

De keerzijde van de onderwijsdemocratisering

Koen Pelleriaux

Grote delen van onze sociale zekerheid zijn gefundeerd als een verzekering. De tewerkgestelden staan een deel van hun loon af, via een verzekeringsmechanisme aan de werklozen. Het systeem is mutualistisch, het wordt verantwoord in termen van wederkerigheid. ‘Iedereen kan werkloos worden, vandaag mijn buurman, morgen misschien ikzelf’. Hetzelfde geldt uiteraard voor de ziekteverzekering. Het ‘verzekeringsparadigma’ steunt dus op het idee van een homogene groep die een gelijkaardig risico loopt. Dat paradigma is nu in crisis omdat het pijnlijk duidelijk wordt dat niet iedereen dezelfde risico’s loopt en omdat, helaas, blijkt dat mensen al te vaak niet meer uit een achterstandspositie geraken en blijvend afhankelijk zijn van de steun van anderen. De toenemende voorspelbaarheid van het risico op werkloosheid, armoede en ziekte vormt de kern van wat Rosanvallon de ‘nieuwe sociale kwestie’ noemt (1995). Uitsluiting zou, volgens Rosanvallon, in toenemende mate worden bepaald door het opleidingsniveau. Parsons (1971: 94-98) voorspelde een kwart eeuw geleden reeds een dergelijke evolutie. Verschillende auteurs stellen dat er ook in België een strakkere koppeling is ontstaan tussen armoede, werkloosheid en uitsluiting enerzijds, de scholingsgraad anderzijds (Cantillon en Marx, 1995b: 28, 1995c: 3, Elchardus en Debusscher, 1996: 25-26, 1998a: 6, Tan, 1998: 192). Het is ten gevolge van praktische redenen – de onbeschikbaarheid van empirisch materiaal – erg moeilijk die stelling hard te maken. Om de stelling te bewijzen is het immers niet voldoende aan te tonen dat er vandaag een belangrijke invloed is van het onderwijsniveau op de levenskansen van individuen. Er moet aangetoond worden dat die invloed nu merkelijk groter is dan vroeger.

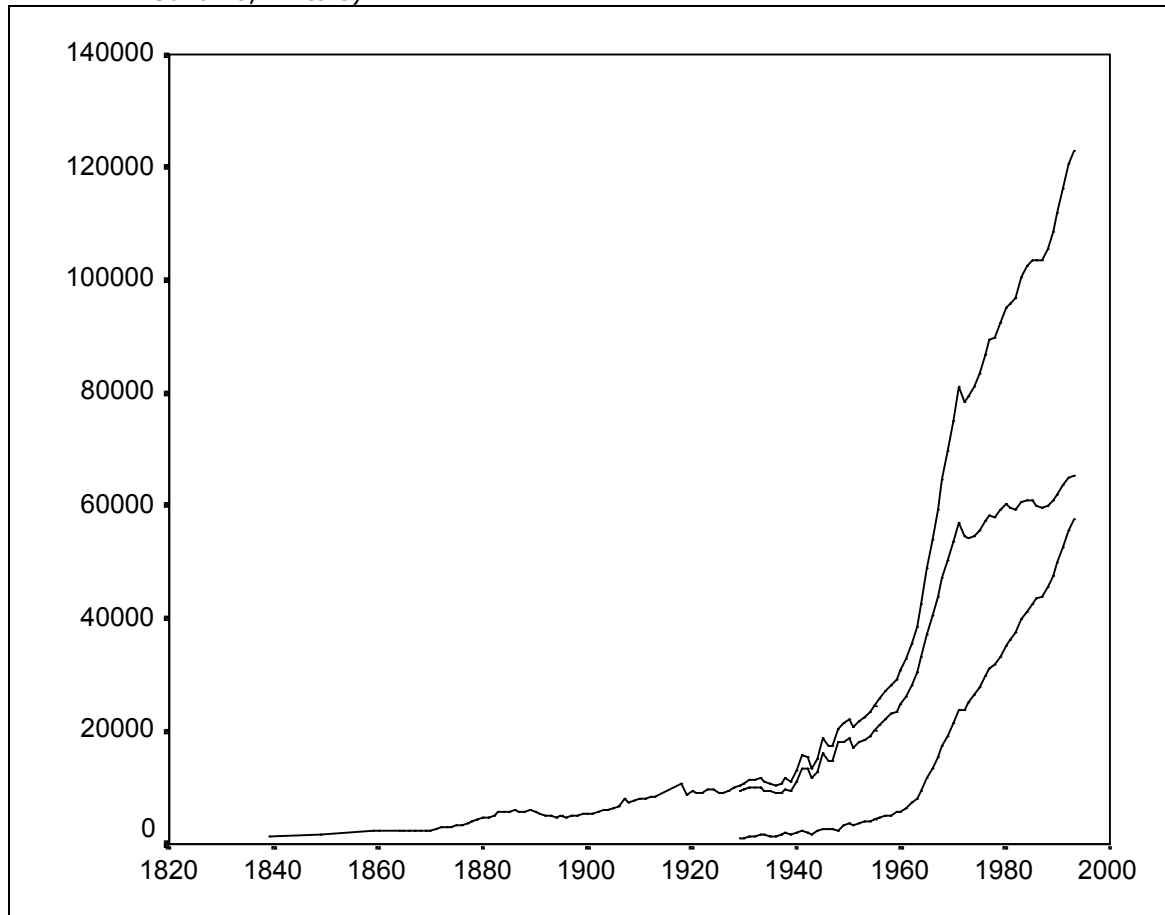
De meest waarschijnlijke verklaring voor de toenemende invloed van het onderwijsniveau op de levenskansen is de toenemende scolarisatiegraad van de populatie (Collins, 1979, De Vries, 1993: 66). Dat maakt het praktische probleem om de stelling te bewijzen nog prangender. De grote expansie van het Belgisch hoger onderwijs vond immers plaats tussen ruwweg 1955 en 1973. Het is niet zo makkelijk de invloed van het opleidingsniveau nu te vergelijken met de invloed ervan vóór 1955. In dit artikel wordt gepoogd een stukje van die empirische leemte op te vullen. In eerste instantie wordt de expansie van het hoger onderwijs kort gedocumenteerd.

1 De Belgische onderwijsexpansie

De uitbreiding van de participatie aan het onderwijs laat zich het makkelijkst uittekenen voor het universitair onderwijs. De eerste min of meer betrouwbare en systematische cijfers voor ons land zijn beschikbaar vanaf de tweede helft van de vorige eeuw. Dat is dus meer dan een eeuw vóór de federalisering van het land en het doorschuiven van de bevoegdheid onderwijs naar de gemeenschappen. Daarom zijn de cijfers die in wat volgt zullen gepresenteerd worden, verzameld op het niveau van het land, niet op het niveau van de gemeenschappen. In het midden van de vorige eeuw was de proportie jongeren die universitair onderwijs volgde nog zeer klein. Daardoor is het mogelijk een volledige beeld van de betreffende evolutie tot vandaag te schetsen. Uit de gegevens die volgen, zal blijken dat de participatie aan het universitair onderwijs zich sprongsgewijs heeft ontwikkeld. Tussen 1955 en 1970 doet zich een ware explosie voor. Toch liep in 1970 ‘maar’ een kwart van de 20 jarige jongens school (Claes, e.a., 1984a). Voor het basis- en het secundair onderwijs is het helaas niet mogelijk de evolutie terug te traceren vanaf het moment dat slechts enkele procenten van de leeftijdsgroep eraan participeerden. Het is dus ook niet mogelijk de doorbraak van het universitair onderwijs te vergelijken met de evolutie van de participatie aan het secundair onderwijs. Voor het universitair onderwijs beschikken we over het begin van de evolutie, de groei van een paar procenten tot een kwart van de leeftijdsgroep die eraan participeert. Voor wat betreft het secundair onderwijs en, a fortiori, het basisonderwijs hebben we slechts zicht op het einde van de curve, nl. de groei naar een volledige participatie van de leeftijdsgroep aan dat onderwijs.

Figuur 1 geeft de evolutie van het aantal universiteitsstudenten tussen 1839 en 1993 weer, uitgesplitst naar geslacht. De gegevens zijn afkomstig van het Nationaal Instituut voor de Statistiek¹. Het N.I.S. steunde op gegevens die zijn doorgegeven door de betrokken instellingen en door de Universitaire Stichting (Nationaal Instituut voor de Statistiek, 1870-1993). De onderste curve geeft het aantal vrouwelijke studenten, de middelste curve het aantal mannelijke studenten. De bovenste curve geeft het totaal aantal studenten in de Belgische universiteiten. De statistische jaarboeken geven pas vanaf 1929 geslachtsspecifieke tabellen voor het universitair onderwijs. Nochtans waren toen reeds bijna 50 jaar vrouwelijke studenten aan de Belgische universiteiten ingeschreven. In 1929 waren er 1098 studentes ingeschreven aan een Belgische universiteit, wat overeen komt met 11% van het totaal aantal studenten. De Brusselse universiteit beet in 1880 de spits af in het toelaten van vrouwelijke studenten, een jaar later konden vrouwen zich ook inschrijven aan de Luikse universiteit en nog een jaar later, in 1882, opende ook de Gentse universiteit haar deuren voor vrouwen. Tot 1920 bleef de Leuvense universiteit voor vrouwen gesloten (De Neef, 1985: 1-2).

FIGUUR 1: EVOLUTIE VAN HET AANTAL UNIVERSITEITSSTUDENTEN TUSSEN 1839 EN 1993 (TOTAAL, JONGENS, MEISJES)



Bron: Nationaal Instituut voor de Statistiek, eigen bewerking van de gegevens. De bovenste lijn geeft de evolutie voor jongens en meisjes samen, de middelste lijn geeft de evolutie voor de jongens en de onderste deze voor de meisjes.

In 1839 waren er 1503 studenten ingeschreven aan een Belgische universiteit. Precies 100 jaar later, aan de vooravond van de tweede Wereldoorlog waren dat er 11.113, waarvan 1755 vrouwen (16%). Tijdens het schooljaar 1951-'52 zijn 20.720 studenten ingeschreven aan een Belgische universiteit, 17% van die groep is vrouw. Tien jaar later, tijdens het academiejaar 1960-'61, schreven zich 30.692 studenten in (19% vrouwen). Tot het begin van de tweede wereldoorlog is de evolutie min of meer te beschrijven als een langzame lineaire stijging. De evolutie tijdens de twee volgende decades is kwadratisch. Vanaf 1960 hebben we te maken met een exponentiële groei van het aantal studenten. Tijdens de jaren '60 kennen de universiteiten een groei van bijna 250%. Tijdens het academiejaar 1970-'71 moesten de universiteiten 75.106 studenten opvangen, 29% daarvan zijn vrouw. Voor wat betreft de mannen is de groei van dan af eerder beperkt. Tussen 1970 en 1993 groeit het aantal mannelijke studenten van 53.623 tot 65.364, een stijging van 122%. Het aantal vrouwelijke studenten groeit in dezelfde periode van 21.483 tot 57.443 of een groei van 267%. Het aandeel vrouwelijke studenten evolueert in die periode van 29 tot 47%. De expansie van het universitair onderwijs, in de zin van een 'democratisering', is dus vooral te situeren tussen grofweg 1955 en 1970. De groei van de studentenpopulatie na 1970 is voor het

overgrote deel te wijten aan een inhaalbeweging van de vrouwen (zie hiervoor ook Deleeck, 1981: 508). In het licht van de geschetste ontwikkeling moet het benadrukt te worden dat ‘mei 68’ niet de oorzaak is van de zogenaamde democratisering van de universiteit. De ‘studentenrevolte’ lijkt eerder een *gevolg* van de ‘democratisering’ dan de oorzaak ervan.

Figuur 2 geeft de evolutie van de deelname aan het hoger secundair onderwijs tussen 1952 en 1993 (Nationaal Instituut voor de Statistiek, 1870-1993). In deze cijfers zijn opgenomen: de drie laatste jaren van het algemeen secundair onderwijs (ASO), de drie hoogste jaren van het technisch- en het beroepssecundair onderwijs (TSO & BSO), de derde graad van het vernieuwd secundair onderwijs² en het normaalschoolonderwijs voor kleuterleidsters en de lagere normaalschool³. De bovenste, dikkere lijn geeft het totaal aantal leerlingen in het hoger secundair onderwijs. De stippellijn geeft het aantal jongens en de volle dunne lijn het aantal meisjes.

FIGUUR 2 : EVOLUTIE VAN DE DEELNAME AAN HET HOGER SECUNDAIR ONDERWIJS TUSSEN 1952 EN 1993 (TOTAAL, JONGENS EN MEISJES).



Bron : Nationaal Instituut voor de Statistiek, eigen bewerking van de gegevens. De dikke lijn geeft de evolutie voor jongens en meisjes samen, de stippellijn geeft de evolutie voor de jongens en de dunne volle lijn deze voor de meisjes.

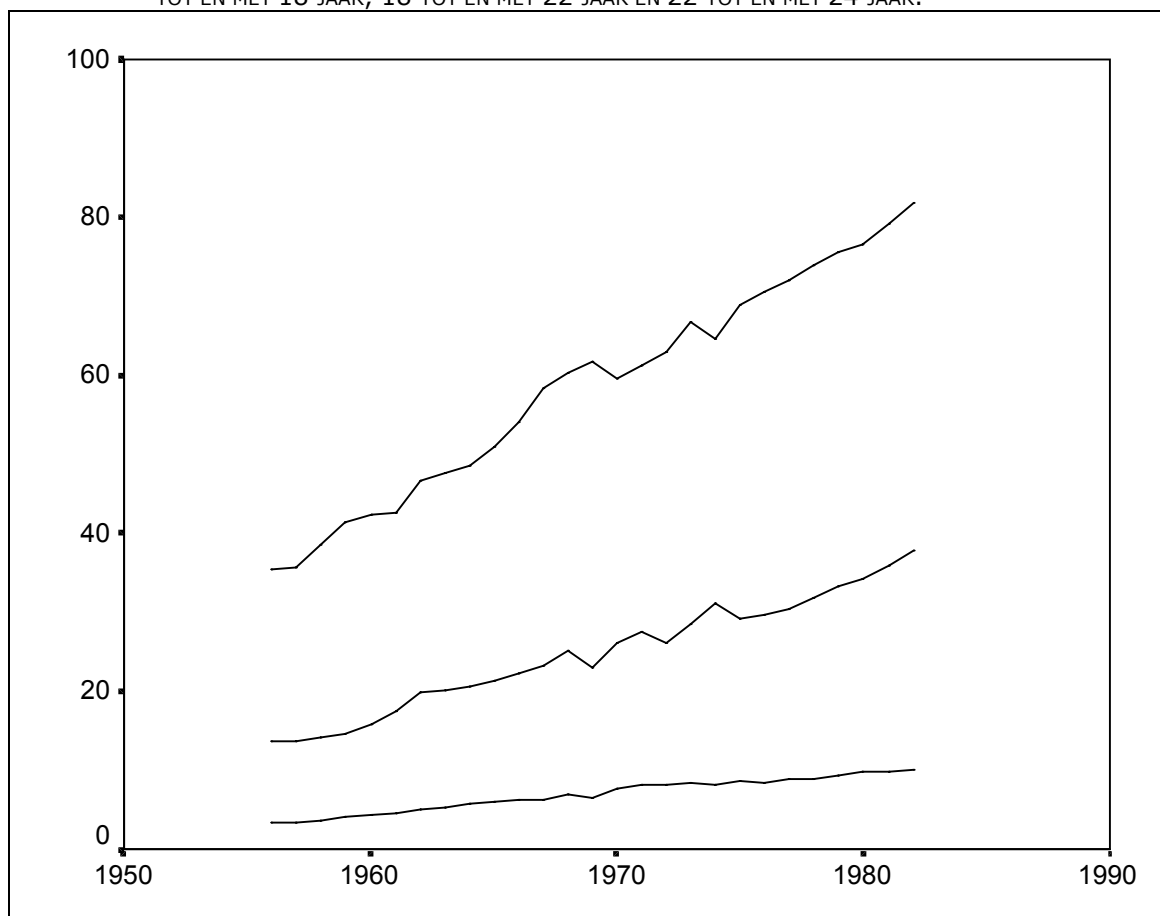
De stijging van de participatie aan het hoger secundair onderwijs tijdens de jaren '60 is niet zoveel minder spectaculair dan de groei van het universitair onderwijs in dezelfde periode. De deelname aan het universitair onderwijs groeide in die periode met bijna

250%, de deelname aan het hoger secundair onderwijs groeide in dezelfde periode met 207%, nl. van 111.884 leerlingen tijdens het schooljaar 1960-'61 naar 231.191 leerlingen tijdens het schooljaar 1970-'71. Vanaf het schooljaar 1963-'64 is de participatiegraad van de meisjes hoger dan die van de jongens. Voor wat betreft het secundair onderwijs kunnen we niet verder teruggaan in de tijd dan 1952. Ook de cijfers, gepubliceerd in het Statistisch Jaarboek, hebben te lijden gehad onder de schoolstrijd: vóór dat schooljaar werd het vrij onderwijs niet opgenomen in de cijferreeksen. Tussen het schooljaar 1952-'53 en het schooljaar 1960-'61 is de groei van de participatie aan het hoger secundair onderwijs sterker geweest dan de groei van de participatie aan het universitair onderwijs. Het aantal universiteitsstudenten steeg in die periode van 21.778 naar 30.692, een groei van 141%. Het aantal scholieren in het hoger secundair onderwijs steeg in die periode van 72.406 tot 111.884, een groei van 155%. In het licht van deze reeksen is het duidelijk dat zowel het hoger secundair onderwijs als het universitair onderwijs een enorme *boom* kenden in de jaren '60. Voor de beide onderwijsniveau's kan ook volgehouden worden dat de wortels – de *take off* – van die groei te zoeken zijn in de jaren '50. Het is in die periode dat de stijging van de participatie zeer duidelijk wordt. Voor geen van de beide onderwijsniveau's kan worden beweerd dat de 'democratisering' ervan veroorzaakt werd door de strubbelingen van de tweede helft van de jaren '60, 'post hoc, ergo propter hoc'.

De hierboven gegeven reeksen zijn niet gecontroleerd voor de grootte van de betreffende leeftijdpopulatie. Fluctuaties in de curve kunnen dan ook veroorzaakt worden door demografische schommelingen. De geschetste reeksen kunnen ook nooit correct gecontroleerd worden voor de demografische evolutie van de leeftijdsgroepen. We beschikken immers niet over de leeftijden van de studenten aan de universiteit, noch over de leeftijden van de scholieren. Onder meer daarom beperk ik de bespreking van deze reeksen tot hun algemene trend. Een verdubbeling van het aantal universitair kan, uiteraard, niet enkel door demografische transitie veroorzaakt worden.

Vanaf het schooljaar 1956-'57 beschikken we over veel betere cijfers om de evolutie van de onderwijsexplosie in kaart te brengen. Vanaf dat jaar brengt het N.I.S. een 'jaarboek van het onderwijs' uit (Nationaal Instituut voor de Statistiek, 1956). Op basis van de gegevens in dat jaarboek is het mogelijk leeftijdspecifieke scolariteitsgraden te berekenen⁴. De scolariteit die hier berekend wordt is de voltijdse scolariteit. Figuur 3 geeft de evolutie van de scolariteitsgraden voor België van het schooljaar 1956-'57 tot en met het schooljaar 1982-'83. Voor deze figuur werden drie leeftijdsgroepen onderscheiden, nl. van 16 tot en met 18 jaar, van 18 tot en met 22 jaar en van 22 tot en met 24 jaar. De percentages worden berekend door het aantal schoolgaande jongeren te delen door het (berekende) aantal jongeren van die leeftijdsgroep op 31 december van het betreffende schooljaar.

FIGUUR 3 : EVOLUTIE VAN DE SCOLARITEITSRATIO'S TUSSEN 1956 EN 1983 VOOR DE LEEFTIJDGROEPEN 16 TOT EN MET 18 JAAR, 18 TOT EN MET 22 JAAR EN 22 TOT EN MET 24 JAAR.



Bron: Planbureau, eigen bewerking van de gegevens. De bovenste lijn geeft de evolutie voor de 16 tot en met 18 jarigen, de middelste lijn geeft de evolutie voor de 18 tot en met 22 jarigen en de onderste lijn deze voor de 22 tot en met 24 jarigen.

Figuur 3 laat zien dat de stijging van de scolariteitsratio bij de 16 tot 18 jarigen, tussen 1956 en 1982, stijgt van 35% naar 82%. De stijging van de scolariteit in die periode is dus meer dan een verdubbeling. De verlenging van de (deeltijdse) leerplicht voor de 16 tot en met 18 jarigen werd gerealiseerd in 1983⁵ (Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap: Departement Onderwijs, 1998: 15). Op dat moment volgde reeds 82% van die leeftijdsgroep voltijds onderwijs⁶. In de leeftijdsgroep 16 tot 18 jarigen stijgt de scolariteitsratio van de jongens van 40% naar 80%. Bij de meisjes stijgt die ratio van 31% naar 83%. Vanaf het schooljaar 1977-'78 is, in die leeftijdsgroep, de voltijdse scolariteit bij de meisjes groter dan bij de jongens. De leeftijdsgroep 18 tot 22 jaar komt ongeveer overeen met het hoger onderwijs. In 1956 volgde 14% van die leeftijdsgroep voltijds onderwijs, in 1982 was dat 38%. De scolariteitsratio voor die leeftijdsgroep is in die periode dus gegroeid met 271%. De mannelijke scolariteitsratio steeg in die periode van 17% naar 37%, de vrouwelijke ratio van 10% naar 38%. Bij de 18 tot 22 jarigen is de vrouwelijke scolariteitsratio tussen 1956 en 1982 dus bijna verviervoudigd. De bevindingen voor de leeftijdsgroep 18 tot 22 zijn analoog aan de gegevens uit Figuur 1. De participatie van de leeftijdsgroep 22-24 aan het voltijds onderwijs is in 1982 nog steeds relatief laag maar is tussen 1956 en 1982 toch in belangrijke mate gestegen. In

1956 liep 3% van de jongeren tussen 22 en 24 voltijds school. In 1982 was dat 10%. Bij de jongens viel een stijging te noteren van 6% naar 12%, bij de meisjes van 1% naar 8%.

Uit de voorgaande, weliswaar rudimentaire, schets van de evolutie van de onderwijsexpansie in ons land zijn een aantal bevindingen te weerhouden. (1) De expansie van het universitair onderwijs is vooral te situeren tussen 1955 en 1970. (2) De groei van het aantal universiteitsstudenten na 1970 heeft hoofdzakelijk te maken met de feminisering van de studentenpopulatie. (3) Uit (1) en (2) volgt onmiddellijk dat de contestatiebeweging van het einde van de jaren '60 geen invloed heeft gehad op de expansie – in de zin van het aantrekken van nieuwe sociale groepen, wat meestal bedoeld wordt met de term ‘democratisering’ – van het universitair onderwijs. (4) Tussen 1955 en 1970 kende ons land niet enkel een enorme expansie van de universiteiten, maar ook een belangrijke uitbreiding van het hoger secundair onderwijs.

2 De gevolgen van de expansie voor de aard van de ongelijkheid

De ontwikkeling van de onderwijsparticipatie brengt cesuren aan in de geschiedenis van onze samenleving. Het begin van de expansie valt samen met het einde van de wederopbouw, het land moet toen elan gehad hebben. Dat elan wordt wellicht het best gesymboliseerd door de Expo. Om Brussel voor die gelegenheid toegankelijk te maken werden enorme wegenwerken uitgevoerd. Het einde van die vreemde periode in onze geschiedenis, het begin van de oliecrisis, wordt dan ook het best weergegeven door de lege autostrades tijdens de autoloze zondagen. Tussen de Expo en de autoloze zondagen ligt een periode van voortvarend vertrouwen in technologie en vooruitgang. Dat vertrouwen had uiteraard een sociaal-economische component, ‘the golden sixties’. Toch lijkt het me dat de culturele dynamiek van die periode, – de tijdsgeest – het rotsvaste geloof in de vooruitgang, een belangrijke oorzaak is van de expansie van het onderwijs. Hier gaat de aandacht echter naar de gevolgen van de onderwijsexpansie, niet naar de oorzaken ervan.

De revolutie die door ons onderwijssysteem raasde, heeft ertoe geleid dat toegeschreven statussen zoals de stand, het geslacht of de klasse waartoe een individu wordt gerekend, wordt vervangen door een verworven status (Parsons, 1971: 96). Het voorbeeld van een verworven status is precies het onderwijsniveau. Tijdens sollicitatiegesprekken zal daarom vandaag het diploma belangrijker zijn dan vroeger. Als toen de geschiktheid, de moraliteit en de goede zeden werden afgelezen van de ‘herkomst’ van een kandidaat, wordt nu voortgegaan op het diploma. *‘Niet omdat werkgevers minder gingen hechten aan de moraliteit en bijvoorbeeld punctualiteit van hun personeel, maar omdat het schooldiploma al een eerste toets op deze eigenschappen was.’* (De Vries, 1993: 51). Het diploma vervangt het bewijs van goede zeden en de aanbevelingsbrieven. *‘Het onderwijsstelsel in zijn geheel werkt als een intelligentietest, als een differentiële aanlegtoets, als een motivatievragenlijst en als een schaal voor morele ontwikkeling tegelijkertijd.’* (De Vries, 1993: 50). Daarom zijn, volgens De Vries, de strijd tussen de klassen, tussen de seksen en tussen allochtonen en autochtonen geconvergeerd in één strijd, deze tussen opleidingsklassen. Opleidingsverhoudingen vandaag zijn wat de

klasseverhoudingen in de 19^e eeuw waren. (1993: 66). Op het vlak van politieke houdingen is dan ook een verschuiving merkbaar van een verschil tussen sociale klassen naar een verschil tussen hoog- en laag geschoolden (Elchardus, 1994a, 1994b, 1996, Elchardus en Pelleriaux, 1998).

De invloed van de klasse waarin een individu in de vorige eeuw geboren werd is in die zin vervangen door een invloed van het opleidingsniveau op de levenskansen. Parsons (1971) en heel wat later ook De Vries (1993) poneren de stelling van het toenemend belang van het onderwijsniveau zonder ze empirisch aan te tonen. Bea Cantillon en Ive Marx geven wel empirische ondersteuning voor de stelling dat het onderwijsniveau een toenemende invloed heeft op de levenskansen van individuen. Zo noteren Cantillon en Marx dat in 1992 76% van de arme actieven laaggeschoold zijn. In 1985 was dat nog 72%. Deze stijging is groter dan ze lijkt omdat in dezelfde periode het aantal laaggeschoolden is teruggelopen (1995a: 516). Elders presenteren Cantillon en Marx ook empirisch materiaal dat duidelijk maakt dat de invloed van de scholing op het inkomen is toegenomen tussen 1985 en 1992 (1995c: 20). We vinden hierin duidelijke aanwijzingen maar nog geen onweerlegbaar bewijs dat de invloed van de scholing op de levenskansen toeneemt. Er is bovendien een discrepantie in het tijdsperspectief van de theoretische logica en het empirisch materiaal. De te toetsen hypothese is immers dat de expansie van het onderwijs, tussen 1955 en 1973, de oorzaak is van de toegenomen invloed van de scholing. Het beschikbare empirisch materiaal geeft echter aan dat er een toegenomen invloed is in de periode tussen 1985 en nu. In wat volgt wordt gepoogd de invloed van de expansie op het effect van het onderwijsniveau op een directere manier na te gaan.

Het onderzoek 'TOR'88' laat toe te toetsen of de invloed van het onderwijsniveau op de levenskansen van een individu nu groter is dan voor de onderwijsexpansie. TOR'88 is een voor het Vlaams Gewest representatieve bloksteekproef⁷. In totaal werden 1267 respondenten tussen 20 en 69 jaar, 'face to face' bevestigd. Het veldwerk liep van februari tot juli 1988⁸. In die enquête werd gevraagd naar het beroep dat de vader van de respondent uitoefende in de periode dat de respondent tussen 12 en 18 jaar was⁹. TOR'88 is de enige representatieve survey, die we ter beschikking hebben, waarin het eerste beroep van de respondent werd bevestigd¹⁰. Bovendien weten we op welk moment de respondent begon aan die eerste job. Ten derde kennen we het onderwijsniveau van de respondent. Deze variabele werd gemeten als het aantal jaar onderwijs dat de respondent met succes heeft bevestigd. Een respondent die enkel het lager onderwijs afwerkte, krijgt een score van 6, een respondent met een licentiediploma krijgt een score van 16.

Voor deze analyse wordt de steekproef in drie groepen verdeeld. De eerste groep respondenten begon aan de eerste job voor januari 1955. Deze groep was dus afgestudeerd en betrad de arbeidsmarkt vóór de expansie van het universitair en hoger secundair onderwijs. De tweede groep bood zich aan op de arbeidsmarkt tijdens de expansie van die onderwijsniveau's, nl. tussen januari 1955 en januari 1973. De laatste groep respondenten begonnen aan hun eerste job na januari 1973 en kwamen dus na de

onderwijsexpansie op de arbeidsmarkt. Tabel 1 geeft de frequentieverdeling voor deze variabele.

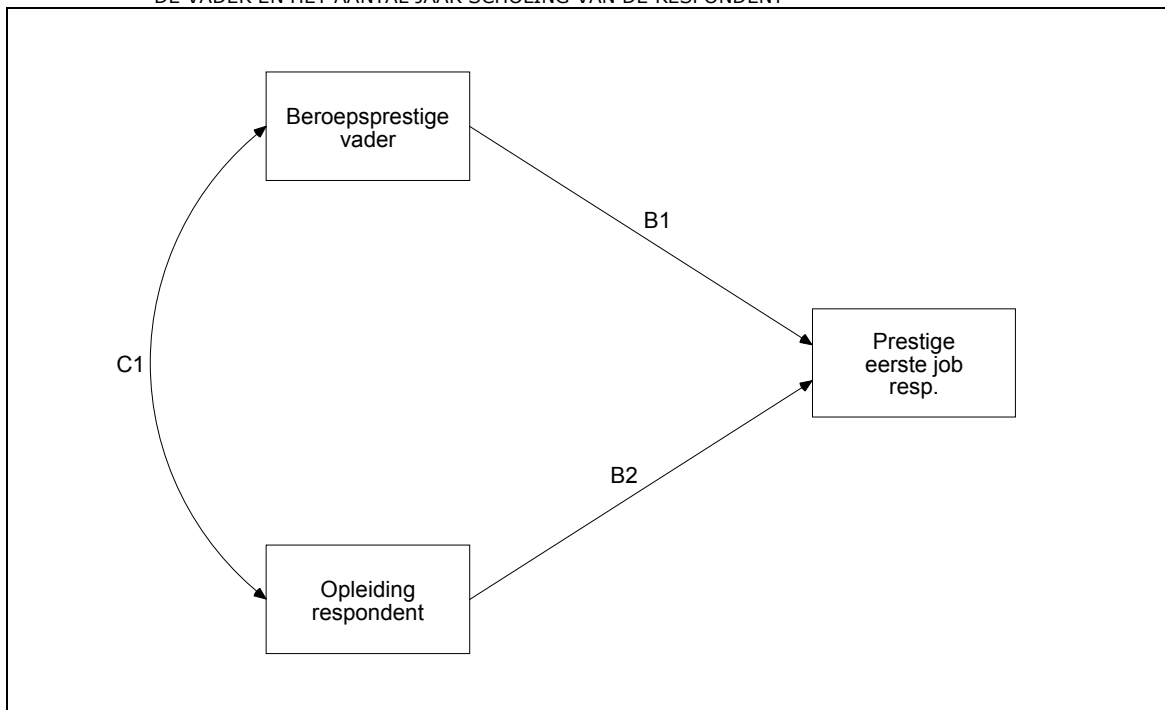
TABEL 1 : FREQUENTIEVERDELING VAN DE DRIE ONDERSCHIEDEN GROEPEN

Drie onderscheiden groepen	N	Procent
Groep 1: kwam voor 1955 op arbeidsmarkt	271	25,8
Groep 2: kwam tussen 1955 en 1973 op de arbeidsmarkt	393	37,4
Groep 3: kwam na 1973 op de arbeidsmarkt	387	36,8
Totaal	1051	100,0

De frequenties die hier gegeven worden zijn deze na 'listwise-deletion' van de 'missings' voor alle variabelen in de analyse. De steekproef omvat 1267 eenheden, 17% heeft op één of meer van de gebruikte variabelen een missende waarde. Uiteraard zijn de respondenten van wie de vader niet werkte en de respondenten die (nog) nooit een job hadden, die ze langer dan zes maanden uitoefenden, in die 17% begrepen.

Het beroep van de vader en het eerste beroep van de respondent wordt omgezet in een beroepsprestigeschaal (Elchardus, 1979). Als afhankelijke variabele wordt het beroepsprestige van de eerste job van de respondent gebruikt. De twee onafhankelijke variabelen zijn het beroepsprestige van de vader en het opleidingsniveau van de respondent. Figuur 4 is een grafische weergave van het model. Dat eenvoudige model, met slechts drie variabelen, moet worden geschat voor de drie verschillende groepen die onderscheiden werden. Als het zo is dat het onderwijsniveau belangrijker is geworden als allocator van levenskansen, moet het effect van het onderwijsniveau groter zijn in groep 2 dan in groep 1 en moet het ook groter zijn in groep 3 dan in groep 2.

FIGUUR 4 : REGRESSIE VAN HET EERSTE BEROEPSPRESTIGE VAN DE RESPONDENT OP HET BEROEPSPRESTIGE VAN DE VADER EN HET AANTAL JAAR SCHOLING VAN DE RESPONDENT



Er kan getwist worden over de vraag of het eerste beroepsprestige van de respondent een goede indicator is voor de levenskansen van een individu. Er zijn echter een aantal goede redenen om die indicator te gebruiken. De eerste reden is zeer pragmatisch, nl. de beschikbaarheid van de indicator. Het inkomen tijdens de eerste jaren dat een respondent op eigen benen staat, zou een betere indicator zijn. Helaas is dat inkomen niet gemeten en deze indicator zou het ook noodzakelijk maken te corrigeren voor de waarde van het geld. Dat laatste is eveneens noodzakelijk indien gebruik gemaakt wordt van het huidige inkomen, een variabele die in deze steekproef opgemeten werd. Die variabele heeft echter het nadeel niet vergelijkbaar te zijn tussen respondenten van een verschillende leeftijd. Een gelijkaardig leeftijdseffect kunnen we eveneens veronderstellen als gewerkt wordt met het prestige van de job op het ogenblik van de enquête. Het voordeel van het prestige van de eerste job is de vergelijkbaarheid ervan tussen verschillende generaties. Bovendien is er in het geval van het prestige van de eerste job geen leeftijdseffect.

Er zijn twee redenen om geen gewone kleinste kwadraten schatting te maken voor de parameters. (1) De OLS-schatting van de parameters veronderstelt dat er geen correlatie is tussen de beide onafhankelijke variabelen. In dit geval een erg onredelijke veronderstelling. Een kleinste kwadratenoplossing zou dus multicollineair zijn en de schattingen van de effectparameters onbetrouwbaar maken. (2) Indien bij een gewone regressie verschillende parameters worden bekomen, is het nog niet zeker dat deze parameters significant van elkaar verschillen. Wat aangetoond moet worden is dat de parameter 'B2' in de drie groepen een significant verschillende waarde heeft. Omwille van die twee redenen wordt het model geschat via een stelsel van structurele vergelijkingen. De schatting wordt uitgevoerd op basis van het maximum likelihood criterium (Bollen, 1989). De berekening wordt uitgevoerd met behulp van het programma AMOS van James Arbuckle (1997). Dat algoritme werd gekozen omdat het op een zeer flexibele manier toelaat parameters in verschillende groepen aan elkaar gelijk te stellen.

Tabel 2 geeft de ML-schattingen voor het model waarin geen enkele restrictie aan de parameters wordt opgelegd. Dit vrije model is exploratief, het heeft immers geen vrijheidsgraden. Het wordt hier gegeven ter vergelijking met de meer restrictief gespecificeerde modellen.

TABEL 2 : PARAMETERSCHATTINGEN VOOR HET VRIJ MODEL

Vrij model	Voor 1955	1955- '73	Na 1973
B beroepsprestige vader → beroepsprestige respondent (B1)	0,17	0,22	0,00
B opleiding respondent → beroepsprestige respondent (B2)	3,14	3,14	4,04
Covariantie (prestige vader, opleiding respondent) (C1)	8,38	11,92	10,56
Critical Ratio (beroepsprestige vader → beroepsprestige resp.)	2,91	5,45	0,01
Critical Ratio (opleiding respondent → beroepsprestige resp.)	11,82	17,29	18,97
Critical Ratio (covariantie onafhankelijken)	5,10	6,15	6,26
β beroepsprestige vader → beroepsprestige respondent	0,14	0,20	0,00
β opleiding respondent → beroepsprestige respondent	0,58	0,64	0,72
Correlatie tussen onafhankelijke variabelen	0,33	0,33	0,34
Verklaarde variantie beroepsprestige respondent	0,41	0,53	0,51

De eerste drie rijen van de tabel geven de ongestandaardiseerde parameters, de drie volgende de 'critical ratio's'. Rij 7, 8 en 9 geven de gestandaardiseerde parameters en de laatste rij geeft het percentage verklaarde variantie van het beroepsprestige van de eerste job van de respondent. De 'critical ratio' is de ratio tussen de ongestandaardiseerde parameter en de standaardfout van die parameter. Als we veronderstellen dat de effectparameter normaal verdeeld is, moet de absolute waarde van de 'critical ratio' groter zijn dan 2 om tot significantie op 0,05 niveau te kunnen besluiten.

Het model is gesatureerd, het reproduceert dus de steekproefvarianties en covarianties perfect. Er kunnen daarom geen fitparameters worden berekend. In de eerste en de tweede periode heeft het beroepsprestige van de vader een significante invloed op het beroepsprestige van de eerste job van de respondent. In de derde periode, na de expansie van het hoger onderwijs heeft het beroepsprestige van de vader geen invloed meer. In de drie periodes heeft het opleidingsniveau van de respondent een belangrijke invloed op het prestige van zijn of haar eerste job. In het gesatureerd model lijkt het dat de invloed van het onderwijsniveau van de respondent stijgend is. In de eerste periode zien we een gestandaardiseerde coëfficiënt van 0,58, de β voor de tweede periode is 0,64 en deze voor de derde periode is 0,72. Om echter aan te tonen dat de invloed van de scholing op het beroepsprestige van de eerste job van de respondent groter is na de onderwijsexpansie dan ervoor, moeten de modelparameters in de drie onderscheiden periodes statistisch significant van elkaar verschillen.

Tabel 3 geeft de resultaten voor het model waarin de twee effectparameters en de covariantie in de drie periodes aan elkaar werden gelijkgesteld. Deze drie parameters worden voor de drie periodes slechts één keer geschat, het model heeft dus 6 vrijheidsgraden¹¹

TABEL 3 : REGRESSIE VAN HET BEROEPSPRESTIGE VAN DE RESPONDENT OP HET BEROEPSPRESTIGE VAN DE VADER EN HET OPLEIDINGSNIVEAU VAN DE RESPONDENT. MODEL MET GEFIXEERDE PARAMETERS.

Alle modelparameters zijn gefixeerd	Voor 1955	1955- '73	Na 1973
B beroepsprestige vader → beroepsprestige respondent (B1)	0,13	0,13	0,13
B opleiding respondent → beroepsprestige respondent (B2)	3,44	3,44	3,44
Covariantie (prestige vader, opleiding respondent) (C1)	10,23	10,23	10,23
Critical Ratio (beroepsprestige vader → beroepsprestige resp.)	4,85	4,85	4,85
Critical Ratio (opleiding respondent → beroepsprestige resp.)	27,84	27,84	27,84
Critical Ratio (covariantie onafhankelijken)	10,07	10,07	10,07
β beroepsprestige vader → beroepsprestige respondent	0,11	0,11	0,12
β opleiding respondent → beroepsprestige respondent	0,63	0,68	0,63
Correlatie tussen onafhankelijke variabelen	0,38	0,29	0,33
Verklaarde variantie beroepsprestige respondent	0,46	0,53	0,46

De fitparameters voor het model zijn: $p=0,001$, $\chi^2/dF=3,71$, AGFI=0,96, RMR=7,19, Hoelter CN(0,05)=596.

De tabel laat zien dat de ongestandaardiseerde coëfficiënten in het model in de drie periodes gelijk zijn. Dat is precies de beperking die we het model opleggen. De gestandaardiseerde effectparameters kunnen in een dergelijk model verschillen van elkaar. Dit is te wijten aan een verschillende variantie tussen de periodes voor de onafhankelijke of de afhankelijke variabele¹². De nul-hypothese in een dergelijk model is dat er geen verschil is tussen de steekproefmomenten – varianties en covarianties – en de door het model gereproduceerde momenten. De te toetsen hypothese is dus dat er wel degelijk een statistisch significant verschil is tussen de steekproefmomenten en de door het model gereproduceerde parameters. De p-waarde van dit model is 0,001. Dit wil zeggen dat we de te toetsen hypothese aanvaarden. Er is dus een significant verschil tussen de data en het model. Het model moet daarom verworpen worden. Het reproduceert immers de data niet op voldoende precieze wijze. Er blijkt dus wel degelijk een statistisch betekenisvol verschil tussen de drie onderscheiden periodes. Een belangrijke vraag voor de te toetsen stelling is welke parameters verschillend zijn tussen de verschillende periodes.

Het model waarin enkel het effect van het beroepsprestige van de vader wordt gefixeerd over de drie groepen heeft uiteraard twee vrijheidsgraden¹³. Dat model heeft een p-waarde van 0,001, $\chi^2/dF=7,49$, AGFI=0,92 en RMR=5,60. Het moet dus verworpen worden, het reproduceert de steekproefmomenten onvoldoende precies.

Het model waarin enkel de covariantie tussen de twee onafhankelijke variabelen over de drie tijdsperiodes gefixeerd wordt is wel een goed model. Tabel 4 geeft er de coëfficiënten van.

TABEL 4 : REGRESSIE VAN HET BEROEPSPRESTIGE VAN DE RESPONDENT OP HET BEROEPSPRESTIGE VAN DE VADER EN HET OPLEIDINGSNIVEAU VAN DE RESPONDENT. MODEL MET GEFIXEERDE COVARIANTIE.

Model met enkel de covariantie is gefixeerd	Voor 1955	1955- '73	Na 1973
B beroepsprestige vader → beroepsprestige respondent (B1)	0,17	0,22	0,00
B opleiding respondent → beroepsprestige respondent (B2)	3,14	3,14	4,04
Covariantie (prestige vader, opleiding respondent) (C1)	10,23	10,23	10,23
Critical Ratio (beroepsprestige vader → beroepsprestige resp.)	2,91	5,45	0,01
Critical Ratio (opleiding respondent → beroepsprestige resp.)	11,84	17,31	18,97
Critical Ratio (covariantie onafhankelijken)	10,07	10,07	10,07
β beroepsprestige vader → beroepsprestige respondent	0,14	0,20	0,00
β opleiding respondent → beroepsprestige respondent	0,59	0,64	0,72
Correlatie tussen onafhankelijke variabelen	0,38	0,29	0,33
Verklaarde variantie beroepsprestige respondent	0,43	0,52	0,51

De fitparameters voor het model zijn: $p=0,367$, $\chi^2/Df=1,00$, $AGFI=0,99$, $RMR=3,22$, $Hoelter\ CN(0,05)=3135$.

Ook dit model heeft twee vrijheidsgraden. De χ^2 waarde en het aantal vrijheidsgraden zijn ongeveer gelijk aan elkaar, wat erop duidt dat het model bij de data past maar niet 'overfit' is. De p-waarde geeft aan dat de nulhypothese, "de steekproefmomenten wijken niet af van de gereproduceerde momenten", moet aanvaard worden.

Het model waarin enkel het effect van het opleidingsniveau over de drie periodes wordt constant gehouden is voor de probleemstelling hier natuurlijk het belangrijkste. Dat model past zeker niet bij de data. De fitparameters zijn: $p=0,003$, $\chi^2/dF=5,89$, $RMR=6,75$, $Hoelters\ Critical\ N(0,05)=535$. Men kan dus niet volhouden dat het effect van het opleidingsniveau constant blijft tijdens de drie onderscheiden periodes. Het enige goede model is het model waarin de covariantie constant wordt gehouden tussen de drie periodes. Tabel 5 zet de resultaten van de verschillende modellen tegenover elkaar.

TABEL 5 : SAMENVATTING: MODELFIT VOOR DE VIER GESCHATTE MODELLEN

Model	P	χ^2	DF
De drie parameters gefixeerd (Tabel 3)	0,001	22,248	6
Effect beroepsprestige van de vader gefixeerd (Niet opgenomen)	0,001	14,979	2
Effect onderwijs respondent gefixeerd (Niet opgenomen)	0,003	11,783	2
Covariantie tussen onafhankelijken gefixeerd (Tabel 4)	0,367	2,005	2

Tabel 5 geeft de vergelijking tussen het 'baseline'-model, het vrij model zoals opgenomen in Tabel 2 en de verschillende getoetste modellen. Omdat het 'baseline'-model hier een gestatureerd model is, komen de parameters overeen met de reeds vermelde. Het model met alle parameters gefixeerd laat χ^2 stijgen met 22,248 tegenover het vergelijkingsmodel ($\chi^2=0$). Zes vrijheidsgraden wegen niet op tegenover een dergelijke stijging. Het model moet daarom verworpen worden. Hetzelfde geldt voor het model waarin het effect van het beroepsprestige van de vader constant gehouden wordt in de drie periodes en het model waarin het effect van de scholing van de respondent wordt gefixeerd. Het model waarin de covariantie tussen de twee onafhankelijken constant wordt gehouden over de drie onderscheiden periodes heeft eveneens twee

vrijheidsgraden meer dan het vergelijkingsmodel. Hiervoor stijgt de χ^2 met slechts 2,005. Dit model is zeer accepteerbaar. Daarmee is de hypothese dat het effect van het onderwijsniveau op het beroepsprestige van de respondent constant blijft, tijdens de drie onderscheiden periodes, verworpen. Men kan evenmin volhouden dat het effect van het beroepsprestige van de vader constant blijft. Tabel 4 geeft de modelparameters voor het enige juiste niet-gesatureerde model. Daaruit blijkt dat de invloed van het opleidingsniveau van de respondent op zijn of haar levenskansen vóór de onderwijs-expansie kleiner was dan erna. De gestandaardiseerde effectparameter (β) van het opleidingsniveau van de respondent op het beroepsprestige van de eerste job van de respondent is, voor de respondenten die het eerst op de arbeidsmarkt kwamen, 0,59, voor de groep die tijdens de expansie op de arbeidsmarkt kwam, is de $\beta = 0,64$ en voor de groep die het laatst op de arbeidsmarkt kwam, is het effect 0,72.

De invloed van het beroepsprestige van de vader op het beroepsprestige van de eerste job van de respondent verloopt niet lineair. Voor de groep die het eerst op de arbeidsmarkt kwam, wordt dit effect geschat op 0,14. Voor de tweede groep is die β 0,20 en voor de laatste groep 0,00. De groep die tijdens de onderwijs-expansie op de arbeidsmarkt kwam, werd blijkbaar zowel op sociale herkomst als op diploma getaxeerd. De verklaarde variantie van het beroepsprestige van de eerste job stijgt dan ook van 43% naar 51%. Voor de laatste groep heeft het beroepsprestige van de vader geen enkel effect meer, na controle voor het opleidingsniveau van de respondent. Dat wil niet zeggen dat de sociale herkomst geen invloed meer heeft op de levenskansen van een individu. Het wil wel zeggen dat die invloed loopt via het onderwijs. Het beroep van de vader heeft ook in die groep een effect op het opleidingsniveau van de respondent (Tan, 1998) en op die manier op het eerste beroepsprestige van de respondent. De correlatie tussen het beroepsprestige van de vader en het opleidingsniveau van de respondent is, voor de groep die het laatst op de arbeidsmarkt kwam, niet minder dan 0,33. Er is echter geen rechtstreeks effect meer. De invloed van het beroep van de vader op het beroep van de respondent wordt volledig gemedieerd door het opleidingsniveau van de respondent.

Men kan zich de vraag stellen of onze samenleving doorheen de expansie van het onderwijs 'opener' is geworden. Deze vraag is moeilijk te beantwoorden op basis van de analyse die hier werd gerapporteerd. In de mate dat de covariantie tussen het beroepsprestige van de vader en het opleidingsniveau van de respondent beschouwd kan worden als een maat voor openheid van de samenleving, moet helaas geconcludeerd worden dat onze maatschappij niet opener is geworden. Tan komt in haar artikel, verschenen in het *Tijdschrift voor Sociologie*, tot dezelfde bevinding (1998: 192). Tijdens het academiejaar 1951-'52 waren 20.720 studenten ingeschreven aan een Belgische universiteit, sinds het academiejaar 1983-'84 is de kaap van 100.000 studenten overschreden. In de dertig jaar die tussen die twee data liggen is het aantal universiteitsstudenten dus gegroeid met een factor 5, het aantal vrouwelijke studenten is in dezelfde periode zelfs met een factor 11 gegroeid. Toch is tijdens die dertig jaar de correlatie tussen het beroepsprestige van de vader en het opleidingsniveau van de respondent perfect constant gebleven. Een dergelijke vaststelling plaatst torenhoge

vraagtekens bij de ‘democratisering’ van het onderwijs in het algemeen en de universiteit in het bijzonder. De wetten ‘houdende diverse maatregelen voor de universitaire expansie’ van 1965 (oprichting en erkenning van de universiteiten in Antwerpen en Kortrijk) en 1971 (oprichting van het Limburgs Universitair Centrum en Sint-Aloysius in Brussel) hadden nochtans expliciet de bedoeling iedereen de kans te geven universitair onderwijs te volgen (De Clerck, 1975). Daarom moesten minstens de kandidaturen ‘dicht bij huis’ worden ingericht. In het licht van de hier gepresenteerde gegevens moeten we besluiten dat die ‘democratisering’ van het hoger onderwijs mislukt is. Veel meer jonge mensen kregen de kans een universitair diploma te halen, de *bias* naar sociaal beter geplaatste groepen is echter even groot gebleven.

De β van het opleidingsniveau van de respondent op het eerste beroepsprestige van de respondent is voor de groep die na 1973 op de arbeidsmarkt kwam 0,72. Dat is, gegeven dat het om individuele gegevens gaat, een ontzettend sterk effect. Het opleidingsniveau van de respondent tekent hiermee voor de helft van de variantie van het eerste beroepsprestige. Een bewijs te meer dat onze samenleving erg meritocratisch geworden is. Onderwijs alloceert leden van de samenleving naar posities in de maatschappij. Aan die verschillende positie kleven differentiële levenskansen. Aan jonge mensen wordt daarom, in het onderwijssysteem, al heel snel duidelijk gemaakt of zij al dan niet mogen rekenen op een succesvolle schoolloopbaan, een goede job en een comfortabel inkomen (Elchardus, 1998a: 7). Omdat jongeren wel weten wat het betekent naar minder perspectiefvolle richtingen in het onderwijs te worden georiënteerd, revolteren ze in die situatie ook tegen het onderwijs. Doordat het onderwijs de centrale allocator van levenskansen wordt, is het ook begrijpbaar dat meer beslissingen van scholen betwist worden voor de rechtbank. Het belang van dergelijke beslissingen is gewoon veel groter geworden.

Onze samenleving is echter geen echte meritocratie, eerder een gedegenererde meritocratie (Elchardus, 1998b: 59). Kinderen uit zeer welstellende families worden immers niet uitgesloten, ze kunnen blijven rekenen op het familiale vermogen. Kinderen uit bescheiden gezinnen krijgen geen gelijke kansen (Tan, 1998). We zeggen vandaag, meer dan vroeger, tegen mensen dat de reden voor hun slechte job, hun werkloosheid of hun uitsluiting te maken heeft met een persoonlijk falen, met hun eigen onbekwaamheid of motivatie. Dat maakt de ongelijkheid veel kwetsender (Elchardus, 1998b: 60). Het maakt het ook moeilijker collectief actie te voeren tegen ongelijkheid (Elchardus, e.a., 1996: 134-136). De ongelijkheid verschijnt immers als een gevolg van verworven statussen. Op basis van o.a. de analyse van Tan (1998) en hier gerapporteerde bevindingen, blijkt echter dat het onderwijs in niet onbelangrijke mate toegeschreven statussen – sociale herkomst – reproduceert. Het gevoel dat de ervaren achterstandspositie een gevolg is van een persoonlijk falen, maakt de reactie tegen die achterstand wrang. Een heroïsche en geritualiseerde klassenstrijd, zoals die te voorschijn komt uit het opbouwen van grote middenveldorganisaties en de uitbouw van herverdelingsmechanismes, verandert daarom in een politiek cynische, wantrouwende en utilitair individualistische opstelling van laag geschoolden (Elchardus, 1994a, Elchardus en Pelleriaux, 1998, Elchardus en Smits, 1998).

In de analyse, zoals die hierboven werd gerapporteerd, werd een onderscheid gemaakt tussen drie periodes. Het model dat we in de drie periodes hebben gebruikt is precies hetzelfde. Het beroepsprestige van de eerste job van de respondent werd verklaard op basis van het beroepsprestige van de vader van de respondent en het opleidingsniveau van de respondent. De verklaarde variantie van het beroepsprestige van de eerste job van de respondent stijgt. Van de respondenten die vóór 1955 op de arbeidsmarkt kwamen wordt 43% van de variantie van hun beroepsprestige verklaard. De onafhankelijke variabelen, nl. het beroepsprestige van de vader en het opleidingsniveau van de respondent, verklaren voor de tweede en de derde periode respectievelijk 52% en 51%. Deze bevinding geeft ondersteuning aan de stelling dat de levenskansen van individuen beter voorspelbaar worden. De voorspelling wordt, bovendien, eenvoudiger want op basis van slechts één, makkelijk zichtbare, indicator. Deze tendens is precies wat Rossanvallon de oorzaak noemt van de ‘nieuwe sociale kwestie’.

“L’Etat-providence (...) fonctionnait sous ‘voile d’ignorance’. Le principe assurantiel sur lequel il s’appuyait présupposait que les individus étaient égaux devant les différents risques sociaux susceptibles d’affecter l’existence. L’opacité du social était ainsi une condition implicite du sentiment d’équité. Tous les membres de la société pouvaient se considérer comme solidaires dans la mesure où ils percevaient la nation comme une classe de risques relativement homogène. C’est de moins en moins le cas. (...) La meilleure connaissance que la société a de ses différences tend à modifier très sensiblement la perception du juste et de l’injuste.(...) Si je sais que je profiterai statistiquement moins longtemps de ma retraite que d’autres, pourquoi accepterai-je de cotiser au même taux qu’eux? Je considérerai comme juste qu’il soit tenu compte de cette disparité.”(Rosanvallon, 1995: 54-55).

In het geval van een homogeen risico – of de perceptie van het risico als zijnde homogeen – impliceert de sociale zekerheid geen solidariteit maar de bereidheid tot het aangaan van een verzekering. De bereidheid een deel van het loon af te staan voor de sociale zekerheid is in een dergelijk geval niet problematischer dan de bereidheid een brandverzekering af te sluiten. In het andere geval, gegeven een weggerukte ‘*voile d’ignorance*’, moet een sociale zekerheid rekenen op de solidariteit – of de angst – van de groep beter geplaatsten voor de groep die het minder goed heeft. Precies omdat scholing een verworven status is, waarbij persoonlijke motivatie en bekwaamheid geïmpliceerd wordt, is het risico ‘laag geschoold zijn’ niet op dezelfde manier te verzekeren als het risico ‘ziek te worden’ (Cantillon en Marx, 1995a: 522, Elchardus, 1998b: 60).

3 Besluit

De keerzijde van de onderwijsexpansie is het ontstaan van een ‘nieuwe sociale kwestie’. De twee fenomenen, de expansie en het ontstaan van een nieuwe sociale kwestie, zijn niet los van elkaar te zien. Het is een verwezenlijking van de onderwijsexpansie dat toegeschreven statussen als geslacht, etniciteit, leeftijd en sociale origine vervangen worden door een verworven status, het opleidingsniveau. De analyse die hierboven

werd gepresenteerd toont aan dat het belang van het onderwijsniveau voor de mate waarin een individu kan hopen op een comfortabel leven, toegenomen is. Bekeken vanuit een ‘gelijke-kansen’ ideologie is een dergelijke evolutie lovenswaardig. Daarbij moet wel de kanttekening gemaakt worden dat de scholingsgraad op zijn beurt gedeeltelijk bepaald wordt door ‘oude’, toegeschreven statussen als sociale herkomst. De samenhang tussen het opleidingsniveau van een individu en zijn of haar sociale herkomst – in deze analyse het beroepsprestige van de vader – is in de na-oorlogse periode niet veranderd. Steeds grotere groepen jongeren hebben de kans gekregen naar de universiteit te gaan. De samenhang van die kans met de sociale herkomst van jongeren is echter niet veranderd.

Het convergeren van verschillende soorten ongelijkheden naar slechts die ene determinant van ongelijkheid, enerzijds en het – schijnbaar – verworven karakter van die ongelijkheid, anderzijds, geeft mijn inziens aanleiding tot twee reeksen gevolgen. De eerste reeks gevolgen situeert zich op het niveau van het behoud van de sociale zekerheid. Het risico op achterstelling is in onze samenleving veel zichtbaarder geworden. We weten, pijnlijk nauwkeurig, dat laag geschoolden een grotere kans hebben werkloos en ziek te worden, een kortere levensverwachting hebben en een groter risico lopen onder de armoedegrens te vallen, dan hoog geschoolden. De aangeslotenen bij de sociale zekerheid hebben geen gelijke kans er steun van te krijgen. Het sociaal systeem komt m.a.w. in een situatie waarin de hoog geschoolden weten dat ze meer bijdragen aan het systeem dat ze er ooit van zullen ontvangen. Dat vergroot de druk tot het installeren van ‘bonus-malus’ mechanismes, wat uiteraard leidt tot een ongelijkere samenleving. Het gegeven dat de determinant van de ongelijkheid – de kwalificatie – verworven lijkt, maakt het instandhouden van een sociale zekerheid moeilijker. Het is makkelijker het risico op werkloosheid te verzekeren dan het risico op lage scholing. Kortom, de expansie van het onderwijs heeft de aard van de ongelijkheid gewijzigd en daarmee moeilijkheden veroorzaakt in het mechanisme dat we bedacht hadden om die ongelijkheid onder controle te houden.

Het convergeren van de oude toegeschreven determinanten van ongelijkheid naar één – schijnbaar – verworven ‘oorzaak’ van kansarmoede heeft ook gevolgen voor het sociale klimaat in onze samenleving. In de oude situatie kregen mensen het signaal dat ze achtergesteld werden omdat ze in een verkeerde klasse werden geboren, omdat ze vrouw waren of migrant. Het maatschappelijk ‘systeem’ genereerde ongelijkheid op basis van kenmerken die extern aan de individuen waren. In een dergelijke situatie kunnen mensen revolteren tegen dat systeem. Vandaag krijgen kansarmen het signaal dat ze uitgesloten worden omdat hun kwalificatie onvoldoende is, omdat ze zich niet inspanden op school of omdat ze niet goed gemotiveerd zijn. Er wordt hun gezegd dat het hun eigen fout is, en dat ze dus niet moeten klagen. Daarom keren mensen in achterstandsposities zich af van het publieke. Ze kunnen niet ten strijde trekken tegen een systeem dat schijnbaar erg ‘eerlijk’ selecteert en alloceert. In een dergelijke situatie is het begrijpelijk dat laag geschoolden zich afkeren van het publieke, politiek cynisch worden en een utilitair mensbeeld ontwikkelen. De ‘democratisering’ van het onderwijs resulteert op die manier in een cultuurstrijd en een nieuwe breuklijn tussen hoog- en

laag geschoolden. Het meest treffende symbool van die breuk tussen de hoog- en laag geschoolden is het oprichten van TV- en radiozenders, kranten en weekbladen die zich specifiek op de ene dan wel op de andere groep richten.

Noten

- ¹ De cijfers die gegeven worden voor de decade tussen 1940 en 1950 zijn eigenlijk niet te vergelijken met de cijfers van de periode ervoor en erna. Tijdens die periode is enkel het aantal inschrijvingen te vinden, niet het aantal studenten. Dat wil zeggen dat studenten die zijn ingeschreven in meerdere faculteiten ook meerdere keren worden geteld. Het is niet echt uit te maken in hoeverre dit de cijfers vertekent. Voor het schooljaar 1951-'52 is de ratio tussen het aantal inschrijvingen en het aantal studenten 1,1. Het is echter onwaarschijnlijk dat die ratio constant was tijdens de betreffende decade.
- ² Het vernieuwd secundair onderwijs werd in het Franstalig onderwijs ingevoerd vanaf het schooljaar 1972-'73. In het Nederlandstalig onderwijs werd het een jaar later ingevoerd. Het bestaat uit drie graden: observatie, oriëntatie en determinatie (Nationaal Instituut voor de Statistiek, 1870-1993). Het type II onderwijs (ASO, TSO, BSO) was georganiseerd in twee cycli van elk drie jaar. In het V.S.O. is het vierde jaar niet begrepen in de cijfers, voor het type II onderwijs is het vierde jaar wel begrepen in de cijfers.
- ³ Vanaf het schooljaar 1972-'73 wordt het lager normaalschoolonderwijs gerekend tot het hoger onderwijs. Het normaalonderwijs voor kleuterleidsters wordt vanaf 1974-'75 tot het hoger onderwijs gerekend. Het normaalonderwijs is, in de hier gegeven cijfers, begrepen tot op de betreffende data.
- ⁴ De absolute aantallen schoolgaande jongeren en de (berekende) loop van de bevolking werden, voor het schooljaar 1956-'57 tot 1982-'83, overgenomen van het planbureau (Claes, e.a., 1984b). Het planbureau zelf steunde op gegevens van het Nationaal Instituut voor de Statistiek en op gegevens verstrekt door de onderwijsadministraties. Het Planbureau geeft niet aan dat de cijfers betrekking hebben op het onderwijs met volledig leerplan. Dat blijkt echter wel uit de originele publicaties van het Nationaal Instituut voor de Statistiek (Nationaal Instituut voor de Statistiek, 1956: 22).
- ⁵ 'De leerplichtwet van 1983 bepaalt dat elk kind gedurende twaalf volle schooljaren leerplichtig is. Dit is vanaf de maand september van het jaar waarin het kind zes jaar wordt, tot einde juni van het jaar waarin het achttien wordt. De leerplicht geldt zowel voor Belgen als voor niet-Belgen. De leerplicht is voltijds tot de leeftijd van 15 als de leerling het lager onderwijs en minstens de eerste twee jaar van het secundair onderwijs met volledig leerplan voltooid heeft. In de andere gevallen is ze voltijds tot 16 jaar. Vanaf vijftien/zestien jaar is er een deeltijdse leerplicht.' (Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap: Departement Onderwijs, 1998: 15).
- ⁶ De verlenging van de leerplicht in 1983 was mosterd na de maaltijd. De maatschappelijke behoefte aan een langere leerplicht was reeds vanaf de jaren '30 voelbaar en resulteerde vooral vanaf de naoorlogse periode in verschillende wetsontwerpen. Deze verschillende pogingen konden echter niet gerealiseerd worden om verschillende redenen, waaronder de problematiek van de vierde

graad lager onderwijs en de financiële implicaties van een verlenging en de schoolkwestie. Van 1977 tot 1983 was het vooral de kwestie van de middenstandsopleidingen die maar niet opgelost geraakte en verhinderde dat de leerplichtverlenging een feit werd (De Ceulaer, 1990).

- ⁷ De gegevens over de expansie van het onderwijs die hierboven werden gegeven, zijn verzameld op het niveau België. De onderzoek TOR'88 was een steekproef van de inwoners van het Vlaams Gewest. Denklijk is dat verschil niet problematisch omdat de geschiedenis van onze onderwijsexpansie enkel gebruikt wordt om de periodes af te bakenen, dus om de steekproef op te delen in drie groepen.
- ⁸ Een technische fiche van het onderzoek is te vinden in (Elchardus en Heyvaert, 1991: 225-229)
- ⁹ De exacte bewoording van de vraag was als volgt: 'Welk beroep heeft uw vader het langst aangehouden in de periode tussen uw 12^{de} en 18^{de} jaar? Of welk is het beroep dat hij het laatst uitgeoefend heeft voor die periode?' De respondenten die te kennen gaven dat hun vader niet heeft gewerkt in die periode en diegenen die geantwoord hadden niemand te hebben die de vaderrol vervulde, zijn uit de analyse geweerd.
- ¹⁰ Het gaat over de eerste job die de respondent uitoefende en die hij of zij langer dan 6 maand heeft uitgeoefend. Respondenten die nog niet afgestudeerd zijn en diegenen die nooit een job hadden die ze langer dan zes maanden uitoefenden zijn uit de analyse geweerd.
- ¹¹ Gegeven zijn 3 covarianties en 3 varianties per groep, d.i. 18 steekproefmomenten. Het model schat 3 varianties per groep, twee effectparameters en 1 covariantie, d.i. 12 momenten. Dus: 18 gegeven momenten min 12 te schatten resulteert in een model met 6 vrijheidsgraden.
- ¹² Men kan de gestandaardiseerde parameter berekenen door de ongestandaardiseerde effectparameter te vermenigvuldigen met de verhouding tussen de varianties van de onafhankelijke en de afhankelijke variabele. $\beta = B (S_x / S_y)$ (Tacq, 1992: 118). Als de varianties van deze variabelen verschillend zijn in de drie groepen, heeft dit tot gevolg dat de B-waarden gelijk kunnen zijn in de drie periodes en de β -waarden niet.
- ¹³ Er zijn 18 gegeven steekproefmomenten, het model moet 9 varianties (3 groepen x 3 variabelen), 3 covarianties (3 groepen X 1 covariantie) en 4 effectparameter (3 groepen x 1 effect + 1 globaal effect) schatten. 18 gegeven momenten en 16 te schatten momenten resulteert in 2 vrijheidsgraden.

Bibliografie

Arbuckle, J. L. (1997), *Amos users' guide version 3.6*. Chicago: SmallWaters Corporation.

Bollen, K. A. (1989), *Structural equations with latent variables*. New York: John Wiley & Sons.

Cantillon, B. en I. Marx (1995a), 'Armoedebestrijding en sociale zekerheid: mogelijkheden en beperkingen', pp. 509-549, in: Despontin, M. en M. Jegers (red.), *De sociale zekerheid, zekerheid verzekerd?* Brussel: VUBPress.

- Cantillon, B. en I. Marx (1995b), 'De nieuwe sociale kwestie', *Samenleving en politiek* 2(7): 28-34.
- Cantillon, B. en I. Marx (1995c), *Naar een sociaal doelmatig tewerkstellingsbeleid. Verslag aan de Koning Boudewijnstichting*. Brussel: Koning Boudewijnstichting.
- Claes, R., M. Lambrecht en S. Schuttringer (1984a), *Dossier enseignement. Population scolaire par age, par sexe et par niveau d'enseignement*. Bruxelles: Bureau du Plan.
- Claes, R., M. Lambrecht en S. Schuttringer (1984b), *Dossier onderwijs: scolariteitsgraden 1956-1957 tot 1982-1983*. Brussel: Planbureau.
- Collins, R. (1979), *The credential society: A historical sociology of education and stratification*. New York: Academic Press.
- De Ceulaer, D. (1990), *De verlenging van de leerplicht: veertig jaar Belgische onderwijspolitiek*. Leuven: Universitaire Pers.
- De Clerck, K. (1975), *Tien Vlaamse rectoren over tien jaar universitaire expansie*. Gent: Gakko s.v.
- De Neef, G. (1985), *De eerste vrouwelijke studenten aan de universiteit te Leuven (1920-1940)*. Leuven: Acco.
- De Vries, G. (1993), *Het pedagogisch regiem. Groei en grenzen van de geschoolde samenleving*. Amsterdam: Meulenhoff.
- Deleeck, H. (1981), 'De democratisering van het hoger onderwijs: feiten en middelen', *De gids op maatschappelijk gebied* 72(6-7): 507-533.
- Elchardus, M. (1979), *Een internationale beroepenclassificatie (I.B.K.) en een gestandaardiseerde internationale beroepsprestigeschaal (G.I.B.S.) C.B.G.S. Rapport 30/1979*. Brussel: Ministerie van Volksgezondheid en van het Gezin. Centrum voor Bevolkings- en Gezinsstudiën.
- Elchardus, M. (1994a), 'Gekaapte deugden. Over de nieuwe politieke breuklijn en de zin van limieten', *Samenleving en politiek* 1(1): 20-27.
- Elchardus, M. (1994b), 'Verschillende werelden. Over de ontdebelling van links en rechts', *Samenleving en politiek* 1(7): 5-17.
- Elchardus, M. (1996), 'Class, cultural re-alignment, and the rise of the populist right', pp. 41-63, in: Erskine, M., M. Elchardus, S. Herkommer en J. Ryan (red.), *Changing Europe. Some aspects of identity, conflict and social justice*. Aldershot: Avebury.
- Elchardus, M. (1998a), 'De scholen en de nieuwe ongelijkheid', *Persoon en Gemeenschap. Tijdschrift voor opvoeding en onderwijs*. 50(7-8): 5-13.
- Elchardus, M. (1998b), 'Tegen voorspelbare ongelijkheid. De diensteneconomie als project van links', *Socialisme en Democratie. Maandblad van de Wiardi Beckman Stichting* 55(2): 58-64.
- Elchardus, M. en M. Debusscher (1996), 'Aspecten van de nieuwe sociale kwestie', *Samenleving en politiek* 3(extra nummer): 25-33.

Elchardus, M., I. Glorieux, A. Derks en K. Pelleriaux (1996), *Voorspelbaar ongeluk. Over de letsels die werkloosheid nalaat bij mannen en hun kinderen*. Brussel: VUBPress.

Elchardus, M. en P. Heyvaert (1991), *Soepel, flexibel en ongebonden. Een vergelijking van twee laat-moderne generaties*. Brussel: VUB-Press.

Elchardus, M. en K. Pelleriaux (1998), 'De polis verdeeld. Hoe de kiezers links en rechts herdefiniëren', pp. 183-210, in: Swyngedouw, M., J. Billiet, A. Carton en R. Beerten (red.), *De (on)redelijke kiezer. Onderzoek naar de politieke opvattingen van Vlamingen. Verkiezingen van 21 mei 1995*. Leuven: Acco.

Elchardus, M. en W. Smits (1998), 'Vertrouwen. Het vertrouwen van de Vlamingen in politiek, overheid en instellingen in tijden van affaires', pp. 45-91, in: (red.), *Vlaanderen gepeild! De Vlaamse overheid en waardenonderzoek*. Brussel: Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap.

Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap: Departement Onderwijs (1998), *Statistisch jaarboek van het Vlaams onderwijs. Schooljaar 1997-1998*. Brussel: Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap: Departement Onderwijs.

Nationaal Instituut voor de Statistiek (1870-1993), *Statistisch Jaarboek van België*. Brussel: N.I.S.

Nationaal Instituut voor de Statistiek (1956), *Statistisch jaarboek van het onderwijs*. Brussel: Ministerie van Economische Zaken: Nationaal Instituut voor de Statistiek, Ministerie van Openbaar Onderwijs: Bestuur der Studiën.

Parsons, T. (1971), *The system of modern societies*. Foundation of modern sociology series, Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall.

Rosanvallon, P. (1995), *La nouvelle question sociale. Repenser l' état-providence*. Paris: Seuil.

Tacq, J. (1992), *Van probleem naar analyse. De keuze van een gepaste multivariate analysetechniek bij een sociaal-wetenschappelijke probleemstelling (2e herziene druk)*. Rotterdam: Rotterdams Instituut voor Sociologisch en Bestuurskundig Onderzoek.

Tan, B. (1998), 'Blijvende sociale ongelijkheid in het Vlaamse onderwijs', *Tijdschrift voor sociologie* 19(2): 169-197.