economische output, niet erg bevredigend: het lijkt ternauwernood te bestaan.

In de vergelijkingen 14 en 15 veronderstelde ik dat de kwartaire sector geen bijdrage levert aan de produktie in de marktsector. Dit kan een onjuiste veronderstelling zijn, omdat de produktie in de bedrijven mede mogelijk wordt gemaakt door de produktie van de kwartaire sector (infra-structuur; over-

Tabel 3. Least square-correlaties tussen de variabelen van vergelijkingen 15 en 17.

	2	3	4	5	6	7
1	.39	.48	-.21	-.28	.39	.21
2		.39	-.50	-.61	-.34	.19
3			-.15	-.19	.45	.42
4				.65	.24	-.07
5					.11	-.31
6						.25

1 = $\ln\text{BPB}_t - \ln\text{BPB}_{t-1}$; 2 = $\ln\text{KAPITAAL}_t - \ln\text{KAPITAAL}_{t-1}$; 3 = $\ln\text{VOLONGES}_t^m - \ln\text{VOLONGES}_{t-1}^m$; 4 = $\ln\text{VOLGESCH}_t^m - \ln\text{VOLONGES}_{t-1}^m$; 5 = $\ln\text{VOLHOOGGES}_t^m - \ln\text{VOLHOOGGES}_{t-1}^m$; 6 = $\ln\text{VOLARBEID}_t^k - \ln\text{VOLARBEID}_{t-1}^k$; 7 = $\ln\text{NIVEAU}_t^k - \ln\text{NIVEAU}_{t-1}^k$.

name van niet-rendabele diensten door de kwartaire sector, etc.). Het is derhalve mogelijk het arbeidsvolume van de kwartaire sector en het opleidingsniveau ervan als een produktiefactor voor de marktsector te beschouwen.

Vergelijking 14 kan dan uitgebreid worden met het arbeidsvolume van de kwartaire sector en het opleidingsniveau ervan.

$$\ln\text{BPB}_t - \ln\text{BPB}_{t-1} = .60 (\ln\text{KAPITAAL}_t - \ln\text{KAPITAAL}_{t-1}) - \quad (2.18)$$

$$.14 (\ln\text{VOLARBEID}_t^m - \ln\text{VOLARBEID}_{t-1}^m) + .06 (\ln\text{NIVEAU}_t^m \quad (.21)$$

$$- \ln\text{NIVEAU}_{t-1}^m) + .68 (\ln\text{VOLARBEID}_t^k - \ln\text{VOLARBEID}_{t-1}^k) - \quad (2.42)$$

$$.05 (\ln\text{NIVEAU}_t^k - \ln\text{NIVEAU}_{t-1}^k) \quad (16)$$

De aangepaste R^2 is .28 en de Durbin-Watson-test is 2.39. Vergelijking 16 lijkt sterk op vergelijking 13, ook wat het resultaat betreft. De groei van BPB wordt vooral beïnvloed door de groei van de kapitaalgoederenvoorraad en door de groei van het arbeidsvolume in de kwartaire sector (beide positief en significant). Opleidingsniveau van de beroepsbevolking in beide sectoren lijkt van geen betekenis, evenals het arbeidsvolume in de marktsector. Het resultaat van vergelijking 13 is dus niet te wijten aan de manier waarop de produktie door de kwartaire sector in het BNP verwerkt is. Dit resultaat gaat geheel in tegen de thans heersende denkbeelden over de betekenis van de markt- en kwartaire sector voor de economische produktie. In plaats van een last voor de economische produktie lijkt het alsof het arbeidsvolume in de kwartaire sector een voorwaarde is voor een groot produktief vermogen van kapitaalgoederen. Dit blijkt het duidelijkst uit de vergelijking tussen vergelijkingen 14 en 16. De coëfficiënt van de groei van de kapitaalgoederenvoorraad is in de laatste vergelijking aanzienlijk groter. Ook is de aangepaste R^2 , ondanks het groter aantal onafhankelijke variabelen in vergelijking 16, aanzienlijk hoger dan in vergelijking 14.

Het resultaat van vergelijking 16 is vanuit het doel van dit artikel teleurstellend. De opleidingsniveaus van de beroepsbevolking in beide sectoren heeft geen significant effect op BPB.

Vergelijking 17 nuanceert dit resultaat op soortgelijke wijze als vergelijking 15.

$$\begin{aligned}
1nBPB_t - 1nBPB_{t-1} &= .59 (1nKAPITAAL_t - 1nKAPITAAL_{t-1}) + \\
&\quad (1.93) \\
.04 (1nVOLONGES_t^m - 1nVOLONGES_{t-1}^m) - .11 (1nVOLGESCH_t^m) - \\
(.09) &\quad (1.37) \\
1nVOLGESCH_{t-1}^m) + .09 (1nVOLHOOGGES_t^m - \\
&\quad (.22) \\
1nVOLHOOGGES_{t-1}^m) + .61 (1nVOLARBEID_t^k - \\
&\quad (1.94) \\
1nVOLARBEID_{t-1}^k) - .05 (1nNIVEAU_t^k - 1nNIVEAU_{t-1}^k) &\quad (17) \\
&\quad (.24)
\end{aligned}$$

Dit verandert in wezen weinig aan het resultaat van vergelijking 16. Uiteraard is de aangepaste R^2 kleiner (.22). De Durbin-Watson-test verandert nauwelijks (2.40). Geen enkele verandering in arbeidsvolume in de marktsector draagt iets bij tot de groei van BPB. Naast de kapitaalgoederenvoorraad draagt alleen het arbeidsvolume van de kwartaire sector bij tot de groei van BPB. Vergelijking van vergelijkingen 15 en 17 laat zien dat de toevoeging van de produktiefactor van de kwartaire sector een duidelijke vooruitgang oplevert voor de verklaring van de groei in BPB. De groei van het arbeidsvolume in de kwartaire sector bevordert de groei van de produktie in de bedrijven en de produktiviteit van de kapitaalgoederenvoorraad.

Discussie

Het resultaat van de in dit artikel gepresenteerde analyses is merkwaardig. Een directe meting van de bijdrage van de verhoging van het opleidingsniveau van de beroepsbevolking aan de groei van de economische produktie geeft uitsluitend niet-significante resultaten, in strijd met de resultaten gebaseerd op de indirecte meting via loonverschillen. Er zijn dus twee metingen van hetzelfde verschijnsel met tegenstrijdige uitkomsten.

Er zijn vier verklaringen van deze tegenstrijdigheid denkbaar.

1. Een eerste verklaring lijkt de ontoereikendheid van de gebruikte produktiefunctie te zijn. Gemakkelijk kan opgemerkt worden dat andere factoren dan de kapitaalgoederen, de hoeveelheid arbeid en het niveau van de arbeid de feitelijk gerealiseerde economische produktie beïnvloeden. Deze opmerking is op zich juist en de relatief lage verklaarde varianties van de verschillende vergelijkingen onderstrepen het mogelijke verschil tussen de produktiecapaciteit (uitgedrukt in de produktiefunctie) en de feitelijk gerealiseerde produktie (de BNP en de BPB). Echter, het zouden onafhankelijke variabe-

len moeten zijn, die sterk samenhangen met de opleidingsniveaus van de beroepsbevolking en die tegelijkertijd theoretisch zinvol aan de vergelijking toegevoegd zou kunnen worden. Mogelijke kandidaten zijn de export/import verhouding, de sterkte van de gulden, en de groei van de technologische toepassingen. Een dergelijke uitbreiding van het model zou de grenzen van dit artikel overschrijden.

2. Een tweede verklaring van de tegenstrijdigheid tussen de inkomsten van de directe en indirecte meting kan het bijzondere karakter van de onderzochte periode 1960-1980 zijn. De eerste helft is een periode van grote economische groei, de tweede van economische teruggang. Men erkent dan dat de produktiefunctie niet meer opgaat zodra de economische omstandigheden veranderen. Het opleidingseffect wordt alleen zichtbaar indien men heel lange perioden bestudeert waarbij deze korte-termijn-schommelingen uitgeschakeld worden. Voorlopig vindt deze tweede verklaring weinig empirische steun. Walters en Rubinson (1983) vonden over de periode 1933-1969 alleen een klein significant effect van aantal leerlingen, die succesvol het hoger onderwijs voltooiden, op het BNP in de USA.

3. Een derde verklaring van de tegenstrijdigheid tussen een positief effect van de opleiding, indien het indirect is gemeten, en een afwezig effect van opleiding, indien het direct is gemeten, is de zgn. screenings-these. In de tweede paragraaf, waarin de voorafgaande studies besproken zijn, is hierop reeds gezinspeeld. De screenings-these stelt dat het onderwijsniveau van een werknemer niet zijn of haar *absolute vaardigheden* meet, maar slechts zijn of haar *relatieve geschiktheid* in vergelijking met de andere aanbieders van arbeid. Het opleidingsniveau wordt volgens deze screenings-these door werkgevers gebruikt als indicatie voor die geschiktheid, omdat andere informatie over de individuele competenties beperkt en kostbaar is. Deze relatieve geschiktheidsverschillen, geïndiceerd door het opleidingsniveau, worden vervolgens verschillend beloond. De indirecte meting van de produktiviteit van de opleiding meet dus volgens deze screenings-these niet de hogere absolute produktiviteit van hoger opgeleiden, maar slechts hun relatief hogere geschiktheid binnen de gegeven groep van werknemers. De groei van het opleidingsniveau wordt door deze screenings-these geïnterpreteerd als een geaggregeerd resultaat van het streven van individuen om door verhoging van hun relatieve opleidingsniveau hun relatieve geschiktheid te doen toenemen. Deze screenings-these heeft vooral onder sociologen veel aanhang (zie bijv. Van Hoof en Dronkers, 1980), maar ook onder economen (bijv. Thurow, 1975) en niet zonder empirische grond (zie bijv. Glebbeek en Mensen, 1986). De screenings-these kan dus goed de tegenstrijdigheid tussen de resultaten van de directe en indirecte meting verklaren. Bovendien zou men kun-

nen veronderstellen dat de screenings-these voor het grootste deel van de beroepsbevolking opgaat en dat de human-capital-theorie slechts geldig is voor een klein deel van de beroepsbevolking.

4. Een vierde, aanvullende verklaring van de geconstateerde tegenstrijdigheid tussen de directe en indirecte meting kan liggen in de macro-effecten van het onderwijs, die niet in de loonverschillen uitgedrukt kunnen worden. Deze effecten kunnen zowel positief (onderzoek, in stand houden van de legitimiteit van de sociale en politieke omgeving) als negatief (verandering van mens- en wereldbeeld en van machtsverhoudingen door verhoging van het opleidingsniveau) zijn. Dit negatieve effect van deze macro-effecten kan het positieve produktiviteitsverhogend effect van het gestegen opleidingsniveau gedeeltelijk neutraliseren. Men kan denken aan twee soorten negatieve effecten:

a. Het opleidingsniveau (eventueel gecombineerd met het welvaartsniveau) beïnvloedt het mens- en wereldbeeld via de in het onderwijs verworven kennis en inzichten. Arbeid domineert bij stijgend opleidingsniveau niet volledig meer de belevingswereld, enerzijds doordat het gerelativeerd wordt, anderzijds doordat ook andere, 'hogere' behoeften binnen het gezichtsveld komen, die tijd en energie vragen. Deze relativering van de arbeid bij stijgend opleidingsniveau kan de individuele produktiviteit van de werknemer verlagen.

b. De in het onderwijs verworven inzichten en kennis zijn voor de werknemers ook middelen om de macht van hun werkgevers over hun arbeid te verkleinen. Dit is uiteraard goed zichtbaar bij hoogopgeleide werknemers die hooggekwalificeerd werk verrichten. Een werkgever kan hen niet zomaar vervangen en hij is derhalve gedeeltelijk de gevangene van deze werknemers. Hetzelfde geldt voor de gegroeide mondigheid van de overige werknemers, die dank zij de in het onderwijs verworven inzichten en kennis, zich beter kunnen verzetten tegen de macht van hun werkgevers over hun arbeid. Deze verschoven machtsbalans door het gestegen onderwijsniveau kan de produktiviteit van de werknemer verlaagd hebben.

Deze vier verklaringen vragen om verder empirisch onderzoek, verricht door zowel sociologen als economen. Het beste zou zijn als dit gezamenlijk gebeurde, omdat de macro-relaties tussen onderwijs en economie juist op het breukvlak van beide disciplines liggen.

De merkwaardig tegenstrijdige resultaten tussen de directe en indirecte methoden onderstrepen de noodzaak daarvan, vooral gezien de thans heersende simpele opvattingen over de relatie onderwijs - arbeidsmarkt - economie.

Literatuur

- Boudon, R., *Education, Opportunity and Social Inequality: Changing Prospects in Western Society*. New York: Wiley, 1974.
- CBS, *1899-1984; vijftientig jaren statistiek in tijdreeksen*. Den Haag, Staatsuitgeverij, 1984.
- Craig, J.E., The expansion of education. *Review of Research in Education*, 9 (1981): 151-213.
- Denison, E., *The sources of economic growth in the United States and the alternatives before us*. New York: Committee for Economic Development, 1962.
- Denison, E., *Why Growth Rates Differ: Postwar Experiences in Nine Western Countries*. Washington DC, Brookings, 1967.
- Dronkers, J., Ouders, liefde en geld; de relaties tussen ouderlijk milieu, onderwijs, beroep, partnerkeuze en gezinsinkomen bij vrouwen. In: G.W. Meynen, A.F.M. Nieuwenhuis & J.L. Peschar (red.), *Selectie en kwalificatie in het onderwijs*. Swets en Zeitlinger, Lisse, 1988.
- Dronkers, J., & B. Bakker, Van het dubbeltje en het kwartje; de relatie tussen milieu, onderwijs, partnerkeuze, beroep en gezinsinkomen. *Economisch-Statistische Berichten*, 71 (1986): 1184-1189.
- Dronkers, J., & H.G. van der Stelt, Economische groei en onderwijsdeelname; een empirische macro-sociologische analyse van de groei van het Nederlandse secundaire en tertiaire onderwijs sinds 1945. In: A.M.L. van Wieringen (red.), *Vernieuwing van Onderwijs en Arbeid*. Swets en Zeitlinger, Lisse, 1987.
- Gelauff, G.M.M., *Het capaciteitsblok van FK '85*. CPB onderzoeksmemorandum no. 16, CPB, 1986.
- Gelauff, G.M.M., A.H.M. de Jong & A.R.M. Wennekers, *Een putty-clay model met vijf produktie-factoren en deels endogene technische ontwikkeling*. Centraal Planbureau, Occasional Papers no. 32, 1983.
- Glebbeeck, A., & Th. Mensen, *Waar ligt de sleutelmacht van de school?* Paper voor de Sociologendagen. Sociologisch Instituut, Groningen, 1986.
- Hartog, J., & H. van Ophem, *Allocation, earnings and efficiency*. Research memorandum 8619, Department of Economics, University of Amsterdam, 1986.
- Hoof, J.J. van, & J. Dronkers, *Onderwijs en Arbeidsmarkt*. Van Loghum Slaterus, Deventer, 1980.
- Kuhry, B., The impact of socio-economic factors on the demand for education. *Kwantitatieve Methoden*, 22 (1986): 113-130.
- Oosterbeek, H., Overscholing en inkomen. *Tijdschrift voor Onderwijsresearch*, 11 (1986): 141-148.
- Ostrom, C.W., *Time series analysis: regression techniques*. Beverly Hills, London, Sage, 1978.
- Pfan, G.A., (Niet-)Afgeronde onderwijsloopbanen en de arbeidsmarkt: inkomen en zelfselectie. In: G.W. Meynen, A.F.M. Nieuwenhuis & J.L. Peschar (red.), *Selectie en kwalificatie in het onderwijs*. Swets & Zeitlinger, Lisse, 1988.
- Ritzen, J.M.M., *Menselijk kapitaal en conjunctuur; een voorstudie*. Erasmus Universiteit Rotterdam, 1985.
- Thurow, L.C., *Generating inequality; mechanisms of distribution in the U.S. economy*, New York, Basic Books, 1975.
- Walters, P.B., & R. Rubinson, Educational expansion and economic output in the United States, 1890-1969: a production function analysis. *American Sociological Review*, 48 (1983): 480-493.

Modderen met modellen

Commentaar op J. Dronkers, *De bijdrage van de groei in onderwijsdeelname aan de economische groei 1960-1980*

J.M.M. Ritzen*

1. Dronkers is een van onze meest produktieve en inventieve onderwijssociologen. Hij heeft een belangrijke bijdrage geleverd aan inzichten over de relatie tussen sociaal-economisch milieu van herkomst en uiteindelijke maatschappelijke positie. Het is verheugend dat hij zich nu ook richt op de relatie tussen economische ontwikkeling en de groei van het menselijk kapitaal binnen de beroepsbevolking. Ik waardeer het bijzonder dat hij zijn bevindingen blootstelt aan de kritiek van het bredere forum van collega-wetenschappers.

2. Het onderwerp van Dronkers' beschouwing is potentieel van groot belang voor het economisch en onderwijsbeleid. In hoeverre kan een verhoging van het onderwijspeil van de beroepsbevolking nu gezien worden als een wezenlijke determinant van de economische groei (lees: de groei van de produktie per werkende en de groei van het nationale inkomen)? Bij een positief antwoord is wellicht een nieuw argument gecreëerd om de verhoging van het onderwijspeil van de bevolking na te streven en daarvoor overheidsmiddelen in te zetten. Bij een negatief antwoord blijft de argumentatie voor een substantiële bijdrage van de overheid aan het onderwijs (vooral boven het leerplichtige onderwijs) beperkt tot argumenten van sociale en culturele aard.

3. In de jaren 50 en 60 stond het onderwerp 'relatie onderwijs - economische groei' sterk in de belangstelling van economische onderzoekers. De modellen die in deze studies werden gehanteerd, waren betrekkelijk eenvoudig, evenals de gehanteerde statistische technieken. Het zijn overigens dezelfde modellen die ook door Dronkers worden gehanteerd. Maar met al die simpelheid was het beeld voor de geïndustrialiseerde landen wel duidelijk: de samenhang tussen het toegenomen opleidingsniveau van de beroepsbevolking en de toegenomen welvaart was onmiskenbaar. Aan deze eerste fase in de 'onderwijs is groei'-golf is vooral de naam van Denison verbonden. Hij was de persoon die met veel transpiratie het basismateriaal op tafel bracht, dat studies naar de samenhang tussen onderwijs en economische groei mogelijk maakte. Echter, bij een herbezoek van Denison in 1985 aan deze wereld met dezelfde plattegrond als hij in het begin van de jaren zestig hanteerde, raakte hij het spoor bijster.¹ De plek is wezenlijk veranderd in de jaren zeventig. Met het simpele model is er geen relatie meer tussen economische groei en de toename van het scholingsniveau van de beroepsbevolking. Wanneer men uitgaat van zo'n eenvoudig model, mag men ook geen ander resultaat

* De auteur is hoogleraar aan de Erasmusuniversiteit in de economie van de publieke sector.

verwachten. Immers, een ieder kan zien dat in de jaren zeventig het opleidingsniveau van de beroepsbevolking toenam, terwijl de economische groei stagneerde. De verbazing die Dronkers uitspreekt ('unexpected result') bij toepassing van zijn zgn. directe methode, klinkt mij dan wat vreemd in de oren.

4. Het realiteitsgehalte van de modellen gehanteerd in de directe methode van Dronkers is bijzonder gering door een drietal ingrijpende veronderstellingen:

- De substitutie-elasticiteiten tussen de verschillende soorten opgeleiden is één en de structuur van de produktiefunctie is Cobb-Douglas.
- Het aantal mensen met een bepaald opleidingsniveau dat een bedrijf in dienst heeft, is altijd exact gelijk aan het optimale (welk criterium daarvoor ook wordt gebruikt).
- Ondernemers 'doen maar wat'.

5. De substitutie-elasticiteit is een kenmerk van de produktietechniek en geeft aan, hoe makkelijk of moeilijk de ene soort opgeleiden te vervangen is door een andere. Is die elasticiteit nul (bijv. tussen hoger opgeleiden en andere soorten opgeleiden), dan kan men hoger opgeleiden niet vervangen door anderen. Is daarentegen de elasticiteit oneindig, dan is vervanging heel makkelijk.² Bij elke gegeven veronderstelling over die elasticiteit krijgt men een eigen resultaat van de relatie tussen output (BBP) en inputs (kapitaal en werkenden naar opleidingsniveau). Voor de hand liggend is dan om met de schatting van de invloed van onderwijs (soorten opgeleiden) de substitutie-elasticiteiten mee te schatten. Nog een stapje verder. Het hoeft niet zo te zijn dat die elasticiteiten constant blijven. Er kan bijv. ook sprake zijn van bijv. een geneste 'constant-elasticity-of-substitution' (CES) produktiefunctie, zoals geschat in een studie van een werkgroep aan de EUR.³ Voorlopig zegt het onderzoek van Dronkers dus slechts iets over de relatie onderwijs - produktie, voorzover verondersteld mag worden dat er sprake is van een Cobb-Douglas produktiefunctie met substitutie-elasticiteiten van één.

6. De tweede veronderstelling die Dronkers impliciet maakt, is dat elke persoon op elk moment qua opleidingsniveau op de juiste plaats zit. Zodra vanuit de 'echte' produktiestructuur geïndiceerd wordt dat er bijv. meer hoger opgeleiden gewenst zijn en minder middelbaar of lager opgeleiden, gebeurt dit instantaan - zo wordt aangenomen. Tekorten of overschotten binnen bedrijven komen niet voor. Deze veronderstelling is - net als de voorgaande - onnodig restrictief. Neem nou eens aan dat een waargenomen hoeveelheid personen van een bepaald opleidingsniveau (betrokken bij het produktieproces) het resultaat is van een aanpassingproces (in op- of neerwaartse richting) en niet noodzakelijkerwijs het optimum. Dan zou het resultaat voor de relatie onderwijs - produktie er wel eens heel anders uit kunnen gaan zien. De methodiek voor de simultane schatting van de relatie onderwijs - produktie én van de tijdsvertragingen in de aanpassing is onder andere ontwikkeld door Berndt, Fuss en Waverman⁴ en toegepast in de bovengenoemde EUR-studie.

De resultaten van een benadering met een geneste CES-functie en tijdsvertragingen in de aanpassing geven de twijfelaars weinig voedsel en versterken de positie van de 'onderwijs is groei'-veronderstelling. De rol van onderwijs blijkt van groot belang. De resultaten onderschrijven ook de noodzaak van een meer uitgebreid model. In de eerste plaats zijn de aanpassingstijden van de vraag naar de verschillende opleidingssoorten aan gewijzigde externe omstandigheden lang. Ze nemen toe naarmate het opleidingsniveau toeneemt: voor ongeschoolde arbeid wordt een waarde van ca. 1 jaar, voor geschoolde arbeid een waarde van ca. 4 jaar en voor hooggeschoolde arbeid wordt een waarde van ca. 7 jaar gevonden. In de tweede plaats blijken de substitutie-elasticiteiten sterk van één af te wijken.⁵ De substitutiemogelijkheden tussen hoger opgeleiden aan de ene kant en lager opgeleiden, middelbaar opgeleiden en machines of gebouwen zijn beperkt (maar wel aanwezig). De hoogste substitutie-elasticiteit is tussen lager opgeleiden en andere produktiefactoren.

7. En dan natuurlijk direct versus indirect. Wat is eigenlijk direct? Hierboven heb ik dit aangeduid met 'ondernemers doen maar wat'. Voor alle zekerheid moeten we hier onderscheid maken tussen de markt- en de kwartaire sector. Het is niet waarschijnlijk dat managers in de kwartaire sector hun personeelsbestand (qua opleidingsniveau) afstemmen op de produktietechnologie enerzijds en de relatieve lonen anderzijds, met in het achterhoofd een motief als 'kostenbeperking'. Voor de marktsector worden managers echter onontkoombaar geconfronteerd met de noodzaak tot kostenbeperking, omdat men anders verliest in de concurrentiestrijd. Sluit dat verdringing uit (in de zin bijvoorbeeld van een functie van een middelbaar opgeleide die door een hoger opgeleide wordt waargenomen)? Ik meen van wel, althans op de langere termijn. Immers, het bedrijf dat de hoger opgeleide volledig weet te benutten, kan de concurrent (waar de hoger opgeleide zich met middelbare werkzaamheden bezighoudt) de loef afsteken (gegeven dat ze beiden evenveel kosten). De veronderstelling van kostenminimalisatie (als lange-termijn-tendentie) is derhalve plausibel. Maar ik geef hem graag op voor een betere. Dan wel een geëxpliciteerde, die ook getoetst wordt. Dat laatste mis ik in Dronkers stuk. De discussie (aan het slot van zijn artikel) geeft aanleiding tot een herbezinning op het model (in het bijzonder op de drijfveren van ondernemers) en vervolgens een herschatting.

Literatuur

1. E.F. Denison, *Trends in American economic growth 1929-1982*. The Brookings Institution, Washington DC, 1985.
2. Zie: J. Hartog en J.M.M. Ritzen, Onderwijs en arbeidsmarkt. In: J.A. van Kemenade e.a. (red.), *Onderwijs; bestel en beleid, deel 2b*. Groningen: Wolters Noordhoff, 1986.
3. J.M.M. Ritzen (red.), *Menselijk kapitaal en conjunctuur*. Erasmus Universiteit Rotterdam, 1985, blz. 95 en 96.
4. E.R. Berndt, M.A. Fuss & L. Waverman, *Dynamic adjustment models of industrial energy demand*. Research report, Electric Power Research Institute, Palo Alto, 1980.