

Steven Groenez

## 1. Inleiding

Net als in andere geïndustrialiseerde landen was er ook in Vlaanderen een sterke expansie van het onderwijs in de twintigste eeuw (zie bv. Vanderstraeten 1996; Pelleriaux 1998). Deze expansie werd ondersteund door verschillende onderwijshervormingen in het lager, secundair en het hoger onderwijs waarbij de onderwijshervormers niet enkel als doel hadden tegemoet te komen aan de toenemende vraag naar geschoolde arbeidskrachten, maar ook expliciet sociale doelstellingen beoogden. Dit geloof in onderwijs als 1) motor van de individuele en maatschappelijke welvaart en als 2) instrument van opwaartse sociale mobiliteit vinden we terug in recente

“De kennissamenleving heeft de tweede democratiseringsgolf nodig”

Frank Vandenbroucke: toespraak bij de opening van het academiejaar aan de KULeuven, 24 september 2007

en wat oudere beleidsnota's:

“Education is the key to the solution and control of most political, societal, or economic problems.”

“Educating the common man is the secret to success that progressive societies must pursue to remain successful.”

“Education then, beyond all other devices of human origin, is a great equalizer of the conditions of men,—the balance wheel of the social machinery.”

Uit Twelfth Annual Report (1848) of Horace Mann as Secretary of the Massachusetts State Board of Education.

Walter van Trier verduidelijkt deze populariteit: “Deze visie rust op de stelling dat de kenniseconomie op onze stoep staat en dat naties die niet voldoende grondstof aanmaken voor deze nieuwe productiewijze, in de toekomst de hoop

op welvaartstoename mogen opgeven. Enkel een strategie die via vorming van menselijk kapitaal een verbetering van de productiviteit bereikt, kan met succes de internationale strijd voor marktaandeel aangaan en economische groei realiseren. Belangrijk om te begrijpen waarom deze visie zo'n grote consensus wegdraagt is dat hoog inzetten op de vorming van menselijk kapitaal lijkt mogelijk te maken dat men twee vliegen in één klap slaat. Naast groei en economische efficiëntie bewerkstelligt maximale mobilisering van de beschikbare 'kennis' ook meer gelijkheid, minstens van kansen" (Van Trier 2003, 227).

Kunnen we op basis van empirisch onderzoek zeggen dat in deze lange periode van onderwijsexpansie ook de sociaaleconomische verschillen in onderwijskansen veranderd zijn? Is de democratisering met andere woorden gelukt? En wat zijn de perspectieven voor zo'n tweede democratiseringsgolf? Om deze vragen te beantwoorden zoeken we in deze bijdrage aansluiting bij de internationale literatuur (sectie 2) en de recente methodologische ontwikkelingen (sectie 5). We verduidelijken hoe we onderwijsdemocratisering kunnen onderscheiden van onderwijsexpansie (sectie 4) en passen deze methode vervolgens toe op een geaggregeerd databestand dat toelaat deze processen te bestuderen voor het grootste deel van de twintigste eeuw. Door naast de volledige diplomaverdeling (sectie 6) ook de opeenvolgende onderwijstransities (sectie 7) onder de loep te nemen, kunnen uitspraken worden gedaan over de staat en de timing van de onderwijsdemocratisering in Vlaanderen voor zowel mannen als vrouwen.

Tot slot willen we vooraf verduidelijken dat de analyses een beschrijvend karakter hebben en niet toelaten een uitspraak te doen over mogelijke verklaringen van de vastgestelde temporele evoluties. In welke mate verschillende deficit- of rationele actietheorieën een verklaring bieden voor deze evoluties ligt bijgevolg buiten het bestek van deze bijdrage. Ook de rol van sociale selectiemechanismen in het onderwijs blijft grotendeels buiten beschouwing, zij het dat we in sectie 8 wel de rol van horizontale differentiatie in onderwijskeuzes belichten.

## 2. Temporele trends in ongelijke onderwijskansen

De vraag of de samenhang tussen sociale afkomst en het bereikte onderwijsniveau, doorheen de twintigste eeuw al dan niet afgenomen is, is een klassieke vraag in het sociale stratificatieonderzoek. Lange tijd werd aangenomen dat de modernisering in het algemeen en de industrialisering en tertiarisering van de arbeidsmarkt in het bijzonder, niet alleen leidde tot een toenemende vraag naar geschoolde arbeidskrachten (onderwijsexpansie), maar ook tot een meer efficiënte én sociaal neutralere selectie in het onderwijs (cf. Kerr 1960; Treiman 1970).

In een reeks comparatieve studies over temporele trends in de gelijke onderwijskansen (cf. Erikson & Goldthorpe 1992; Shavit & Blossfeld 1993 en Erikson

1996b) werd voor 11 (uit 13) geïndustrialiseerde landen vastgesteld dat de explosieve stijging van de participatie aan het onderwijs niet geleid heeft tot een daling van het effect van sociale afkomst op het bereikte onderwijsniveau. Enkel in Zweden en Nederland ging de onderwijsexpansie gepaard met meer gelijke kansen. Dit leidde tot de hypothese van 'persistente sociale ongelijkheid' in onderwijskansen (Shavit & Blossfeld 1993). Wel werd vastgesteld dat de onderwijsexpansie ondubbelzinnig (voor alle landen) gepaard ging met een substantiële reductie van de genderverschillen.

Vanuit theoretisch oogpunt werden verschillende verklaringen aangereikt voor de 'persistente sociale ongelijkheid'. Hierbij werden de traditionele deficittheorieën over inkomen en materieel kapitaal (Behrman & Taubman 1976; Bowles & Gintis 1976), cultureel kapitaal (Bourdieu 1973; Bourdieu & Passeron 1977) en sociaal kapitaal (Bourdieu 1973; Coleman 1988; Putnam 2000) aangevuld met verklaringen gebaseerd op cognitief vermogen (Herrnstein & Murray 1994). Deze verklaringsmechanismen werden ook geïntegreerd in rationele actietheorieën (Boudon 1974; Breen & Goldthorpe 1997) en aangevuld met theorieën over de rol van instituties als sociale selectiemechanismen in onderwijs zoals bv. horizontale differentiatie (Kerckhoff 1993), leeftijd van eerste selectie (Oakes 1985) en klasgrootte (Krueger 1999).

Voor de uitzonderingspositie van Zweden en Nederland werden inhoudelijke en methodologische redenen aangehaald. Zo toonde Erikson (1996a) aan dat de egalitaire welvaartstaat in Zweden in belangrijke mate bijdraagt aan een minder sociaalbepaalde diplomaverdeling. Erikson & Jonsson (1996) verduidelijkten hoe de structurele gelijke kansencomponent van het Zweedse onderwijsbeleid sinds de jaren 40, en meer specifiek de comprehensieve hervorming in de jaren 50, geleid heeft tot meer gelijke kansen.

Bij de verklaring van de uitzonderingspositie van Nederland haalden De Graaf & Ganzeboom (1993) eerder een methodologisch argument aan. Volgens hen laat enkel het gebruik van een voldoende grote steekproef (door de aggregatie van verschillende databronnen) toe modellen met temporele trends met voldoende statistische kracht te toetsen. Gebruik makend van grotere datasets en spaarzame statistische modellen stelt later onderzoek de hypothese van persistente sociale ongelijkheid inderdaad in vraag voor Italië (Shavit & Westerbeek 1998), Duitsland (Jonsson *et al.* 1996) en Frankrijk (Vallet 2004). Ten slotte stellen ook Breen *et al.* (2009) een daling vast in de ongelijke onderwijskansen in acht Europese landen. Al is de dalende tendens duidelijker voor Zweden, Nederland, Engeland, Duitsland en Frankrijk dan voor Polen, Italië en Ierland, toch dient de minder duidelijke evolutie voor Italië en Ierland volgens de auteurs toegeschreven te worden aan een kleine steekproefgrootte voor deze landen.

Specifiek voor Vlaanderen, en gebruik makend van een andere methodologie, kwamen ook Van den Bosch *et al.* (2001) tot de conclusie dat de invloed van zowel de socioprofessionele status als het opleidingsniveau van vaders op het

bereikte onderwijsniveau van hun zonen gedurende de twintigste eeuw is afgenomen. Specifiek wat de deelname aan het hoger onderwijs betreft, besluiten zowel Tan (1998) als Verbergt *et al.* (2009) echter dat de sociale ongelijkheden zowel in de periode 1976-1992 (Tan) als in de periode 1992-2004 (Verbergt) in Vlaanderen niet veranderd zijn.

Verskillende auteurs (Mare 1979; Vallet 2003) wijzen er inderdaad op dat conclusies wat betreft de temporele evolutie van de associatie tussen sociale afkomst en het bereikte onderwijsniveau kunnen verschillen naargelang a) de verschillende overgangen of b) de uiteindelijk bereikte onderwijsdiploma's als ultiem criterium genomen worden. Het verhaal over de sociale ongelijkheid in het onderwijs is immers het verhaal van een voortschrijdende sociale selectie (Boudon 1974; Mare 1980). Onderwijsloopbanen krijgen vaak vorm in een strikt hiërarchische structuur waarbij de toegang tot een volgend niveau conditioneel is op een slaagvereiste in het vorige niveau. Bijgevolg beïnvloedt de reeds bereikte positie op verschillende momenten in de onderwijsloopbaan de overgebleven keuzemogelijkheden en keuzes. Bij elke transitie wordt verder gefilterd en wordt de populatie leerlingen homogener voor de volgende transities. Een totaalbeeld van de invloed van sociale herkomst op onderwijssucces kan dan verkregen worden door de invloed van sociale afkomst na te gaan (a) op elke tussenstap en (b) op de uiteindelijk bereikte uitkomst.

### 3. Data

Aangezien de detectie van historische trends het gebruik van voldoende grote datasets vereist, hebben we gegevens uit 26 Vlaamse surveys samengebracht: de SEP-gezinsenquête (1976, 1985, 1992), de PSBH-panelstudie van Belgische huishoudens (1992-2002), de SCV-surveys (1996-2005), de TOR-tijdsbudgetenquêtes (1988, 1999) en de ISPO verkiezingsenquête (1991).<sup>1</sup> Het gemeenschappelijke kenmerk van deze surveys is dat deze een toevalssteekproef vormen en bovendien gegevens bevatten met betrekking tot zowel de sociale afkomst als het hoogst behaalde onderwijsdiploma van de respondent. Voor de analyses gebruiken we enkel de respondenten ouder dan 25 jaar, om die respondenten uit te sluiten die hun (initiële) onderwijs carrière nog niet afgerond hebben. Voor respondenten die op de leeftijd van 25 jaar nog steeds onderwijs genoten, wordt de assumptie gehanteerd dat ze het gevolgde onderwijsniveau met succes beëindigen. Om de relatieve surveygroottes te respecteren worden de steekproefgewichten herschaald, zodat de som van de gewogen respondenten overeenstemt met het totaal aantal respondenten. Voor de analyses werden enkel de respondenten weerhouden die geboren zijn tussen 1911 en 1980 aangezien er relatief weinig gegevens zijn voor respondenten geboren vóór 1910 (en deze beperkte gegevens mogelijk sterk beïnvloed zijn door differentiële sterftcijfers).

Uiteindelijk worden ongeveer 37.000 respondenten ingedeeld in 7 geboortecohorten. Gegeven de leeftijd waarop onderwijscarrières afgerond worden, dekt deze analyse ruwweg de periode 1920 tot 2000. Tabel 1 geeft de databronnen en het aantal respondenten, tabel 2 geeft het aantal respondenten naar geboortecohorte en geslacht.

**Tabel 1.** Databronnen.

	Survey		Respondenten in analyse	
	jaar	aantal	aantal	%
Socio-economisch panel (SEP)	1976, 1985, 1997	3	14891	40,53
Panelstudie van Belgische huishoudens (PSBH)	1992 t.e.m. 2002	11	6357	17,30
Socioculturele verschuivingen in Vlaanderen (SCV)	1996 t.e.m. 2004	9	11310	30,77
Algemene verkiezingsenquête (ISPO)	1991	1	2409	6,56
Tijdsbudgetenquête (TOR)	1988, 1999	2	1777	4,84
		26	36744	100,00

**Tabel 2.** Aantal respondenten naar geboortecohorte en geslacht.

	Mannen	Vrouwen	Totaal
1911-1920	1308	1536	2844
1921-1931	2737	2895	5632
1931-1941	3401	3590	6991
1941-1950	3683	3610	7293
1951-1960	3312	3480	6792
1961-1970	2602	2579	5181
1971-1980	1014	997	2011
Totaal	18057	18687	36744

Wat de sociale afkomst betreft gaven sommige surveys informatie over zowel het beroep als de diploma's van de ouders, andere surveys bevatten enkel informatie over de beroepen. Gemeenschappelijk aan alle surveys was dat respondenten informatie gaven over de beroepsklasse van vader tijdens hun tienerjaren. Na ex-post harmonisatie van de verschillende coderingsschema's worden zes beroepsklassen (arbeiders, landbouwers, kleine zelfstandigen, bedienden, vrije beroepen/ondernemingsleiders en hogere bedienden/kaderleden) en zes onderwijsdiploma's (ten hoogste een diploma lager onderwijs (LO), lager secundair onderwijs (LSO), hoger secundair beroeps of technisch onderwijs (HSO\_bt), hoger secundair algemeen onderwijs (HSO\_a), hoger niet-universitair onderwijs (HO\_

nu) en universitair onderwijs (HO\_u)) onderscheiden. Hoe deze classificaties zich verhouden tot de vaak gebruikte internationale beroepenclassificatie EGP en diplomaclassificatie CASMIN wordt verduidelijkt in de annex (tabel 8 en tabel 9).

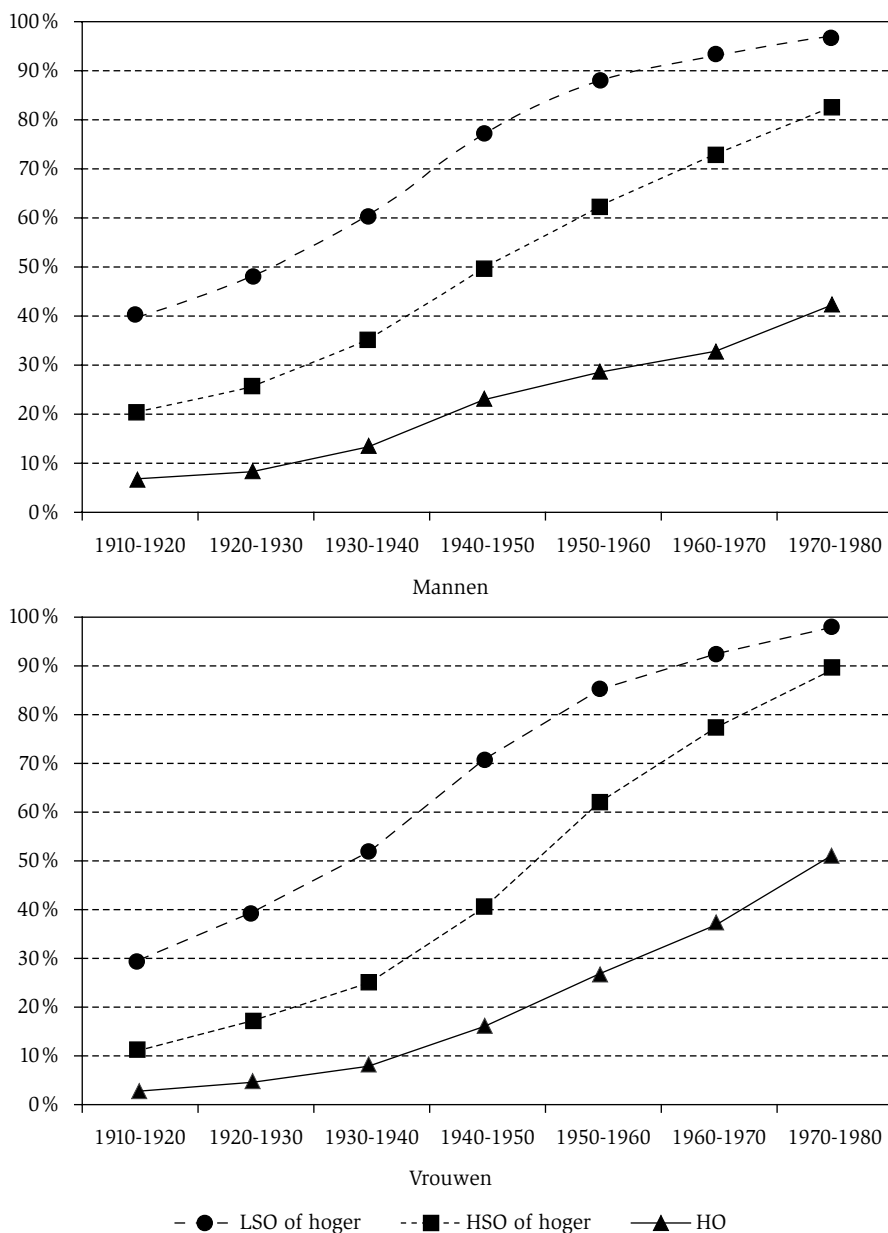
#### 4. Wat begrijpen we onder expansie en democratisering?

In figuur 1 illustreren we de voortschrijdende onderwijsexpansie in Vlaanderen aan de hand van vier onderwijsniveaus (LO, LSO, HSO, HO). We drukken de expansie niet uit aan de hand van de participatiecijfers maar aan de hand van de behaalde diploma's. Hierbij maken we gebruik van de strikt hiërarchische structuur van het Vlaamse onderwijs waarbij de toegang tot een volgend niveau conditioneel is op een slaagvereiste in het vorige niveau. Bijgevolg wordt aangenomen dat gediplomeerden van het HO ook een diploma LO, LSO en HSO behaald hebben (diploma's worden cumulatief weergegeven). Merk op dat het percentage individuen met ten hoogste een diploma LO uit de grafiek kan afgelezen worden als het complement van de LSO-curve (100%-percentage met een diploma LSO of hoger).

Doorheen de twintigste eeuw bereiken steeds meer individuen de opeenvolgende treden op de onderwijsladder. Bij de mannen wordt de expansie vroeger ingezet dan bij de vrouwen (40% van de eerste geboortecohorte haalt reeds een diploma LSO of hoger, versus 30% bij de vrouwen). Het ritme van de expansie is evenwel sneller bij de vrouwen, zodat zij op het einde van de rit (vanaf de jaren tachtig, geboortecohorte 1961-1970) een duidelijke voorsprong hebben verworven.

Al is de onderwijsexpansie een continu proces, toch zien we dat het hoger secundair onderwijs vooral na WO II (cohorten 1931-1940) een snellere expansie kent dan voorheen. In het hoger onderwijs situeert de snelle uitbreiding zich vanaf de jaren zestig (cohorten 1941-1950). Waar het behalen van een diploma LO nog de norm (50%) is voor mannen geboren in het begin van de twintigste eeuw, wordt dat een diploma LSO voor degenen geboren na 1930 en een diploma HSO voor mannen geboren na 1950. Voor de meest recente geboortecohorte wordt een diploma HO langzamerhand de norm (42% voor cohorten 1971-1980). Waar het behalen van een diploma LO nog de norm is voor vrouwen geboren in het begin van de twintigste eeuw, wordt dat een diploma LSO voor degenen geboren na 1940 en een diploma HSO voor vrouwen geboren na 1950. Voor vrouwen geboren na 1970 is een diploma HO reeds de norm (51%).

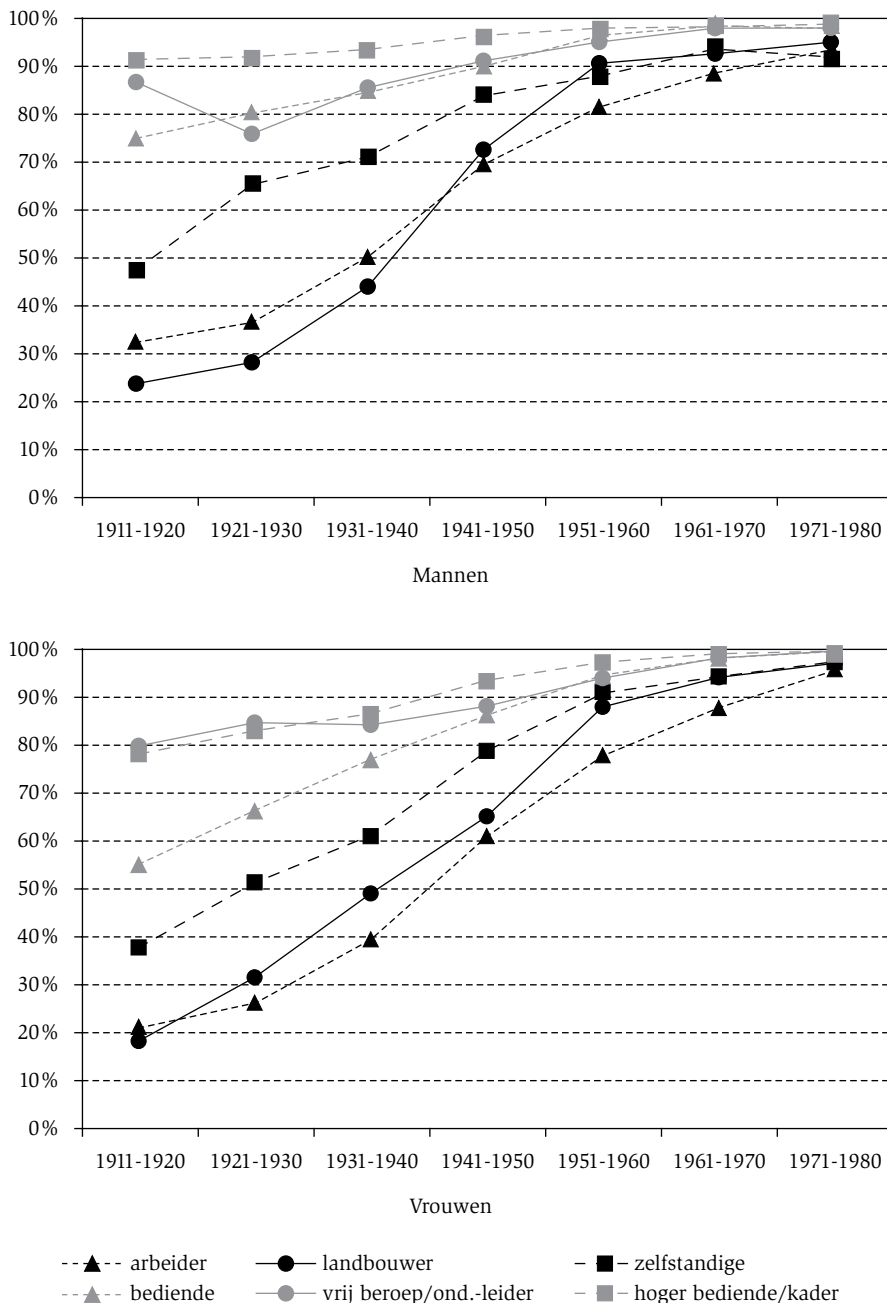
Vervolgens stellen we ook vast dat bij de opeenvolgende expansiegolven van het onderwijs de participatiekansen er voor alle groepen op vooruit zijn gegaan. Zowel kinderen van hogere als van lagere beroepsgroepen hebben hun participatiekansen zien stijgen. Ter illustratie geven figuren 2, 3 en 4 de expansie van de drie onderwijsniveaus weer voor de 6 sociaaleconomische groepen. Definiëren we democratisering van het (een) onderwijs(niveau) als het proces waarbij de participatie aan het (dat) onderwijs(niveau) ook bij lagere sociale groepen stijgt,



**Figuur 1.** De onderwijsexpansie in Vlaanderen voor de geboortecohorten 1910-1980 (mannen, boven; vrouwen, onder).

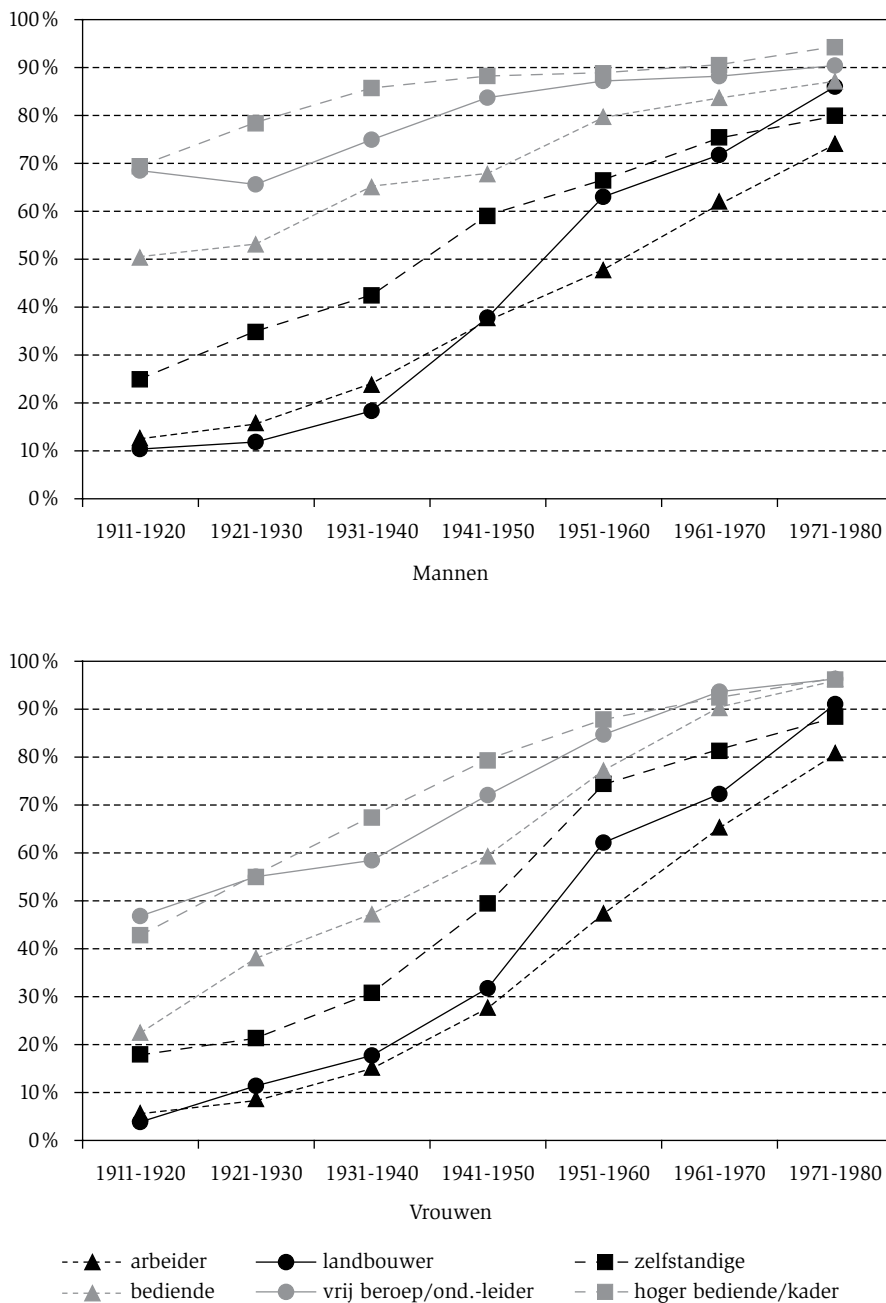
dan is dit dus ondubbelzinnig het geval. Doorheen de twintigste eeuw bereiken steeds meer jongeren uit alle sociale klassen steeds hogere posities op de onderwijsladder. Deze vaak gebruikte invulling van democratisering is echter weinig zinvol, aangezien ze de evolutie van de onderwijsparticipatie van een sociale groep enkel absoluut en niet relatief (ten opzichte van andere sociale groepen)

benadert. Democratisering is dan niets meer dan groepsspecifieke onderwijsexpansie. Dit is een invulling van democratisering die eerder duidt op massificatie en volledig los staat van wat we begrijpen onder 'gelijke kansen'.



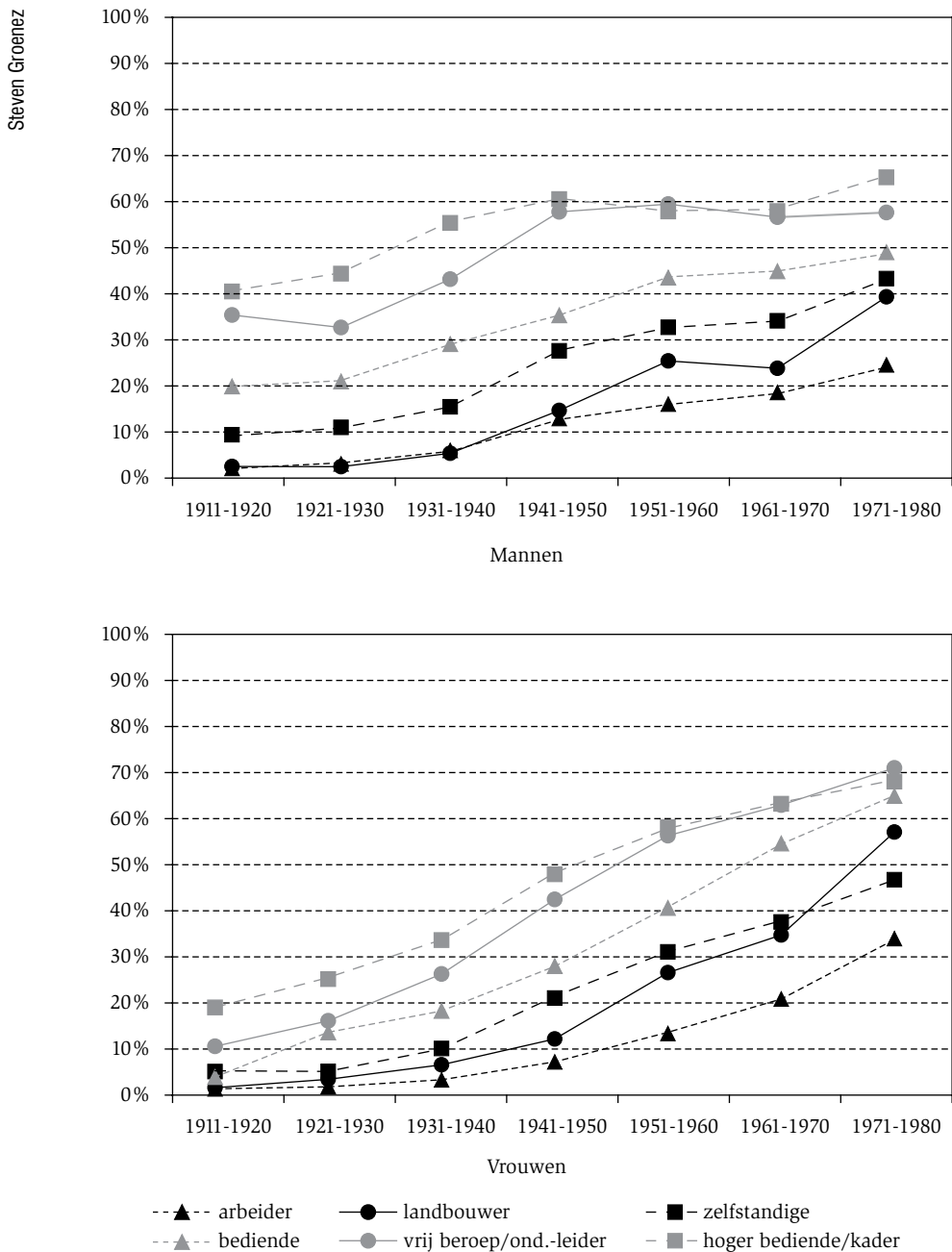
**Figuur 2.** Expansie van het LSO naar sociale afkomst (mannen, boven; vrouwen, onder).





**Figuur 3.** Expansie van het HSO naar sociale afkomst (mannen, boven; vrouwen, onder).

Begrippen zoals gelijke kansen en democratisering hebben een inherent relatieve betekenis. Wanneer we spreken over '(on)gelijke onderwijskansen', dan vergelijken we de onderwijskansen van een sociale groep met die van andere sociale

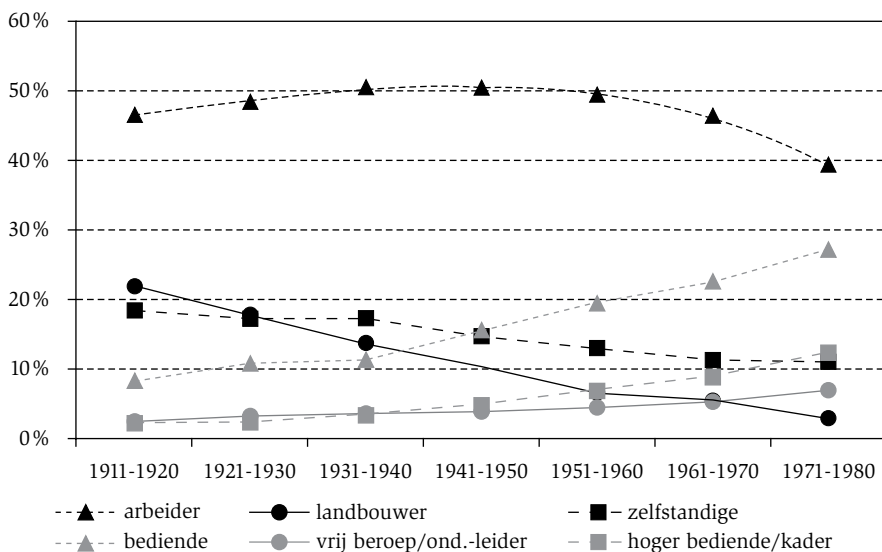


**Figuur 4.** Expansie van het HO naar sociale afkomst (mannen, boven; vrouwen, onder).

groepen. Het begrip democratisering kan dan concreter worden ingevuld als het proces waarbij de ongelijkheid van de onderwijskansen tussen sociale groepen doorheen de tijd afneemt. Zijn de onderwijskansen van lagere sociaaleconomi-

sche groepen er met andere woorden ook relatief (ten opzichte van hogere sociaaleconomische groepen) op vooruitgegaan?

Bij de vergelijking van de relatieve onderwijsposities dienen we rekening te houden met het feit dat niet enkel de diplomaverdeling maar ook de verdeling van de sociale afkomstvariabele over de tijd wijzigt. Figuur 5 geeft de evolutie van de beroepsverdeling (van vaders) doorheen de twintigste eeuw. Net zoals bij de diplomaverdeling zien we vooral een opwaartse verschuiving: landbouwers, zelfstandigen en in minder mate arbeiders maken plaats voor steeds meer bedienden, hogere bedienden/kaderleden en vrije beroepen/ondernemingsleiders. Merk op dat de evolutie van het aandeel arbeiders tegengestelde evoluties binnen deze groep verbergt. De oorspronkelijke codering van de beroepsposities in de surveys laat echter niet toe een onderscheid te maken tussen geschoolde en ongeschoolde arbeiders in alle surveys. Bij de surveys die dit onderscheid wel toelaten (SCV, TOR en ISPO) zien we een daling van het aandeel ongeschoolde arbeiders en een toename van het aandeel geschoolde arbeiders.



**Figuur 5.** Evolutie van de beroepsverdeling voor vaders van kinderen geboren tussen 1911-1980.

Niet enkel in de diplomaverdeling maar ook in de beroepenverdeling is er dus steeds meer ruimte aan de top. Beide opwaartse verschuivingen geven de structurele context aan waarbinnen we de band tussen de sociale afkomst en het hoogst behaalde diploma observeren. Beide structurele verschuivingen voeden ook elkaar. Indien sociaaleconomische groepen verschillen in de mate waarin ze het onderwijssucces van hun kinderen kunnen bevorderen, dan kan een opwaartse verschuiving in de beroepenverdeling ook de opwaartse verschuiving van de diplomaverdeling in de volgende generatie voeden. Binnen deze generatie

voedt de opwaartse verschuiving van de diplomaverdeling op haar beurt mogelijk een opwaartse verschuiving in de beroepenverdeling. Over de mate van wederzijdse versterking verschillen de meningen. Zo geven verschillende studies aan dat de onderwijspositie van ouders, meer dan de beroepspositie, belangrijk is voor het onderwijssucces van hun kinderen (zie bv. de Graaf *et al.* 2000 en Vallet 2004). Anderzijds geeft de discussie over diploma-inflatie en overscholing (cf. van de Werfhorst & Andersen 2005) aan dat de onderwijsexpansie zich zeker niet volledig vertaalt in een opwaartse verschuiving van de beroepenverdeling.

## 5. Hoe meten we dan democratisering?

Om een onderscheid te maken tussen onderwijsexpansie en -democratisering maken we gebruik van een instrument uit het sociale stratificatieonderzoek: de sociale mobiliteitstabel. Deze tabellen worden gebruikt om de bewegingen tussen sociale afkomst (hier de beroepsklasse van vader) en de sociale bestemming (hier de onderwijsuitkomsten) uit te drukken in mobiliteitsmaten. Indien voor elke cohorte een mobiliteitstabel opgesteld wordt, kan de evolutie van de mobiliteit tussen sociale afkomst en bestemming onder de loep genomen worden. Daarbij wordt een onderscheid gemaakt tussen structurele mobiliteit en relatieve mobiliteit.

We illustreren de belangrijkste begrippen aan de hand van een voorbeeld. In tabel 3 geven we de mobiliteitstabellen voor de oudste en de jongste geboortecohorte. Om de vergelijking over de cohorten makkelijker te maken werden beide tabellen herschaald naar een totaal van 1.000 observaties. De vergelijking van de rij- en kolomtotalen tussen beide tabellen illustreert de opwaartse verschuiving in de diploma- en beroepenverdeling tussen de oudste cohorte (geboren in periode 1911-1920) en de jongste cohorte (geboren in periode 1971-1980) zoals bediscussieerd in sectie 4.

**Tabel 3.** De vergelijking over de tijd tussen mobiliteitstabellen: de oudste en jongste cohorte.

	Geboortecohorte 1911-1920						Geboortecohorte 1971-1980				
	LO	LSO	HSO	HO	Totaal		LO	LSO	HSO	HO	Totaal
Arbeider	309	93	48	10	460	Arbeider	20	78	187	93	380
Landbouwer	170	31	17	6	220	Landbouwer	2	4	20	17	40
Zelfstandige	94	42	28	17	180	Zelfstandige	8	14	40	47	110
Bediende	21	22	26	17	90	Bediende	4	31	105	135	280
Vrij beroep/ ond.-leider	3	5	8	9	20	Vrij beroep/ ond.-leider	1	6	24	43	70
Hoger bediende	2	5	6	9	20	Hoger bediende	1	6	35	78	120
Totaal	600	200	130	70	1000	Totaal	40	140	410	410	1000

In een sociale mobiliteitstabel worden de sociale afkomst- en bestemmingsverdelingen gezien als bepaald door de maatschappelijke context. Algemene ontwikkelingen zoals bv. dalende vruchtbaarheid, economische groei, industrialisering en tertiaïrisering leiden immers tot structurele verschuivingen in de sociale afkomst- en bestemmingsverdelingen. Zo kan de opwaartse verschuiving van de diplomaverdeling gezien worden als de wijzigende opportuniteitsstructuur die het onderwijs biedt aan de opeenvolgende geboortecohorten. De opwaartse verschuiving van de beroepenverdeling kan gezien worden als indicator van de opwaartse verschuiving van de hulpbronnen die opeenvolgende geboortecohorten kunnen aanwenden voor het bereiken van onderwijssucces.

In de studie van mobiliteitstabellen wordt deze structurele mobiliteit vervolgens onderscheiden van de relatieve mobiliteit. De relatieve mobiliteit meet de intrinsieke samenhang tussen sociale afkomst en sociale bestemming of de graad van mobiliteit die plaatsgrijpt los van de structurele verschuivingen. Aldus geeft de relatieve mobiliteit een indicatie van de contextgebonden mobiliteitskansen tussen groepen van individuen en wordt deze gezien als een indicator van maatschappelijke openheid (hoe groter de relatieve mobiliteit tussen afkomst en bestemming, hoe groter de maatschappelijke openheid). In het geval de bestemmingen onderwijsuitkomsten zijn, geven veranderingen in de relatieve mobiliteit dan aan hoe de selectie- en of allocatieregels in het onderwijs veranderd zijn.

Een maat voor relatieve mobiliteit is de relatieve kansenverhouding of odds ratio (zie vgl. 1). Deze wordt geconstrueerd door de kansenverhouding (odds) van twee sociale groepen (bv. kinderen van arbeiders en bedienden) met elkaar te vergelijken. Wanneer  $P_{arb}^{HO}$  de kans is op een diploma HO voor een arbeiderskind, dan is  $Odds_{arb} = P_{arb}^{HO} / P_{arb}^{HSO}$  de corresponderende kansenverhouding op een diploma HO ten opzichte van een diploma HSO. De odds ratio is dan de relatieve kansenverhouding voor de twee sociale groepen, m.a.w.

$$OR_{bed-arb}^{HO-HSO} = \frac{Odds_{bed}}{Odds_{arb}} = \frac{P_{bed}^{HO} / P_{bed}^{HSO}}{P_{arb}^{HO} / P_{arb}^{HSO}} = \frac{17 / 26}{10 / 48} = \frac{17.48}{26.10} = 3,14 \quad (1)$$

Is de odds ratio groter dan 1, dan heeft de desbetreffende sociale groep een meer gunstige kansenverhouding dan de referentiegroep. Indien we als referentiegroep die sociale groep nemen met de laagste kansenverhouding (in casu de arbeiderskinderen) dan zullen de resulterende odds ratio's groter zijn dan 1.

Merk op dat de odds ratio als relatieve maat, de invloed van de globale sociale afkomst- en bestemmingsverdelingen op de associatiemaat uitschakelt (in de berekening van de OR in vgl. 1 blijven na vereenvoudiging van de breuken enkel de celwaarden over). Het is deze eigenschap die gebruikt wordt bij de vergelijking van mobiliteitstabellen doorheen de tijd (Bishop *et al.* 1975). Wanneer sociale bestemmingen onderwijsuitkomsten (diploma's) zijn, laat de odds ratio, als maatstaf voor relatieve mobiliteit, dus toe temporele vergelijkingen te maken

van de sociale ongelijkheid in die onderwijsuitkomsten, na correctie voor de structurele verschuivingen in de diploma- en beroepenverdeling.

Nemen we als referentiegroep die sociale groep met de laagste kansenverhouding dan geldt voor de evolutie van de odds ratio's doorheen de tijd, hoe hoger de odds ratio's hoe ongelijker de relatieve onderwijskansen. Hoe lager de odds ratio (hoe dichter bij 1), des te gelijkjer de relatieve onderwijskansen worden. In dit geval spreken we van democratisering. Meer relatieve mobiliteit (of sociale fluiditeit) leidt dan tot de conclusie dat de Vlaamse samenleving, qua onderwijskansen, meer open geworden is.

In mobiliteitstabellen met meer dan 2 categorieën kunnen er verschillende odds ratio's berekend worden. De volledige set van odds ratio's wordt het patroon van relatieve mobiliteit of sociale fluiditeit genoemd. Loglineaire en log-multiplicatieve modellen worden vervolgens gebruikt om de set van odds ratio's spaarzamer voor te stellen en hypothesen te toetsen met betrekking tot het patroon van relatieve mobiliteit én de evolutie van dit patroon doorheen de tijd. We bespreken kort de modellen die in sectie 6 getoetst worden. Een meer technische bespreking van deze modellen is opgenomen in annex. Alle modellen zijn genest binnen twee benchmark modellen.

- In model 4 wordt aan de samenhang tussen sociale afkomst en het behaalde onderwijsdiploma geen beperking opgelegd. De geobserveerde odds ratio's worden hier perfect gereproduceerd. Het doel van de loglineaire modellen is vervolgens beperkingen op te leggen aan dit model en de samenhang tussen de variabelen op een meer spaarzame en theoretisch gefundeerde manier te modelleren.
- De andere benchmark (model 0) wordt het conditionele onafhankelijkheidsmodel genoemd. Dit model weerspiegelt de hypothese dat er geen samenhang is tussen de sociale afkomst en het behaald onderwijsdiploma. Dit model reflecteert de hypothese van perfecte sociale fluiditeit of complete gelijkheid van onderwijskansen. Binnen elke geboortecohorte is de kans op het behalen van een bepaald onderwijsdiploma even groot voor alle sociale afkomstcategorieën.

In de volgende modellen wordt de klemtoon gelegd op het spaarzaam modelleren van de samenhang tussen de sociale afkomst en hoogst behaalde onderwijsdiploma en hoe deze samenhang evolueert doorheen de tijd.

- In model 1 wordt de hypothese getoetst van een temporeel constante samenhang. Sociale afkomst en het behaalde onderwijsdiploma vertonen een samenhang die evenwel constant blijft over de geboortecohorten. Er is m.a.w. sprake van een persistente sociale ongelijkheid in onderwijsuitkomsten. Hoewel de opportuniteitsstructuur in het onderwijs alsook de hulpbronnen die gezinnen kunnen aanwenden voor het bereiken van onderwijssucces wijzigt over de opeenvolgende geboortecohorten, wijzigt de sociale selectie in het onderwijs niet.
- In model 2 wordt een eerste vorm van variatie doorheen de tijd geïntroduceerd. Er blijft een vast patroon van samenhang tussen sociale afkomst en

hoogst bereikte onderwijsdiploma bestaan, maar de sterkte van deze samenhang kan variëren doorheen de tijd.

- In model 3 kan niet alleen de sterkte van de samenhang, maar ook het patroon van die samenhang wijzigen tussen cohorten.

## 6. Resultaten

### 6.1 Modelvergelijking en -selectie

Tabel 4 geeft de fit statistieken voor de geschatte modellen. Alle modellen worden geschat met LEM 1.0 (Vermunt 1997). Voor een (korte) bespreking van deze statistieken verwijzen we naar de annex van dit artikel. Hier kan de bemerking dat lagere waarden voor deze statistieken ( $L^2$ , DI en bic) een betere fit aangeven volstaan.

Het conditioneel onafhankelijkheidsmodel (model 0) dient als vertrekpunt. Dit model weerspiegelt de hypothese van perfecte mobiliteit waarbij, voor elke geboortecohorte, de sociale afkomst en het hoogst behaalde onderwijsdiploma onafhankelijk zijn. Hoewel 83,5% van de mannelijke observaties en 84,4% van de vrouwelijke observaties door dit model in de juiste cel worden geplaatst geven de fitmaten aan dat we er met dit model niet in slagen om de celfrequenties spaarzamer te voorspellen dan met model 4. De hypothese van perfecte mobiliteit wordt niet weerhouden, informatie over de evolutie van de onderwijsverdeling (de onderwijsexpansie) en de beroepenverdeling volstaat dus niet om de onderwijskansen van de verschillende geboortecohorten afdoende te voorspellen.

**Tabel 4.** Modelselectie voor de samenhang tussen sociale afkomst en hoogst behaalde onderwijsdiploma naar geboortecohorte (Vlaanderen, 1911-1980).

Model	df	Mannen					Vrouwen			
		$L^2$	DI	t.o.v. model	Red L2 p-waarde	bic	$L^2$	DI	Red L2 p-waarde	bic
0 Conditionele onafhankelijkheid	175	3523,00	16,54			1807,78	3170,41	15,62		1449,11
1 Constante associatie	150	250,25	3,52	0-1	3272,75 (0,000)	-1219,94	200,23	3,08	2970,18 (0,000)	-1275,17
2 Unidiff associatie (trendloos)	144	221,82	3,34	1-2	28,43 (0,000)	-1189,56	179,23	2,79	21,00 (0,002)	-1237,16
2b Unidiff associatie (lin. trend)	149	233,53	3,48	1-2b	16,72 (0,000)	-1226,86	189,41	3,03	10,82 (0,001)	-1276,16
3 Regressie-type associatie (trendloos)	120	105,03	2,38	2-3	116,79 (0,000)	-1061,32	114,02	2,32	65,21 (0,000)	-1056,47
3b Regressie-type associatie (lin. trend)	124	122,83	2,67	2-3b	98,99 (0,000)	-1092,53	119,68	2,42	59,55 (0,000)	-1099,99
4 Gesatureerd model	0		0	0		0	0	0		0

In model 1 wordt de hypothese van temporeel constante ongelijkheden in onderwijskansen getoetst. Alle fit-maten geven ondubbelzinnig aan dat dit constant associatiemodel wel een verbetering geeft ten opzichte van model 0. Het hoogst behaalde onderwijsdiploma van slechts 3,52% (3,08%) van de mannen (vrouwen) wordt door dit model foutief voorspeld.

Model 2 bouwt verder op dit model om de sterkte van de samenhang tussen sociale afkomst en hoogst behaalde onderwijsdiploma voor elke cohorte apart te schatten ( $\beta_k$ ). De resultaten geven aan dat dit model een significante verbetering ten opzichte van model 1. Deze verbetering wordt ook vanuit spaarzaamheids-overwegingen (bic-waarde) als voldoende beschouwd indien we aan de evolutie doorheen de tijd een lineaire trend opleggen (model 2b:  $\beta_k = a + bt$ ). Vergelijken we de fit-statistieken van de modellen 1, 2 en 2b dan wordt duidelijk dat een detectie van langzame historische veranderingen een spaarzame modellering van deze evoluties vereist.

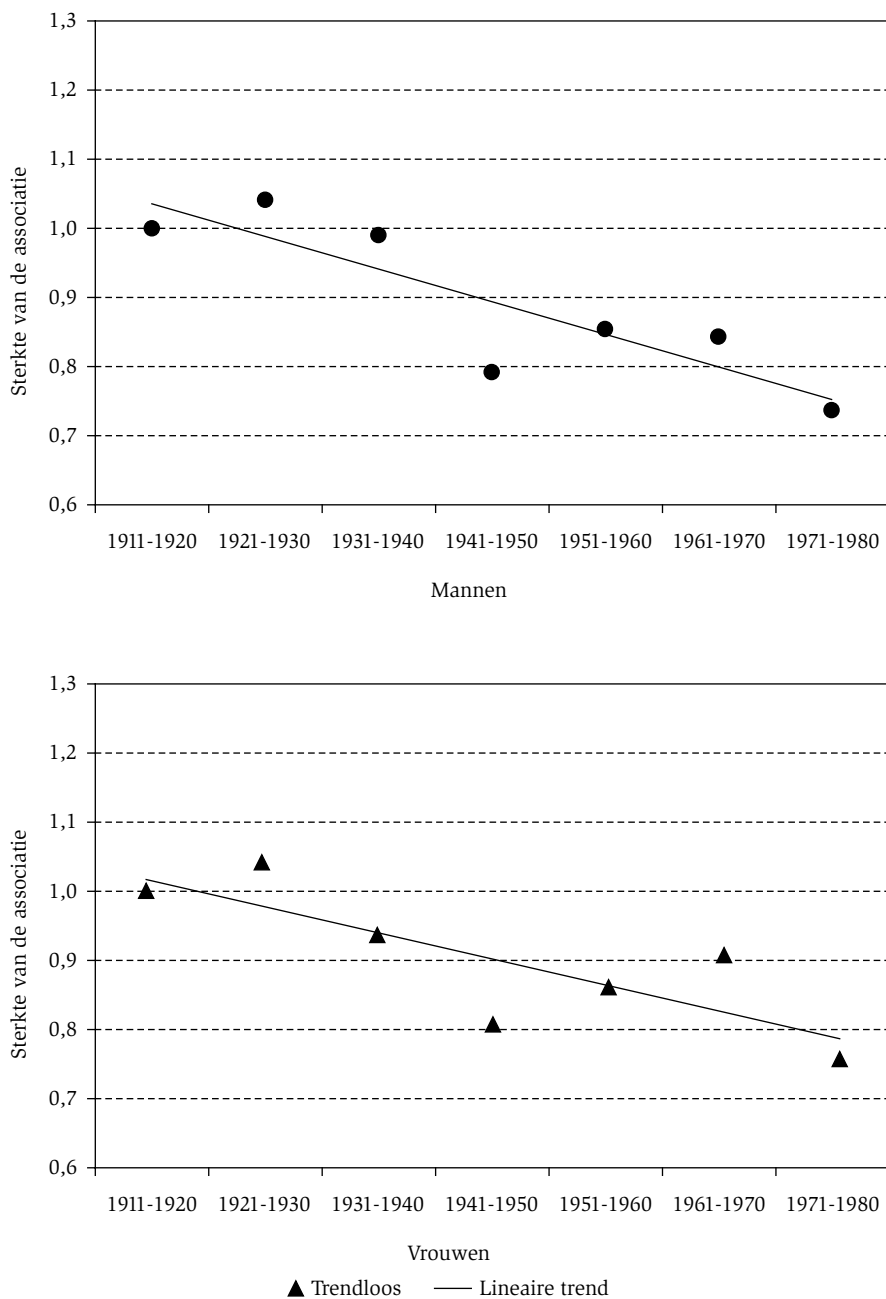
In model 3 toetsen we de hypothese dat niet enkel de sterkte van de associatie maar ook het patroon van deze associatie doorheen de tijd wijzigt. Vanuit spaarzaamheidsoverwegingen is de modelverbetering onvoldoende. Leggen we de nadruk niet op spaarzaamheid maar op verklarende kracht (de door het model geschatte frequenties sluiten nauw aan bij de geobserveerde frequenties) dan geeft dit model de beste resultaten. Slechts 2,3% van alle observaties worden door dit model verkeerd voorspeld. Doorheen de twintigste eeuw is niet alleen de sterkte van de samenhang tussen sociale afkomst en behaald onderwijsdiploma gewijzigd, ook het associatiepatroon is gewijzigd.

## 6.2 Bespreking van de resultaten

In tabel 5 en figuur 6 rapporteren we de resultaten van model 2. We herhalen dat de intrinsieke samenhang tussen de sociale afkomst en het hoogst behaalde diploma in dit model gevat wordt aan de hand van een gemeenschappelijk associatiepatroon en een cohort-specifieke parameter ( $\beta_k$ ). We bespreken eerst het associatiepatroon om daarna de sterkte van dit associatiepatroon in de opeenvolgende geboortecohortes te bespreken.

In dit associatiepatroon geeft een positief (negatief) cijfer  $\gamma_{ij}^{OD}$  aan dat de associatie tussen de afkomstscategorie  $i$  en het onderwijsdiploma  $j$  sterker (zwakker) is dan gemiddeld. Zoals verwacht loopt het patroon van positieve associatie (grijze schaduw) langs de hoofddiagonaal van de tabel en het patroon van negatieve associatie (geen schaduw) langs de neventdiagonaal. Het behalen van de hogere onderwijsdiploma's (HSO\_a, HO\_nu en HO\_u) is positief geassocieerd met de hogere sociaaleconomische groepen net zoals het behalen van de lagere onderwijsdiploma's (LO, LSO en HSO\_bt) positief geassocieerd is met de lagere sociaaleconomische groepen. De absolute waarde van de parameters geeft ook aan dat de mate van positieve en negatieve associatie groter is aan de uiteinden dan





**Figuur 6.** Trendparameters van model 2 en 2b: trendloos ( $\beta_k$ ) en lineaire trend.

in het centrum van de diagonalen. De ordening van de rijcategorieën in tabel 5 weerspiegelt derhalve de mate van associatie met de kolomcategorieën en vice versa.

**Tabel 5.** Associatiepatroon in model 2 ( $\gamma_{ij}^{OD}$ ).

	Mannen						Vrouwen					
	LO	LSO	HSO_bt	HSO_a	HO_nu	HO_u	LO	LSO	HSO_bt	HSO_a	HO_nu	HO_u
Arbeider	1,278	1,296	0,205	-0,644	-0,651	-1,484	1,502	1,039	0,299	-0,460	-1,104	-1,276
Landbouwer	0,722	0,531	0,245	-0,050	-0,773	-0,675	0,715	0,451	0,141	-0,165	-0,520	-0,622
Zelfstandige	0,324	0,193	-0,026	-0,000	-0,279	-0,212	0,367	0,093	0,109	-0,112	-0,229	-0,227
Bediende	-0,383	-0,598	-0,026	0,244	0,264	0,498	-0,256	-0,592	0,098	0,168	0,288	0,295
Vrij beroep/ ond.-leider	-0,536	-0,520	-0,136	0,256	0,385	0,550	-0,755	-0,278	-0,088	0,171	0,388	0,563
Hoger bediende	-1,405	-0,902	-0,262	0,193	1,054	1,322	-1,572	-0,712	-0,559	0,399	1,177	1,267

Vervolgens bespreken we de evolutie in de samenhang over de opeenvolgende geboortecohortes (figuur 6). De dalende tendens in de cohort-specifieke parameters ( $\beta_k$ ) geeft aan dat, voor Vlaanderen, de hypothese van persistente ongelijkheid in onderwijskansen gedurende de twintigste eeuw kan worden verworpen. Voor de opeenvolgende geboortecohorten worden de onderwijskansen gelijkjer.

Bij mannen is de algemene sterkte van de associatie over een periode van 70 jaar met 26% (in de log odds ratio's) gedaald. Bij vrouwen is er een daling over deze periode van 25%. Hoewel de lineaire trend een meer spaarzame fit oplevert, geven de cohort-specifieke parameters aan dat deze daling, zowel bij mannen als vrouwen, voornamelijk optreedt bij de cohorte geboren tussen 1931 en 1950 en bij de jongste geboortecohorte (geboren tussen 1971-1980).

Niet alleen de sterkte van de associatie is gewijzigd doorheen de tijd, ook het associatiepatroon is gewijzigd. Daarom rapporteren we in tabel 6 de resultaten van model 3. De eerste set van parameters  $\omega_{ij}$  geeft het associatiepatroon voor de laatste geboortecohorte 1971-1980. Ook hier worden positieve associaties in grijze schaduw en negatieve associaties, zonder schaduw, weergegeven. De tweede set van parameters  $\alpha_k$  geeft aan hoe sterk het associatiepatroon van de verschillende voorgaande cohorten hiervan afwijkt. De laatste set van parameters  $\omega'_{ij}$  geeft aan hoe het associatiepatroon over de geboortecohorten gewijzigd is, hier geeft de grijze (geen) schaduw een versterking (verzwakking) van de associatie over de tijd weer.

Een eerste vaststelling is dat het associatiepatroon voor de laatste geboortecohorte  $\omega_{ij}$  gelijkaardig is aan het geschatte associatiepatroon van model 2. Ook in de laatste geboortecohorte blijft de positieve associatie tussen sociale afkomst en het hoogst behaalde onderwijsdiploma bestaan. Het afwijkingspatroon  $\omega'_{ij}$  geeft aan dat de laagste diplomacategorie vroeger sterker positief geassocieerd was met de lagere sociaal economische groepen en sterker negatief geassocieerd met de hogere sociaaleconomische groepen. Overlopen we het associatiepatroon per sociale afkomstcategorie dan zien we dat zonen van arbeiders, landbouwers en

Tabel 6. De resultaten van model 3.

	Mannen										Vrouwen									
	$\omega_{ij}$ : associatiepatroon cohorte 1971-1980										$\omega_{ij}$ : associatiepatroon cohorte 1971-1980									
	LO	LSO	HSO_bt	HSO_a	HO_nu	HO_u	LO	LSO	HSO_bt	HSO_a	HO_nu	HO_u	LO	LSO	HSO_bt	HSO_a	HO_nu	HO_u		
Arbeider	1,056	0,256	0,555	-0,486	-0,411	-0,970	0,795	0,044	0,105	-0,426	0,220	-0,737	0,795	0,044	0,105	-0,426	0,220	-0,737		
Landbouwer	0,633	0,436	-0,011	-0,059	-0,492	-0,507	0,912	0,444	0,085	-0,043	-0,828	-0,570	0,912	0,444	0,085	-0,043	-0,828	-0,570		
Zelfstandige	0,277	0,580	-0,016	-0,089	-0,232	-0,519	0,203	0,149	0,459	-0,077	-0,448	-0,285	0,203	0,149	0,459	-0,077	-0,448	-0,285		
Bediende	0,396	-0,921	-0,094	0,373	0,192	0,846	-0,042	-0,581	0,133	0,149	-0,073	0,414	-0,042	-0,581	0,133	0,149	-0,073	0,414		
Vrij beroep/ond.-leider	0,456	-0,165	-0,063	0,191	0,200	0,294	-0,554	-0,342	0,186	0,199	0,293	0,219	-0,554	-0,342	0,186	0,199	0,293	0,219		
Hoger bediende	1,114	-0,186	-0,371	0,069	0,744	0,857	-1,313	0,287	-0,967	0,198	0,837	0,959	-1,313	0,287	-0,967	0,198	0,837	0,959		
	$\alpha_k$ : afwijkingssterkte per cohorte ( $\alpha_{\text{cohorte}1971-80} = 0$ )										$\alpha_k$ : afwijkingssterkte per cohorte ( $\alpha_{\text{cohorte}1971-80} = 0$ )									
	1911-20	1921-30	1931-40	1941-50	1951-60	1961-70	1911-20	1921-30	1931-40	1941-50	1951-60	1961-70	1911-20	1921-30	1931-40	1941-50	1951-60	1961-70		
	1,000	1,205	0,942	0,649	0,198	0,151	1,000	1,125	0,755	0,538	0,388	0,454	1,000	1,125	0,755	0,538	0,388	0,454		
	$\omega'_{ij}$ : associatie parameters afwijkingspatroon										$\omega'_{ij}$ : associatie parameters afwijkingspatroon									
	LO	LSO	HSO_bt	HSO_a	HO_nu	HO_u	LO	LSO	HSO_bt	HSO_a	HO_nu	HO_u	LO	LSO	HSO_bt	HSO_a	HO_nu	HO_u		
Arbeider	0,159	1,175	-0,401	-0,142	-0,236	-0,554	0,754	1,300	0,153	-0,043	-1,598	-0,567	0,754	1,300	0,153	-0,043	-1,598	-0,567		
Landbouwer	0,015	0,224	0,294	0,023	-0,333	-0,223	-0,423	0,128	0,037	-0,172	0,448	-0,017	-0,423	0,128	0,037	-0,172	0,448	-0,017		
Zelfstandige	-0,038	-0,627	-0,084	0,151	-0,084	0,683	0,265	0,070	-0,721	-0,065	0,348	0,102	0,265	0,070	-0,721	-0,065	0,348	0,102		
Bediende	0,122	0,629	0,119	-0,204	0,109	-0,776	-0,335	0,189	-0,080	0,014	0,478	-0,266	-0,335	0,189	-0,080	0,014	0,478	-0,266		
Vrij beroep/ond.-leider	-0,028	-0,387	-0,162	0,014	0,235	0,329	-0,205	0,284	-0,529	-0,101	0,016	0,536	-0,205	0,284	-0,529	-0,101	0,016	0,536		
Hoger bediende	-0,230	-1,015	0,235	0,159	0,309	0,542	-0,057	-1,971	1,141	0,366	0,309	0,212	-0,057	-1,971	1,141	0,366	0,309	0,212		

bedienden hun relatieve onderwijspositie verbeterd hebben. Zonen uit de hogere sociaaleconomische groepen (vrije beroepen en ondernemingsleiders samen met hogere bedienden) en zelfstandigen hebben hun relatieve onderwijspositie zien dalen.

Bij de vrouwen hebben dochters van arbeiders en landbouwers hun relatieve positie verbeterd. Dochters uit de hogere sociaaleconomische groepen (vrije beroepen en ondernemingsleiders samen met hogere bedienden) hebben hun relatieve onderwijspositie zien dalen. Tot slot is de temporele evolutie van de relatieve onderwijskansen van dochters van bedienden en zelfstandigen wat complexer van aard. Dochters van bedienden hebben hun relatieve kansen op het behalen van een diploma lager secundair onderwijs en hogeschoolonderwijs zien dalen, hun relatieve kansen op het behalen van een diploma lager onderwijs en universitair onderwijs zijn evenwel gestegen. Dochters van zelfstandigen hebben hun relatieve kansen op het behalen van een diploma van het technisch of beroeps-onderwijs zien stijgen en de relatieve kans op het behalen van een diploma lager onderwijs en hoger onderwijs zien dalen.

## 7. Analyse van de onderwijstransities en de rol van differentiële selectie in onderwijs

In sectie 2 werd aangegeven dat verschillende auteurs (Mare 1979, Vallet 2003) erop wijzen dat conclusies wat betreft de temporele evolutie van de associatie tussen sociale afkomst en het bereikte onderwijsniveau kunnen verschillen naargelang a) de verschillende overgangen of b) de uiteindelijk bereikte onderwijsdiploma's als ultiem criterium genomen worden. Het proces van voortschrijdende selectie in het onderwijs creëert immers een probleem van dynamische selectie-vertekening (Cameron & Heckman 1998).

We verduidelijken: onderwijsuitkomsten kunnen gezien worden als het resultaat van een proces van differentiële selectie bij opeenvolgende selectie- of keuzemomenten: van de eerste naar de laatste transitie zorgen verschillen in afhaakkansen ervoor dat de heterogeniteit op de niet geobserveerde determinanten van onderwijssucces (bv. cognitieve ontwikkeling en motivatie) afneemt. In de mate dat deze niet geobserveerde determinanten correleren met sociale afkomst, zal een grotere homogeniteit op deze determinanten de invloed van sociale afkomst over de opeenvolgende transitie doen afnemen. Met betrekking tot de temporele evolutie ontstaat een ander beeld: de onderwijsexpansie vergroot namelijk de totale populatie die in aanmerking komt voor de volgende transitie. Daarbij vergroot ze ook de heterogeniteit op de niet geobserveerde determinanten. Bijgevolg zorgt de onderwijsexpansie ervoor dat het effect van sociale afkomst op de kansen om transitie te overleven stijgt tussen verschillende geboortecohorten (Vallet 2004). Het is dit proces van differentiële selectie dat samen met de onderwijsexpansie ervoor zorgt dat conclusies over de temporele

trends kunnen verschillen tussen conditionele modellen (die de opeenvolgende transities en dus deelpopulaties belichten) en onconditionele modellen (die de volledige populatie blijven belichten).

We verduidelijken dit aan de hand van drie onderwijstransities (lager onderwijs naar lager secundair onderwijs, lager secundair naar hoger secundair onderwijs en hoger secundair naar hoger onderwijs). Aangezien we geen gegevens hebben over de participatiekansen van individuen, worden de opeenvolgende transities afgeleid uit de diplomaverdeling. Dit kan omwille van de hiërarchische structuur van het onderwijs waarbij de toegang tot een volgend niveau conditioneel is op een slaagvereiste in het vorige niveau. Op deze manier kunnen we drie onderwijstransities onderscheiden waarbij de kansenverhouding (odds) respectievelijk bepaald is als

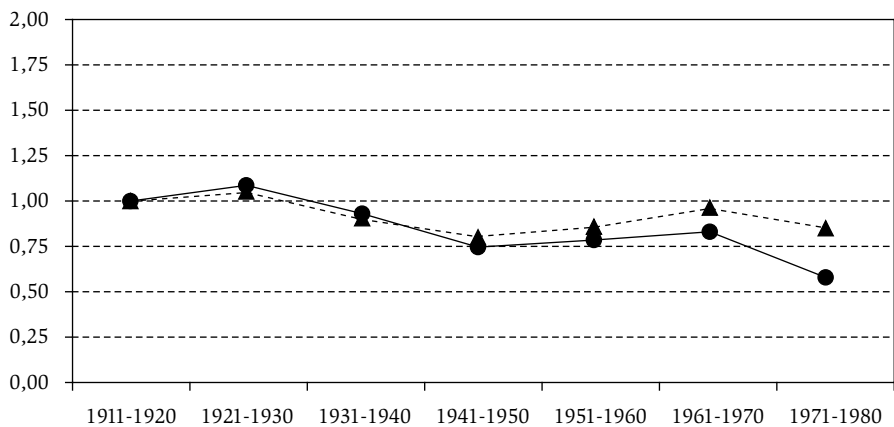
- transitie LO-LSO + :           kans op diploma LSO (of hoger) versus kans op diploma LO
- transitie LSO-HSO + :       kans op diploma HSO (of hoger) versus kans op diploma LSO
- transitie HSO-HO:           kans op diploma HO versus kans op diploma HSO

De kansenverhouding (odds) kan dan geïnterpreteerd worden als de kans op een succesvolle overgang t.o.v. geen (succesvolle) overgang. Zoals gesteld heeft de onderwijsexpansie samen met het proces van voortschrijdende selectie gevolgen voor de berekende odds ratio's in deze conditionele modellen. Dit kan geïllustreerd worden door naast de conditionele modellen ook de corresponderende onconditionele modellen te bekijken. Dit kan aan de hand van onderwijsdichotomieën waarbij steeds de volledige populatie in de analyse betrokken wordt.

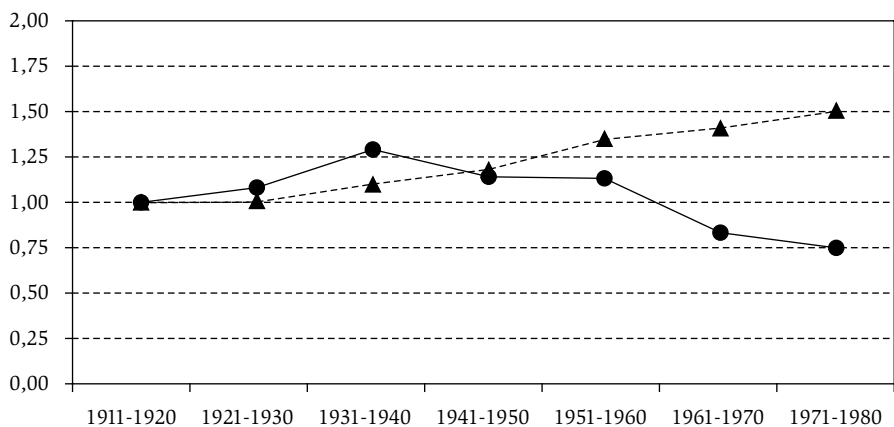
- dichotomie LO versus LSO,HSO,HO: kans op dip LSO (of hoger) versus kans op dip LO
- dichotomie LO,LSO versus HSO,HO: kans op dip HSO (of hoger) versus kans op dip LSO of lager
- dichotomie LO,LSO,HSO versus HO: kans op dip HO versus kans op dip HSO of lager

We gebruiken model 2 om de temporele trends te schatten voor de verschillende transities en dichotomieën. Ook hier zal een dalende trend democratisering aanduiden. In respectievelijk figuur 7 (transities) en figuur 8 (dichotomieën) geven we de resultaten.<sup>2</sup>

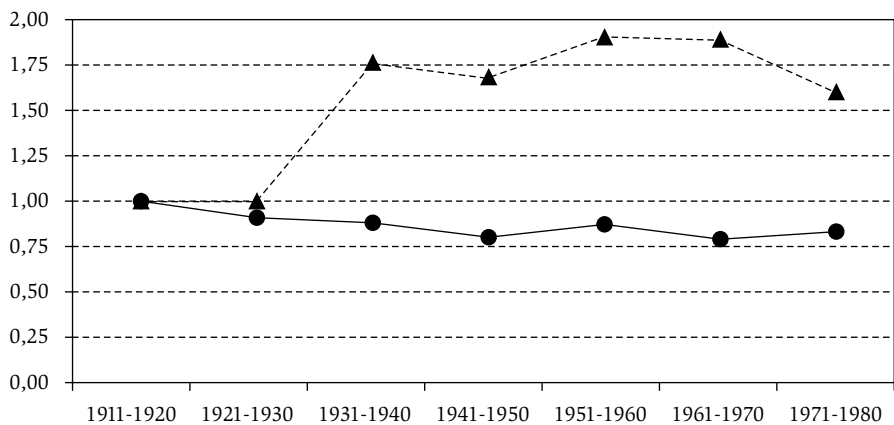
Wat het behalen van een diploma LSO (of hoger) betreft, stellen we vast dat de evolutie naar meer gelijke kansen (democratisering) reeds gestart is voor WO II. Vanaf de geboortecohorte 1921-1930 (diploma LSO tussen 1935 en 1945) convergeren de relatieve kansenverhoudingen van de verschillende beroepsgroepen, en dit zowel bij mannen als bij vrouwen. Van midden de jaren zestig tot midden



Transitie 1: HSO - HO +



Transitie 2: LSO - HSO +



Transitie 3: HSO - HO +

● Mannen      -▲- Vrouwen

**Figuur 7.** Trendparameters voor de onderwijstransities (conditionele modellen).

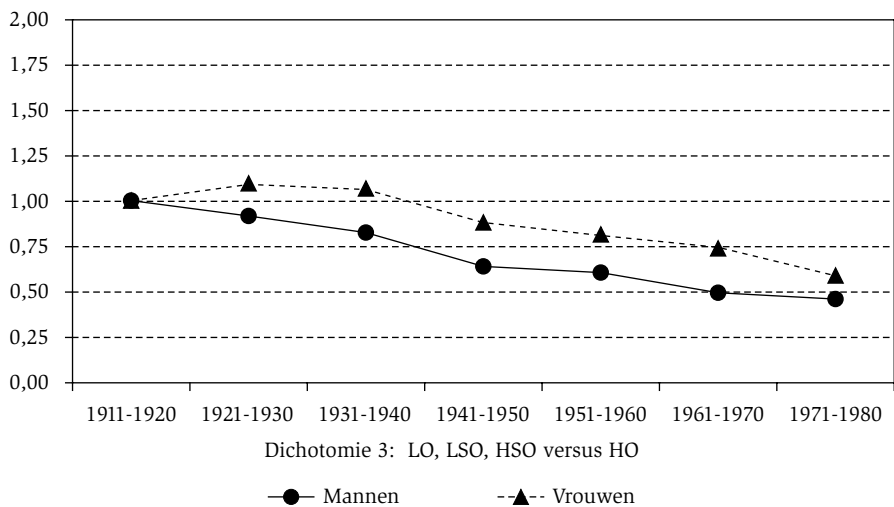
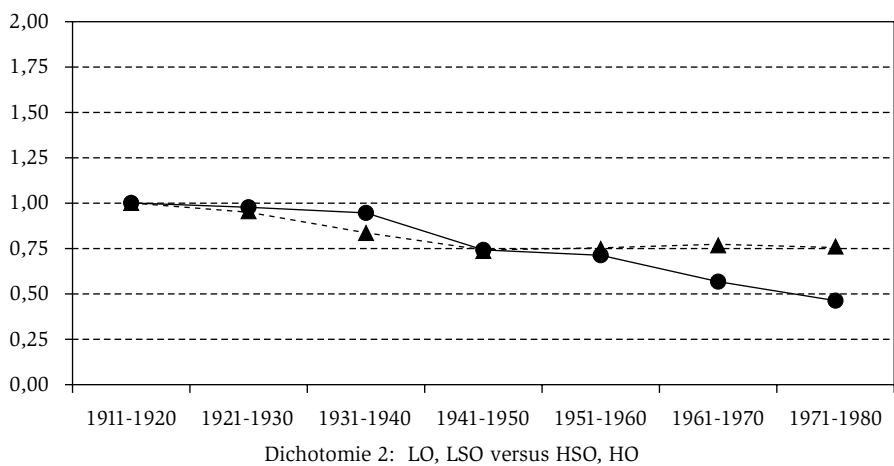
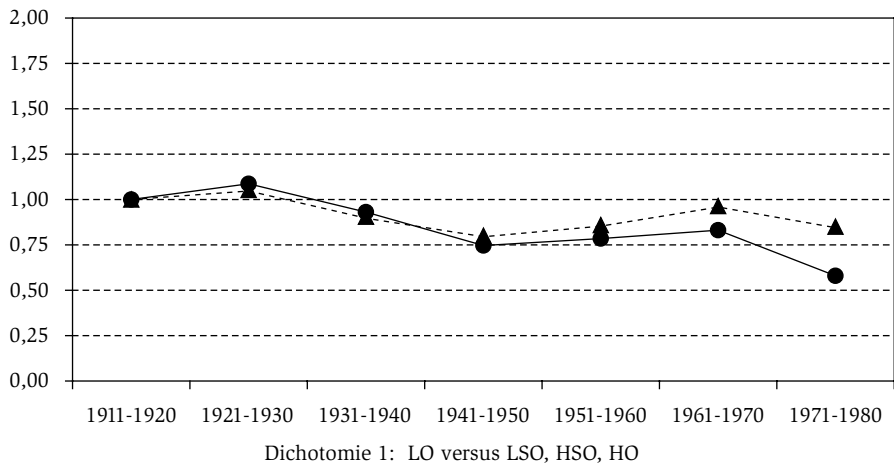
de jaren tachtig (geboortecohorten 1951 tot 1970) stukt dit democratiseringsproces en is er een stijging van de relatieve kansongelijkheid die sterker is bij vrouwen dan bij mannen. Bij de jongste geboortecohorte zien we opnieuw een verbetering in de kansengelijkheid. Over de volledige periode is de relatieve kansongelijkheid (in log odds ratio's) gedaald met 42% bij de mannen en met 15% bij de vrouwen. Merk op dat deze democratisering zich doorzet in een context van volledige massificatie van deze onderwijstrede: waar in het begin van de twintigste eeuw 40% van de mannen en 30% van de vrouwen een diploma LSO (of hoger) haalde, is dit op het einde van de twintigste eeuw gestegen tot respectievelijk 97% en 98% (cf. figuur 1).

Ook het HSO kent een spectaculaire expansie: waar in het begin van de twintigste eeuw 20% van de mannen en 11% van de vrouwen een diploma HSO (of hoger) haalde, is dit op het einde van de twintigste eeuw gestegen tot respectievelijk 83% en 90% (cf. figuur 1). Wat de relatieve kansongelijkheid betreft zien we dat deze, bij de mannen blijft toenemen tot en met de jaren vijftig (geboortecohorte 1931-1940). Daarna (maar vóór de verlenging van de leerplicht in 1983) weten arbeiders- en landbouwerszonen de relatieve kloof met de zonen van bedienden, hogere bedienden en vrije beroepen/ondernemingsleiders te verkleinen. Bij de vrouwen blijft de sociale ongelijkheid zelfs stijgen gedurende de volledige periode.

Bij de hoogste onderwijstrede (HO) zien we een daling van de relatieve kansongelijkheid bij mannen tot en met de jaren zestig (cohort 1941-50), daarna is de kansongelijkheid vrij constant, tot zelfs licht stijgend. Bij de vrouwen blijft de ongelijkheid stijgen om vanaf de jaren negentig (cohort 1961-1970) te dalen.<sup>3</sup> Dit geeft aan dat de populaire stelling over de 'democratisering van het hoger onderwijs' sinds de late jaren zestig, enkel in absolute termen mag worden verstaan. Er gaan nu meer arbeiderskinderen naar de universiteiten en hogescholen dan vroeger. Maar de massificatie van het hoger onderwijs is nog geen democratisering. Andere beroepsgroepen zijn er minstens even sterk op vooruitgegaan. Met andere woorden, de positie van de lagere sociaaleconomische groepen tegenover de anderen is sinds de jaren zestig niet verbeterd. De ongelijkheid is gebleven.

In tegenstelling tot bij de analyse van transitie zijn de temporele trends voor de dichotome analyses steeds dalend (cf. figuur 8). Nemen we steeds de volledige populatie mee in de analyses dan zien we dus dalende afkomsteffecten voor elke onderwijstrede. Dit toont inderdaad het belang aan van een gecombineerde analyse van onderwijsuitkomsten en transitie. Temporeel dalende afkomsteffecten voor de volledige diplomaverdeling gaan gepaard met opmerkelijk stabiele (mannen) of zelfs stijgende afkomsteffecten (vrouwen) in hogere transitie maar worden gegenereerd door de gevolgen van dalende afkomsteffecten in de basistransitie.

Merk op dat, zowel voor de LSO- als de HSO-transitie, het vooral de hoogste sociale groepen (zonen van hogere bedienden en vrije beroepen/ondernemingslei-



**Figuur 8.** Trendparameters voor de onderwijsdichotomieën (onconditionele modellen).



ders) zijn die hun relatief voordeel zien verkleinen. Kijken we naar de timing van de democratisering dan valt op dat de relatieve positie van deze groepen begint te verzwakken op het moment dat het overgrote merendeel van hen (85%-90%) de desbetreffende transitie heeft gemaakt (zie figuren 2 en 3). Dit fenomeen wordt door Raftery & Hout (1993) *maximally maintained inequality* (MMI) genoemd.

Bij de expansie van een onderwijsniveau weten de hogere sociale groepen hun relatieve positie te behouden (of te verbeteren) tot het moment dat hun participatiegraden plafonneren. Op dat moment krijgen de lagere sociale groepen de kans om hun achterstand goed te maken. Maar dit is slechts een illusie, want al nemen de ongelijke kansen op het slechten van die onderwijstrede af, de opwaartse expansie zorgt er echter voor dat de ongelijkheid zich nu voornamelijk op de volgende onderwijstrede manifesteert. Ook voor Frankrijk besluiten Duru-Bellat & Kieffer (2000) dat de onderwijsexpansie het tijdstip verlaat waarop de grootste selectie gebeurt. Ongelijkheden zijn m.a.w. niet zozeer afgenomen als wel verplaatst naar hogere treden op de onderwijsladder.

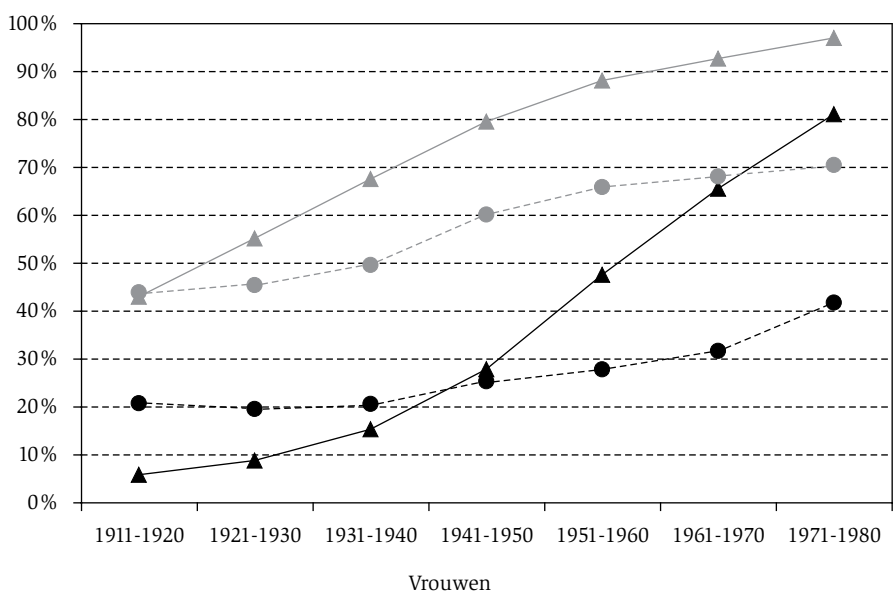
Wat het HSO betreft, valt op dat de democratisering zich enkel doorzet bij mannen. De reden waarom er (vooralsnog) geen sprake is van democratisering bij de vrouwen kan afgeleid worden uit figuur 3. Bij de mannen zien we dat de democratisering zich inzet vanaf de cohorte 1941-1950, doordat het aandeel van de hogere sociaaleconomische groepen dat een HSO-diploma haalt, van dan af plafonneert. Bij de vrouwen blijft de relatieve kansenongelijkheid toenemen, doordat ook de hogere sociaaleconomische groepen erin slagen hun kansen op het behalen van een HSO-diploma te blijven opvoeren.

Kunnen we ons in de toekomst aan een verdere democratisering van de onderwijsladder verwachten? De MMI-these stelt immers dat de continue onderwijsexpansie een langzaam voortschrijdend democratiseringsproces voedt. Na het LSO en het HSO kan dan ook het HO aan de beurt komen. De redenering is dan dat, naarmate meer en meer arbeiderskinderen een diploma HSO halen, een voortschrijdende rekrutering door het HO ook daar de relatieve kansenverhouding zal verbeteren.

Bij deze voorspelde ontwikkeling kunnen vraagtekens worden geplaatst. Enerzijds is met het bereiken van de HO-trede de race naar de top niet beëindigd, er ontstaan immers nieuwe ongelijkheden die zich vertalen in diploma-accumulatie (*banaba's* en *manama's*). Anderzijds is het absoluut niet zeker of de rekruteringskracht van het hoger onderwijs bij arbeiderskinderen zomaar het niveau zal halen die ze bij de hogere sociale groepen haalt. Deze vraag maakt het onderwerp uit van de laatste sectie.

## 8. De democratisering van het HO onder de loep

Omdat de odds ratio als maat voor de relatieve kansenongelijkheid een weinig eenvoudige interpretatie heeft, reiken we in deze sectie een meer intuïtieve in-



**Figuur 9.** De effectieve rekruteringskracht van het HO, (mannen, boven; vrouwen, onder).

terpretatie aan. Voor elke cohorte geeft het aandeel personen met minstens een diploma hoger secundair onderwijs de grootte van de rekruteringsvijver voor het

HO aan.<sup>4</sup> De verhouding van het aandeel HO-gediplomeerden tot deze groep van potentiële participanten weerspiegelt de gecombineerde participatie- en slaagkansen en duiden we in wat volgt aan als de effectieve rekruteringskracht van het HO (lees: het aandeel potentiële participanten dat gerekruteerd werd en met succes het HO heeft afgerond). Als voorbeeld geven we in figuur 9 de evolutie van zowel de rekruteringsvijver als de effectieve rekruteringskracht van het HO voor kinderen van arbeiders en hogere bedienden/kaderleden.<sup>5</sup>

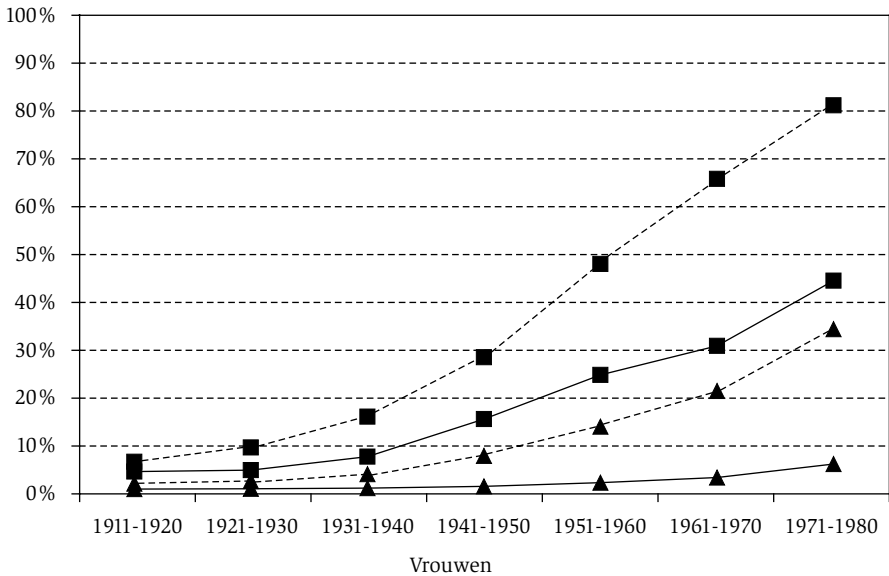
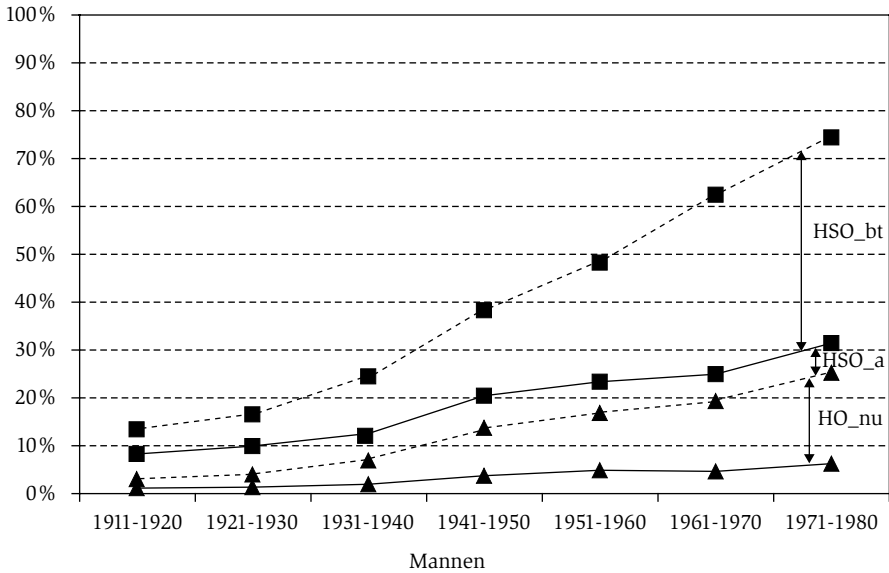
Zowel bij arbeiderskinderen als bij kinderen van hogere bedienden stijgt het aandeel kinderen dat een diploma HSO behaalt (en mogelijks nog verder studeert). Merk op dat bij zonen van hogere bedienden, de ruimte voor expansie van het aandeel HSO-gediplomeerden na WO II beperkt is, gezien reeds 85% van de geboortecohorte 1931-1940 dit diploma haalt. De expansie bij arbeiderskinderen is vele malen groter, zodat de kloof in de omvang van de rekruteringsvijver voor het HO kleiner wordt. Al worden de verschillen in de rekruteringsvijver steeds kleiner, de verschillen in de effectieve rekruteringskracht zijn heel wat resistenter aan verandering. In de eerste geboortecohorte bedraagt de gecombineerde participatie- en slaagkans van potentiële participanten uit de arbeidersklasse 20% (zowel mannen als vrouwen). Kinderen van hogere bedienden maken 2 à 3 keer zoveel (vrouwen 45%, mannen 60%) succesvolle overgangen. Na een verkleining van de relatieve kloof bij de mannen voor de eerste drie cohorten blijven de verschillen in effectieve rekruteringskracht vanaf de jaren zestig (geboortecohorte 1941-1950) constant. Na een initiële stijging blijven de verschillen bij vrouwen stabiel om vanaf de jaren negentig (geboortecohorte 1961-1970) te dalen.

Hoe kunnen de relatieve verschillen in deze effectieve rekruteringskracht tussen sociale groepen en tussen mannen en vrouwen verklaard worden? Mogelijks spelen de horizontale keuzes binnen een bepaald onderwijsniveau een rol. De verschillende onderwijsvormen van het SO hebben nu eenmaal een verschillende finaliteit. Daar waar ASO-richtingen voornamelijk gericht zijn op doorstroming, zijn de meeste studierichtingen in het TSO en BSO finaliteitsrichtingen. Dit beïnvloedt zowel de participatie- als de slaagkansen. Bovendien is de studieoriëntatie in het secundair onderwijs sociaal- en genderselectief. Naarmate de studieloopbaan in het secundair vordert, wordt deze sociale en genderselectiviteit nog versterkt door het watervalstelsel (Groenez 2004, Van Damme *et al.* 2001, Van Houtte 2002). Figuur 10 illustreert voor beide beroepsgroepen en per geslacht de expansie naar onderwijsvorm.

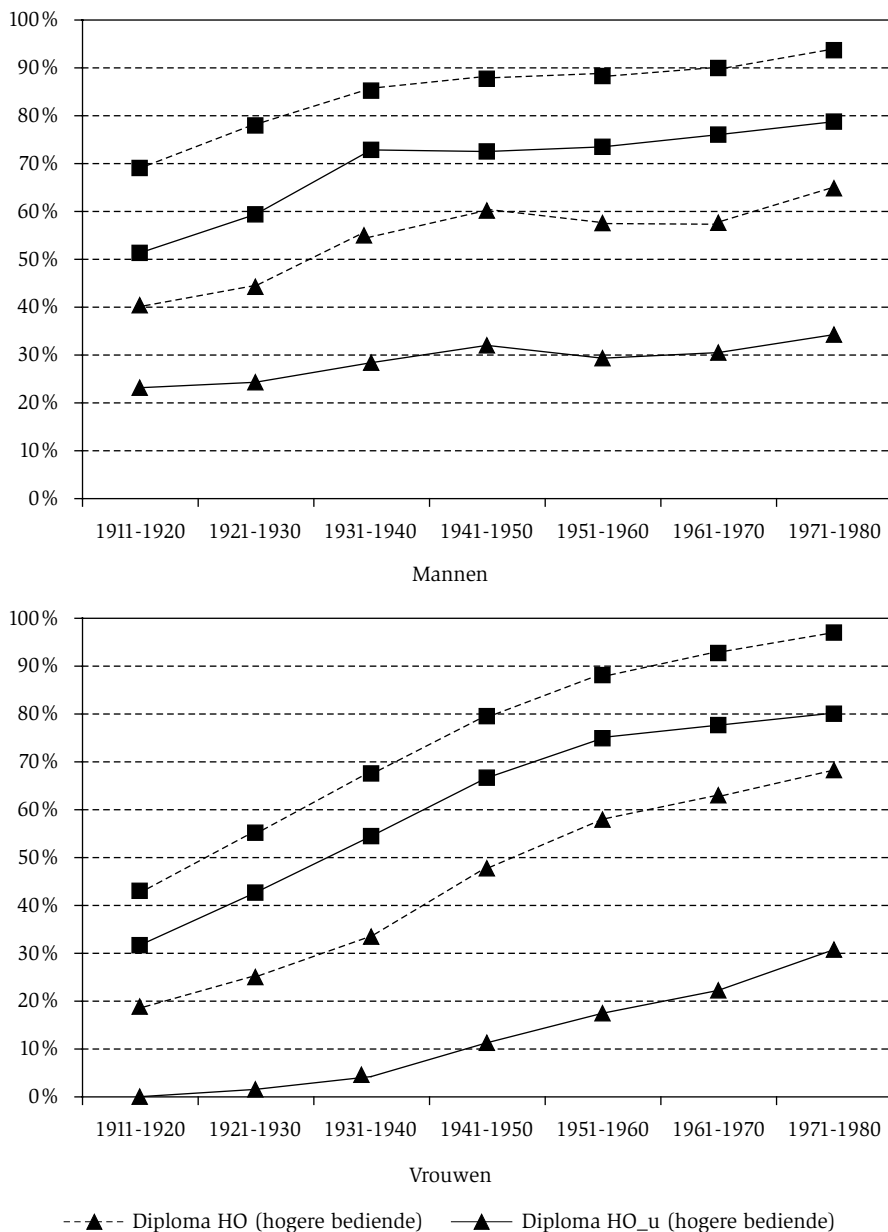
Aangezien de diploma's ook in deze figuur cumulatief vermeld worden, geeft het verschil tussen de opeenvolgende curves het aandeel personen dat het 'vermelde' diploma (zie figuur 10 voor arbeiderszonen) als einddiploma heeft behaald. Hieruit blijkt duidelijk dat de expansie van het HSO bij arbeiderskinderen zich voornamelijk situeert in de finaliteitsrichtingen, bij kinderen van hogere bedienden en kaderleden is het netto-aandeel HSO\_bt gediplomeerden daarentegen vrijwel constant gebleven. In het hoger onderwijs situeert de expansie bij arbeiderskinderen zich voornamelijk in de hogescholen, bij kinderen van hogere

bedienden en kaderleden is het aandeel van het universitair onderwijs in de expansie veel groter.

Bij de arbeiderskinderen is er ook een verschil tussen mannen en vrouwen. Waar de expansie bij vrouwen later op gang komt, zien we dat de verschillen in de diplomaverdeling tussen beide geslachten bij de geboortecohorte 1951-60 reeds weggewerkt zijn. Daarna weten vrouwen ten opzichte van hun mannelijke collega's een relatieve voorsprong te bereiken. Zo stromen zij minder vaak ongekwali-



--▲-- Diploma HO (arbeider)    —▲— Diploma HO\_u (arbeider)



**Figuur 10.** De onderwijsexpansie naar onderwijsvorm bij kinderen van arbeiders (vorige pagina) en hogere bedienden (hierboven op deze pagina) (mannen, boven; vrouwen, onder).

ficeerd uit het secundair onderwijs en kiezen zij in het secundair onderwijs vaker voor de doorstroomrichtingen. Hun voorsprong in het hoger onderwijs situeert zich volledig in de hogescholen, gezien ze nog maar net (geboortecohorte 1971-1980) de achterstand op hun mannelijke collega's in het universitair onderwijs hebben dichtgereden. Zowel in het secundair als in het hoger onderwijs maken

lagere sociaaleconomische groepen én vrouwen dus keuzes die het verschil in de gecombineerde participatie- en slaagkansen kunnen verklaren.

De verticale ongelijkheidshypothese (MMI-these, Raftery & Hout 1993) waarbij sommige sociale groepen hun relatieve voorsprong weten te behouden door steeds hoger op de onderwijsladder te klimmen, verklaart dus slechts een deel van het verhaal van de blijvende sociale ongelijkheden. Zoals van de Werfhorst *et al.* (2000) en Lucas (2001) betogen, kunnen ongelijkheden ook worden doorgegeven via sociaal gedifferentieerde studiekeuzes binnen eenzelfde onderwijsniveau (effectively maintained inequality of EMI-these). Reeds tijdens het secundair onderwijs kunnen ouders uit de hogere sociale groepen hun kinderen een voorsprong bezorgen door hen die studierichtingen te laten volgen die de hoogste kans bieden op later succes in het hoger onderwijs. Dit betekent dat horizontale opties zich uiteindelijk kunnen vertalen in verticale voorsprong. Zo kunnen sociale ongelijkheden een rol blijven spelen ook wanneer de participatie aan een bepaalde onderwijstrede gesatureerd is (*in casu* HSO). De ongelijkheden in het bereiken van deze trede worden immers vervangen door ongelijkheden in de participatie aan de meest selectieve onderwijsvorm.

**Tabel 7.** De invloed van horizontale onderwijskeuzes op de fit van de loglineaire modellen.

Model	df	Mannen			Vrouwen		
		L <sup>2</sup>	DI	bic	L <sup>2</sup>	DI	bic
0 Conditionele onafhankelijkheid	175	3523,00	16,54	1807,78	3170,41	15,62	1449,11
1 Constante associatie	150	250,25	3,52	-1219,94	198,23	3,08	-1277,17
1 + hor. keuzes uitgeschakeld	160	682,95	6,44	-885,26	500,78	5,26	-1072,99
2 Unidiff associatie (trendloos)	144	221,82	3,34	-1189,56	179,23	2,79	-1237,16
2 + hor. keuzes uitgeschakeld	154	637,28	6,09	-872,12	483,49	4,99	-1031,26
2b Unidiff associatie (lin.trend)	149	233,53	3,48	-1226,86	190,41	3,03	-1275,16
2b + hor. keuzes uitgeschakeld	159	645,45	6,24	-912,96	493,02	5,18	-1070,91
3 Regressie-type associatie (trendloos)	120	105,03	2,38	-1061,32	114,02	2,32	-1056,47
3 + hor. keuzes uitgeschakeld	140	588,91	5,63	-783,29	431,09	4,66	-945,95
3b Regressie-type associatie (lin.trend)	124	122,83	2,67	-1092,53	119,68	2,42	-1099,99
3b + hor. keuzes uitgeschakeld	144	598,91	5,88	-812,48	432,85	4,75	-983,54

Het belang van deze horizontale keuzes in het verklaren van de sociale ongelijkheden kan ook getoetst worden aan de hand van de loglineaire modellen. Merk op dat in de modellen getoetst in sectie 6 de horizontale keuzes reeds opgenomen waren. De invloed van deze horizontale keuzes binnen het SO en het HO kan uit-

geschakeld worden door aan de passende parameters in de loglineaire modellen een gelijkheidsbeperking op te leggen (parameters HSO\_bt = parameters HSO\_a en parameters HO\_nu = parameters HO\_u). In tabel 7 worden deze beperkte modellen vergeleken met dezelfde modellen waarvoor deze beperkingen niet opgelegd werden. De sterke daling van alle fit-indices geeft ondubbelzinnig het belang van deze horizontale keuzes aan.

## 9. Besluit

In dit artikel stellen en beantwoorden we de vraag of het proces van voortdurende onderwijsexpansie in de twintigste eeuw in Vlaanderen ook gekarakteriseerd kan worden als een democratiseringsproces. Hiertoe aggregieren we data uit 26 Vlaamse surveys tot een totale steekproefgrootte van ongeveer 37.000 respondenten. De empirische resultaten geven aan dat wanneer we de gehele populatie onder de loep nemen, de sociale ongelijkheid in de onderwijskansen over de loop van de twintigste eeuw gedaald is. De resultaten geven opmerkelijke gelijkaardige conclusies voor mannen en vrouwen. Voor beide groepen is de ongelijkheid in de onderwijskansen over een periode van 70 jaar gedaald met 25% in de (log odds ratio's). Dit democratiseringsproces kent een golvend patroon, meer precies situeert deze daling zich uitsluitend bij de cohorten geboren tussen 1931 en 1950 en bij de jongste geboortecohorte (geboren tussen 1971-1980).

De resultaten geven duidelijk aan dat de conclusies betreffende democratisering kunnen verschillen naargelang de volledige diplomaverdeling dan wel het succesvol bestijgen van de verschillende onderwijstreden (LSO, HSO en HO) bestudeerd worden. Temporeel dalende afkomsteffecten voor de volledige diplomaverdeling gaan gepaard met opmerkelijk stabiele (mannen) of zelfs stijgende (vrouwen) afkomsteffecten in hogere transities. De grote expansie van het hoger onderwijs sinds de jaren zestig heeft dus niet geleid tot een democratisering in termen van gelijke kansen. De conclusie is duidelijk: Er gaan nu meer arbeiderskinderen naar de universiteiten en hogescholen dan vroeger. Maar de massificatie van het hoger onderwijs is nog geen democratisering. Andere sociaaleconomische groepen zijn er minstens even sterk op vooruitgegaan. Met andere woorden, de positie van arbeiderskinderen tegenover de anderen is sinds de jaren zestig niet verbeterd. De ongelijkheid is gebleven.

Het besef dat de transitie-modellen conditioneel zijn, maakt de verschillende trends verzoenbaar: dalende afkomsteffecten voor de totale populatie gaan hand in hand met stabiele of stijgende afkomsteffecten voor de hogere transities, maar worden gegenereerd door dalende afkomsteffecten voor de basistransities. Om dit te begrijpen moeten we beseffen dat de onderwijsexpansie een continu proces is waarbij, en dit voor elke sociale groep, steeds meer jongeren de opeenvolgende onderwijstransities met succes afronden. Een stijging van het aantal succesvolle transities onderaan de ladder, vergroot ook de rekruteringsvijver voor

de volgende transitie. Al is dit proces universeel voor alle sociale groepen, het verschil in timing zorgt er immers voor dat hogere sociale groepen sneller en talrijker doorstromen naar de hogere onderwijsniveaus en zo een permanente voorsprong weten te bewaren.

In dit proces van continue onderwijsexpansie 1) ontstaan nieuwe ongelijkheden en 2) vindt een bottom-up democratiseringsproces plaats. Indien dit proces zich in de toekomst verder ontwikkelt, kan verwacht worden dat er nieuwe ongelijkheden zullen ontstaan en dat zich na de democratisering van het LSO en het HSO ook de democratisering van het HO zal aandienen. De redenering is dan dat, naarmate meer en meer arbeiderskinderen een diploma HSO halen, een voortschrijdende rekrutering door het HO ook daar de relatieve kansenverhouding zal verbeteren.

We zien inderdaad nieuwe ongelijkheden op de onderwijsladder ontstaan. De nieuwste trede op de onderwijsladder is diploma-accumulatie in het HO en komt tot uiting in de toenemende populariteit van vervolgoopleidingen zoals banaba's, manama's en postgraduatoren. Of de verdergaande race naar de top ook automatisch zal leiden tot een democratisering van het HO lijkt minder evident. Ongelijkheden verplaatsen zich niet alleen steeds hoger op de onderwijsladder maar worden ook gevoed door horizontale onderwijskeuzes op de vorige onderwijstrede. Aangezien de expansie van het hoger secundair onderwijs bij arbeiderskinderen er vooral een is van het technisch en beroepsonderwijs, valt het sterk te betwijfelen of de rekruteringskracht van het hoger onderwijs ooit het niveau zal halen die ze bij de andere sociale groepen haalt. De echte oplossing voor het democratiseringsprobleem in het HO moet bijgevolg gezocht worden in het secundair onderwijs, waar naast de strakke scheiding tussen de onderwijsvormen ook de ongelijke spreiding van de sociale groepen over die onderwijsvormen dient aangepakt te worden.

## 10. Annex

### 10.1 De gehanteerde beroepen- en diploma-classificatie

In internationaal comparatief stratificatieonderzoek behoren de EGP-classificatie voor beroepen (Erikson *et al.* 1979) en de CASMIN-classificatie voor onderwijsdiploma's (Müller *et al.* 1989) tot de vaakst gebruikte classificatieschema's. Beide schalen werden ontwikkeld in het kader van het Comparative Analysis of Social Mobility in Industrial Societies (CASMIN-project, Erikson & Goldthorpe 1992). Tabel 8 geeft de EGP-10 classificatie en de in dit artikel toegepaste hergroepering. Merk op dat, waar de EGP-indeling een hogere en lagere 'service' klasse onderscheidt, de 'service' klasse hier opgesplitst wordt naar tewerkstellingsrelatie tussen werknemers en zelfstandigen. In sommige surveys was er geen vraag over supervisie, bijgevolg kan er geen onderscheid gemaakt worden tussen zelfstandigen met (EGP 4) en zonder personeel (EGP 5) en tussen superviserende (EGP 7) en geschoolde



arbeiders (EGP 8). Meer nog, de ex-post harmonisatie van de surveys noopt ons tot het onderbrengen van alle arbeiderscategorieën in 1 categorie. Dit verlies aan detail leidt tot een 6-voudige variatie op het EGP-schema. Naast de noodzakelijke hergroepering is er nog een verschil. Waar de EGP-indeling een hogere en lagere 'service' klasse onderscheidt, wordt de 'service' klasse in onze typologie opgesplitst naar de tewerkstellingsrelatie (werknemers versus zelfstandigen).

**Tabel 8.** EGP-10 classificatie.

EGP code	Omschrijving	Toegepaste hergroepering
1	Hogere 'service' klasse: Hogere leidinggevenden	1
1	Hogere professionele beroepen; grote ondernemers	2
2	Lagere 'service' klasse: Lagere leidinggevenden	1
2	Lagere professionele beroepen; grote ondernemers	2
3	Routine hoofdarbeiders	3
4	Kleine zelfstandigen met personeel	4
5	Kleine zelfstandigen zonder personeel	4
6	Zelfstandige boeren	5
7	Supervisoren handarbeiders, hogegeschoolde handarbeiders	6
8	Geschoolde handarbeiders	6
9	Halfgeschoolde, ongeschoolde handarbeiders	6
10	Landarbeiders	6

Tabel 9 geeft de CASMIN-classificatie van onderwijsdiploma's en de hier gebruikte hergroepering. In sociaal stratificatieonderzoek wordt de CASMIN-classificatie vaker gebruikt dan de ISCED-indeling aangezien deze laatste geen horizontale differentiatie gebruikt in het secundair onderwijs.

**Tabel 9.** CASMIN-classificatie van onderwijsdiploma's.

Casmin code	Omschrijving	Toegepaste hergroepering
1a	Onvoltooid basisonderwijs	1
1b	Voltooid basisonderwijs	1
1c	Basisonderwijs mét bijkomende beroepskwalificatie	1
2a	Lager beroepsgericht secundair onderwijs	2
2b	Lager algemeen secundair onderwijs	2
2c_voc	Hoger beroepsgericht secundair onderwijs	3
2c_gen	Hoger algemeen secundair onderwijs	4
3a	Lager tertiair onderwijs	5
3b	Hoger tertiair onderwijs	6

## 10.2 Loglineaire modellen en temporele evoluties

Indien we de rijvariabele aanduiden met O (sociale afkomst of social origin: O), de kolomvariabele met D (sociale bestemming of social destination: D) en de tijdsdimensie met T dan geeft  $m_{ijk}$  de verwachte celfrequentie voor de cel behorend tot categorie i van O, j van D en k van T. Een loglineair model ontleedt de logcelfrequenties in een aantal additieve componenten die de interacties van verschillende ordes voorstellen (cfr. vgl 2). Zo worden bijvoorbeeld de eerste orde effecten van de O-variabele gegeven door de  $\gamma_i^O$  parameters. De interactieterm  $\gamma_{ij}^{OD}$  vertegenwoordigt de parameters die de associatie tussen O en D weergeven, net zoals de interactieterm  $\gamma_{ijk}^{ODT}$  de parameters vertegenwoordigt die de drieweg associatie tussen O, D en T weergeven.

De relatieve mobiliteit in een drieweg kruistabel wordt voorgesteld door conditionele odds ratio's. Laat  $\theta_{ijk}$  de conditionele odds ratio voorstellen voor de subtabel bestaande uit rijen i en i + 1 en kolommen j en j + 1 van de k-de tabel. Elk van deze 'lokale' odds ratio's meet de samenhang tussen de O en D variabele in een specifieke regio van de tabel en kan geschreven worden in functie van de interactieparameters  $\gamma_{ij}^{OD}$  en  $\gamma_{ijk}^{ODT}$ . We bespreken kort de modellen die in sectie 6 getoetst worden.

- In het gesatureerd model (model 4) zijn alle effecten opgenomen en worden de geobserveerde celfrequenties perfect gereproduceerd. In het gesatureerd model kan elke lokale odds ratio  $\theta_{ijk}$  volledig vrij variëren tussen de verschillende geboortecohortes.

$$\log m_{ijk} = \gamma + \gamma_i^O + \gamma_j^D + \gamma_k^T + \gamma_{ik}^{OT} + \gamma_{jk}^{DT} + \gamma_{ij}^{OD} + \gamma_{ijk}^{ODT}$$

$$\theta_{ijk} = \frac{m_{ijk}/m_{ij+1k}}{m_{i+1jk}/m_{i+1j+1k}} \quad \forall i=1,\dots,I-1, j=1,\dots,J-1, k=1,\dots,K$$

$$\log \theta_{ijk} = \left( \gamma_{ij}^{OD} + \gamma_{i+1j+1}^{OD} - \gamma_{i+1j}^{OD} - \gamma_{ij+1}^{OD} \right) + \left( \gamma_{ijk}^{ODT} + \gamma_{i+1j+1k}^{ODT} - \gamma_{i+1jk}^{ODT} - \gamma_{ij+1k}^{ODT} \right)$$

Het doel van de loglineaire modellen is vervolgens beperkingen op te leggen aan het gesatureerd model en de samenhang tussen de variabelen op een meer spaarzame en theoretisch gefundeerde manier te modelleren.

- Een interessante optie is het onbeperkt modelleren van de hoofdeffecten (O, D en T) en de OT en DT interactie-effecten. Dit wordt het conditionele onafhankelijkheidsmodel genoemd (model 0). Wanneer alle informatie over de marginale verdelingen en de evolutie van deze marginale verdelingen doorheen de tijd opgenomen wordt, zijn sociale afkomst en het hoogst behaalde diploma in elke geboortecohorte onafhankelijk (conditionele onafhankelijkheid).

$$\log m_{ijk} = \gamma + \gamma_i^O + \gamma_j^D + \gamma_k^T + \gamma_{ik}^{OT} + \gamma_{jk}^{DT}$$

$$\log \theta_{ijk} = 0$$

- In model 1 wordt de OD interactie opgenomen en wordt de hypothese getoetst van een temporeel constante associatie (Constant social fluidity model: Erikson & Goldthorpe 1992). Er is een samenhang tussen de sociale afkomst en het hoogst behaalde diploma en deze samenhang blijft constant over de geboortecohorten. Er is met andere woorden sprake van een temporeel constante ongelijkheid in onderwijskansen.

$$\log m_{ijk} = \gamma + \gamma_i^O + \gamma_j^D + \gamma_k^T + \gamma_{ik}^{OT} + \gamma_{jk}^{DT} + \gamma_{ij}^{OD}$$

$$\log \theta_{ijk} = \log \theta_{ij} = \gamma_{ij}^{OD} + \gamma_{i+1j+1}^{OD} - \gamma_{i+1j}^{OD} - \gamma_{ij+1}^{OD}$$

- Vervolgens wordt in model 2 een eerste vorm van variatie doorheen de tijd geïntroduceerd (logmultiplicatief layer effect model: Xie 1992; Erikson & Goldthorpe 1992). De evolutie van de samenhang tussen sociale afkomst en hoogst bereikte onderwijsdiploma is het product van een gemeenschappelijk associatiepatroon ( $\theta_{ij}$ ) en een cohort specifieke parameter  $\beta_k$ .

$$\log m_{ijk} = \gamma + \gamma_i^O + \gamma_j^D + \gamma_k^T + \gamma_{ik}^{OT} + \gamma_{jk}^{DT} + \gamma_{ijk}^{ODT}$$

$$\log \theta_{ijk} = \beta_k \log \theta_{ij} = \beta_k \left( \gamma_{ij}^{OD} + \gamma_{i+1j+1}^{OD} - \gamma_{i+1j}^{OD} - \gamma_{ij+1}^{OD} \right)$$

In dit model blijft het associatiepatroon tussen sociale afkomst en het hoogst behaalde diploma over de verschillende cohorten constant maar kan de sterkte van de associatie evolueren. Alle odds ratio's dienen immers in dezelfde mate toe of af te nemen en de sterkte van deze uniforme aanpassing doorheen de tijd wordt gegeven door de  $\beta_k$  parameters (vandaar ook de benaming unidiff model). Ter identificatie wordt  $\beta_1$  de waarde 1 toegekend, bijgevolg betekent een geschatte  $\beta_k < 1$  ( $> 1$ ) voor de volgende geboortecohorten dat de samenhang zwakker (sterker) is dan in de eerste cohorte. Merk op dat wanneer alle  $\beta_k = 1$  dit model herleid wordt tot model 1.

- In model 3 kan niet alleen de sterkte van de samenhang, maar ook het patroon van die samenhang wijzigen tussen cohorten (het regressie-type layer effect model: Goodman & Hout 2001).

$$\log m_{ijk} = \gamma + \gamma_i^O + \gamma_j^D + \gamma_k^T + \gamma_{ik}^{OT} + \gamma_{jk}^{DT} + \gamma_{ij}^{OD} + \gamma_{ijk}^{ODT}$$

$$\log \theta_{ijk} = \omega_{ij} + \alpha_k \omega'_{ij} = \left( \gamma_{ij}^{OD} + \gamma_{i+1j+1}^{OD} - \gamma_{i+1j}^{OD} - \gamma_{ij+1}^{OD} \right) + \alpha_k \left( \varphi_{ij}^{OD} + \varphi_{i+1j+1}^{OD} - \varphi_{i+1j}^{OD} - \varphi_{ij+1}^{OD} \right)$$

Geïnterpreteerd in een regressiecontext geeft de eerste set van parameters  $\omega_{ij}$  een basisassociatiepatroon (intercept) tussen sociale afkomst en het hoogst behaalde onderwijsdiploma.

Een tweede set van parameters  $\alpha_k \omega'_{ij}$  geeft de aanpassing voor cohorte  $k$  waarbij  $\omega'_{ij}$  het aanpassingspatroon (de helling) en  $\alpha_k$  de sterkte van de aanpassing voorstelt. Ter identificatie worden twee voorwaarden opgelegd ( $\alpha_1 = 1$  en  $\alpha_k = 0$ ). Bijgevolg geven de  $\omega_{ij}$  parameters het associatiepatroon voor de laatste cohorte en de  $\omega'_{ij}$  parameters geven de mate aan waarin het associa-

- tiëpatroon voor de eerste cohorte verschilt van het associatiepatroon van de laatste cohorte. De  $\alpha_k$  parameters geven aan voor welke cohortes de aanpassing het meest ingrijpend is.
- Ten slotte modelleren we nog een variant op de laatste twee modellen. De evolutie in de  $\beta_k$  en de  $\alpha_k$  parameters kan ook spaarzamer gemodelleerd worden door bv. een lineaire ( $\beta_k = a + bt$ ) trend in functie van de tijd, uitgedrukt in jaartallen ( $t$ ), op te leggen. Ook een curvilineaire trend ( $\beta_k = a + bt + ct^2$ ) werd getoetst, maar in geen van de modellen werd een betere fit bereikt.

### 10.3 Vergelijken van alternatieve modellen

Bij de beoordeling van de verschillende modellen maken we gebruik van een aantal 'goodness-of-fit' maten. Op één of andere manier geeft elk van deze statistieken aan hoe goed de geschatte celfrequenties  $\hat{m}_{ijk}$  van een model de geobserveerde cel frequenties  $n_{ijk}$  reproduceren. Een eerste fit maat is de 'deviance'  $L^2$  die  $\chi^2$  verdeeld is met  $df$  vrijheidsgraden.

$$L^2 = \sum n_{ijk} \log\left(\frac{n_{ijk}}{m_{ijk}}\right) \sim \chi^2(df)$$

Aangezien het gesatureerd model de geobserveerde celfrequenties exact reproduceert geeft  $L^2$  ook het verschil aan tussen het geschatte model en het gesatureerd model. De vrijheidsgraden geven het verschil tussen het aantal cellen en het aantal geschatte parameters. De deviance-maat kan gebruikt worden om de fit van geneste modellen te vergelijken (het verschil in deviance tussen twee geneste modellen  $L_a^2 - L_b^2$  is  $\chi^2$  verdeeld met  $a-b$  vrijheidsgraden).

Een tweede maat is de index of dissimilarity (DI). Deze statistiek geeft het percentage observaties dat van cel zou moeten veranderen om een perfecte fit te verkrijgen.

$$DI = \frac{1}{2N} \sum |n_{ijk} - \hat{m}_{ijk}|$$

Een laatste maat is het bayesian information criterion (bic) (Schwarz 1978). Deze maat werd door Raftery (1986) geïntroduceerd in de sociale wetenschappen. Zeker bij grote steekproeven leidt de  $L^2$ -maat tot het verwerpen van genoeg alle modellen, daarom stelde Raftery voor deze maat te corrigeren voor steekproefgrootte ( $N$ ) en spaarzaamheid ( $df$ ). Deze correctie gebeurt door de  $L^2$  te reduceren a rato van  $\text{Log } N$  per vrijheidsgraad.

$$bic = L^2 - df \cdot \text{Log } N$$

Aangezien het verzadigd model een bic-waarde gelijk aan 0 heeft, worden modelverbeteringen aangegeven door negatieve bic-waarden. Een bijkomend voordeel

is dat de bic-statistiek ook toelaat de fit van niet geneste modellen te vergelijken (Raftery 1995).

## NOTEN

1. ISPO/PIOP (1995), 1991 General Election Study – Belgium. Codebook and Questionnaire. K.U. Leuven/U.C. Louvain. De coördinatoren van dat onderzoek vragen volgende tekst op te nemen: “The data utilised in this publication were made available by the ISPO – K.U.Leuven and PIOP-UCL Interuniversity Centres for Political Opinion Research, sponsored by the Belgian Science Policy. Neither the original collectors of the data nor the Centres bear any responsibility for the analysis or interpretations presented here”.
2. Merk op dat de trend voor elke transitie bepaald wordt ten opzichte van het basisassociatiepatroon (het associatiepatroon in de cohorte 1911-1920). Zoals aangegeven zal het proces van differentiële selectie in het onderwijs dit basisassociatiepatroon beïnvloeden en kan verwacht worden dat de sterkte van dit patroon afneemt naarmate de transitie hoger op de onderwijssladder ligt. Nemen we als indicatie voor de sterkte van het basisassociatiepatroon de logOR tussen de arbeiders en hogere bedienden dan is de sterkte voor de drie transities bij mannen (vrouwen) respectievelijk 3,01 (2,55); 1,82 (1,43) en 1,72 (1,07).
3. Gegeven het lage percentage van vrouwelijke HO-gediplomeerden in de eerste twee geboortecohortes (3 en 5%) werd bij de transitie HSO-HO voor vrouwen de  $\beta$ k parameter voor de eerste twee cohortes op 1 gezet om meer betrouwbare schattingen te krijgen van de trend over de gehele periode.
4. Strikt genomen hebben de afgestudeerden van het beroepssecundair onderwijs zelfs geen toegang tot het hoger onderwijs zonder een aanvullend getuigschrift van het voorbereidende zevende jaar. De gebruikte data laten evenwel niet toe dit onderscheid te maken.
5. Hoewel de rekruteringskracht en haar relatieve afgeleide, de relatieve rekruteringskracht, een veel eenvoudiger interpretatie hebben dan de odds en de odds ratio, zijn deze maten echter wel gevoelig voor verschuivingen in de marginale verdelingen en bijgevolg geen goede maten voor democratiseringstendensen.

## BIBLIOGRAFIE

- Behrman, J. & P. Taubman (1976), Intergenerational Transmission of Income and Wealth, *The American Economic Review*, 66(2), 436-440.
- Bishop, Y.M., S.E. Fienberg & P.W. Holland (1975), *Discrete Multivariate Analysis*. Cambridge: MIT Press.
- Boudon, R. (1974), *Education, Opportunity, and Social Inequality: Changing Prospects in Western Society*. New York: John Wiley.
- Bourdieu, P. (1973), Cultural Reproduction and Social Reproduction pp. 71-112 in R. Brown, *Knowledge, Education, and Cultural Change*. Londen: Tavistock.

- Bourdieu, P. & J. Passeron (1977), *Reproduction in Education, Society and Culture*. London: Sage.
- Bowles, S. & H. Gintis (1976), *Schooling in Capitalist America: Educational Reform and the Contradictions of Economic Life*. New York: Basic Books.
- Breen, R. & J.H. Goldthorpe (1997), Explaining Educational Differentials. Towards a Formal Rational Action Theory, *Rationality and Society*, 9, 275-305.
- Breen, R., R. Luijckx, W. Müller & R. Pollak (2009), Non-persistent Inequality in Educational Attainment: Evidence from Eight European Countries, *American Journal of Sociology*, 114(5), 1475-1521.
- Cameron, S.V. & J.J. Heckman (1998), Life Cycle Schooling and Dynamic Selection Bias. Models and Evidence for Five Cohorts of American Males, *Journal of Political Economy*, 106, 262-333.
- Coleman, J. (1988), Social Capital in the Creation of Human Capital, *The American Journal of Sociology*, 94, 95-120.
- de Graaf, N., P. De Graaf & G. Kraaykamp (2000), Parental Cultural Capital and Educational Attainment in the Netherlands: A Refinement of the Cultural Capital, *Perspective*, 73, 92-111.
- De Graaf, P. & H. Ganzeboom (1993), Family Background and Educational Attainment in the Netherlands, pp. 212-278 in Y. Shavit & H.-P. Blossfeld, *Persistent Inequality: A Comparative Study of Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder: Westview Press.
- Duru-Bellat, M. & A. Kieffer (2000), Inequalities in Educational Opportunities in France: Educational Expansion, Democratization or Shifting Barriers, *Journal of Education Policy*, 15, 333-352.
- Erikson, R. (1996a), Explaining Change in Educational Inequality, Economic Security and School Reforms, pp. 95-112 in R. Erikson (Ed.), *Can Education be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective*. Boulder: Westview Press.
- Erikson, R. (1996b), *Can Education be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective*. Boulder: Westview Press.
- Erikson, R. & J.H. Goldthorpe (1992), *The Constant Flux. A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford: Clarendon Press.
- Erikson, R., J.H. Goldthorpe & L. Portocarero (1979), Intergenerational Class Mobility in Three Western European Societies: England, France, and Sweden, *British Journal of Sociology*, 30, 415-41.
- Erikson, R. & J.O. Jonsson (1996), Explaining Class Inequality in Education. The Swedish Test Case, pp. 1-57 in R. Erikson (Ed.), *Can Education be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective*. Boulder: Westview Press.
- Goodman, L.A. & M. Hout (2001), Statistical Methods and Graphical Displays for Analyzing how the Association between Two Qualitative Variables Differs among Countries, among Groups, or over Time. Part ii: Some Exploratory Techniques, Simple Models, and Simple Examples, *Sociological Methodology*, 31, 189-221.
- Groenez, S. (2004), Gekregen maar niet verdiend, ongelijkheid op school: omvang, oorzaken en gevolgen, *School en Samenleving*, 6, 53-75.
- Herrnstein, R. & C. Murray (1994), *The Bell Curve. Intelligence and Class Structure in American Life*. New York: Free Press.

- Jonsson, J.O., C. Mills & W. Müller (1996), A Half Century of Increasing Educational Openness? Social Class, Gender and Educational Attainment in Sweden, Germany and Britain, pp. 183-206 in R. Erikson (Ed.), *Can Education be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective*. Boulder: Westview Press.
- Kerckhoff, A. (1993), *Diverging Pathways. Social Structure and Career Deflections*. Boulder: Westview Press.
- Kerr, C. (1960), *Industrialism and Industrial Man*. Harmondsworth: Pelican.
- Krueger, A. (1999), Experimental Estimates of Educational Production Functions, *Quarterly Journal of Economics*, 114, 497-532.
- Lucas, S.R. (2001), Effectively Maintained Inequality. Education Transitions, Track Mobility and Social Background Effects, *American Journal of Sociology*, 106, 1642-1690.
- Mare, R. (1979), Social background composition and educational growth, *Demography*, 16, 55-71.
- Mare, R.D. (1980), Social Background and School Continuation Decisions, *Journal of the American Statistical Association*, 75, 295-305.
- Müller, W., P. Lüttinger, W. König & W. Karle (1989), Class and Education in Industrial Nations, *International Journal of Sociology*, 19, 3-39.
- Oakes, J. (1985), *Distribution of Knowledge. Keeping Track: How Schools Structure Inequality*. Yale: University Press.
- Pelleriaux, K. (1998), *De keerzijde van de onderwijsdemocratisering*, rapport Onderzoeksgroep TOR, vakgroep sociologie.
- Putnam, R. (2000), *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*. New York: Simon and Schuster.
- Raftery, A. (1986), Choosing Models for Cross-classifications, *American Sociological Review*, 51(1), 145-146.
- Raftery, A. (1995), Bayesian Model Selection in Social Research, *Sociological Methodology*, 25, 111-164.
- Raftery, A.E. & M. Hout (1993), Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921-75, *Sociology of Education*, 66, 41-62.
- Schwarz, G. (1978), Estimating the Dimension of a Model, *The Annals of Statistics*, 6(2), 461-464.
- Shavit, Y. & H.P. Blossfeld (1993), *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder: Westview Press.
- Shavit, Y. & K. Westerbeek (1998), Educational Stratification in Italy: Reforms, Expansion, and Equality of Opportunity, *European Sociological Review*, 14, 33-47.
- Tan, B. (1998), Blijvende sociale ongelijkheden in het Vlaamse onderwijs, *Tijdschrift voor Sociologie*, 2, 169-197.
- Treiman, D. (1970), Industrialization and Social Stratification, pp. 207-234 in E. Laumann (Ed.), *Social Stratification: Research and Theory for the 1970's*. Indianapolis: Bobbs-Merrill.
- Vallet, L. (2003), State of the Art and Current Issues in Comparative Educational Stratification Research, Paper presented at the Changequal Network Conference 'Methodological Issues in Comparative Research on Unequal Life-Chances', summer 2003, Oxford.

- Vallet, L.-A. (2004), The Dynamics of Inequality of Educational Opportunity in France. Change in the Association between Social Background and Education in Thirteen Five-year birth cohorts (1908-1972), Paper presented at the ISA Research Committee on Social Stratification and Mobility (RC28), Neuchatel.
- Van Damme, J., J. Meyer, A. De Troy & W. Mertens. (2001), *Succesvol middelbaar onderwijs? Een antwoord van het LOSO-project*. Leuven/Leusden:Acco.
- van de Werfhorst, H. & R. Andersen (2005), Social Background, Credential Inflation and Educational Strategies, *Acta Sociological Methodology*, 48, 321-340.
- van de Werfhorst, H.G., G. Kraaykamp & N. de Graaf (2000), Intergenerational Transmission of Educational Field Resources: The Impact of Parental Resources and Socialisation Practices on Children's Fields of Study in the Netherlands, *The Netherlands Journal of Social Sciences*, 36(2), 188-210.
- Van den Bosch, K., B. Tan & V. De Maesschalck (2001), Zo vader, zo zoon' of 'ieder naar zijn verdienste'? Intergenerationele mobiliteit inzake opleidingsniveau van Vlaamse mannen in de 20ste eeuw, *CSB-Bericht 2001-3*, Antwerpen, Centrum voor Sociaal Beleid.
- Van Houtte, M. (2002), *Zo de school, zo de slaagkansen? Academische cultuur als verklaring voor schoolverschillen in falen van leerlingen in het secundair onderwijs*, Doctoraal Proefschrift, Vakgroep Sociologie, Universiteit Gent.
- Van Trier, W. (2003), Van de bovenste boekenplank, *Over.werk*, 1-2, 227-236.
- Vanderstraeten, R. (1996), Analyse van de participatie aan onderwijs in België, *Tijdschrift voor Sociologie*, 17, 463-477.
- Verbergt, G., B. Cantillon & K. Van den Bosch (2009), Sociale ongelijkheden in het Vlaamse onderwijs: tien jaar later, *CSB-Bericht 2009-1*, Antwerpen, Centrum voor Sociaal Beleid Herman Deleecq.
- Vermunt, J.K. (1997), LEM 1.0: A General Program for the Analysis of Categorical Data, Tilburg University, Tilburg. <http://spitswww.uvt.nl/~vermunt/>.
- Xie, Y. (1992), The Log-multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables, *American Sociological Review*, 57, 380-395.