# 10. REDISTRIBUTIE VAN INTELLIGENTIE

P.A. Vroon, J.L. Leyten, J. de Leeuw en A.C. Meester

According to the hereditary position with respect to the origin of differences between individuals, the correlation between the intelligence levels of single parent and offspring is about .50. This is supposed to hold when there is random mating. In the case of assortative mating the correlation rises theoretically to .71. From a psychometric, methodological and theoretical point of view, it is advisable that parent and child are tested at the same age with the same test that is relatively culture-free. Data of 2874 father-son pairs meeting these requirements show that the correlation is about .33. A further analysis of data describing the educational and professional levels of the fathers and the sons indicates that the redistribution of intelligence and related variables such as educational level is only moderately determined by classical hereditary plus environmental factors. Most of the variance remains unexplained.

De auteurs danken drs. M. Harsveld van het Ministerie van Defensie voor zijn enthousiaste medewerking.

De evolutietheorie heeft veel invloed gehad op de psychologie. Tot omstreeks 1945 werd mede onder invloed van de eugenetische beweging als vanzelfsprekend aangenomen dat ook psychologische verschillen tussen mensen erfelijk waren bepaald (Vroon, 1984). Dit uitgangspunt raakte vooral na de tweede wereldoorlog in discussie. Op grote schaal opgezette compensatieprogramma's leverden vaak geringe of tijdelijke resultaten op, maar scherpten het IQ debat wederom aan. Deze discussie gaat onverminderd voort (Eysenck en Kamin, 1981). In het begin van de jaren zeventig werd door aanhangers van de aanlegtheorie gezegd dat h², een grootheid tussen .00 en 1.00, die de mate van genetische bepaaldheid van een kenmerk weergeeft, in de orde van .80 lag (Eysenck, 1973; Jensen, 1972). Dit betekent dat 80% van de IQ variantie op erfelijke variantie berust. Recent is dat getal, vooral wegens een toegenomen kritische zin en betere onderzoeksmethoden, gedaald tot ergens tussen .20 en .50 ((Sternberg, 1982). Volgens sommigen is op inhoudelijk-theoretisch niveau sinds de jaren twintig geen vooruitgang van betekenis geboekt, en weerspiegelt de gedragsgenetica hoofdzakelijk statistische verfijningen (Jaspars en De Leeuw, 1980). Dit is veroorzaakt door het feit dat op het gebied van het intelligentie onderzoek de klassieke psychometristen (die zich op tests baseren) en de cognitivisten (die denkprocessen onderzoeken) reeds lang geleden uit elkaar zijn gegaan. Momenteel zoeken beide partijen weer toenadering (Sternberg, 1982), maar daaruit zijn nog geen doorbraken voortgevloeid.

Het definiëren van intelligentie is lastig. Het woord geeft aan dat het vermogen tot het oplossen van problemen in het geding is. De omtrekken van deze zeer grote verzameling zijn niet bepaald. Om hoofdzakelijk onderwijskundige redenen hebben de psychometristen in de psychologie (derhalve) gekozen voor de constructie van tests die een bepaalde steekproef uit deze verzameling vaardigheden beschrijven, en prestaties voorspellen. Wat betreft de vraag waar de uiteenlopende testresultaten op berusten, voorspelt de aanlegtheorie het volgende (Jensen, 1972). Ouders en kinderen hebben gemiddeld de helft van hun genen gemeenschappelijk. Er zijn vermoedelijk aparte 'IQ genen' die elk kleine, gelijke, onafhankelijke en optelbare effecten hebben. Op grond van mendeliaanse genetica wordt voorspeld dat de correlatie tussen de intelligentieniveaus van ouders en kinderen 0.50 is, en maximaal 0.71 in geval van ster-

ke selectieve partnerkeuze. De correlatie tussen het gemiddelde van beide ouders en hun kinderen ligt tussen 0.71 en 1. Als er geen selectieve partnerkeuze met betrekking tot intelligentie is, wordt dus (maximaal) de helft van de IQ variantie van de kinderen door de genetische kenmerken van de ouders bepaald; bij selectieve partnerkeuze stijgt dit tot de limiet van honderd percent van de variantie. Over het verband tussen het aantal genen dat ouders en kinderen gemiddeld gemeenschappelijk hebben en de genoemde correlaties is overigens nogal wat discussie mogelijk die wij hier buiten de beschouwing laten (zie Jaspars en De Leeuw, 1980). De omgevingstheorie noemt geen cijfers, maar zegt dat vooral het opleidings- en beroepsniveau van de ouders invloed heeft op de intellectuele ontwikkeling van het kind.

Men kan de redistributie van intelligentie in kaart brengen door ouders en kinderen met elkaar te vergelijken. Het testen van de ouder als ouder en het kind als kind brengt het psychometrische bezwaar met zich mee dat verschillende tests (moeten) worden gebruikt. Men kan ouder en kind door middel van longitudinaal onderzoek op dezelfde leeftijd testen, maar ook dan blijft deze moeilijkheid bestaan. Een verschil van een generatie betekent immers vaak dat uiteenlopende tests (moeten) worden gebruikt. McAskie en Clarke (1976) zeggen op grond van een literatuuronderzoek dat het wenselijk is ouder en kind op dezelfde leeftijd met dezelfde test te onderzoeken, die bovendien redelijk vrij is van schoolse vaardigheden. Drie studies gaan in de richting van deze vereisten (Guttman, 1974; De Fries, Johnson, Kuse, McClearn, Polvina, Van den Berg en Wilson, 1979; Park, Johnson, De Fries, McClearn, Mi, Rashad, Van den Berg en Wilson, 1978). Men gebruikte de Raven Progressive Matrices, een test voor niet verbaal, logisch denken die ongeveer .80 met andere intelligentietests correleert. De gevonden correlaties variëren tussen .09 en .36, wat aanzienlijk lager is dan door de aanlegtheorie wordt voorspeld.

Wij hebben op grond van alle criteria die McAskie en Clarke (1976) noemen, een onderzoek over de redistributie van intelligentie gedaan waarbij tevens gegevens werden verzameld over het opleidings- en beroepsniveau. Daarbij werd ook de eis opgenomen dat de te onderzoeken steekproef groot en inhomogeen moet zijn, zodat verschillende uitsplitsingen kunnen worden gemaakt.

## Methode

Sinds 1945 wordt in ons land bij de keuring voor de militaire dienstplicht o.a. gebruik gemaakt van een tot 40 items ingekorte versie van
de Raven. Daarnaast heeft het Ministerie van Defensie andere intelligentietests ontwikkeld, die echter in de loop van de jaren zijn veranderd.
Deze gemiddelde score van de keurling op deze tests correleert hoog met
zijn opleidingsniveau, wat geen voedsel verschaft aan de vaak gehoorde
gedachte dat de tests ongemotiveerd en slecht worden ingevuld. Omdat
over een lange periode Raven scores beschikbaar zijn is het mogelijk,
de scores van de zoons in verband te brengen met die van hun vaders,
mits deze in 1945 of later zijn gekeurd.

De oproepen voor de keuring worden verzonden vanuit een landelijk centrum. Tijdens de herfst van 1981 en het voorjaar van 1982 werden daaraan in totaal 20.000 vragenformulieren toegevoegd. De keurling werd verzocht deze anoniem in te vullen en naar de universiteit te sturen. Gevraagd werd om de volgende gegevens: het registratienummer, schooldiploma's, de opleiding die op dat moment werd gevolgd, het feit of de vader nog in leven was en deel uitmaakte van het gezin, zijn beroep en zijn registratienummer of geboortedatum. Bij de tweede lichting van 10.000 formulieren werd tevens gevraagd, aan te geven of de moeder nog deel uitmaakte van het gezin en wat haar opleiding en/of beroep was. Helaas bleek dat de gegevens van de moeders onbruikbaar waren. De variatie in hun opleidings- en beroepsniveau was zeer gering. Dit betekent dat er in deze steekproef geen aanwijzingen zijn voor selectieve partnerkeuze op beroep (en intelligentie?).

Er werden ongeveer 5000 vragenformulieren ontvangen. Aan de hand daarvan konde Raven score van de vaders in de archieven worden opgezocht, alsmede diens opleidingsniveau op het moment dat hij gekeurd werd. Een aantal formulieren was niet volledig ingevuld, sommige gegevens konden bij het Ministerie van Defensie niet meer worden opgespoord, en er werden verschillende methoden gehanteerd om te voorkomen dat onjuiste vader-zoon combinaties in het bestand zouden worden opgenomen. Dit leidde er toe dat 2874 paren voor analyse resteerden.

# Resultaten

Gemiddeld hadden de zoons bijna 8 items van de Raven meer goed ingevuld dan hun vaders. Deze dramatische 'toename van intelligentie' is zowel on ons land (Dronkers, 1978) als elders (Flynn, 1984) geobserveerd, en niet geheel verkläard. Deze stijging kan theoretisch te maken hebben met een toenemend opleidingsniveau, maar spoort niet met het gegeven dat in het buitenland de gemiddelde score op de Scholastic Aptitute Test gelijk blijft, of zelfs daalt.

Van groot belang is de vraag of de zoons in de steekproef een toevallige steekproef zijn uit alle zoons die tijdens deze periode waren gekeurd en getest. Voor dat doel werd de scoreverdeling van de steekproef vergeleken met die van de populatie van 57.897 keurlingen. Er bleek een relatieve ondervertegenwoordiging van lage testscores te zijn. Het verschil was significant, maar mede gezien de grote steekproef allerminst verontrustend ( $X^2 = 69.5$ , df = 40).

Een tweede vraag luidt of de regressie van vaders op zoons en die van zoons op vaders lineair is. Bij niet lineaire regressies is de gewone correlatiecoëfficiënt een twijfelachtige maat. Een chi-kwadraat toets wees uit dat de lineariteit van de regressies in beide gevallen moest worden verworpen. Niettemin is op de gebruikelijke wijze de correlatie berekend: hij bedraagt .30. Voor het niet rechtlijnige verband kan worden gecorrigeerd door gebruik te maken van polychorische correlaties, een methode recent ontwikkeld door Van der Pol en De Leeuw. Hierbij werd ook nog gecorrigeerd voor het enigszins aselecte karakter van de steekproef. Deze correlatie tussen de Raven scores van vaders en zoons blijkt .34 te zijn.

De beroepen van de vaders werden op een zes punts ordinale schaal gecodeerd aan de hand van een methode die het C.B.S. hanteert: arbeiders, agrariërs, middenstanders, lagere employé's, middelbare employé's en hogere employé's. Vervolgens berekenden we de polychorische correlatie per sociaal economische klasse. Deze partiële polychorische correlaties zijn alle .27, wat betekent dat het statistische verband tussen de Raven score van de vader en de zoon onafhankelijk is van het milieu.

De opleidingsniveaus van de vaders en de zoons werden gecodeerd aan de hand van een gedifferentieerde schaal die het Ministerie van Defensie gebruikt, en daarna eveneens gegroepeerd op een zes punts ordinale schaal. Zoals gezegd, bleek niet mogelijk, de gegevens van de moeders te benutten. Hun opleiding is gemiddeld laag, en vertoont weinig spreiding. Eventueel berekende correlaties zouden ongeveer nul zijn geweest.

Voor verdere analyse resteerden derhalve vijf variabelen: Raven score vader (R $_{
m V}$ ), Raven score zoon (R $_{
m Z}$ ), het beroepsniveau van de vader (Ber $_{
m V}$ ), het opleidingsniveau van de vader (Opl $_{
m V}$ ) en het opleidingsniveau van de zoon (Opl $_{
m Z}$ ). Door middel van PREHOM werd de correlatiematrix berekend op optimaal geschaalde variabelen (figuur 1).

Tabel 1. Correlatiematrix van 5 variabelen

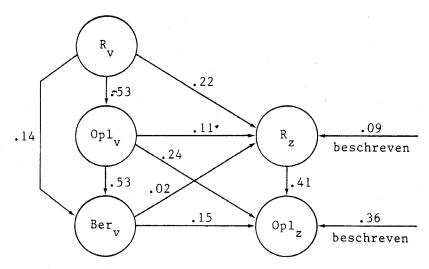
$R_{\mathbf{v}}$	1.00				
Op1 <sub>v</sub>	.53	1.00			
$\mathtt{Ber}_{\mathbf{v}}$	.42	.60	1.00		
$R_z$	.29	.24	.18	1.00	
Opl <sub>z</sub>	.33	.43	.37	.49	1.00

Op deze matrix zijn diverse padanalyses uitgevoerd met LISREL IV. Bij een padanalyse wordt een correlatiematrix vertaald in invloeden of 'causale paden' waarbij de sterkte van de padcoëfficiënten als een correlatiecoëfficiënt kan worden gelezen. Het naar willekeur verwijderen van paden leidt tot ophoging van andere padcoëfficiënten. Men wordt hiervoor echter behoed door een chi-kwadraat toets die aangeeft of het model een behoorlijke fit ten opzichte van de matrix vertoont.

Als eerste werd het model zoals weergegeven in figuur 1 geschat en getoetst. De positie en de richting van de pijlen werd door de volgende overwegingen ingegeven.

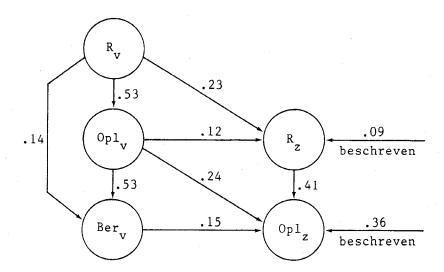
- Binnen de vaders wordt  ${\rm Opl}_{\rm V}$  beînvloed door  ${\rm R}_{\rm V}$ , en  ${\rm Ber}_{\rm V}$  heeft te maken met  ${\rm R}_{\rm V}$  en  ${\rm Opl}_{\rm V}$ .
- Binnen de zoons wordt  $\mathrm{Opl}_{z}$  eveneens beïnvloed door  $\mathrm{R}_{z}$ .
- Bij de zoons wordt  $R_z$  beïnvloed door alle variabelen van de vader;  ${\rm Opl}_z$  heeft vooral te maken met  ${\rm Opl}_v$  en  ${\rm Ber}_v$ .

In de tijd gezien kan  $R_{_{V}}$  natuurlijk geen invloed hebben op  ${\rm Opl}_{_{V}}$ , maar we gaan er van uit dat R vrij stabiel is.



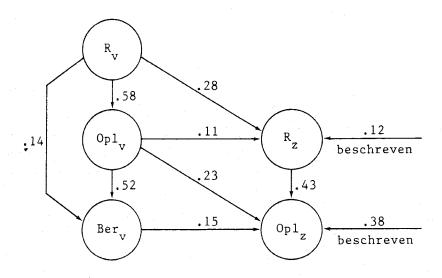
Figuur 1: Eerste padanalyse.

De toetsing van dit model levert een goede fit op  $(X^2 = 2,76 \text{ bij df} = 1)$ . Het pad Ber $_V$  -  $R_Z$  heeft echter een zeer lage en niet significante coëfficiënt. Er is dus geen bezwaar tegen, dit pad te verwijderen. Hieruit resulteert een tweede model, dat wordt uitgebeeld in figuur 2.



Figuur 2: Tweede padanalyse.

De statistische fit hiervan is voortreffelijk ( $X^2 = 3,59$  bij df = 2). Omdat verwijdering van andere paden niet mogelijk bleek zonder de fit van het model ernstig aan te tasten, gingen wij verder van dit tweede model uit. Geprobeerd is de padcoëfficiënten te verhogen, en meer variantie te beschrijven door de meetbetrouwbaarheid van de Raven niet op 1, maar op 0,90 te stellen. Deze allerminst onrealistische veronderstelling leidde tot model drie (figuur 3).



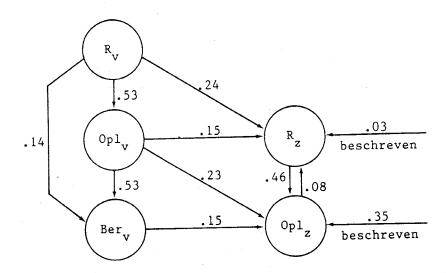
Figuur 3. Derde padanalyse.

In dit geval worden enkele padcoëfficiënten hoger, en de hoeveelheid beschreven variantie neemt toe. Helaas moet dit model wegens een niet acceptabele fit worden verworpen ( $X^2 = 13,83$  bij df = 2). Een meetonbetrouwbaarheid van 0,80 leverde een nog slechter resultaat op.

Hierna werd een analysemethode gekozen waarbij de schatting van de meetfout, gegeven optimale resultaten, aan het model zelf werd overgelaten. Het hieruit voortvloeiende model was vrijwel gelijk aan figuur 2, waarbij de onbetrouwbaarheid van de Raven 0,992 bedroeg. Wij moeten dus concluderen dat het alleen mogelijk is, de gegevens op een statistisch acceptabele manier te beschrijven als wordt aangenomen dat de betrouwbaarheid van de Raven vrijwel perfect is. Dit laatste is niet in

overeenstemming met de werkelijkheid.

Ten slotte is geprobeerd de kleine hoeveelheid variantie die vooral van  $R_z$  kon worden beschreven (of zo men wil verklaard), te verhogen door afgezien van het pad  $R_z$  -  ${\rm Opl}_z$  ook het pas  ${\rm Opl}_z$  -  $R_z$  aan het tweede model toe te voegen (figuur 4). De uitkomst pas goed op de correlatiematrix ( $X^2 = 2,97$  bij df = 1).



Figuur 4: Vierde padanalyse met wederkerig verband tussen  $R_z$  en  $Opl_z$ .

Puntsgewijs kan hierin het volgende worden gelezen.

- Afgezien van het pad  ${\rm R}_{\rm V}$   ${\rm Ber}_{\rm V}$  is de samenhang van de variabelen binnen de vaders vrij sterk.
- Hetzelfde geldt voor de zoons. Het pad  ${\rm Opl}_z$   ${\rm R}_z$  illustreert dat de Raven inderdaad een behoorlijk opleidingsvrije test is: een hoge Raven score vergroot de kans op een hogere opleiding, maar het omgekeerde geldt nauwelijks (er is geen feedback van  ${\rm Opl}_z$  naar  ${\rm R}_z$ ).
- De relaties tussen vaders en zoons zijn zwakker dan de verbanden binnen beide populaties.
- De hoeveelheid variantie die wat betreft  $\mathrm{Opl}_{\mathrm{Z}}$  wordt beschreven is te-

leurstellend, die van zijn Raven score ronduit slecht (.35 en .03).

#### Conclusies

Onze studie heeft verschillende voordelen boven andere: de steekproef is groot, en ook de invloed van enkele vaak genoemde milieu variabelen is onderzocht. In zekere zin zijn de resultaten mager. Er is geen aanwijzing voor selectieve partnerkeuze, wat de voorspelde correlatie tussen vader en zoon verlaagt tot .50. Wij vinden echter .34, wat in termen van beschreven variantie op minder dan de helft neerkomt. Vooral wat betreft R<sub>2</sub> laten de padanalyses zien dat de hoeveelheid beschreven variantie minimaal is. Dit is voor een deel te wijten aan het feit dat wij de gegevens van de moeders niet konden gebruiken. Het ziet er echter niet naar uit dat in het bevestigende geval spectaculaire resultaten worden geboekt. Er zijn ook geen dringende redenen om aan te nemen dat het opleidings- en beroepsniveau van de vaders zeer veel gewicht in de schaal legt. De correlaties zijn, gezien de grote steekproef, statistisch uiteraard wel zeer significant, maar zij zijn inhoudelijk niet bijzonder interessant.

Onze studie maakt het niet mogelijk, h² uit te rekenen: de zoons deelden zowel genetische informatie als milieu invloeden met hun vaders. Het is eventueel denkbaar dat de betrekkelijk lage correlaties tussen vaders en zoons wat betreft beroep en opleiding veroorzaakt zijn voor het feit dat omgevingsinvloeden in het algemeen minder belangrijk worden als een kind ouder wordt. Het brengt dan immers een toenemend deel van de tijd buiten het ouderlijk huis door, wat zeker het geval is als het kind zelfstandig gaat wonen.

Wij mogen aannemen dat verschillen in intelligentie en opleiding ergens vandaan komen. Op grond van deze studie is er echter geen aanleiding om de aanleg- dan wel de omgevingstheorie sterk in verdediging te nemen. Een onderwijskundig facet dat hieruit lijkt voort te vloeien is dat men er bij het uitbrengen van adviezen over de opleiding van kinderen wellicht goed aan doet, niet teveel gewicht te hechten aan het beroep en de opleiding van de vader. Of dit ook geldt voor de kenmerken en achtergronden van de moeder is niet bekend; de gegevens over hun opleiding staan het niet toe uitspraken te doen.

# Literatuur

- De Fries, J.C., Johnson, R.C., Kuse, A.R., McClearn, G.E., Polvina, J., Van den Berg, S.G. & Wilson, J.R., 1979. Familial Resemblance for specific cognitive abilities. <u>Behavior</u> Genetics, 9, 23-43.
- Dronkers, J., 1978. De stijging van intelligentiescores. Hollands Marndblad, 19, no. 363, 15-19.
- Eysenck, H.J., 1973. The inequality of man. London: Maurice Temple Smith.
- Eysenck, H.J., Kamin, L., 1981. <u>Intelligence</u>: the battle for the mind. London: Pan Books.
- Flynn, J.R., 1984. The mean IQ of Americans; massive gains 1932-1978. Psychological Bulletin, 95, 1, 29-51.
- Guttman, R., 1974. Genetic analysis of analytical spatial ability: Raven's Progressive Matrices. <u>Behavior Genetics</u>, 4, 273-284.
- Jaspars, J.M.F., De Leeuw, J., 1980. Genetic-environment covariation in human behaviour genetics. In: L.J.Th. v.d. Kamp, W.F. Langerak, D.N.M. de Gruijter (Eds.), <u>Psychometrics for educational debates</u>, 37-72. New York: Wiley.
- Jensen, A.R., 1972. Genetics and education. London: Methuen & Co.
- McAskie, M., & Clarke, A.M., 1976. Parent-offspring resemblances in intelligence: Theories and evidence. <u>British Journal of Psychology</u>, 67, 243-273.
- Park, J., Johnson, R.C., De Fries, J.C., McClearn, G.E., Mi, M.P., Rashad, M.N., Van den Berg, S.G. & Wilson, J.R., 1978. Parent-offspring resemblance for specific cognitive abilities in Korea. Behavior Genetics, 8, 43-52.
- Vroon, P., 1984. Intelligentie. Baarn: Basisboeken (tweede druk).