



STUDIECENTRUM VOOR ECONOMISCH EN SOCIAAL ONDERZOEK

VAKGROEP PUBLIEKE ECONOMIE

**RENDABILITEIT VAN ONDERWIJS
IN BELGIE**

Walter NONNEMAN

Rapport 92/273
April 1992

Universitaire Faculteiten St.-Ignatius
Prinsstraat 13 - B 2000 Antwerpen
D/1992/1169/08

ABSTRACT

In dit rapport worden Mincer-Becker type inkomensprofielen geschat op basis van arrondissementele gegevens omtrent inkomen, scholing en anciënniteit in de arbeidsmarkt voor 1970 en 1981. Op grond van deze profielen worden schattingen gemaakt over de rendabiliteit van onderwijs in België. De rendabiliteit (1981) van secundair onderwijs wordt geraamd op 10 à 14 procent. De rendabiliteit van tertiair onderwijs op 5 à 7 procent. Tevens blijkt dat het rendement van menselijk kapitaal ongeveer gehalveerd is tussen 1970 en 1981.

Inleiding

Het doel van dit onderzoek bestaat uit 1. het schatten van de rendabiliteit van investeringen in onderwijs in België en 2. het verifiëren van enkele empirische generalisaties over de rendabiliteit van onderwijsinvesteringen.

Schattingen van de rendabiliteit van het Belgisch of Vlaams onderwijs zijn schaars. G. Psacharopoulos baseert zich in zijn internationale overzichten (1973, 1985) over de rendabiliteit van onderwijs¹ op een studie van W. Desaeyere uit 1969². Nochtans zijn deze schattingen van belang omdat ze een indicatie opleveren of er al dan niet onder- of overgeïnvesteed wordt in de onderwijssector. Ligt de rendabiliteit op onderwijsinvesteringen aanzienlijk hoger (lager) dan de rendabiliteit op investeringen in fysisch kapitaal, dan is dat een aanwijzing voor onderinvestering (overinvestering) in onderwijs. Uit voornoemde internationale overzichten blijkt dat in tal van hoge inkomenslanden de rendabiliteit van onderwijs in dezelfde orde van grootte ligt als de rendabiliteit van investeringen in fysisch kapitaal en het is interessant om na te gaan of dit ook in België het geval is.

De internationale overzichtsstudies leveren tevens een aantal empirische veralgemeningen op over het rendement op onderwijsinvesteringen. Zo stelt men vast dat de rendabiliteit op onderwijsinvesteringen daalt naarmate het opleidingsniveau toeneemt. Het is interessant om te verifiëren of ook in België

¹ G. Psacharopoulos. Returns to Education: an international comparison. Amsterdam: Elsevier 1973.

G. Psacharopoulos. "Returns to Education: a further international update and implications", Journal of Human Resources, vol XX nr.4 (1985).

² W. Desaeyere. Een Onderwijsmodel voor België. Leuven: KUL, Centrum voor Economische Studiën 1969.

de rendabiliteit van secundair onderwijs hoger is dan de rendabiliteit van tertiair onderwijs. Een andere empirische veralgemening is die van afnemende rendabiliteit naarmate het per capita inkomen toeneemt. Zo kan worden nagegaan of dergelijke evolutie ook vast te stellen is in de Belgische onderwijsrendabiliteit.

De rendabiliteit van onderwijs: enkele principes, definities en problemen

Onderwijs kan worden gezien als een investering. De uitgaven aan onderwijs die vandaag worden gedaan, worden gemaakt met het oog op toekomstige meeropbrengsten. Door een opleiding wordt de voorraad "menselijk kapitaal" vermeerderd en wordt de produktieve capaciteit van de mens verbeterd³.

Net zoals de rendabiliteit kan worden berekend van een investering in fysisch kapitaal, zo kan in principe ook de rendabiliteit van investeringen in menselijk kapitaal worden geschat. Het intern rendement r ⁴ van een investeringsproject met een stroom baten $B(t)$ en kosten $C(t)$ over een levensduur T komt overeen met de oplossing van

$$\int_0^T [B(t) - C(t)] e^{-rt} dt = 0 \quad (1)$$

³ voor de notie "menselijk kapitaal" cfr. T.W. Schultz, "Investment in Human Capital", American Economic Review, vol.51, 1961, pp.1-17.

⁴ Het gebruiken van intern rendement voor de beoordeling van onderwijsinvesteringen is courant in de literatuur. Het intern rendement is vrijwel altijd uniek bij investeringen in onderwijs omdat het verschil $B(t) - C(t)$ slechts één keer wisselt van teken over de tijd.

Analoog is het rendement van een onderwijsinvestering te becijferen. Als het inkomen op tijdstip t na een scholing met duur s gelijk is aan $y(s,t)$ en de directe kosten van een opleiding op tijdstip t gelijk is aan $c(t)$ dan is het intern rendement of de rendabiliteit r van een investering in scholing met duurtijd s de oplossing van

$$\int_0^s [c(t) + y(0,t)] e^{-rt} dt = \int_s^T [y(s,t) - y(0,t)] e^{-rt} dt \quad (2)$$

De rendabiliteit is dan die discontovoet r waarvoor de verdisconteerde kosten van een voltijdse schoolse opleiding met een duurtijd s - namelijk de opgeofferde verdiensten tijdens de studieperiode $y(0,t)$ vermeerderd met de directe studieuitgaven $c(t)$ - gelijk zijn aan de verdisconteerde baten van de opleiding - namelijk de meerverdienen na de opleiding of het verschil tussen de verdiensten met studie $y(s,t)$ en de verdienste zonder de studie $y(0,t)$ ⁵.

Naargelang de preciese definitie die wordt gegeven aan de uitgaven en inkomens onderscheidt men verschillende rendabiliteiten. Het belangrijkste onderscheid is dat tussen de privé en de sociale rendabiliteit. Verrekenet men enkel de directe onderwijsuitgaven gedragen door het individu zelf en houdt men uitsluitend rekening met zijn netto meerverdienen, dan spreekt men van de privé rendabiliteit. Rekenet men echter met de totale directe onderwijsuitgaven - privé uitgaven plus overheidsuitgaven - en de loonkosten (bruto inkomens plus

⁵ Als de kosten (Y_0+c) en baten (Y_s-Y_0) constant zijn over de tijd, T voldoende groot is en r niet te groot is, dan is het rendement approximatief te berekenen als $r = (Y_s - Y_0) / [(Y_0 + C)s]$ of de meeropbrengst gedeeld door de totale studiekost. Soms wordt deze formule gebruikt om, op basis van gemiddelde inkomens naar scholingsgraad, benaderende waarden van de rendabiliteit van scholing te berekenen.

sociale bijdragen ten laste van de werkgevers) - die een maat zijn voor de waarde van het marginaal produkt van het individu - dan bekomt men de sociale rendabiliteit.

In de meeste gevallen blijkt de privé rendabiliteit van scholing groter dan de sociale rendabiliteit, tengevolge de netto-subsidiëring van het onderwijs⁶. De distortie is in de meeste landen vaak het grootst voor het hoogste opleidingsniveau.

De berekening van de rendabiliteit van scholing is uiteraard niet zonder problemen en kritiek⁷. Zo kunnen de ramingen maar worden uitgevoerd op grond van waargenomen verschillen in inkomen en verdiensten. Het probleem bestaat erin dat deze waargenomen verschillen uiteraard niet uitsluitend toe te schrijven zijn aan verschillen in onderwijsopleiding.

Looninkomensverschillen kunnen ook het gevolg zijn van marktimperfecties. In imperfecte markten zijn de lonen geen weergave van de waarde van het marginaal produkt. Dit noodzaakt hetzij correcties op de inkomensverschillen, hetzij controlevariabelen die deze marktimperfecties opvangen.

Een ander probleem is dat opleiding niet alleen verstrekt wordt in voltijds schoolverband, maar dat de accumulatie van menselijk kapitaal ook geschiedt door "on-the-job training" en praktijkervaring. Een deel van de (loon)inkomensverschillen zijn daarom toe te schrijven aan ervaring. Het ontbinden van waargenomen inkomensverschillen in een deel dat te wijten is

⁶ Als t de proportionele taksvoet is en u de subsidiegraad van de onderwijsuitgaven dan is met de benaderende formule gemakkelijk aan te tonen dat het privé rendement groter is dan het sociaal rendement indien $u > t$. In de meeste gevallen is de subsidiegraad van onderwijs groter dan de gemiddelde belastingvoet.

⁷ Voor een kritische kijk op rendabiliteitsberekeningen en de economische waarde van onderwijs cfr. Mark Blaug, "Where are we now in the Economics of Education", Economics of Education Review, vol 4(1), 1985, pp. 17-28.

aan schoolopleiding en een deel dat het gevolg is van praktijkervaring wordt verder in meer detail behandeld.

Loonverschillen kunnen ook het resultaat zijn van andere factoren zoals aanleg en talent, sociale of raciale afkomst, geslacht, motivatie, gezondheid, enz. Vooral controle voor "aanleg en talent" is bijzonder moeilijk. Mensen met aanleg en talent zullen doorgaans een meer dan gemiddelde onderwijsduur volgen, wat dan leidt tot een betere positie in de arbeidsmarkt. Maar aanleg en talent heeft ook een directe invloed op de positie in de arbeidsmarkt. Verschillen in verdienste, die schijnbaar het resultaat zijn van onderwijs, kunnen in realiteit best het gevolg zijn van verschillen in aanleg en talent⁸.

Correctie voor al deze aanbodfactoren is bijzonder moeilijk, zelfs op grond van databestanden met gedetailleerde individuele gegevens over IQ, raciale of sociale afkomst, enz. Toch kan men op grond van een aantal goed uitgewerkte onderzoeken waarbij de data (bvb. data over één-eiige tweelingen) toelieten maximale controles te voorzien, de relatieve invloed van deze variabelen inschatten. In sommige studiës vermenigvuldigt men daarom de geobserveerde inkomensverschillen met een coëfficiënt - de "alpha-coëfficiënt"⁹ - typisch ongeveer 40 procent, om rekening te houden met deze andere factoren. Corrigeert men niet expliciet voor deze

⁸ Over het isoleren van de invloed van genetische factoren, sociale factoren en onderwijs op het later economisch succes van individuen bestaat een uitgebreid (en erg controversiële literatuur). Voor een overzicht zie

E. Cohn & T.G. Geske, Economics of Education, 3rd edition. Oxford: Pergamon Press, 1990. Chapter 5 "Benefit-Cost Analysis in Education" en diverse bijdragen in:

G. Psacharopoulos (ed.). Economics of Education: Research and Studies. Oxford: Pergamon Press, 1989.

⁹ naam gegeven door M. Blaug "The rate of return on investment in education in Great Britain", The Manchester School, september 1965, ook in Mark Blaug, The Economic of Education and the Education of an Economist, New York: New York University Press, 1987 pp. 3-49.

factoren, dan moeten de bekomen rendabiliteiten geïnterpreteerd worden als een bovengrens.

Een andere kritiek op rendementsberekeningen bestaat erin dat de baten van onderwijs te eng worden gedefiniëerd door uitsluitend de stroom van meerinkomsten of meerproduktie te verrekenen. Onderwijs is vaak niet alleen een investering, maar heeft ook consumptieve baten en externe baten¹⁰. Onderwijs kan zuivere consumptie-effecten opleveren (het genot van het volgen van onderwijs, vrijstelling of uitstel van militaire plichten, intenser genot van cultuurgoederen, enzovoorts). Opleiding draagt ook bij tot een betere gezondheid en tot een algemeen efficiënter beheer van het huishouden (aanschaf consumptiegoederen, rendement van spaarmiddelen, enzovoorts).

Onderwijs heeft ook externe baten die niet worden gemeten door deze rendabiliteitsstudies. Onderwijs draagt wellicht bij tot de versterking en het verbeteren van de democratie, is belangrijk voor de werking van het marktmechanisme en het aanpassing van de maatschappij aan veranderingen in technologie. Andere mogelijke externe baten zijn de vermindering van de criminaliteit en de vermindering in de kost van het penaal systeem, lagere werkloosheidsuitgaven, lagere gezondheidsuitgaven, enz.

De empirie over externe effecten is bijzonder beperkt. Toch vermoedt men dat onderwijs vooral in ontwikkelingslanden een bijzondere rol speelt als katalysator van economische ontwikkeling en groei ¹¹.

¹⁰ cfr. W.W. McMahon, "Consumption and Other Benefits of Education" en "Externalities in Education" in G. Psacharopoulos (ed.). Economics of Education: Research and Studies. Oxford: Pergamon Press 1989 pp. 129-137.

¹¹ In de "nieuwe theorie van de economische groei" staan de externe effecten van technologie en onderwijs centraal. Cfr. o.m. Robert E. Lucas Jr., "On the mechanics of economic

Mincer-type inkomensprofielen

J. Mincer¹² ontwikkelde een conceptueel schema waarmee de inkomenseffecten van on-the-job training, praktijkervaring of naschoolse opleiding, enerzijds, kunnen worden onderscheiden van de effecten van schoolse opleiding, anderzijds.

Het typisch waargenomen inkomensprofiel van een individu over zijn carrière genomen bestaat uit een vrij snel stijgend inkomen onmiddellijk na het schoolverlaten, gevolgd door een periode van wat tragere stijging tot een maximum bereikt wordt, om tenslotte uit te monden in een wat lager inkomensniveau tegen de pensioenleeftijd. Mincer's model geeft een verklaring van dit niet-lineair inkomenspatroon op grond van enkele eenvoudige en plausibele veronderstellingen over het investeringsgedrag en de opbouw van het menselijk kapitaal van een individu over zijn carrière. Het model leidt tot een functionele specificatie van de te schatten inkomensvergelijking en laat toe de statistisch geschatte paramaters zinvol te interpreteren. Een continue variant van dit model wordt hierna uitgelegd.

Stel dat het potentieel aan verdiensten (P) dat een individu op ieder tijdstip¹³ kan realiseren afhankelijk is van zijn voorraad menselijk kapitaal (K) of

$$P = r.K \quad (1)$$

waarbij r het gemiddeld rendement is van zijn menselijk kapitaal.

development", Journal of Monetary Economics, vol. 22, 1988, pp. 3-42; Paul M. Romer, "Are convexities important for understanding growth", American Economic Review, vol. 80, no. 2, May 1990, pp. 97-103.

¹² cfr. J. Mincer. Schooling, Experience and Earnings. NBER, Columbia University Press, 1974.

¹³ Alle waarden zijn in principe functie van de tijd. De voetindices t zijn hier gemakkelijheidshalve weggelaten.

Het individu kan zijn potentieel aan verdiensten geheel of gedeeltelijk omzetten in effectieve verdiensten (Y) door het te verzilveren op de arbeidsmarkt. Hij kan ook een deel van zijn potentieel bewust niet verzilveren op de arbeidsmarkt maar investeren in zichzelf (I) of

$$Y = P - I \quad (2)$$

Door deze investering in menselijk kapitaal kan het individu zijn voorraad menselijk kapitaal verhogen of instand houden. Als a de depreciatievoet van menselijk kapitaal voorstelt, dan is de aangroei van de kapitaalvoorraad gelijk aan de investering verminderd met de depreciatie of

$$dK = I - a.K \quad (3)$$

Tenslotte wordt de investeringsneiging van een individu gedefiniëerd als k zodat

$$I = k.P \quad (4)$$

Als men (1) differentiëert, gebruik maakt van (2), (3) en (4) en de bekomen differentiaalvergelijking oplost dan vindt men¹⁴

$$\ln P = \ln P_{-s} + \int_{-s}^t (r.k - a) d\theta \quad (5)$$

en

$$\ln Y = \ln(1-k) + \ln P_{-s} + \int_{-s}^t (r.k - a) d\theta \quad (6)$$

Het rendement (r) en de depreciatievoet (a) van menselijk kapitaal wordt constant verondersteld over de levenscyclus.

¹⁴ Het tijdstip waarop de schoolopleiding wordt gestart wordt op -s vastgelegd, waarbij s de duur van de schoolopleiding is. t=0 op het moment van intrede in de arbeidsmarkt.

Essentiëel voor het model is de veronderstelling over de investeringsneiging van een individu.

Een schoolse opleiding is doorgaans een voltijdse bezigheid. Gedurende de opleidingsperiode (duurtijd s) wordt het volledig potentiëel geïnvesteerd of

$$k(t)=1 \text{ voor } -s < t < 0.$$

Eens in de arbeidsmarkt zal de investeringsneiging uiteraard dalen omdat een deel van het potentiëel wordt omgezet in effectieve verdiensten. Het is redelijk om te veronderstellen dat, naarmate het einde van de carrière in zicht is en de periode waarover van de investeringsopbrengsten kan worden genoten korter wordt, de investeringsneiging geleidelijk zal afnemen. Uitgaande van een lineair dalende investeringsneiging geldt dan

$$k(t) = k^{\circ} - k^{\circ} \cdot t / T \quad \text{voor} \quad 0 < t < T$$

met T het einde van de carrière.

Na substitutie van deze veronderstellingen in (5) en (6) en mits enig rekenwerk¹⁵, vindt men

$$\begin{aligned} \ln Y = & \ln P_s - k^{\circ}(1+k^{\circ}/2) \\ & + (r-a) \cdot s \\ & + [r \cdot k^{\circ} - a + (1 + k^{\circ})(k^{\circ}/T)] \cdot t \\ & - [(r+k^{\circ}/T)/(k^{\circ}/2T)] \cdot t^2 \end{aligned} \quad (7)$$

Hieruit blijkt nu dat de logaritme van de effectieve verdiensten lineair is in scholingsduur en kwadratisch in anciënniteit op de arbeidsmarkt. De coëfficiënt van de scholingsduur kan worden geïnterpreteerd als het gemiddeld rendement op menselijk kapitaal verminderd met de depreciatievoet. In principe en, mits een veronderstelling over T , zijn de parameters van het Mincer-model (r , a , k°) af te leiden van de parameters van de geschatte vergelijking.

¹⁵ Daarbij wordt $\ln(1-k)$ benaderd door $-k-k^2/2$

In figuur 1 wordt het verloop van de diverse variabelen grafisch voorgesteld. Verder laat het Mincer-model ook toe brede ranges van plausibele waarden voor de te schatten parameters aan te geven¹⁶.

Uiteraard zijn andere specificaties van de investeringsneiging mogelijk. Eén variant is bijvoorbeeld de veronderstelling van een constante investeringsneiging na de schoolopleiding. In dit geval wordt (7) gelijk aan:

$$\ln Y = \ln(1-k^0) + \ln P_s + (r-a).s + (rk^0-a).t \quad (8)$$

of een log-lineaire vergelijking in $\ln Y$, s en t .

In een andere variant kan de hypothese van afnemend rendement van scholing worden getoetst door de scholingsgraad niet lineair in te voeren in de vergelijking.

Data en meting van de variabelen

Mincer-inkomensprofielen worden typisch geschat op basis van databestanden over een steekproef van individuen of op basis van hetzij naar leeftijd, hetzij naar opleiding gegroepeerde individuele data. Voor België zijn voor de bevolking representatieve gegevensbestanden niet voorhanden (of indien ze toch bestaan, niet toegankelijk voor onderzoek).

Op basis van de Volks- en Woningtelling 1981 en de Financiële Statistieken van het N.I.S. is het nochtans mogelijk een geografisch gegroepeerd gegevensbestand op te maken op basis van de 43 arrondissementen.

¹⁶ Stel dat plausibele ranges voor de variabelen van het model als volgt liggen: $0.05 < r < 0.3$, $0 < a < 0.05$, $0 < k^0 < 1$, $40 < T < 50$, dan liggen de te schatten parameters binnen volgende grenzen: $0 < \text{coëfficiënt van } s < 0.25$, $-0.04 < \text{coëfficiënt van } t < 0.30$, $-0.004 < \text{coëfficiënt van } t*t < 0$.

Tevens kan een weliswaar niet volledig vergelijkbaar databestand voor 1970 worden opgemaakt op basis van de Volkstelling 1970 en de Financiële Statistieken van het N.I.S.

Met betrekking tot het inkomen publiceert het N.I.S. de "Fiscale statistiek van de inkomens onderworpen aan de personenbelasting - aanslagjaar 1982 - inkomen van 1981"¹⁷. Per arrondissement is het belastbaar totaal netto inkomen en het bedrijfsinkomen gekend.

Voor 1970 is enkel het totaal netto belastbaar inkomen per arrondissement gekend. Het bedrijfsinkomen per arrondissement is niet bekend.

In het kader van de Volks- en Woningtelling 1981 worden over **opleiding** twee tabellen gepubliceerd namelijk de tabel "bevolking van 14 jaar en ouder die geen onderwijs met volledig leerplan meer volgt naar de leeftijd tot waarop een onderwijs werd gevolgd" en de tabel "bevolking van 14 jaar en ouder die geen onderwijs met volledig leerplan meer volgt naar geslacht en onderwijsniveau".

In de Volkstelling 1970 worden opleidingsgegevens alleen onder de vorm van de laatstgenoemde tabel vermeld.

Met betrekking tot de **leeftijd** van de bevolking leveren de Volks- en Woningtelling 1981 en de Volkstelling 1970 een tabel op over de "bevolking naar leeftijdsgroepen en leeftijdsklassen".

De Volks- en Woningtelling 1981 en de Volkstelling 1970 leveren ook de gegevens betreffende de **bevolkingsaantallen**. De beroepsbevolking is rechtstreeks te halen uit de tabel "beroepsbevolking naar woon- en werkgemeente, werkgelegenheidscoëfficiënten per gemeente".

¹⁷ cfr. Financiële Statistieken 1984 nr. 30/34, N.I.S.

Strikt genomen worden Mincer-inkomensprofielen gedefiniëerd over de actieve bevolking. De bovenvermelde basisgegevens omtrent opleiding hebben nochtans betrekking op de gehele bevolking ouder dan 14 jaar die geen voltijdse schoolopleiding meer volgt. Deze groep omvat dus niet alleen de actieve bevolking maar ook de niet-actieve bevolking (gepensioneerden en overige niet actieven).

De **gemiddelde verdiensten** moeten worden benaderd op basis van het fiscaal inkomen (bedrijfsinkomen in 1981 en totaal netto belastbaar inkomen in 1970) in een arrondissement. Het fiscaal bedrijfsinkomen is wellicht een betere benadering van netto-verdiensten dan van de loonkost omdat het rekening houdt met aftrekken voor bedrijfskosten, sociale bijdragen enz. met uitzondering dan van de verschuldigde personenbelasting. Het berekende rendement zal eerder de privé return benaderen dan de sociale return.

Voor de meting van de gemiddelde verdiensten zijn twee benaderingen mogelijk nl. 1. het fiscaal inkomen in een arrondissement gedeeld door de bevolking van 14 jaar en ouder (BIBP = bedrijfsinkomen/bevolking 14+ in 1981, TIBP = totaal inkomen/bevolking 14+ in 1970) en 2. het fiscaal inkomen in het arrondissement gedeeld door de actieve bevolking (BIBB = bedrijfsinkomen/beroepsbevolking in 1981, TIBB = totaal inkomen/ beroepsbevolking in 1970). De gemiddelde verdienste van de bevolking 14+ is een ondergrens voor de gemiddelde verdiensten in de arbeidsmarkt, omdat deze bevolking tevens bestaat uit een aantal niet-actieven. Deelt men door de actieve bevolking dan is dit waarschijnlijk een overschatting van de gemiddelde verdiensten omdat ook de niet-actieve bevolking - met name hoofdzakelijk de gepensioneerden - een fiscaal als bedrijfsinkomsten beschouwd inkomen genieten. In beide gevallen zal de fout op de raming van het inkomen afhangen van de verhouding niet-actieven in de totale bevolking. Deze verhouding (RATIO) zal daarom in de schattingsvergelijkingen worden ingevoerd.

De **gemiddelde scholingsduur** (S) werd, voor 1981, berekend als de gewogen gemiddelde leeftijd in het arrondissement tot waarop de bevolking ouder dan 14 jaar onderwijs heeft gevolgd, verminderd met 14, en is derhalve te interpreteren als het gemiddeld aantal jaren schoolse opleiding na de leeftijd van 14 jaar. Voor het deel van de bevolking dat "geen onderwijs gevolgd" heeft is de scholingsduur na 14 jaar op nul gesteld en dus gelijk gesteld aan de groep "14 jaar of jonger". Voor het deel van de bevolking waarvan de leeftijd tot waarop een onderwijs werd gevolgd "onbekend" is, werd de scholingsduur na 14 jaar gelijk gesteld aan de gemiddelde scholingsduur van het arrondissement.

Voor 1970 is de gemiddelde scholingsduur (S) geschat door te veronderstellen dat een opleiding lager secundair, hoger secundair en hoger onderwijs resp. 1, 4 en 8 jaar scholing na de leeftijd van 14 jaar vereisen.

Opmerkenswaard is wel de relatief lage waarde van de gemiddelde scholingsduur van de Belgische bevolking ouder dan 14 jaar. In 1981 had meer dan de helft van de Belgische bevolking (14+) geen schoolopleiding gevolgd na de leeftijd van 15 jaar, zoals blijkt uit bijgaande grafieken 2a en 2b. De invoering en verlenging van de leerplicht is een relatief jong verschijnsel en zodat het gewicht van de beperkte schoolse opleiding van de oudere bevolking groot is.

Tenslotte kan op basis van de leeftijdsverdeling van de bevolking een raming worden gemaakt van de gemiddelde leeftijd en de **gemiddelde anciënniteit** (A). Op grond van de leeftijdsopbouw van de bevolking kan per arrondissement de gewogen gemiddelde leeftijd van de bevolking ouder dan 14 jaar worden geschat¹⁸. De gemiddelde anciënniteit is geraamd als het

¹⁸ Ook hier is een benadering noodzakelijk. De gemiddelde scholingsduur betreft de bevolking van 14 jaar en ouder die geen onderwijs meer volgt, terwijl de gemiddelde leeftijd de gehele bevolking van 14 jaar en ouder omvat.

verschil tussen de gemiddelde leeftijd en de gemiddelde scholingsduur vermindert met 14.

De bekomen datareeksen voor 1981 en 1970 worden in appendix bijgevoegd.

Schattingsprocedure

De gevolgen van het gebruik van gegroepede data in plaats van individuele gegevens zijn meestal een drastische vermindering van de variatie in de variabelen. Bij individuele gegevens variëert scholingsduur tussen 0 en 15 jaar; in de arrondissementele gegevens 1981 is de range 1.46 jaar tot 3.15 jaar. De reductie in variatie is nog groter bij de variabele anciënniteit waar de range in individuele gegevens tussen 0 en 50 jaar ligt, terwijl in de arrondissementele gegevens 1981 de anciënniteit variëert van 22.2 tot 29.7 jaar.

Vooraf de beperkte variatie in de data met betrekking tot anciënniteit is niet van aard om een nauwkeurige meting van het kwadratisch profiel te bevorderen.

Het inkomensprofiel volgens de Mincer-specificatie kan aanvankelijk worden geschat met de methode van gewone kleinste kwadraten. Toch moet worden getest op ongelijke variantie in de storingsterm. Als de variantie van de storingsterm van het model op basis van individuele data constant is, dan zal door groepering de variantie van de storingsterm van de i -de groep gelijk zijn aan de (constante) variantie van het oorspronkelijk model gedeeld door het aantal observaties n in de i -e groep¹⁹. De hypothese die moet getoet worden is derhalve of de variantie van storingstermen van de gegroepede data proportioneel is met de inverse van de vierkantswortel uit arrondissementele (beroeps of 14+) bevolking. De test voorgesteld door Glejser²⁰ kan worden gebruikt waarbij wordt nagegaan of er een significant verband bestaat tussen de absolute waarde van de berekende storingstermen en de inverse van de vierkantswortel van de bevolking. Indien de varianties ongelijk blijken te zijn, dan kan de efficiëntie van de

¹⁹ cfr G.S. Maddala. *Econometrics*. McGraw-Hill 1979. "Heteroscedasticity and Grouped Data" p 268 e.v.

²⁰ H. Glejser, "A New Test for Heteroscedasticity", Journal of the American Statistical Association, March 1969

schatters worden verbeterd door gewogen kleinste kwadraten te gebruiken²¹.

Schattingsresultaten

In wat volgt zal hoofdzakelijk aandacht worden besteed aan de schattingsresultaten 1981. De data 1970 zijn - in het bijzonder wat het inkomen en de gemiddelde scholingsgraad betreft - minder nauwkeurig, zodat de schattingsresultaten verder alleen worden vermeld om te verifiëren of het rendement van menselijk kapitaal ook in België daalt over de tijd.

De scatterdiagramma's 1981 - zie grafieken 3a en 3b - laten reeds een duidelijk verband zien tussen scholingsduur in een arrondissement en het gemiddeld inkomen in het arrondissement. De relatie tussen gemiddelde anciënniteit en gemiddeld inkomen is veel minder duidelijk.

Twee reeksen vergelijkingen werden geschat met de arrondissementele data 1981. Bij de eerste reeks wordt de ondergrens van het inkomen (bedrijfsinkomen gedeeld door de bevolking 14+) gebruikt als te verklaren variabele; in de tweede reeks is de bovengrensraming gebruikt (bedrijfsinkomen gedeeld door beroepsbevolking).

²¹ In dit geval is de herschatting eenvoudig. Alle variabelen (inclusief de constante) worden vermenigvuldigd met de vierkantswortel van de bevolking en de vergelijking wordt herschat met kleinste kwadraten (zonder constante).

Regressievergelijkingen 1981

Bedrijfsinkomen/beroepsbevolking:

$\ln \text{BIBP} = .2298 \text{ S} + .1239 \text{ A} - .0020 \text{ A}^2 - 1.7183 \text{ RATIO} + 3.8302$
 stdf .0279 .1303 .0025 .4110
 t 8.25 .95 -.79 -4.11

R2adj = .6767
 stde = .0555
 F(4,38) = 22.973

$\ln \text{BIBP} = .2334 \text{ S} + .0123 \text{ A} - 1.7149 \text{ RATIO} + 5.1606$
 stdf .0273 .0079 .4160
 t 8.54 2.70 -4.12

R2adj = .6797
 stde = .0553
 F(3,39) = 30.722

Bedrijfsinkomen/bevolking 14+

$\ln \text{BIBB} = .2295 \text{ S} + .1157 \text{ A} - .0018 \text{ A} + .1197 \text{ RATIO} + 3.7224$
 stdf .0281 .1312 .0025 .4209
 t 8.18 .88 -.73 .28

R2adj = .6241
 stde = .0559
 F(4,38) = 18.430

$\ln \text{BIBB} = .2329 \text{ S} + .0205 \text{ A} + .1229 \text{ RATIO} + 4.956$
 stdf .0275 .0080 .4138
 t 8.47 2.58 .29

R2adj = .6286
 stde = .0556
 F(3,39) = 24.697

$\ln \text{BIBB} = .2337 \text{ S} + .0221 \text{ A} + 4.9667$
 stdf .0271 .0059
 t 8.64 3.77

R2adj = .6371
 stde = .0549
 F(2,40) = 37.868

Bij de beoordeling van de vergelijkingen moet niet enkel worden gekeken naar de statistische resultaten (significantie van de parameters, determinatiecoëfficiënt) maar tevens naar de "plausibiliteit" van de parameters in het licht van de theorie.

In alle vergelijkingen is het effect van scholingsduur op inkomen zeer nauwkeurig geschat. De coëfficiënt van scholingsduur is robust over de vergelijkingen en bedraagt ongeveer 0.23 met een standaardfout van kleiner dan 0.03. Aangezien de parameter het verschil is tussen het rendement op menselijk kapitaal en de depreciatievoet, brengt dit het rendement op menselijk kapitaal op minstens 23 procent!

Gelet op de beperkte variatie in de anciënniteitsvariabele en de collineariteit tussen de lineaire en de kwadratische term van de variabele is het niet verwonderlijk dat de kwadratische vorm moeilijk in te schatten is. In geen van beide reeksen schattingen is de kwadratische relatie tussen de natuurlijke logaritme van het inkomen en de anciënniteit statistisch significant te schatten.

Toch zijn de geschatte parameters van A resp. A^2 , namelijk .12 resp. -0.002 zeer aannemelijk. Als men immers de carrière duur T gelijk stelt aan bijvoorbeeld 45 jaar dan kunnen de overige impliciete parameters van het Mincer-model worden berekend. De depreciatievoet (a) ligt dan rond 6 procent, de investeringsneiging onmiddellijk na intrede in de arbeidsmarkt (k^*) ligt op ongeveer 55 procent en het rendement op menselijk kapitaal (r) op 28 procent²².

²² De juiste cijfers zijn als volgt:

op basis van de coëfficiënten van ln BIBP			
T	40	45	50
a	5.0	6.9	8.8
k	54.6	57.8	60.6
r	28.0	29.9	31.8

De log-lineaire vergelijkingen leveren statistisch de beste schattingen op. Alle parameters zijn met een hoge graad van nauwkeurigheid geschat en ook de voor vrijheidsgraden aangepaste determinatiecoëfficiënt is maximaal. Voor deze lineaire schattingen werd tevens getoetst op heteroscedasticiteit. De Glejser test op basis van een regressie tussen $\text{abs}(e)$ en de inverse van de vierkantswortel uit de relevante bevolkingsmaat levert in geen gevallen een significante relatie op, zodat de hypothese van homoscedasticiteit niet kan worden verworpen²³.

Ook de coëfficiënten van deze lineaire schattingen kunnen worden geïnterpreteerd in een Mincer-model, waarbij dan wel uitgegaan wordt van een investeringsneiging die constant is over de carrière. Met twee parameters uit het schattingsmodel moeten drie coëfficiënten uit het Mincer-model worden berekend, zodat het noodzakelijk is een veronderstelling te maken over één van de Mincer-coëfficiënten. Stelt men het afschrijvingspercentage op 6 procent - wat overeenkomt met de orde van grootte gevonden in het kwadratisch model - dan is het rendement op menselijk kapitaal (r) 29 procent en de gemiddelde post-schoolse investeringsneiging (k°) op 31 à 35 procent.

op basis van de coëfficiënten van \ln BIBB

T	40	45	50
a	4.1	5.8	7.6
k	50.8	54.0	56.9
r	27.1	28.8	30.5

²³ De regressies zijn (RES = absolute residuen, IVBB = inverse vierkantswortel beroespbevolking, IVBP = inverse vierkanstwortel bevolking 14+):

$$\text{RES} = .0410 + .9166 \text{ IVBB} \quad R^2 = .0036$$

t=.38

$$\text{RES} = .0393 + 1.4485 \text{ IVBP} \quad R^2 = .0048$$

t=.44

Regressievergelijkingen 1970

belastbaar inkomen/beroepsbevolking

$$\begin{array}{l} \ln \text{ TIBP} = .5448 \text{ S} + .14666 \text{ A} - .0026 \text{ A2} - 0.0283 \text{ RATIO} + 3.2956 \\ \text{stdf} \quad .0388 \quad .0988 \quad .0018 \quad .0037 \\ \text{t} \quad 14.06 \quad 1.48 \quad -1.42 \quad -7.6 \end{array}$$

$$\begin{array}{l} \text{R2adj} = .8542 \\ \text{stde} = .0531 \\ \text{F}(4,38) = 62.5 \end{array}$$

$$\begin{array}{l} \ln \text{ TIBP} = .5446 \text{ S} + .0060 \text{ A} - 0.0291 \text{ RATIO} + 5.2675 \\ \text{stdf} \quad .0393 \quad .0049 \quad .0037 \\ \text{t} \quad 13.87 \quad 1.233 \quad -7.81 \end{array}$$

$$\begin{array}{l} \text{R2adj} = .8503 \\ \text{stde} = .0538 \\ \text{F}(3,39) = 80.5 \end{array}$$

belastbaar inkomen/bevolking 14+

$$\begin{array}{l} \ln \text{ TIBB} = .5035 \text{ S} + .2239 \text{ A} - .0036 \text{ A2} - .0095 \text{ RATIO} + 1.4868 \\ \text{stdf} \quad .0505 \quad .1288 \quad .0023 \quad .0049 \\ \text{t} \quad 9.97 \quad 1.74 \quad -1.55 \quad -1.96 \end{array}$$

$$\begin{array}{l} \text{R2adj} = .7139 \\ \text{stde} = .0692 \\ \text{F}(4,38) = 27.2 \end{array}$$

$$\begin{array}{l} \ln \text{ TIBB} = .5033 \text{ S} + .0242 \text{ A} - .0107 \text{ RATIO} + 4.2882 \\ \text{stdf} \quad .0514 \quad .0064 \quad .0049 \\ \text{t} \quad 9.79 \quad 3.78 \quad -2.18 \end{array}$$

$$\begin{array}{l} \text{R2adj} = .7035 \\ \text{stde} = .0704 \\ \text{F}(3,39) = 34.2 \end{array}$$

Ook de schattingsresultaten 1970 zijn, ondanks de minder nauwkeurige raming van de verdiensten en de scholingsgraad, van behoorlijke kwaliteit. Van bijzonder belang is de coëfficiënt van de scholingsgraad, omdat deze in het Mincer-Becker model overeenkomt met het gemiddeld rendement van menselijk kapitaal. De parameter van scholing in 1970 blijkt zowat het dubbele te bedragen van de parameter 1981, wat erop wijst dat het rendement van menselijk kapitaal aanzienlijk verminderd is over het decennium 70/80.

Deze bevinding - namelijk een vermindering van het rendement van menselijk kapitaal naarmate het ontwikkelingsniveau van een land toeneemt - is conform met wat blijkt uit de internationale overzichtsstudies.

De rendabiliteit van enkele opleidingen in 1981

Mincer-inkomensprofielen laten toe om de rendabiliteit van enkele opleidingen te berekenen. Aangezien in de literatuur vaak afnemend marginaal rendement van opleiding wordt gevonden, werden de inkomensprofielen herschat met een kwadratische term voor scholingsgraad. De gevonden vergelijkingen zijn:

$$\begin{array}{l} \ln \text{ BIBP} = 3.7394 + .3070 S - .0169 S^2 + .1250 A - .0020 A^2 \\ \text{std} \qquad \qquad \qquad .2390 \qquad \qquad .0519 \qquad \qquad .1319 \qquad \qquad .0025 \end{array}$$

$$\begin{array}{l} -1.7713 \text{ RATIO} \\ .4533 \end{array}$$

$$\begin{array}{l} R^2 = .7083 \\ F(5,37) = 17.967 \end{array}$$

$$\begin{array}{l} \ln \text{ BIBB} = 3.6292 + .3088 S - .0173 S^2 + .1168 A - .0018 A^2 \\ \text{std} \qquad \qquad \qquad .2407 \qquad \qquad .0523 \qquad \qquad .1328 \qquad \qquad .0025 \end{array}$$

$$\begin{array}{l} +.0654 \text{ RATIO} \\ .4564 \end{array}$$

$$\begin{array}{l} R^2 = .6609 \\ F(5,37) = 14.421 \end{array}$$

Hoewel de parameters in deze vergelijkingen minder nauwkeurig geschat zijn omwille van de collineariteit tussen de termen S , A en hun kwadraten S^2 , A^2 is de globale aanpassing op basis van de determinatiecoëfficiënt beter. Om een zo goed mogelijke schatting van het intern rendement te bekomen werd met deze zo goed mogelijk fittende inkomensprofielen gewerkt.

Het intern rendement van een opleiding met de duur equivalent aan lager secundair onderwijs ($s=1$) in vergelijking met een opleiding tot 14 jaar ($s=0$), van hoger secundair onderwijs ($s=4$) in vergelijking met een opleiding secundair onderwijs ($s=1$) en tenslotte van hoger onderwijs lange type ($s=8$) in vergelijking met een opleiding hoger secundair onderwijs, werd vervolgens berekend. Het gaat hier derhalve om zogenaamde "marginale rendementen" van een bijkomende opleiding.

De kost van een opleiding is gelijk aan het opgeofferde inkomen met scholing van het lagere niveau, maar rekening houdend met de praktijkervaring die men had kunnen opdoen, vermeerderd met de directe onderwijsuitgaven. Aangenomen wordt dat de directe onderwijsuitgaven gelijk zijn aan de openbare uitgaven. In 1981 kostte een leerling secundair onderwijs (loonkost + werkingskost) gemiddeld 124.000 BF²⁴. De kost van een student in het hoger onderwijs werd op 200.000 BF geraamd.

De baten van een opleiding komen overeen met het verschil in inkomens met het hoger studieniveau in vergelijking met het lager studieniveau. In beide gevallen wordt rekening gehouden met de praktijkervaring en het effect op het inkomen. In figuur 4a en 4b worden de inkomensprofielen grafisch uitgezet voor de onderzochte opleidingen en op basis van de twee inkomensdefinities.

²⁴ cfr. Ministerie van Onderwijs, "Loon en werkingskost per leerling 1981-1990", Cel Begroting & Programmatie, 1990.

Van aldus berekende verschil tussen baten en kosten wordt het intern rendement berekend of de "marginale rendabiliteit" van de betreffende bijkomende opleiding.

De resultaten zijn de volgende :

	bedr.ink./bev. 14+	bedr. ink/beroepsbev.
	BIBP	BIBB
lager sec.	10.3%	14.3%
hoger sec.	10.5%	13.8%
tertiair (4jr)	6.5%	5.0%

Besluiten

In deze nota werd de rendabiliteit van enkele onderwijsopleidingen in België anno 1981 berekend. Daartoe werden Mincer-type inkomensfuncties geschat op basis van arrondissementale data voor 1981 (Volks- en Woningtelling, Financiële Statistieken).

Uit de Mincer-type inkomensfuncties blijkt o.m. dat het impliciet gemiddeld rendement op menselijk kapitaal in 1981 bijna 30 procent belooft en het afschrijvingstempo ongeveer 6 procent is. Tevens blijkt men gemiddeld onmiddellijk na intrede in de arbeidsmarkt slechts ongeveer de helft van zijn inkomenspotentiëel te realiseren. De overige helft wordt geherinvesteerd in post-schoolse opleiding en "on-the-job training". Over de hele carrière genomen wordt ongeveer 1/3 van het inkomenspotentiëel geherinvesteerd in menselijk kapitaal en niet omgezet in inkomen.

Vergelijking van Mincer-Becker inkomensprofielen voor 1970 en 1981 tonen aan dat het gemiddeld rendement van menselijk kapitaal ongeveer gehalveerd is over deze periode, wat conform is met de trends in internationale overzichtsstudies.

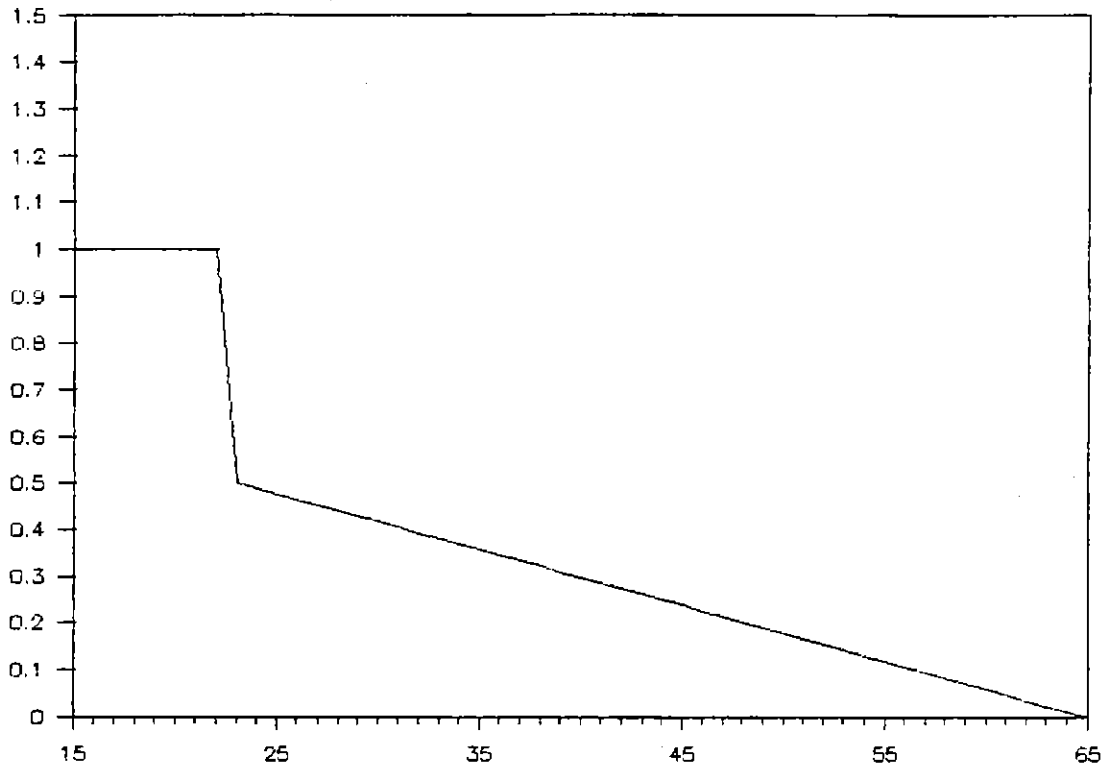
De inkomensprofielen 1981 laten ook toe de marginale rendabiliteit van enkele opleidingen te becijferen. De gevonden rendabiliteiten - nl. 10.3 à 14.3% voor een secundaire opleiding en 5.0 à 6.5% voor een tertiaire opleiding - komen overeen met de waarden die typisch worden gevonden in de literatuur.

Ook de in de literatuur gevonden trends worden bevestigd nl. met het niveau van opleiding afnemende marginale rendabiliteiten en rendabiliteiten voor de hoogste opleidingsniveaus die de rendabiliteit op fysisch kapitaal benaderen.

Mogelijkheden tot uitbreiding van dit onderzoek liggen in het herschatten van inkomensprofielen op basis van gemeentelijke data.

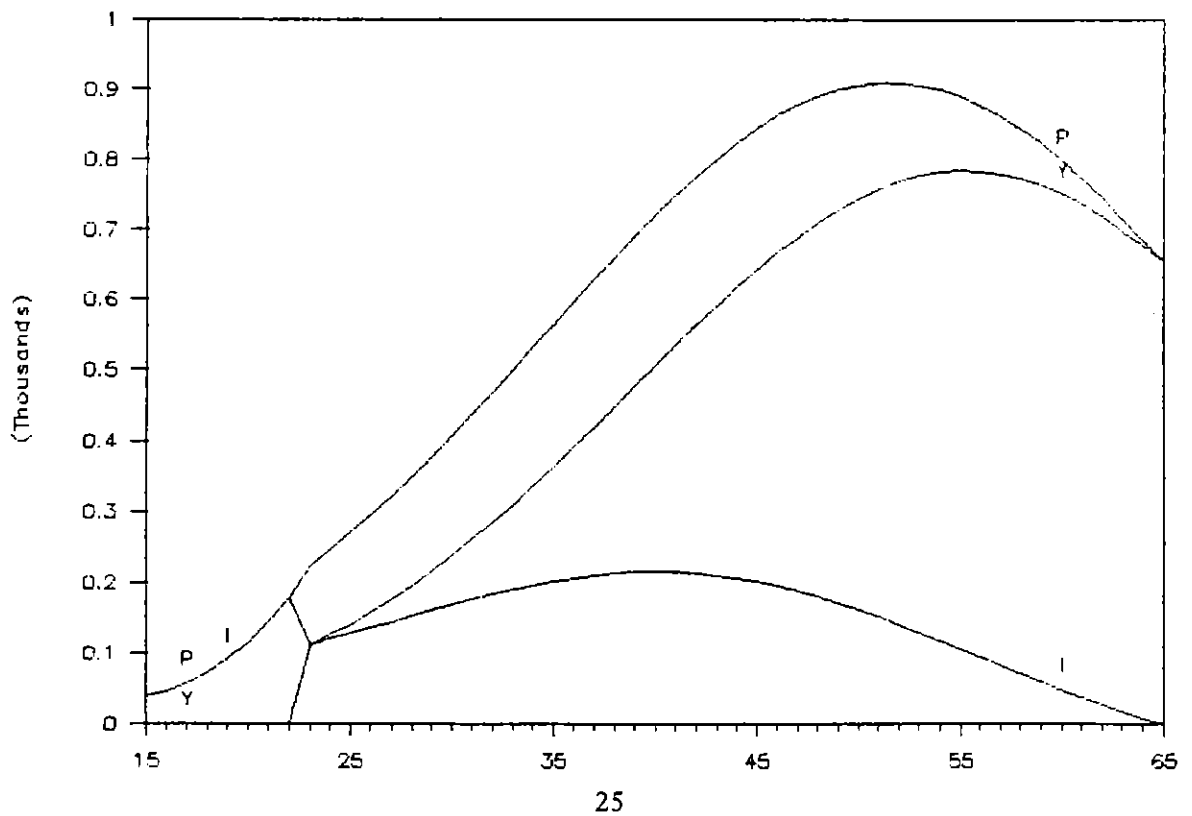
FIGUUR 1A

investeringsneiging $k(t)$

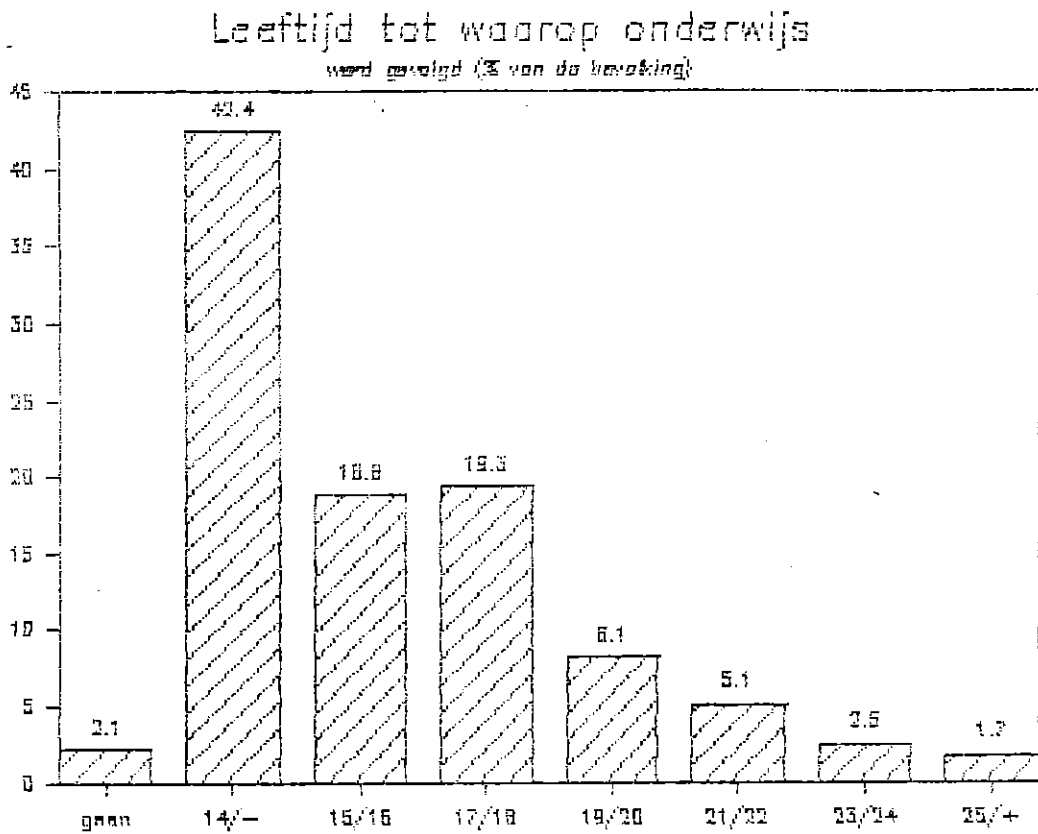


FIGUUR 1B

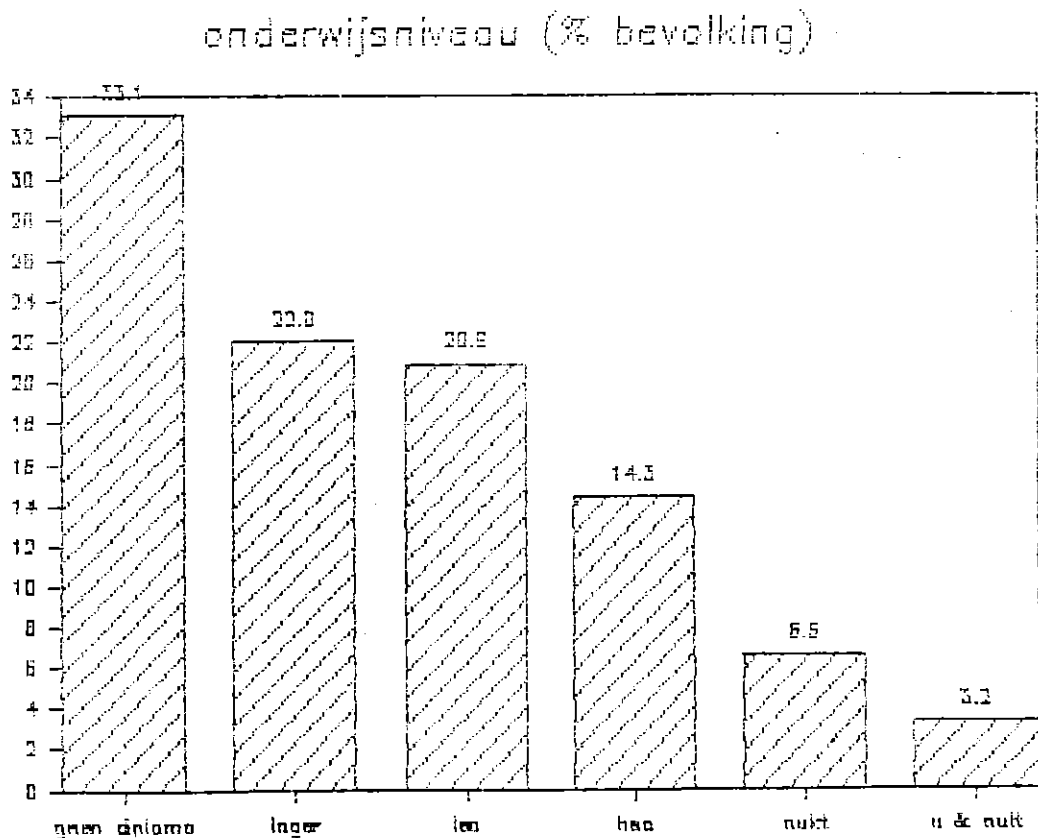
Potentiëel, Investerings, Inkomen



FIGUUR 2A



FIGUUR 2B



APPENDIX. ARRONDISSEMENTELE GEGEVENS 1970

TIBB	totaal inkomen/beroepsbevolking
TIBP	totaal inkomen/bevolking 14+
S	gemiddelde scholingsgraad bevolking 14+
LTD	gemiddelde leeftijd bevolking 14+
RATIO	(bevolking 14+ - beroepsbevolking)/beroepsbevolking
BB	beroepsbevolking
BP	bevolking 14+

	TIBB	TIBP	S	LTD	RATIO	BB	BP
Antwerpen	177.1	93.5	1.50	44.53	0.89	351153	664983
Mechelen	137.3	73.2	1.26	44.03	0.88	108800	204110
Turnhout	125.4	70.9	1.21	40.43	0.77	123249	217975
Brussel	187.6	106.1	1.67	45.89	0.77	456305	806509
Halle-Vilvoorde	167.0	92.3	1.44	43.68	0.81	185973	336430
Leuven	148.2	77.8	1.51	43.51	0.90	143359	273052
Nijvel	185.5	96.5	1.65	44.91	0.92	87556	168369
Aat	128.5	63.8	1.10	46.36	1.01	27515	55378
Charleroi	154.5	74.0	1.14	44.57	1.09	159762	333481
Bergen	142.1	65.2	1.21	45.10	1.18	87417	190422
Moeskroen	111.4	61.3	0.79	45.46	0.82	29665	53908
Zinnik	147.9	71.4	1.11	45.24	1.07	57707	119554
Thuin	138.0	66.1	1.13	44.87	1.09	46765	97666
Doornik	131.7	66.7	1.13	46.16	0.97	54601	107769
Hoei	152.3	72.4	1.32	46.13	1.10	32033	67404
Luik	160.9	84.0	1.51	45.14	0.92	237006	454037
Verviers	135.0	72.5	1.08	44.76	0.86	91542	170365
Borgworm	145.2	69.1	1.24	46.59	1.10	20899	43888
Hasselt	134.1	73.8	1.38	39.41	0.82	113162	205634
Maaseik	119.7	68.0	1.40	38.32	0.76	57990	102038
Tongeren	123.1	64.5	1.25	40.98	0.91	57772	110171
Aarlen	147.1	72.9	1.36	43.59	1.02	16718	33738
Bastenaken	110.8	55.2	1.05	44.50	1.01	11964	24015
Marche	131.3	63.9	1.21	45.27	1.05	13370	27445
Neufchateau	124.5	60.6	1.15	44.80	1.05	17713	36392
Virton	138.2	63.9	1.32	45.36	1.16	13490	29184
Dinant	140.4	68.9	1.33	44.94	1.04	28787	58652
Namen	160.4	78.7	1.44	44.72	1.04	82611	168387
Philippeville	130.8	65.7	1.23	44.22	0.99	20496	40808
Aalst	126.2	69.8	1.16	43.75	0.81	103715	187431
Dendermonde	125.7	69.2	0.99	43.54	0.82	68877	125196
Eeklo	131.5	67.4	0.89	44.72	0.95	31682	61839
Gent	151.8	80.0	1.35	45.23	0.90	181288	343831
Oudenaarde	124.3	66.6	1.06	45.83	0.87	44561	83108
Sint-Niklaas	135.4	58.6	0.72	43.54	1.31	78286	180795
Brugge	147.5	77.7	1.42	43.56	0.90	89459	169827
Diksmuide	108.2	55.4	0.83	43.87	0.95	16855	32926
Ieper	113.5	59.7	0.96	44.02	0.90	38987	74125
Kortrijk	140.3	76.7	1.14	43.34	0.83	101315	185310
Oostende	150.1	75.7	1.42	44.26	0.98	46515	92265
Roeselare	131.1	72.3	1.11	43.01	0.81	54486	98833
Tielt	118.6	64.1	1.00	43.56	0.85	29035	53762
Veurne	137.7	69.7	1.21	44.74	0.98	17377	34341

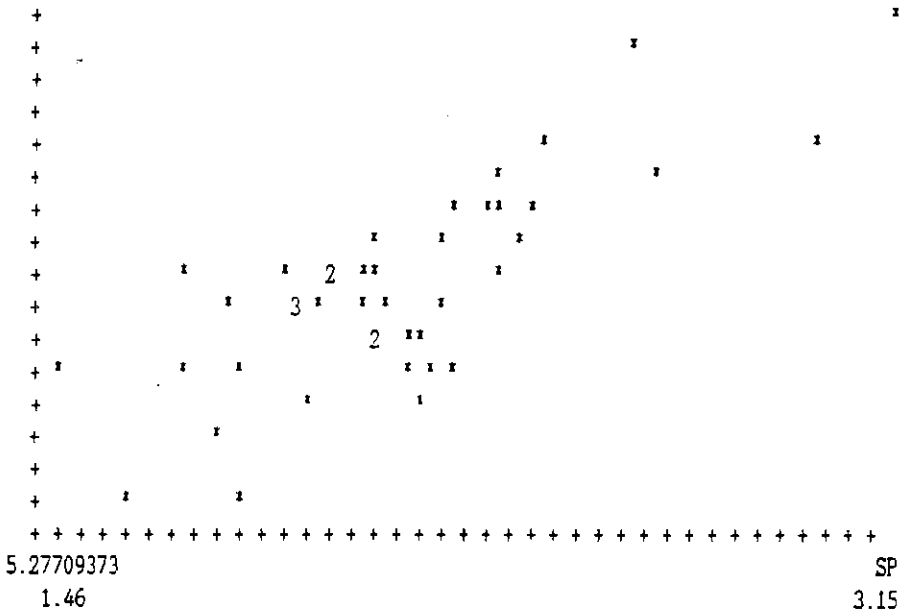
APPENDIX. ARRONDISSEMENTELE GEDEGENS 1981

BBIB totaal bedrijfsinkomen/beroepsbevolking
 BIDP totaal bedrijfsinkomen/bevolking 14+
 S. gemiddelde schoolduur bevolking 14+
 LTD gemiddelde leeftijd bevolking 14+
 RATIO (bevolking 14+ - beroepsbevolking)/beroepsbevolking
 BE beroepsbevolking
 BF bevolking 14+

arrondissement	BBIB	BIDP	S	LTD	RATIO	BE	BF
Antwerpen	512.0	279.3	2.44	44.42	0.88	373385	624479
Mechelen	455.2	249.1	2.09	44.04	0.84	118069	217508
Turnhout	406.8	247.3	2.09	40.58	0.65	152601	251042
Brussel	509.0	276.6	2.98	45.78	0.84	404306	744136
Halle-Vilvoorde	501.0	299.4	2.62	43.38	0.67	224252	375199
Louven	472.6	269.1	2.68	43.47	0.76	172392	302791
Nijvel	539.9	312.7	3.15	43.18	0.73	117836	203433
Aat	453.0	234.3	1.78	45.60	0.93	29638	57180
Charleroi	486.6	239.7	1.95	44.25	1.03	156965	315574
Bergen	462.8	231.8	2.16	44.45	1.00	93672	187011
Moeskroen	391.7	221.4	1.46	44.96	0.77	30161	53361
Zinnik	465.9	245.1	2.07	44.55	0.90	64572	122730
Thuin	454.7	234.7	2.12	44.15	0.94	53041	102770
Duornik	434.9	234.1	2.08	45.44	0.86	55521	103128
Hoel	499.0	260.9	2.32	44.77	0.87	34719	65069
Luik	488.6	270.4	2.35	44.63	0.81	247774	447743
Verviers	423.8	245.6	1.91	43.67	0.73	102317	176536
Bergworm	462.8	248.6	2.24	45.37	0.85	24492	45597
Hasselt	436.0	255.8	2.36	39.86	0.70	142695	243214
Maaseik	389.5	241.3	2.35	38.56	0.61	78217	126279
Tongerren	399.0	225.9	2.18	41.01	0.77	70485	124502
Aarlen	409.2	222.2	2.26	43.03	0.84	18552	34138
Sastenaken	372.9	198.8	1.83	43.85	0.88	13514	25346
Marche	421.5	226.1	2.11	43.87	0.86	16228	30255
Neufchateau	408.1	213.9	1.97	44.38	0.91	19080	36397
Virton	426.0	214.3	2.20	44.64	0.99	15831	31475
Dinant	415.3	222.0	2.22	44.26	0.87	33841	63302
Namen	475.9	258.4	2.41	43.77	0.84	100521	185181
Philippeville	420.5	225.8	2.10	43.58	0.86	21969	40899
Aalst	415.8	246.0	2.01	43.56	0.69	114118	192903
Dendermonde	416.3	237.5	1.80	43.36	0.75	75236	131909
Eeklo	407.3	219.0	1.70	44.63	0.86	31670	58899
Gent	464.5	257.3	2.26	44.50	0.81	196261	354267
Duonaarde	417.8	233.0	1.93	45.58	0.79	46566	93493
Sint-Niklaas	442.6	246.8	1.70	43.25	0.79	85252	152861
Brugge	447.5	249.4	2.39	43.64	0.79	102428	183923
Diksuide	361.1	195.8	1.59	43.86	0.84	18769	34608
Ieper	378.5	208.3	1.77	44.20	0.82	41337	75109
Kortrijk	429.8	246.6	2.00	43.25	0.74	112392	195702
Oostende	448.5	235.2	2.24	44.72	0.91	51582	98368
Roeselare	408.9	235.0	1.95	43.29	0.74	56818	98864
Tielt	393.1	220.0	1.82	43.71	0.79	34384	61458
Vaurne	417.3	218.5	2.17	44.97	0.91	18399	35125

lnBIBP
5.745244264

FIGUUR 3A

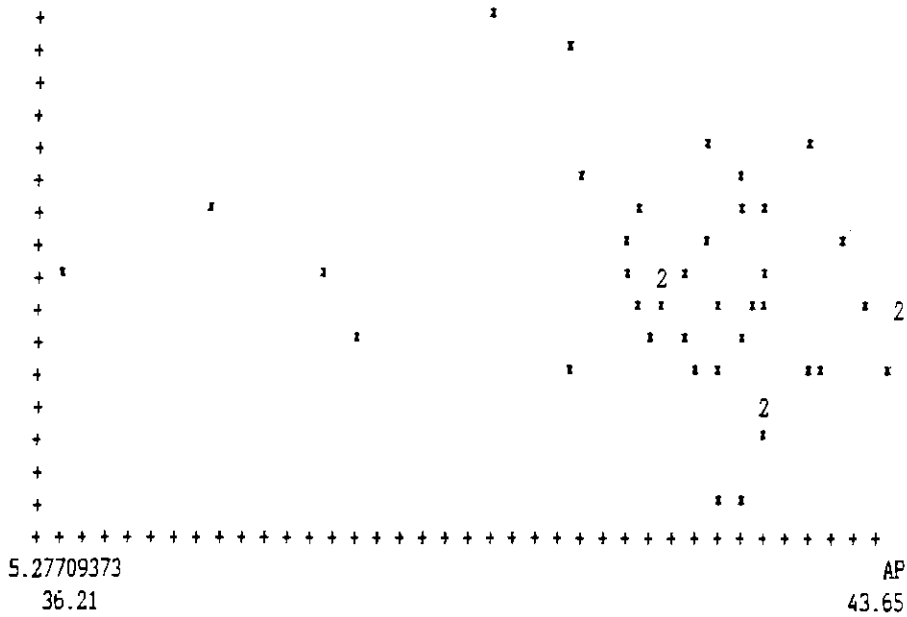


gemiddeld inkomen vs scholingsgraad

HEADER DATA FOR: A:ARDB1 LABEL: arrondissementele data
NUMBER OF CASES: 43 NUMBER OF VARIABLES: 14

FIGUUR 3B

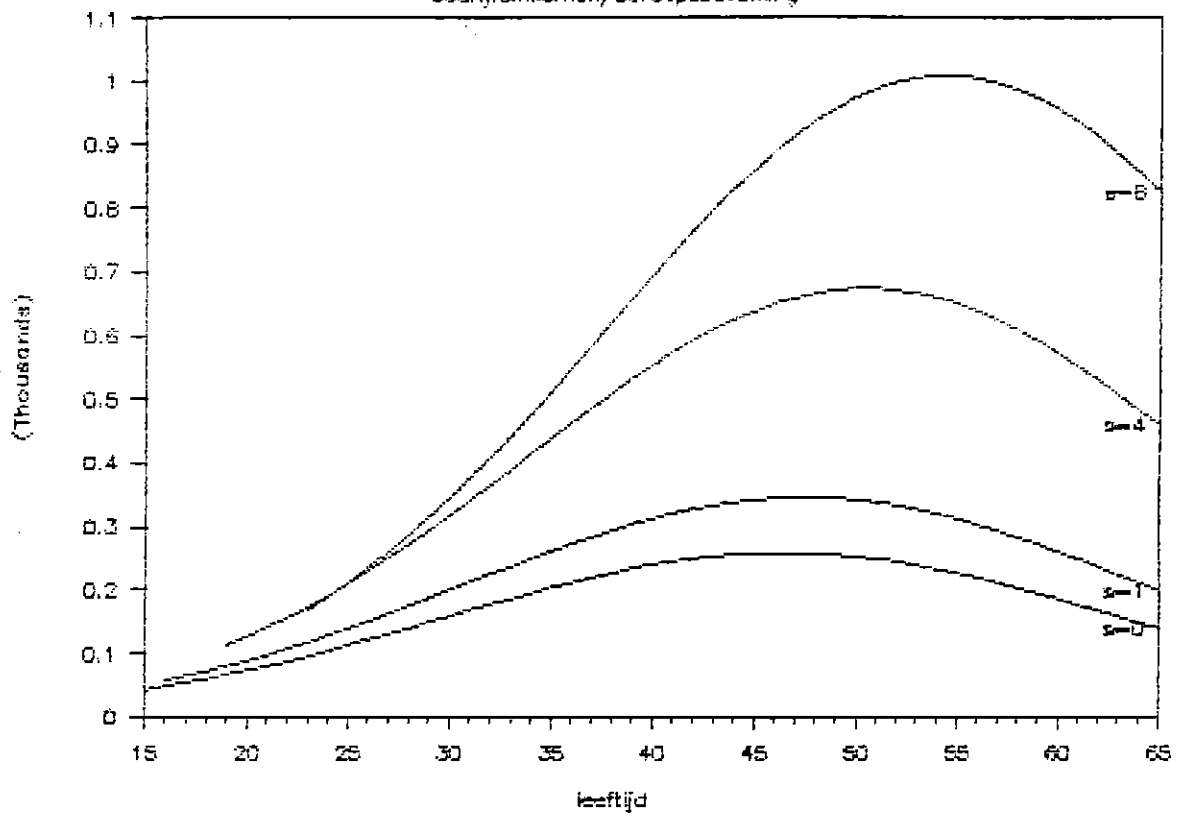
lnBIBP
5.745244264



gemiddeld inkomen vs ancienniteit

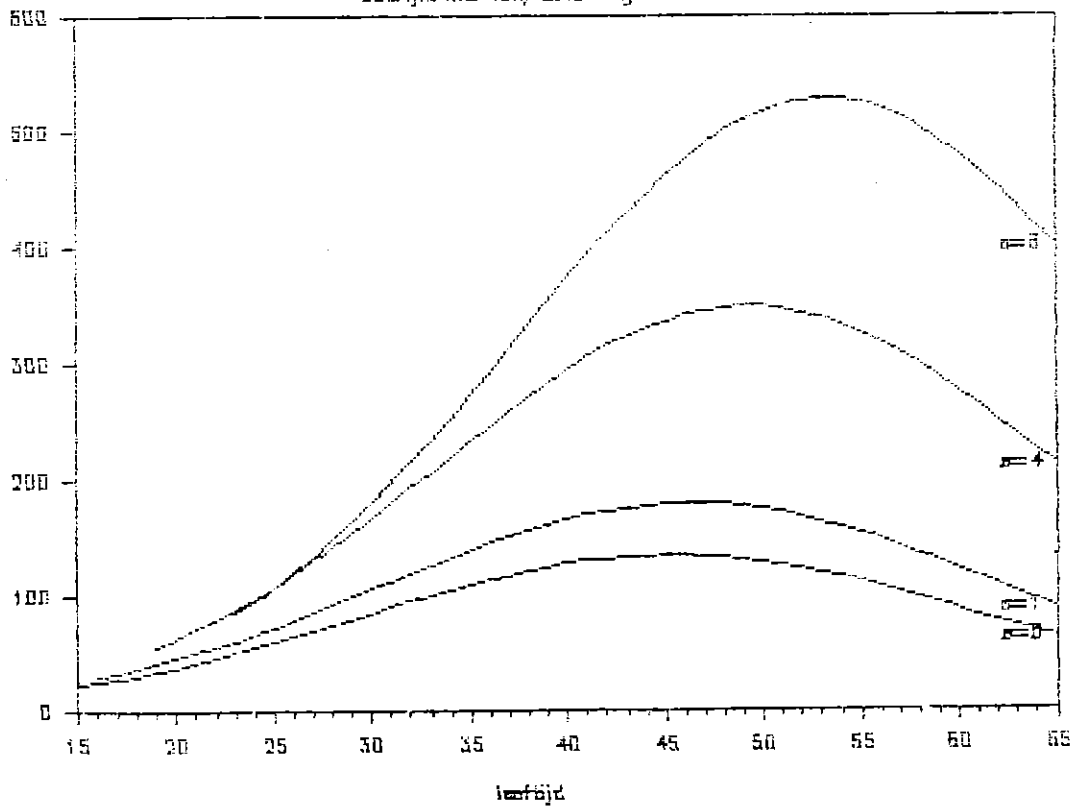
FIGUUR 4A

inkomensprofielen
bedrijfsinkomen/beroepsbevolking



FIGUUR 4B

inkomensprofielen
bedrijfsinkomen/bevolking 14+



LIJST VAN RECENTE SESO-RAPPORTEN

HEYLEN F., Long-term unemployment in the OECD-countries. The relevance of structural labour market and labour market policy characteristics, May 1991, 40 blz. (91/258)

KONINGS J., Experimentele economie als onderzoeksmethodologie : basisprincipes en resultaten van een duopolie-experiment, juni 1991, 28 blz. (91/259)

VAN TRIER W., "State Bonus" or basic income in the age of reconstruction, September 1991, 145 blz. (91/260)

PAUWELS W., Some properties of the Hicks and Morishima elasticities of substitution, September 1991, 22 blz. (91/261)

MEULEPAS M. en J. PLASMANS, ESTIMATING AND FORECASTING EXCHANGE RATES BY MEANS OF PPP AND UIP, An application on the Belgian Franc and the Dutch Guilder vis à vis the DM and US Dollar, September 1991, 49 blz. (91/262)

PEERSMAN G. en A. VAN POECK, De Belgische competitiviteitswet : een betwistbaar instrument, november 1991, 23 blz. (91/263)

PLASMANS J. en H. PAUWELS, Modelling and forecasting Belgian stock market prices, December 1991, 59 blz. (91/264)

ITO Y., PLASMANS J., DE ZEEUW A., CERVIO PINHO A. & A. MARKINK, Hierarchical optimal control for policy evaluation using econometric models for the European Community, November 1991, 48 blz. (91/265)

JENNES G. en G. DIERICKX, Belastingstelsels en belastingbeleid (1955-1988). Een vergelijkende analyse, januari 1992, 51 blz. (91/266)

JENNES G. en G. DIERICKX, Het belastingbeleid in 15 OESO-landen (1955-1988) : alternatieve verklaringen, januari 1992, 103 blz. (91/267)

DE BORGER B., KERSTENS K., MOESEN W. en J. VANNESTE, Explaining differences in productive efficiency : an application to Belgian municipalities, February 1992, 27 blz. (91/268)

DE GRAEVE D., HUYBRECHTS K., DESSERS L. & J. HEYRMAN, Laboratory testing in the general practitioner's office : economic consequences, February 1992, 29 blz. (92/269)

BRUGGEMAN A. & F. HEYLEN, Indicators of the stance of monetary and fiscal policy - A pragmatic approach for the OECD countries in the 1980s, March 1992, 37 blz. (92/270)

HUYBRECHTS K., Economische evaluatie van antibioticaprofylaxis bij de implantatie van een heupprothese, maart 1992, 26 blz. (92/271)

MEERSMAN H. & I. VANNESTE, Statusverschillen van mannelijke en vrouwelijke UFSIA-TEW-ALUMNI, maart 1992, 60 blz. (92/272)