

# Over het intelligentie-onderzoek bij de militaire keuringen vanaf 1925 tot heden\*

J. de Leeuw en A.C. Meester

## Samenvatting

*(Her-)analyse van bij de militaire keuringen verzamelde gegevens met betrekking tot intelligentie en genoten opleiding. Correspondentie-analyse van ge(re-)construeerde kruistabellen laat voor de onderzochte jaren overeenkomstige transformaties en een vrij stabiele hoge correlatie zien. De conclusie kon worden getrokken dat het intelligentie-onderzoek bij de militaire keuringen in grote trekken het opleidingsniveau van de keurlingen meet. Daarnaast stelden wij een voortgezette stijging van de intelligentiescores bij de gekeurden vast.*

## 1. Inleiding

Het verband tussen intelligentie en de genoten opleiding geniet, evenals eventuele veranderingen in deze samenhang, bij onderzoekers op psychologisch en onderwijssociologisch terrein (en niet alleen bij hen) al sinds vele jaren een warme belangstelling.

Bij de militaire keuringen worden sinds 1925 gegevens met betrekking tot opleiding en intelligentie verzameld. In de loop der jaren is over een aantal van deze onderzoeken gepubliceerd. Voorzover de gepubliceerde gegevens dat toelieten, hebben we ze op uniforme wijze opnieuw geanalyseerd. Dat betekent dat een kruistabel moest kunnen worden herleid. Om die reden val-

\* In het kader van een project, gesubsidieerd door de Stichting voor Onderzoek van het Onderwijs (SVO), analyseren wij het verband tussen intelligentie en schoolloopbaan. Eind 1983 is hierover gerapporteerd. Een onderdeel van dit onderzoeksproject behelst de heranalyse van verschillende oudere bestanden die min of meer vergelijkbare gegevens bevatten. De bevindingen in dit deel van het project leken interessant genoeg om er een aparte publikatie aan te wijden.

Met dank aan dr. J. Dronkers van SISWO en prof. dr. P.A. Vroon, RU Utrecht, voor hun commentaar op de eerste versie van dit artikel.

len de publikaties van De Wolff en Meerdink (1955) en Sandee en Ruiter (1958) af. Dan resteren Groenewegen (1926), CBS (1935), Demologisch Instituut (1957), Ruiter (1965) en Van Meerem (1975)<sup>1</sup> over de keuringen van respectievelijk 1925, 1935, 1952, 1962 en 1972. Deze heranalyses konden we vergelijken met zeer recent (1982) bijeengebrachte gegevens over intelligentie en opleiding.

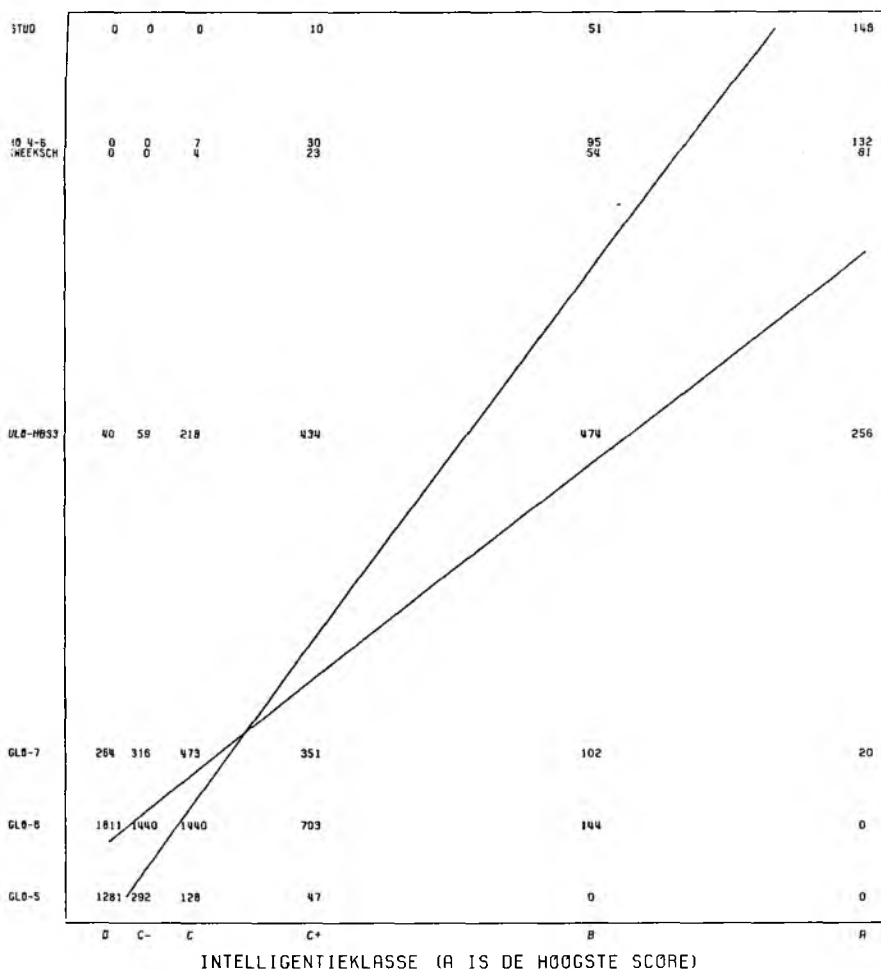
## 2. 1925

In 1925 werd voor het eerst bij de keuring voor de militaire dienst een onderzoek naar de 'Algemene Praktische Intelligentie' (API) gedaan. De resultaten daarvan worden gerapporteerd in Groenewegen (1926). Aan de definitieve afname van het onderzoek waren enige jaren van voorbereiding en vergelijking met o.a. Amerikaanse legertests vooraf gegaan en als belangrijkste overweging bij de uiteindelijke samenstelling wordt gegeven dat 'vóór alles, moest worden rekening gehouden met het feit, dat het onderzoek bestemd was voor *Nederlandsche*<sup>2</sup> jongens van 19 jaar en dat het voldoende moest correleren met de vereischte ontwikkeling voor militaire werkzaamheden'. De twee aangeduide punten (het onderzoek betreft alleen jongens en ze worden met het oog op het militaire werk getest) geven tegelijk de beperkte geldigheid van de legerkeuringstests weer en worden bij vrijwel alle publikaties over deze onderzoeken (CBS, 1935; Demologisch Instituut, 1957; De Wolff en Meerdink, 1955; Sandee en Ruiter, 1958) benadrukt. De representativiteit wordt nog op een derde manier ingeperkt, doordat het intelligentie-onderzoek alleen bij de medisch goedgekeurden wordt afgenomen. Onder de in eerste instantie afgekeurden zijn ook de (zeer) zwak intellectueel begaafden, zodat de onderkant van de verdeling dus ontbreekt.

Het API-onderzoek omvat in totaal 7 subtests (waaronder een rekenkundige, enkele verbale tests en enkele tests die zeer specifiek op het militaire bedrijf zijn toegesneden, zoals 'Proef 7. Verschillende gelijktijdig gegeven opdrachten snel, en juist uitvoeren'). De behaalde punten (maximaal 226) worden schijnbaar willekeurig in 6 klassen ingedeeld (A, B, C+, C, C-, D, waarbij A de klasse met het hoogst behaalde aantal punten is). Deze klassering wordt toegelicht met de nogal summier mededeling dat ze 'is berekend uit de resultaten der vóóronderzoeken'. De test werd onder tijdsdruk afgenomen in 17 van de toen bestaande 43 keuringscentra, zoveel mogelijk over het hele land gespreid. Totaal werden 10 925 personen onderzocht.<sup>3</sup>

Bij het onderzoek is ook gevraagd naar het opleidingsniveau van de ge-

Figuur 1. Intelligentie en opleiding in 1925



keurden en het artikel geeft een grafiekje van de verdeling van de opleidingsniveaus over de intelligentieklassen. Uit deze grafiek hebben wij een kruistabel van intelligentie en opleiding gereconstrueerd.<sup>4</sup> Op deze kruistabel is correspondentie-analyse toegepast en de resultaten daarvan staan in *figuur 1*. In deze representatie hebben we alles wat de data te bieden hebben, samengevat: de oorspronkelijke kruistabel, de optimale schaling van de variabelen

en de sterkte van het verband. In *appendix A* wordt de techniek van de correspondentie-analyse nader uiteengezet (zie ook: Gifi, 1981).

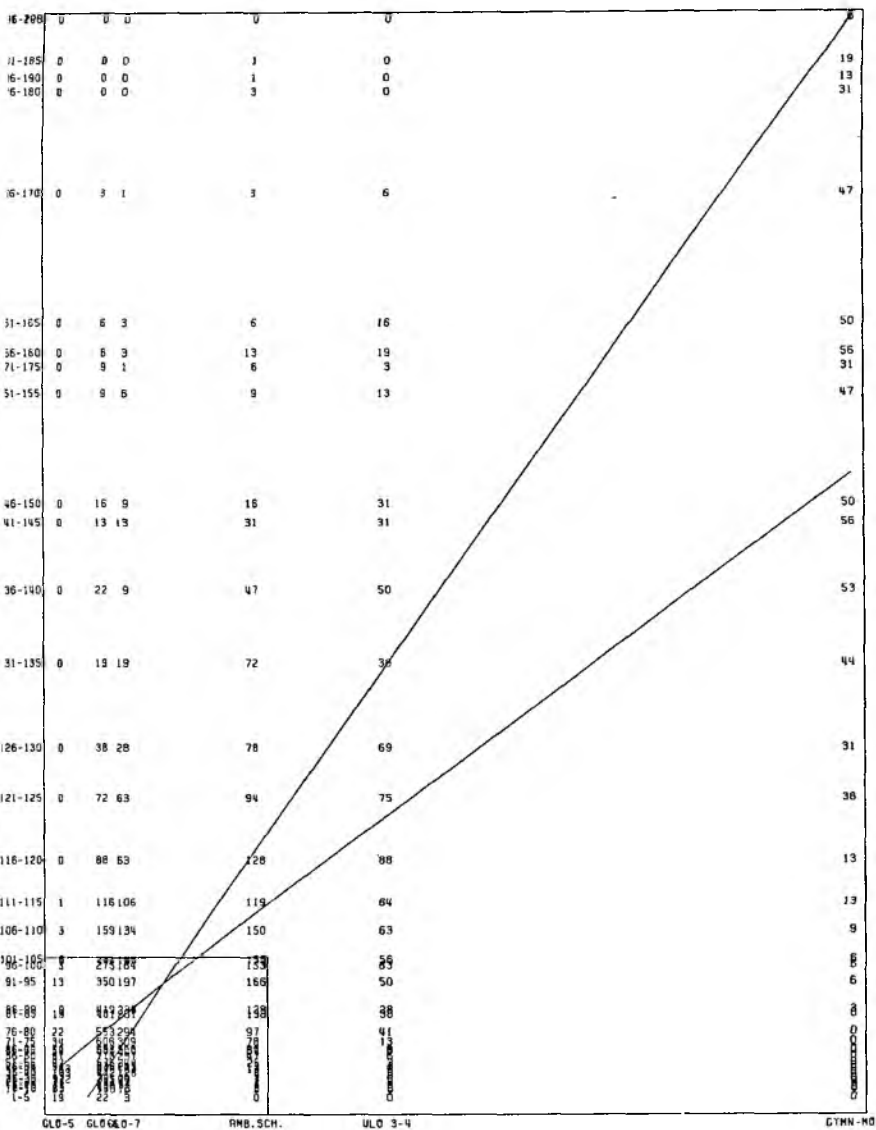
De getallen in de figuur zijn de celfrequenties uit de kruistabel. De afstanden tussen de punten op beide assen geven weer hoe goed de proefpersonen naar intelligentie en opleiding van elkaar worden onderscheiden. Het grootste gedeelte van de onderzochte personen komt in de linker onderhoek van de figuur terecht. Dat zijn dus de jongens met 5, 6 en 7 jaar lagere school die in de 3 laagste intelligentieklassen vallen. De transformaties liggen in dezelfde volgorde als door Groenewegen gegeven, langs de X- en Y-as, behalve 4-6 jaar Middelbaar Onderwijs en het Kweekschool-niveau, die van plaats worden verwisseld. Dat deze laatstgenoemde niveaus zo dicht bij elkaar liggen, betekent dat intelligentie op beide niveaus een sterk overeenkomstige verdeling heeft.

De lijnen getrokken door de rij- en kolomgemiddelden van de getransformeerde scores geven de (lineaire) regressie van intelligentie op onderwijs respectievelijk van onderwijs op intelligentie weer. De kleine hoek die de regressielijnen maken, geeft aan dat de canonische correlatie (de correlatie tussen de optimaal getransformeerde scores) hoog is: .76. Dit sterke verband tussen de testscore en het opleidingsniveau was Groenewegen uiteraard niet ontgaan, maar hij concentreert zich in zijn conclusies voornamelijk op de intelligentieverschillen binnen de onderwijsklassen die hij in verband brengt met de regionale verschillen tussen de keuringsraden en toeschrijft aan 'sociaal psychologische factoren' (p. 645).

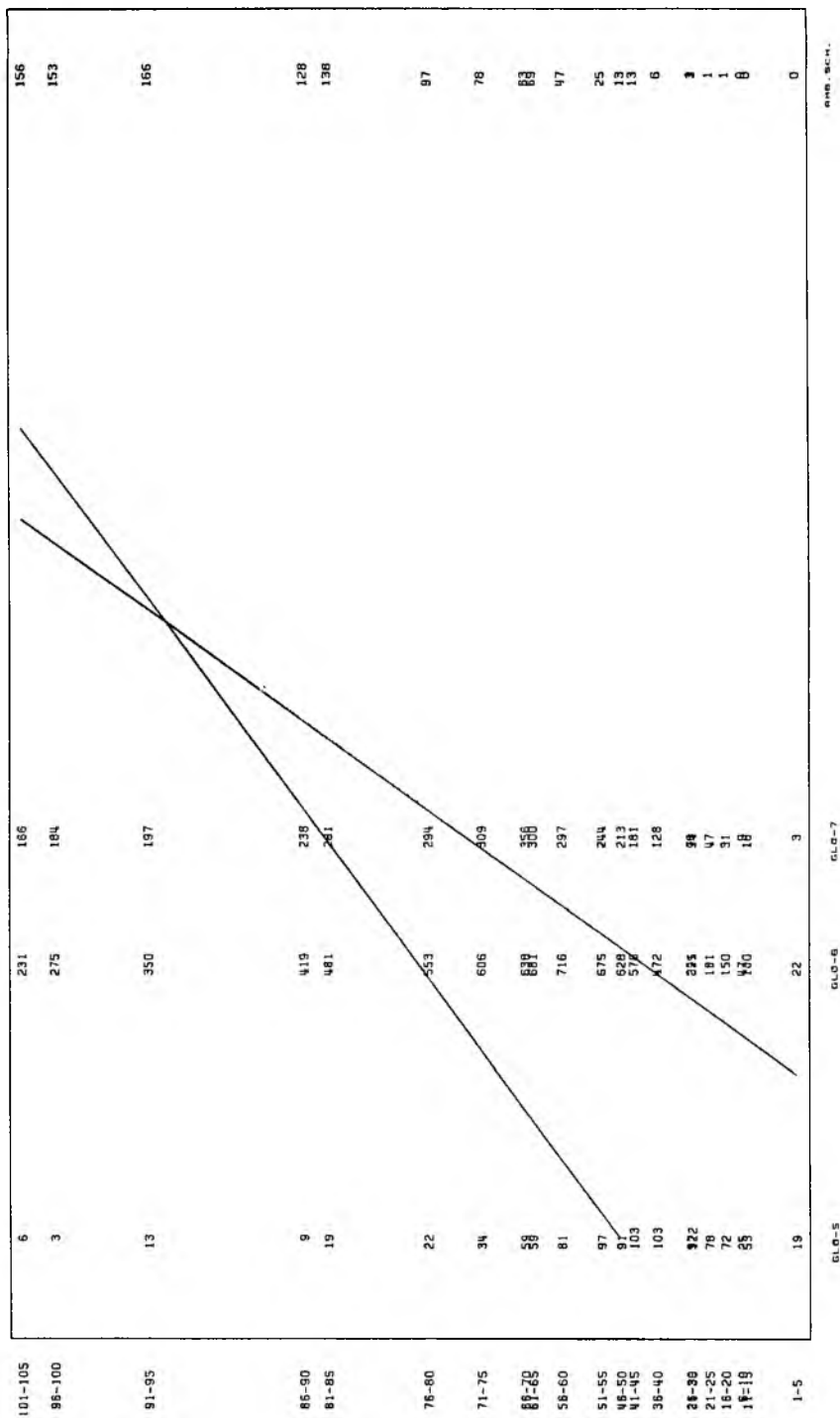
### 3. 1932

De eerstvolgende publikatie die wij konden achterhalen, is van het CBS uit 1935 en heeft betrekking op de keuringsgegevens van 1932. De gebruikte test is een enigszins verbeterde versie van de API-test. De behaalde scores (0-212) zijn in klassen van 5 ingedeeld. Voor 6 belangrijke onderwijsgroepen die samen 17 745 van de 26 983 onderzochte personen omvatten, is met uiterste nauwkeurigheid een verdelingsgrafiek getekend, zodat wij daar op dezelfde manier als bij de 1926-publikatie een kruistabel van intelligentie en opleidingsniveau uit konden destilleren.<sup>5</sup> Deze kruistabel hebben wij dezelfde bewerking laten ondergaan als de tabel die wij uit Groenewegens gegevens afleidden en het resultaat staat in *figuur 2*.<sup>6</sup> Hoewel de klasse-indeling van de opleidingsvariabele iets anders is, stemmen de resultaten voor 1925 en 1932 sterk overeen<sup>7</sup> en de herschaling van de intelligentie-scores geeft maar in enkele gevallen een iets andere dan de vooraf gegeven ordening te zien. Het

Figuur 2. Intelligentie en opleiding in 1932



Figuur 2a. Intelligentie en opleiding in 1932 (deelvergroting)



overgrote gedeelte van de keurlingen bevindt zich uiteraard weer in de linker-benedenhoek van het plaatje en omdat de figuur daar niet goed leesbaar is, hebben we dat gedeelte in *figuur 2a* uitvergroot. De regressielijnen maken vrijwel dezelfde hoek en de canonische correlatie is  $.73$ .<sup>8</sup>

#### 4. 1952

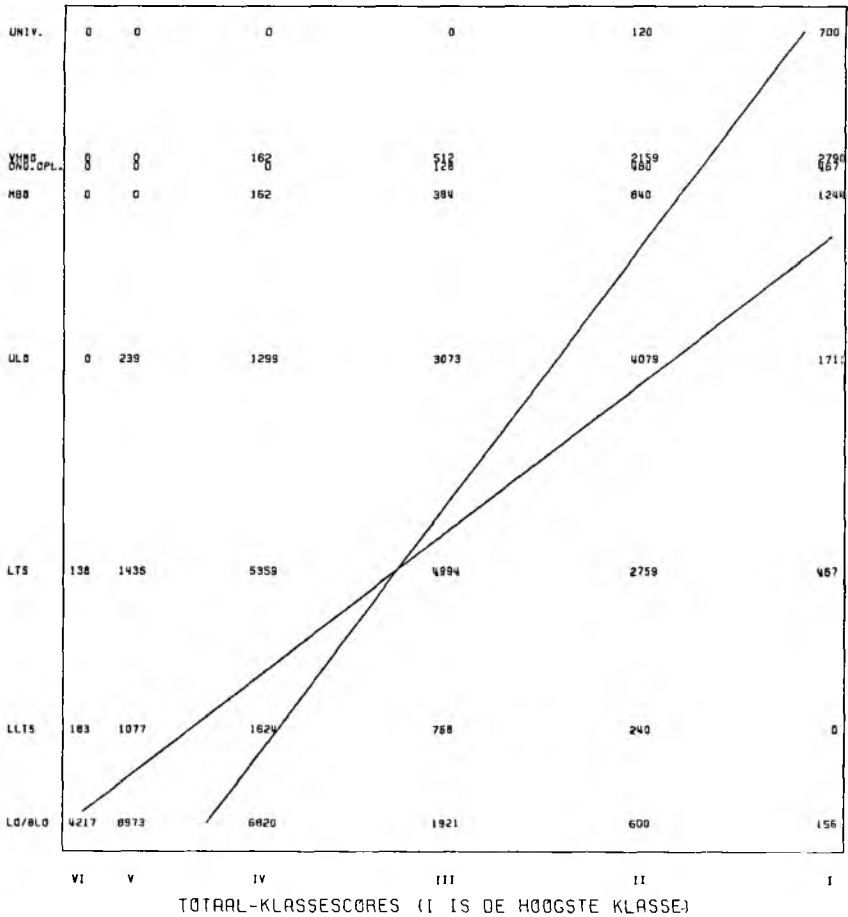
Bestaat er in latere jaren nu ook een dergelijk verband? We moeten daarvoor een flinke sprong in de tijd maken. In 1957 publiceerde het Demologisch Instituut over de dienstkeuringsgegevens van 1952. De beperkingen van het materiaal komen overeen met wat hierboven al over 1925 en 1932 is vermeld.

De lichtung 1952 omvatte ruim 80 000 keurlingen en de gegevens hebben betrekking op 65 363 *goedgekeurden*. Het intelligentie-onderzoek (dat tot op heden nog op dezelfde manier wordt afgenomen) bestaat uit 5 subtests: 1. Algemene intelligentie (de Raven-matrixtest), 2. Technisch inzicht, 3. Wiskundetest, 4. Taalttest en 5. Opdrachttest. De publikatie onderscheidt twee soorten intelligentie: de 'parate' intelligentie; dat is de totaal score over de 5 subtests, ingedeeld in 6 klassen en de 'potentiële' intelligentie, de score op de Raven-test. De Raven-score is eveneens in 6 klassen ingedeeld. De 'parate' intelligentie komt het meest overeen met de API zoals die in 1925 en 1932 werd gemeten.

Als we op de kruistabel<sup>9</sup> van opleidingsniveau en de totaal-klassenscore correspondentie-analyse toepassen, zoals we dat ook voor de voorgaande jaren hebben gedaan, vinden we een resultaat dat grote overeenkomst vertoont met die eerdere bevindingen (zie *figuur 3*): de correlatie tussen getransformeerde scores is  $.76$  en de ordening van de transformaties van opleidingsniveau en intelligentie is in de oorspronkelijke volgorde. Het middelbaar onderwijs (VHMO), de onderwijzersopleiding en het middelbaar beroepsonderwijs (MBO) hebben ongeveer gelijke verdelingen en liggen dicht bij elkaar. Verder is de spreiding van de categorieën langs de beide assen regelmatig dan in de voorafgaande jaren. Dat betekent dat de marginale verdeling van de intelligentie- en de opleidingsvariabele meer de normale verdeling benadert. Opmerkelijk is de plaats van het lager land- en tuinbouwonderwijs (LLTS). Men zou LLTS en LTS dicht bij elkaar verwachten. Kennelijk scoren de jongens met een agrarische opleiding in het algemeen toch lager op de intelligentietests.

Als we de bewerking herhalen maar nu met de Raven-scores als uitgangspunt, blijkt het verband minder sterk: de correlatie van de getransformeerde scores is  $.57$ . De ordening van de klassescores en de categorieën van

Figuur 3. Intelligentie en opleiding in 1952

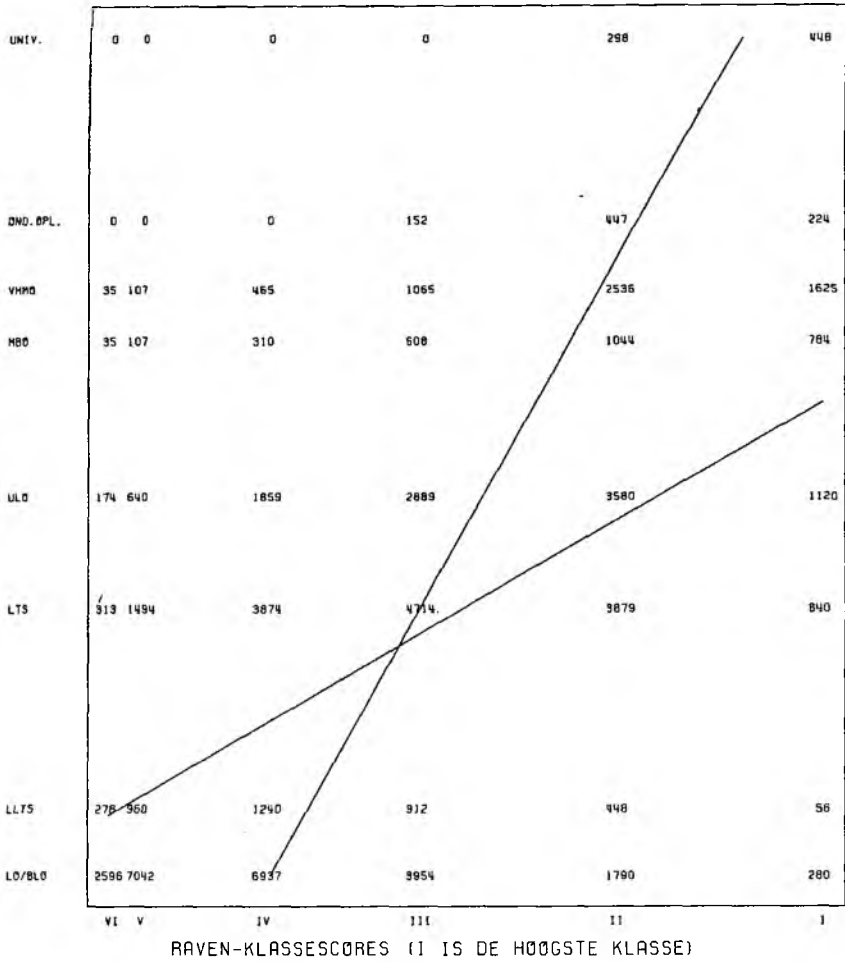


de opleidingsvariabele komen vrijwel overeen met die we eerder vonden, met dit verschil dat de onderwijzersopleiding en het VHMO van plaats ruilen. De Raven-classes V en VI liggen een beetje dicht bij elkaar, maar verder zijn de scores goed langs de X-as gespreid (figuur 4).

De Raven-testscores hangen minder sterk samen met omgevings-, c.q. opleidingsinvloeden dan de totaal-klasse score en dat kunnen we nog eens apart laten zien door de analyse van de kruistabel van Raven-klasse scores en het beroep van de vader van de proefpersonen (deze laatst genoemde varia-



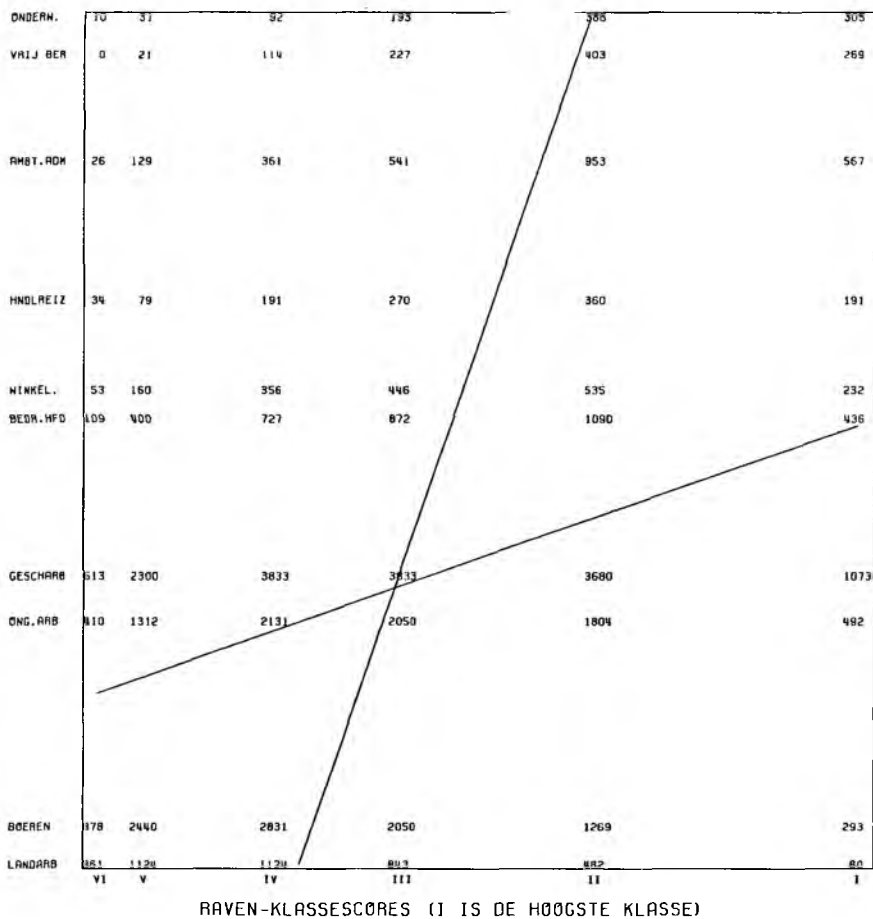
Figuur 4. Intelligentie en opleiding in 1952



bele beschouwen we als een indicator van het sociale milieu waaruit de keurlingen afkomstig zijn). Het resultaat staat in *figuur 5*.

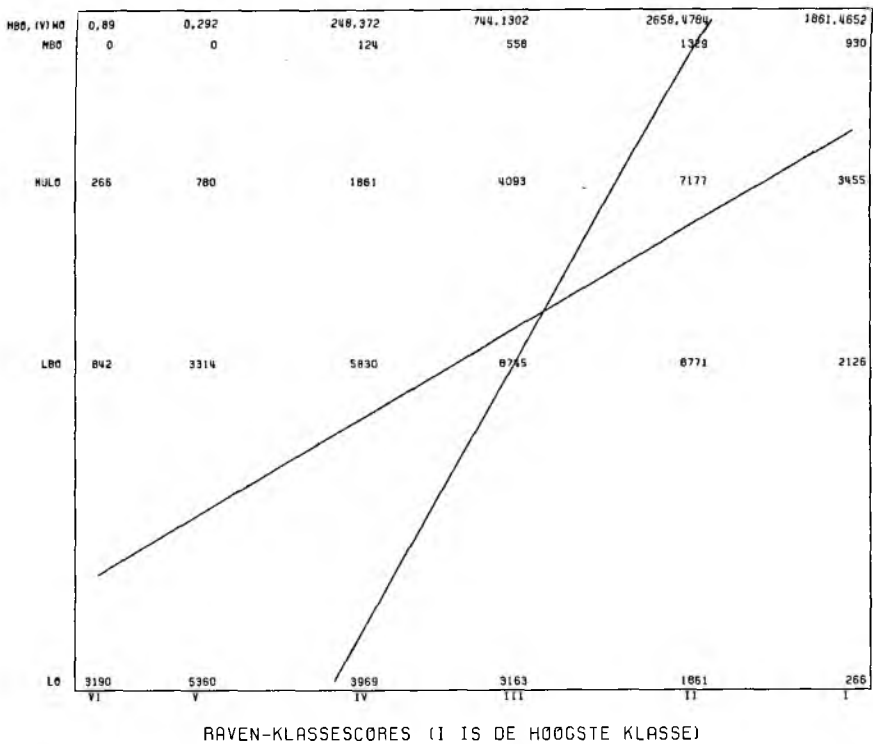
De regressielijnen maken een vrij grote hoek, want de correlatie tussen de getransformeerde variabelen is .35. De ordening van de beroeps categorieën wijkt nogal af van wat bijv. De Leeuw en Stoop (1979) vonden: boeren en landarbeiders worden heel laag geplaatst en onderwijzers komen hoger op de

Figuur 5. Intelligentie en beroep vader in 1952



schaal terecht dan de vrije beroepen. Het zou nu natuurlijk interessant zijn om het verband tussen de totaal-klassenscore en de Raven-scores, alsook tussen het bereikte opleidingsniveau en de milieu-indicator nader te analyseren. Op die manier zou voor het jaar 1952 het verband tussen intelligentie, opleiding en het ouderlijk milieu compleet kunnen worden weergegeven. Helaas heeft het Demologisch Instituut niet meer dan de hier opnieuw geanalyseerde tabellen gepubliceerd, zodat we over het totaalbeeld in het ongewisse blijven.

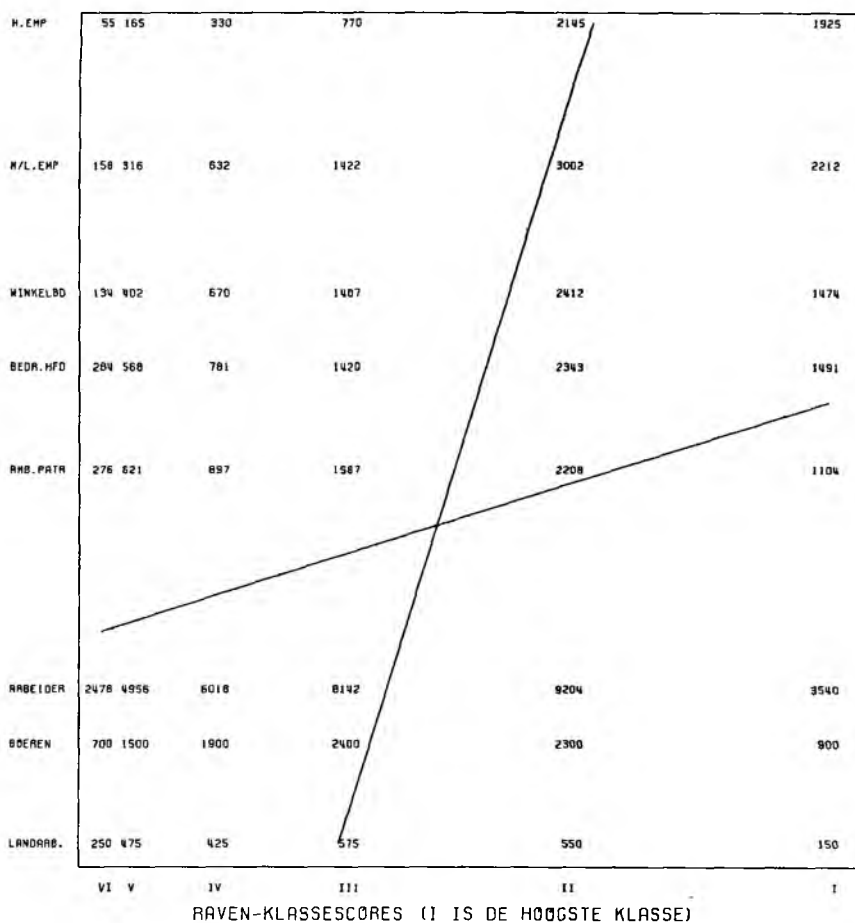
Figuur 6. Intelligentie en opleiding in 1962



## 5. 1962

De publikatie van Ruiters (1965) stelt ons in staat de bewerking van de 1952-gegevens, althans voor wat betreft de Raven-scores en het opleidingsniveau, c.q. het beroepsniveau van de vader voor 1962 te herhalen. Het resultaat staat in de figuren 6 en 7. Ruiters hanteert een iets andere en minder gedetailleerde indeling van de opleidingsvariabele en dat vinden we in figuur 6 terug. De universitaire opleidingen en het middelbaar onderwijs vormen hier één categorie (in de figuur aangeduid als: (V)WO). Deze categorie heeft ongeveer dezelfde verdeling als het hoger beroepsonderwijs (HBO) en het middelbaar vak- en technisch onderwijs (MBO) en de transformaties van deze categorieën liggen dan ook zeer dicht bij elkaar. Als we echter naar de orde-

Figuur 7. Intelligentie en beroep vader in 1962



ning van de categorieën en de hoek van de regressielijnen kijken is er een sterke overeenkomst met *figuur 4*. De canonische correlatie is .58.

Een mogelijk nog frappantere overeenkomst is er tussen de *figuren 5* en *7*. Weliswaar is er enig verschil tussen de categorieën van de variabele 'beroep vader'<sup>10</sup>, maar de ordening en de onderlinge afstanden van de categorieën, evenals de hoek tussen de regressielijnen (de canonische correlatie is .31) stemmen sterk overeen.

## 6. 1972

Voor de keuringslichting van 1972 hebben we een tabel van ruwe scores op de Raven-test en opleidingsniveau. De Raven-scores variëren van 0 tot 40 (aantal items goed beantwoord). Scores van 17 of lager zijn tot één klasse samengenomen. De twee hoogste opleidingsklassen behoeven wellicht enige toelichting: MOZD (Middelbaar Onderwijs zonder diploma) omvat, naast de jongens met enkele jaren VWO, ook de HAVO-leerlingen en degenen met één of enkele jaren hoger beroepsonderwijs. MOEH (Middelbaar Onderwijs en Hoger) bevat de keurlingen met een middelbare school-diploma en studenten. *Figuur 8* laat de kruistabel, de transformaties en de regressie zien. De categorieën van beide variabelen worden in de 'juiste' volgorde geplaatst. De correlatie (het verhaal wordt een beetje eentonig) is .52.

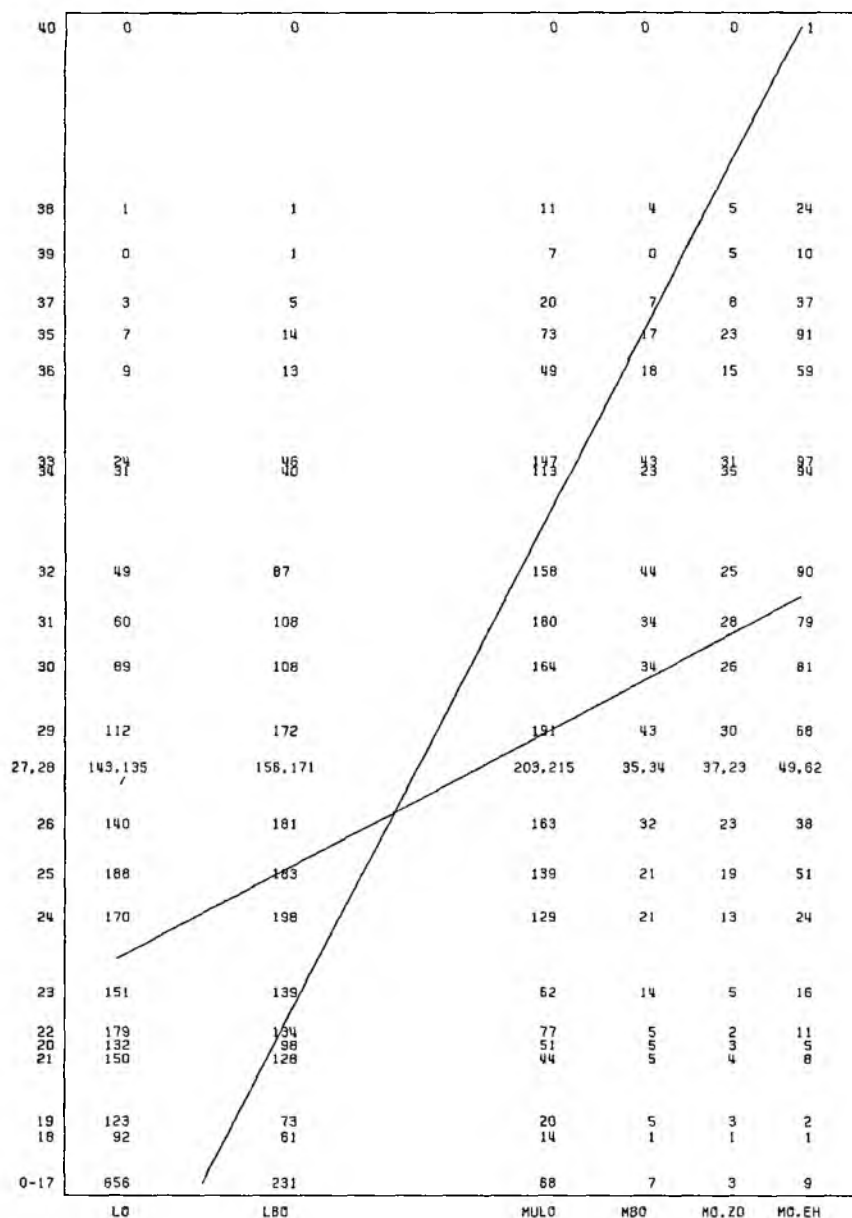
## 7. 1982

Door een gelukkige omstandigheid kunnen we de historische lijn die in de voorafgaande paragrafen is uitgezet, naar het heden doortrekken. Op dit moment wordt t.b.v. een onderzoek naar de erfelijke aspecten van intelligentie een bestand verzameld, waarin o.a. de Raven-intelligentiescores van keurlingen in 1982 tesamen met hun opleidingsniveau en vergelijkbare gegevens t.a.v. hun vaders zijn opgenomen. Van ongeveer driekwart (2 960) van deze keurlingen is de ruwe Raven-score en het opleidingsniveau nu bekend. De welwillendheid van de betrokken onderzoekers<sup>11</sup> stelde ons in staat de exercitie, die we op de andere onderzoeken uitvoerden, voor 1982 te herhalen.

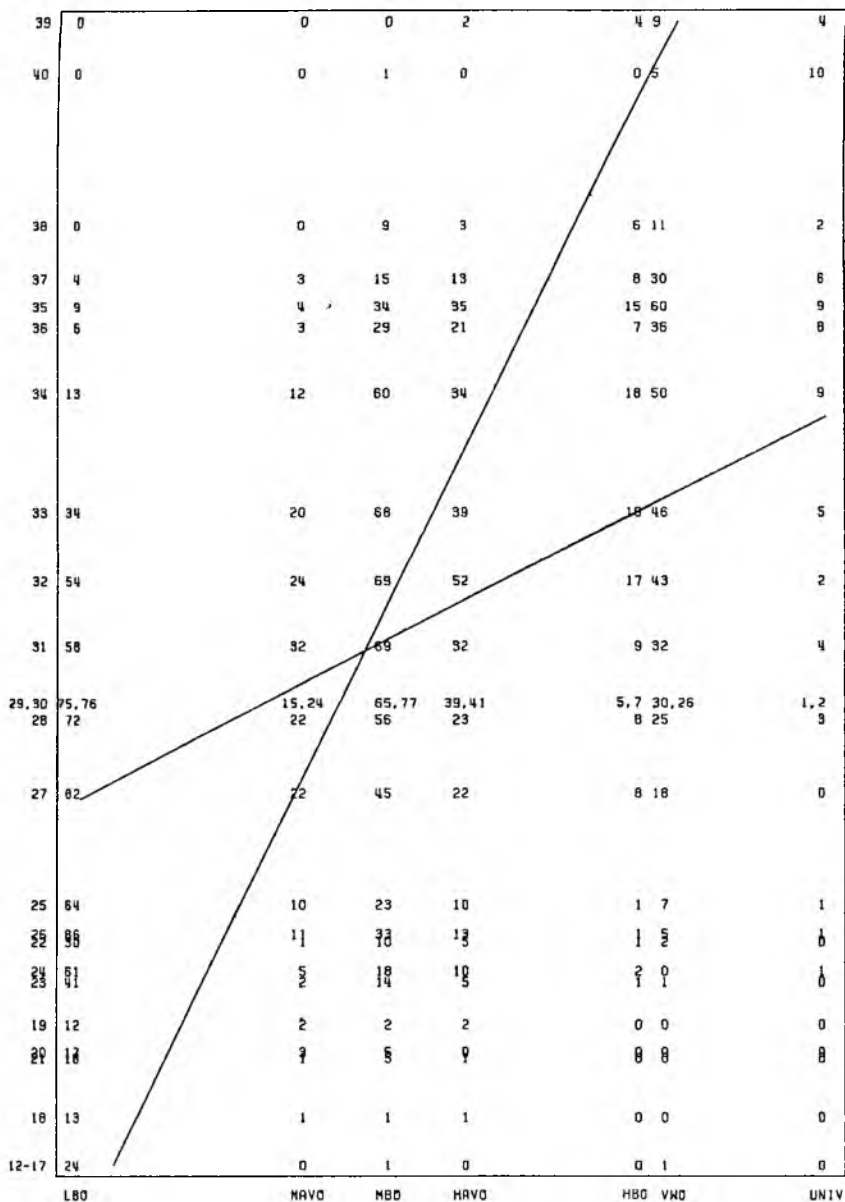
De betrouwbaarheid van een vrij grove hercodering van variabelen uit een-bestand-in-opbouw is uiteraard voor kritiek vatbaar (maar dat is de reconstructie van de kruistabellen voor eerdere jaren ook.) Voor een globale schets van het verband tussen intelligentie en opleiding over een periode van bijna 60 jaar leek het ons redelijk dit bezwaar voor lief te nemen.

Een korte toelichting op de hercodering. Voor de Raven-test gaan we uit van de oorspronkelijke ruwe scores. Net als voor 1972 nemen we de laagste Raven-scores tot één klasse samen. De overige scores laten we ongemoeid. De opleidingsvariabele hercoderen we zoveel mogelijk analoog aan de manier waarop dat in de andere bestanden is gedaan.<sup>12</sup> De categorie 'opleiding onbekend' laten we weg. Relatief het grootste gedeelte van de jongens waarvan het opleidingsniveau niet bekend is, heeft minder dan de helft van de Raven-opgaven goed beantwoord. We houden op die manier 2 813 personen over.

Figuur 8. Raven-scores en opleiding in 1972



Figuur 9. Raven-scores en opleiding in 1982



Analoog aan de eerder uitgevoerde bewerkingen beelden we in *figuur 9* de kruistabel, de optimale transformaties van Raven-scores en opleidingsniveaus en regressielijnen af. Afgezien van enkele verwisselingen in de lage en hoge categorieën liggen de Raven-scores in de oorspronkelijke volgorde en redelijk gespreid langs de verticale as. De ordening van de opleidingscategorieën laat zien dat VWO en HBO een overeenkomstige verdeling hebben, zodat ze moeilijk van elkaar zijn te onderscheiden. Verder liggen de opleidingsniveaus goed gespreid langs de X-as. MBO wordt precies tussen MAVO en HAVO in geplaatst. Dat kan een gevolg van de codering zijn (zie noot 12).

Vergelijking van deze grafiek met de *figuren 4, 6 en 8* toont een sterke overeenkomst. De categorieën van de variabelen zijn weliswaar niet steeds gelijk, maar de ordening is vrijwel dezelfde. Ook maken de regressielijnen steeds een ongeveer even grote hoek (de canonische correlatie voor de 1982-data is .50).

## 8. Wat gelijk bleef en wat veranderde

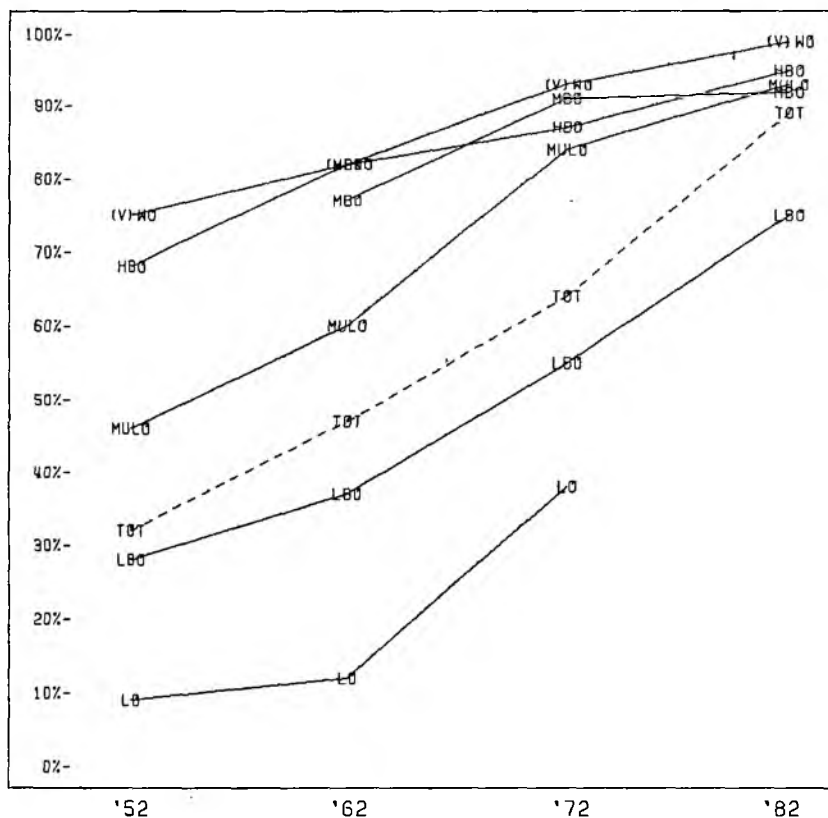
Op basis van de overeenkomst van het verband tussen Raven-score en opleidingsniveau tussen 1952 en 1982 zijn wij geneigd aan te nemen dat een soortgelijke overeenkomst tussen de opleidingsniveaus en de totaal-klasescore zal bestaan. Natuurlijk zijn wij ons bewust van de betrekkelijke (on-)vergelijkbaarheid van de variabelen en de eveneens betrekkelijke betrouwbaarheid van de reconstructies. De voordelen van de door ons toegepaste analyse-techniek (geen zware vooronderstellingen over het meetniveau van de variabelen, heldere en inzichtelijke visuele presentatie) wegen naar onze mening ruimschoots tegen deze nadelen op.

De overeenkomst tussen de gevonden transformaties en correlaties is frappant genoeg om de algemene conclusie te rechtvaardigen dat het intelligentie-onderzoek bij de militaire keurlingen globaal genomen het opleidingsniveau van de gekeurden meet. Als het erom gaat, zoals in de diverse publikaties wordt benadrukt, de geschiktheid voor het militaire bedrijf vast te stellen, kan men dus net zo goed nauwkeurig naar de genoten opleiding vragen. Dat wil evenwel niet zeggen dat er een eenduidige relatie tussen intelligentie en opleiding (en vice versa) bestaat en dat de indeling in opleidingsniveaus aldus de intelligentieverdeling zou weerspiegelen. Er mag dus niet worden geconcludeerd dat de selectie in het onderwijs gebaseerd is op de vooraf gegeven intelligentie of, omgekeerd, dat mensen intelligenter zijn naarmate ze meer opleiding hebben genoten.

De invariantie van het verband tussen opleiding en intelligentie betekent



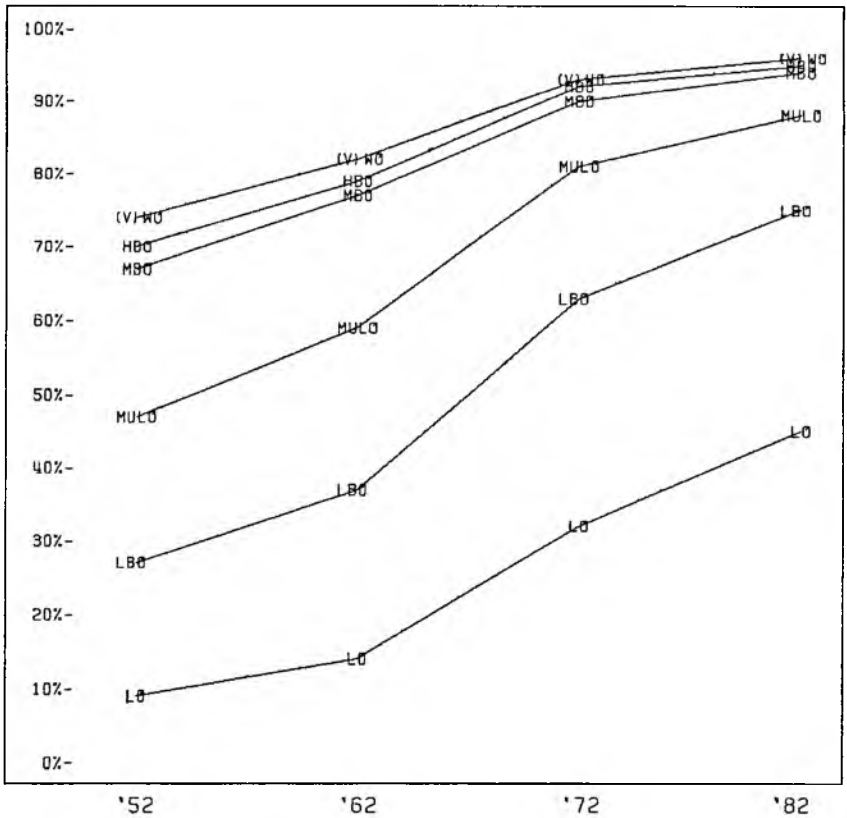
Figuur 10. Percentage hoog-intelligenten per onderwijsniveau



ook niet dat er in de loop der jaren niets veranderd is. In de plaatjes hebben we kunnen zien dat de verdeling van de opleidingscategorieën steeds regelmatig is geworden. Het gemiddeld opleidingsniveau is daarbij hoger geworden. (Een verschijnsel dat ook wel als 'diploma-inflatie' wordt aangeduid.)

Ook de intelligentiescores zijn door de jaren heen sterk gestegen. De klasse-indeling van de intelligentiescores (die zo is gemaakt dat 10% van de keurlingen in de hoogste klasse en 10% in de laagste klasse valt, terwijl de overige 80% gelijkelijk over de vier tussenliggende klassen worden verdeeld) wordt daarom door de keurende instantie voortdurend aangepast. Dronkers (1978) heeft op basis van dezelfde gegevens als die wij analyseerden, een ver-

Figuur 11. Percentage (verwacht) hoog-intelligenten per onderwijsniveau



gelijking gemaakt van het percentage keurlingen dat in de twee hoogste klassen van de Raven-test viel. Op basis van het 1982-materiaal kunnen wij Dronkers' tabel nu aanvullen.<sup>13</sup> Wij geven de aangevulde tabel in *figuur 10* grafisch weer. Langs de horizontale as zijn de onderzochte jaren geplaatst. De verticale as is een percentage schaal. De lijnen geven dus het percentage keurlingen (per opleidingsniveau en voor het totaal) weer dat op de achterenvolgende meetpunten meer dan 24 Raven-opgaven goed beantwoordde. De stijging van de curves is zeer opvallend en bereikt in 1982 al bijna een absoluut plafond.<sup>14</sup> Logit-analyse (een bijzondere toepassing van log-lineaire analyse die in *appendix B* voor de geïnteresseerden nader wordt uiteengezet) van deze tabel laat zien dat de interactie-effecten tussen intelligentie, oplei-

ding en tijdstip van meting verwaarloosd kunnen worden ( $\chi^2 = 48.6$  bij  $df = 13$ , wat zeer klein is t.o.v. de hoofdeffecten en de interacties van de tweede orde). M.a.w. de onregelmatigheden van de curves in *figuur 10* kunnen we beschouwen als kansfluctuaties en de stijging van de intelligentiescores kan heel goed weergegeven worden door de verwachte frequenties van de kruistabel van opleidingsniveau en tijdstip van meting uit te zetten. Dat is in *figuur 11* gedaan. *Figuur 11* is bovendien een meer complete weergave van de tabel omdat ook de ontbrekende gegevens (de middelbare beroepsopleidingen in 1952 en de jongens met alleen lager onderwijs in '82) geschat worden. Dronkers (1978) somt vijf, uiteenlopende, mogelijke verklaringen voor dit fenomeen op, waarvan hij het gestegen opleidingsniveau en de verbeterde sociaal-culturele omstandigheden van de gekeurden de meest waarschijnlijke vindt. Wij kunnen daarin met hem meegaan. Hoe het ook zij, er is, dunkt ons, voldoende aanleiding dit soort ontwikkelingen nauwlettend te blijven volgen.

#### Noten

1. Uit de publikatie van Van Meerem (1975) is de kruistabel van opleiding en intelligentiescores niet rechtstreeks af te leiden. Deze tabel verkregen we echter door de welwillende medewerking van Jaap Dronkers van SISWO. Deze gegevens zijn ook in het Steinmetzarchief beschikbaar.
2. De cursivering is van Groenewegen.
3. De verdeling van de keurlingen over de intelligentieklassen was als volgt: A: 6,1%: 667 personen; B: 8,6%: 937 personen; C + : 15%: 1 642 personen; C: 20,2%: 2 217 personen; C - : 18,9%: 2 067 personen; D: 31%: 3 395 personen.  
De auteur concludeert uit deze verdeling dat het onderzoek 'te moeilijk' is geweest. In 1926 is het onderzoek (blijkens een voetnoot) bij alle keuringsraden herhaald met een wat verbeterde instructie en Groenewegen vermeldt dat in dat jaar een meer gelijkmatige spreiding over de 6 klassen werd verkregen. Hij verwijst naar een komende publikatie over die gegevens. Of die publikatie er ooit is gekomen, is twijfelachtig (CBS, 1935 verwijst alleen naar Groenewegens artikel); wij hebben hem in ieder geval niet kunnen achterhalen.
4. De betrouwbaarheid van deze reconstructie is uiteraard betrekkelijk. Als we er van uitgaan dat we de frequenties tot op 0,5 mm nauwkeurig hebben kunnen nameten kan dat, afhankelijk van de klassegrootte van het opleidingsniveau, 2 (Kweekschool abiturienten) tot 73 (6 jaar LO) personen schelen. Op een totaal van bijna 11 000 keurlingen lijkt dat vrij acceptabel.
5. De verdelingsgrafiek heeft betrekking op absolute aantallen personen. Een onnauwkeurigheid van + of 0,5 mm betekent hier ruim 6 personen.
6. In *figuur 2* zijn, evenals in *figuur 8* en *9*, de intelligentiescores langs de Y-as geplaatst; in alle andere grafieken langs de X-as. Dat mag enigszins inconsistent lijken, maar is het gevolg van een technische beperking. Omdat de intelligentie-variabele in de desbetreffende analyses een groot aantal categorieën heeft, zou plaatsing langs de horizontale as een extreme overlap van de labels veroorzaken. De figuur zou daardoor onleesbaar worden.
7. De transformaties zijn afhankelijk van het paar van variabelen dat wordt geanalyseerd. Dat

betekent dat we wel relatieve afstanden kunnen vergelijken, maar geen absolute. We kunnen dus *niet* zeggen: 'De afstand tussen GLO en ULO is in 1925 groter dan in 1932', maar wel: 'In 1925 zijn de onderlinge afstanden tussen de categorieën gewoon lager onderwijs ongeveer gelijk, terwijl in 1932 GLO-6 en GLO-7 t.o.v. GLO-5 dichter bij elkaar liggen' (GLO-6 en GLO-7 lijken, qua verdeling van de intelligentievariabele, meer op elkaar).

8. De auteur van de CBS-publikatie kritiseert de 'juistheid der selectie bij ons onderwijs' (p. 21) omdat er 56 keurlingen zijn met niet meer dan lager onderwijs die een intelligentiecijfer hebben, hoger dan het gemiddelde van degenen met een MO of Gymnasiumdiploma. Gezien het totaal aantal proefpersonen (bijna 27 000) lijkt dat wat overdreven. Anderzijds: op p. 13 wordt de sterke samenhang van intelligentie en onderwijs onderkend en dat is dan het uitgangspunt voor een pleidooitje voor maximale ontwikkeling van talent.
9. De door het Demologisch Instituut gepresenteerde kruistabellen zijn op twee manieren gepercenteerd: over de intelligentieklassen en over het opleidingsniveau. De percentages zijn op hele getallen afgerond. We herleidden de kruistabel uit de percentages per intelligentieklasse. De afleiding is wat grof. M.n. in de kleine frequenties valt dat op. 1% verschil kan (afhankelijk van de klassengrootte) 46-162 personen betekenen.
10. In 1952 werden geschoolde en ongeschoolde arbeiders apart onderscheiden, in 1962 niet, wel komt er in dat jaar een categorie 'ambachtspatrouns' bij. Waar in 1952 gesproken wordt van: (in volgorde van laag naar hoog) winkeliers, handelsreizigers, ambtenaren en administratief personeel, vrije beroepen en onderwijzers, heet het in 1962: winkelbedienden, lagere en middelbare employees en hogere employees. Globaal genomen is er voldoende overeenkomst.
11. Wij danken prof. dr. P.A. Vroon van de RU Utrecht en zijn medewerkers voor het beschikbaar stellen van de data.
12. We hebben, als één persoon meerdere onderwijssoorten noemde, steeds de 'hoogste' gecoedeerd. De jongens die na de LTS één of andere opleiding in het leerlingstelsel hebben gevolgd, zijn samen met degenen die uitsluitend LTS, LLTS of LAS (lager land- en tuinbouwonderwijs) hebben opgegeven, in de categorie LBO ondergebracht. Ook de categorie MBO verzamelt een vrij heterogene groep van opleidingen. De beroepsopleidingen verschillen onderling nogal naar aard en niveau. Achteraf was het waarschijnlijk niet helemaal terecht om het zgn. 'kort middelbaar beroepsonderwijs' ook in de categorie MBO onder te brengen, daar deze opleiding meer overeenkomst met het leerlingstelsel vertoont. Het gaat hier om totaal 18 jongens, met bijna allemaal verschillende Raven-scores. Correctie zou daarom vrijwel niets aan het resultaat van de correspondentie-analyse veranderen. Verschillen naar aard en niveau gelden ook voor de vele vormen van HBO.  
Aan de ruwe indeling kunnen we niet aflezen of het diploma van een genoemde onderwijssoort ook behaald is. Gezien de leeftijd van de gekeurden zal dat het sterkst gelden voor de categorieën MBO, HBO en UNIV.  
Als het databestand gecompleteerd, geschoond en gecodeerd is zullen we, uiteraard, de verdelingen van de opleidingsvariabele nog eens vergelijken.
13. In 1952 en 1962 lag de ondergrens van klasse II bij een ruwe Raven-score bij 25. Dronkers (1978) hield dus voor de data van 1972 dezelfde grens aan en wij hebben dat ook voor het recente materiaal gedaan. Zoals Dronkers al meldde is de vergelijking door veranderingen in het onderwijsstelsel niet perfect, maar de beste benadering die er te maken valt. Wij hebben getracht de opleidingsniveau-indeling zoveel mogelijk met die van Dronkers te doen sporen, door het middelbaar onderwijs en de universitaire opleidingen samen te nemen, evenals het HAVO en het hoger beroepsonderwijs.
14. Overigens kan de continue stijging van de gemiddelde intelligentiescores niet als een soort 'natuurverschijnsel' worden beschouwd. Harnischfeger en Wiley (1976) hebben de scores

op een groot aantal intelligentie- en schoolvorderingentests over een aantal jaren vergeleken voor de Verenigde Staten en vinden, na de aanvankelijke, gestadige stijging tot het midden van de jaren zestig in recentere jaren een door hen als 'dramatisch' gekarakteriseerde daling. Wij hebben een dergelijke daling niet waargenomen. Strikt genomen is een overeenkomstige ontwikkeling niet onmogelijk.

#### *Appendix A. Correspondentie-analyse*

We geven slechts een korte inleiding. Voor gedetailleerde besprekingen van de techniek verwijzen we naar Nishisato (1980), Gifi (1981), Benzécri e.a. (1973), Benzécri e.a. (1980).

In de vorm waarin wij het gebruiken, is correspondentie-analyse een techniek om de correlatie tussen twee geordende variabelen te schatten. De techniek werkt uitstekend wanneer de geobserveerde kruistabel beschouwd kan worden als een *gediscretiseerde versie van een continue bivariate verdeling met lineaire regressies*, bijvoorbeeld als een *gediscretiseerde bivariate normaalverdeling*. Aan te bevelen is om de discretisatie zo fijn mogelijk te maken, op voorwaarde dat de cellen redelijk gevuld blijven. In het algemeen kunnen we zeggen dat correspondentie-analyse een goede schatting van de *correlatiecoëfficiënt* geeft in die gevallen waarin het zinvol is associatie tussen twee variabelen met produkt-moment-methoden te meten. Wanneer de discretisering afwijken van het intervalniveau, met name wanneer er sprake is van aanzienlijke scheefheid, dan zal correspondentie-analyse een schatting van de correlatiecoëfficiënt opleveren die verschilt van de gebruikelijke. De verschillen zijn over het algemeen niet groot, maar een lichte verbetering is er in de meeste gevallen wel.

Rekenkundig gezien berekent correspondentie-analyse de grootst mogelijke correlatie die door scoring van de variabelen bereikt kan worden. Een bijproduct zijn de scoringen (of transformaties of kwantificaties) van de variabelen. De gevonden transformaties zijn steeds zodanig, dat ze de beide regressies exact lineariseren. We kunnen correspondentie-analyse dus ook formuleren als een techniek die scores vindt die de regressies exact lineariseren. Uit de oplossingen van dit probleem wordt dan vervolgens door ons degene gekozen met de maximale correlatie.

In een plaatje kunnen we de beide regressielijnen uitzetten. De maximale correlatie (een schatting van de 'ware' correlatie) wordt weergegeven door de hoek tussen de regressielijnen. Op de assen van het plaatje staan de herschaalde variabelen. In een dergelijk plaatje kunnen we ook de cellen met hun celinhoud weergeven, zodat de kruistabel als het ware op een compacte manier grafisch weergegeven wordt.

Aan het plaatje is niet te zien of de associatie in de tabel op zinvolle manier met een produkt-moment-maat weer te geven is. Een noodzakelijke voorwaarde is dat de categorieën van de variabelen in de 'juiste' volgorde geschaald worden, maar voldoende is deze voorwaarde zeker niet. De vraag kan beantwoord worden door naar de overige oplossingen van correspondentie-analyse te kijken, die andere transformaties geven om de regressies te lineariseren. In de door ons geanalyseerde voorbeelden voegen deze overige oplossingen nauwelijks informatie toe aan de eerste en maximale oplossing. Ze kunnen daarom gevoeglijk weggelaten worden.

#### *Appendix B. Logit-analyse*

In dit artikel gebruiken we logit-analyse om tot een meer regelmatige weergave van kruistabellen te komen. We geven een uiterst summier inleiding, meer details en meer referenties zijn te vinden in Schmitz en Verbeek (1980).

Stel  $X$  is een  $n \times m \times 2$  tabel, met elementen  $x_{ij+}$  en  $x_{ij-}$ , te interpreteren als het aantal posi-

tieve en het aantal negatieve gevallen in conditie (i,j). In plaats van de volledige  $n \times m \times 2$  tabel met een loglineaire techniek te analyseren, is het soms handiger de gegevens eerst tot *logits* te transformeren. De logit van conditie (i,j) is  $y_{ij} = \ln x_{ij+} / x_{ij-}$ . We bekijken nu additieve modellen van de vorm  $y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_{ij}$ , en submodellen hiervan die ontstaan door te veronderstellen dat sommige van de parameters gelijk aan nul zijn. Met name zijn wij geïnteresseerd in het model zonder interactie, d.w.z.  $Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j$ . Men kan dit soort logit-modellen aanpassen met behulp van de gebruikelijke programmatuur (BMD, GLIM, ECTA). Zoals bij loglineaire analyse gebruikelijk is kunnen we modellen selecteren door chi-kwadraat statistieken te berekenen.

Interpretatie van logit-transformatie wordt vergemakkelijkt door  $p_{ij} = x_{ij+} / (x_{ij+} + x_{ij-})$  te gebruiken. Dit is de proportie positieven in conditie (i,j). De logit is  $y_{ij} = \ln p_{ij} / (1 - p_{ij})$ , en dit is symmetrisch rond  $p = 1/2$ . Voor  $p = 1/2$  geldt  $y = 0$ , als  $p$  naar nul gaat dan gaat  $y$  naar min oneindig, als  $p$  naar één gaat, dan gaat  $y$  naar plus oneindig. De logit transformeert dus proporties van de (0,1)-schaal naar een schaal tussen min en plus oneindig, en op deze nieuwe schaal kan een zinvolle additieve analyse gedaan worden.

### Literatuur

- Benzécri, J.P. e.a., *Analyse des données* (2 vols), Paris, 1973.
- Benzécri, J.P. e.a., *Pratique de l'analyse des données: 1. Analyse des Correspondances: Exposé élémentaire*, Paris, 1980.
- CBS, *Intelligentieverhoudingen in Nederland*, Groningen, 1935.
- Demologisch Instituut, *Begaafdheidsonderzoek en intelligentiespreiding*, Deel II, *Intelligentie en arbeidspotentieel*, Utrecht, 1957.
- Drinkers, J., 'De stijging van intelligentiescores', *Hollands Maandblad*, 19 (1978) 363, p. 15-19.
- Gifi, A., *Non-linear Multivariate Analysis*, Leiden, 1981.
- Groenewegen, H. Y., 'Het onderzoek naar het algemene praktische intelligentie bij de keuringsraden in 1925', *De militaire spectator* 95 (1926), p. 634-645.
- Harnischfeger, A. en D.E. Willey, 'Achievement Test Scores Drop. So What?', *Educational Researcher*, 5 (1976) 3, p. 5-12.
- Leeuw, J. de en I. Stoop, 'Secundaire analyse 'Van jaar tot Jaar' met behulp van niet-lineaire multivariate technieken', in: J.L. Peschar (red.), *Van achteren naar voren*, 's-Gravenhage, 1979.
- Meerem, L.M. van, *Intellectuele reserve* (niet gepubliceerd doctoraal werkstuk) RITP, Amsterdam, 1975.
- Nishisato, S., *Analysis of categorical data: dual scaling and its applications*, Toronto, 1980.
- Ruiter, R., *Deelname aan het V.H.M.O., intelligentie en milieu*, CPB, 1965 (gestencild).
- Sandee, J. en R. Ruiter, 'Opleiding en intelligentie volgens de legerkeuringen', *Statistica Neerlandica*, 12 (1958) 1, p. 33-44.
- Schmitz, P.I.M. en A. Verbeek, 'Loglineaire, logit- en logistische modellen: een introductie', *Kwantitatieve Methoden*, 1 (1980) 1, p. 132-142.
- Wolff, P. de en J. Meerdink, 'De intelligentie te Amsterdam in verband met demografische en sociologische kenmerken van de bevolking', *Statistica Neerlandica*, 9 (1955) 3, p. 101-124.