

Inhoud

Effectevaluaties wetenschappelijker <i>Tamar Fischer</i>	2
Meningen over abortus in West-Europa, 1981-2000 <i>Ariana Need, Wout Ultee, Mark Levels en Marike van Tienen</i>	5
De electorale steun voor de Nationaal Socialistische Beweging in 1935 en 1939 <i>Henk Flap en Peter Tammes</i>	23
Vrijheid versus veiligheid Wie steunt vrijheidsbeperking omwille van veiligheid in Nederland? <i>Giedo Jansen, Jochem Tolsma en Nan Dirk de Graaf</i>	48
Hoe meet ik beroep? Open en gesloten vragen naar beroep toegepast in statusverwervingsonderzoek <i>Jannes de Vries en Harry B.G. Ganzeboom</i>	71
Boekbesprekingen	97
Ontvangen publicaties	99

Hoe meet ik beroep?

Open en gesloten vragen naar beroep toegepast in statusverwer- vingsonderzoek

Jannes de Vries en Harry B.G. Ganzeboom¹

Summary

How to measure occupation? Open and closed question formats on occupation applied in a status attainment model.

We compare an open and a closed question format on occupations, using a status attainment model with multiple indicator measurement, estimated on data on father's, mother's, first and current/last occupation from 4318 men and women collected in the Netherlands between 1996 and 2004. Both question formats give a reasonably reliable and valid representation of the status attainment structure. The less expensive and less complicated closed question format turns out to have slightly better measurement qualities than the open question. However, in a Simultaneous Equations Model with Multi-Trait Multi-Method constraints, combining the two indicators leads to significant improvement of the model estimates and substantially different conclusions about status attainment in the Netherlands, in particular with respect to determinants of income. The best way to measure occupation therefore is: use both question formats at the same time and combine them in an SEM MTMM-model.

1. Inleiding

Het beroep is een belangrijke variabele in sociaal-wetenschappelijk onderzoek. Als afhankelijke variabele zien we beroep in onderzoek naar statusverwerving en beroeps carrières (bijvoorbeeld De Graaf & Luijkx, 1995; Glebbeek, 1993). Als onafhankelijke variabele speelt beroep een rol bij onder meer het verklaren van stemgedrag (Nieuwbeerta, 1995), sociale netwerken (Van der Gaag, 2005), partnerkeuze (Uunk, 1996), (politieke) waardeoriëntaties (Güveli, 2006) en inkomensverwerving (Verhoeven, 2007). In het onderzoek naar sociale mobiliteit (Ganzeboom & Luijkx, 2004) is het beroep zelfs onafhankelijke en afhankelijke variabele tegelijk. Het beroep blijkt bij dit onderzoek niet alleen een belangrijk criterium om iemands eigen positie in de samenleving te meten, het is eveneens bij uitstek de maatstaf waarmee we in het maatschappelijk verkeer de status van anderen leren kennen. Dat laatste uit zich ook in het feit dat in het

Mens & Maatschappij

genoemde sociaal-wetenschappelijk onderzoek veelvuldig informatie over de sociale positie van anderen (zoals ouders) via rapportage van hun beroep ('proxy-meting') wordt verkregen.

Hoewel het belang van het beroep voor sociaal-wetenschappelijk onderzoek moeilijk overschat kan worden, is het meten ervan niet zonder problemen (Swanborn, 1978). De meestal aanbevolen en vaak gebruikte methode is om open vragen te stellen en de antwoorden vervolgens te coderen via een gedetailleerde beroepenclassificatie. Deze methode kost veel tijd. De interviewer moet het beroep intypen in plaats van een antwoord aanvinken. Bij een schriftelijke enquête moet de respondent de titel en omschrijving van het beroep noteren en dit moet bij de data-invoer nog een keer overgetypt worden. Vervolgens dienen de beroepen gecodeerd te worden. Hoewel er semi-geautomatiseerde procedures bestaan voor dit proces, is het niet overdreven te stellen dat beroeps codering de majeure component van nabewerking van surveygegevens is en niet zelden tot (veel) vertraging en kosten leidt. Een alternatieve manier om beroep te meten, is door middel van een gesloten vraag. Respondenten kunnen dan kiezen uit een beperkt aantal antwoordcategorieën (zoals geschoolde arbeider, semi-geschoolde arbeider et cetera). Zo'n vraagstelling kost aanzienlijk minder tijd. Beide vraagstellingen kunnen leiden tot meetfouten (zie volgende paragraaf) waardoor de antwoorden uiteen gaan lopen. Een manier om vast te stellen of twee vragen hetzelfde meten is door te kijken naar de correlatie tussen de antwoorden op die vragen. Hoe hoger de correlatie tussen beide antwoorden is, des te meer meten beide vragen hetzelfde. Onze eerste probleemstelling luidt dan ook: *hoe groot is de samenhang van beroep op basis van een open vraag met beroep op basis van een gesloten vraag?* Het antwoord op deze vraag geeft aan of beide metingen globaal hetzelfde meten.

Vervolgens willen we kijken welke van beide vragen tot de beste antwoorden leidt. De tweede probleemstelling die we gaan beantwoorden, luidt daarmee: *welke van beide vraagstellingen leidt tot de betrouwbaarste en meest valide meting van beroep?*

Als variabelen meetfouten bevatten, worden de effecten van die variabelen vertekend. Door beide metingen tegelijk te gebruiken, kan die vertekening worden gecorrigeerd. Vandaar dat onze derde probleemstelling is: *in hoeverre veranderen de effecten van beroep in een statusverwervingsmodel wanneer beide metingen worden gebruikt in plaats van één meting?*

2. Meetfouten

Bij het meten van beroep met een open vraag zijn op veel manieren fouten mogelijk. Ten eerste kunnen respondenten de vraag verkeerd begrijpen of voor de onderzoeker onbegrijpelijke informatie verschaffen. Veel beroepsbeoefenaren verwijzen bijvoorbeeld naar een voor buitenstaanders ontoegankelijke bedrijfsinterne terminologie om hun functie aan te duiden. Ten tweede kunnen interviewers het antwoord verkeerd begrijpen of verkeerd opschrijven. Wanneer respondenten uitvoerig uitweiden over hun beroep, zullen de interviewers alleen een samenvatting opschrijven. Omdat enquêteurs niet sociaal-wetenschappelijk geschoold zijn, weten ze vaak niet precies welke informatie belangrijk is voor het coderen en inschalen van beroepen. Vervolgens kunnen codeurs fouten maken. Het kan hierbij gaan om interpretatiefouten van het

antwoord, fouten door niet goed in de beroepclassificatie te kijken en invoerfouten. Tot slot kunnen er nog fouten gemaakt worden met de gedetailleerde codes in de analyses, zoals het verkeerd omcoderen naar status- en prestigeschalen. In de praktijk blijkt dat veel onderzoekers niet goed weten wat aan te vangen met gedetailleerde codes en dankbaar (maar niet altijd even kundig) grijpen naar elke manier om ze te condenseren naar een overzichtelijk stel categorieën.

Het is ook mogelijk om beroep te meten door middel van een gesloten vraag, waarbij respondenten dan kunnen kiezen uit een aantal antwoordcategorieën, zoals hoger leidinggevend beroep, agrarisch beroep et cetera. Zo'n vraagstelling kost aanzienlijk minder tijd, maar levert ook minder informatie op en het is de vraag of deze informatie wel valide is. De onderzoeker weet nu niet het precieze beroep en de daarbij behorende status, maar alleen de categorie waarin dat beroep zich bevindt. In die categorie zitten beroepen met (enigszins) verschillende status en er wordt via 'aggregation bias' een stukje onbetrouwbaarheid (random meetfout) geïntroduceerd: doordat binnen een categorie beroepen zitten met een verschillende status, die allemaal de gemiddelde of meest voorkomende status in die categorie krijgen toegekend, krijgt een deel van de beroepen automatisch een status die niet helemaal overeenkomt met het beroep zelf. Gesloten vragen kunnen evenwel ook gemakkelijk tot systematische meetfouten leiden. Een voorbeeld daarvan is *opleidingsbias*. Uit het antwoord van een open vraag is niet altijd af te leiden of de arbeid geschoold, semi-geschoold of ongeschoold is, maar bij gesloten vragen kan dat in de formulering zijn ingebakken. Het zou dan goed kunnen zijn dat respondenten hierbij (ten onrechte) naar hun feitelijke opleidingsniveau kijken in plaats van het voor hun werkzaamheden vereiste opleidingsniveau. Ook lijkt het aannemelijk dat gesloten vragen gemakkelijker herinnerings- of 'echo'-effecten oproepen, dat wil zeggen dat men zich bij de beantwoording van een vraag over een ander beroep laat leiden door een vorig antwoord.

Aan beide vraagstellingen kleven dus nadelen wat betreft de data-kwaliteit en het valt niet vooraf te zeggen welke van de twee de beste (of minst slechte) is. Wel is duidelijk dat de open vraag meer tijd (en dus ook geld) kost. Het is daarom belangrijk om te weten of de gesloten vraag mogelijk even goed (of beter) iemands beroep meet; in dat geval zou een 'dure' open vraag uit de vragenlijst weggelaten kunnen worden. Door middel van de correlatie tussen beide antwoorden kan worden vastgesteld of beide vragen hetzelfde meten: hoe sterker de correlatie tussen beide antwoorden is, des te meer meten beide vragen hetzelfde. Op deze manier kunnen we onze eerste vraag beantwoorden.

Een samenhang tussen *twee* metingen geeft echter nog niet aan welke van de twee beter is. Willen we de relatieve kwaliteit van indicatoren weten, dan dienen we volgens standaard meetmodellen ten minste *drie* indicatoren te hebben. Alleen dan kunnen we in een factoranalyse de afzonderlijke meetrelaties ('ladingen') identificeren, dan wel in een betrouwbaarheidsanalyse volgens het interne consistentiemodel (Cronbach's alpha) de unieke bijdrage van elke indicator bepalen. De voorwaarde van minimaal drie indicatoren vervalt, wanneer we het meetmodel schatten in de context van een *simultaneous-equationsmodel* (SEM) met latente variabelen, waarin de correlaties met criteriumvariabelen de afzonderlijke meetrelaties identificeren en het mogelijk maken systematische meetfouten op te sporen. Door middel van de meetrelaties in een multi-pele-indicatorenmodel, kunnen we onze tweede vraag beantwoorden.

Mens & Maatschappij

Wanneer beide beroepsmetingen in één model gecombineerd worden, ligt het voor de hand dat ze *samen* een betrouwbaarder beeld geven van de beroepsstatus dan elk afzonderlijk. In een model met beide metingen tezamen is het niet alleen mogelijk om de omvang van random meetfouten (onbetrouwbaarheid) te schatten, maar ook om te kijken in hoeverre die meetfouten systematisch samenhangen met antwoorden op andere vragen (niet valide zijn). Zodoende kan men een onvertekend beeld krijgen van de *true score* op beroepsstatus. Door structurele relaties in SEM-modellen met verschillende invullingen (namelijk via een open vraag, een gesloten vraag en combinaties van die twee) met elkaar te vergelijken, wordt onze derde vraag beantwoord.

3. Eerder onderzoek

In de Verenigde Staten is al eerder onderzoek gedaan naar de samenhang tussen antwoorden op open en gesloten beroepsvragen. Omdat bij gesloten vragen respondenten zelf bepalen in welke beroeps categorie ze zitten, worden gesloten vragen ook wel aangeduid als '*respondent-coded occupation*'. Winch, Mueller en Godiksen (1969) ondervroegen studenten die lid waren van een studentenvereniging over het beroep van hun vader. Ze vroegen twee keer naar vaders beroep en berekenden op basis van elk van beide vragen Duncan's Socio-Economic Index (SEI; Duncan, 1961). De open vraag lieten ze door twee mensen coderen (intercodeurbetrouwbaarheid 0,88), waarna ze het gemiddelde van beide codeurs namen. Deze score had een correlatie van 0,85 met de score op basis van de gesloten vraag. Winch e.a. concluderen dat er weinig informatie verloren gaat wanneer respondenten zelf bepalen in welke beroeps categorie hun vader zit.

Eckhardt en Wenger (1975) ondervroegen studenten over hun eigen beroep en dat van hun partner. Zij stellen dat ze een heterogenere groep studenten onderzochten dan Winch e.a. Hun gesloten beroepsvraag bevat negen categorieën. Zij gebruikten één codeur in plaats van twee en de correlatie met de gesloten vraag was 0,88 voor de vragen over de beroepen van mannen en 0,85 voor de beroepen van vrouwen. Deze correlatie bleek lager te zijn wanneer mensen vragen over hun partner beantwoordden dan wanneer zij over zichzelf antwoordden. Eckhardt en Wenger besloten niettemin dat de overeenstemming tussen de antwoorden op beide vragen hoog is.

Taylor (1976) maakte gebruik van een landelijke (Amerikaanse) steekproef. Hij vergeleek drie verschillende gesloten vragen (gesteld aan verschillende respondenten) met een open beroepsvraag. Alle drie gesloten vragen hadden dezelfde tien categorieën, maar bij één versie stond erbij of de categorie hoorde bij de 'witte boorden', de 'blauwe boorden', of de agrarische sector, terwijl bij een andere versie voorbeelden van beroepen genoemd werden. De kwaliteit van de verschillende vragen bleek niet sterk uiteen te lopen. Van de gesloten vragen week die met de voorbeelden het minst af van de open vraag, maar de afwijkingen in die gesloten vraag waren volgens Taylor wel meer systematisch. Bij de andere twee gesloten vragen werd de enige systematische vertekening veroorzaakt door 'operatives' (half-geschoolde fabrieksarbeiders) die zichzelf vaak bij 'labor' (ongeschoolde handarbeider) indeelden. Bij de gesloten vraag met voor-

beelden overschatten mensen hun beroepsstatus over de gehele linie. Verder gaven mensen die zeker van hun antwoord waren betere antwoorden (dat wil zeggen meer in overeenstemming met de open vraag) dan mensen die er niet zeker van waren. Hoger opgeleiden gaven iets minder afwijkende antwoorden, met name als ze een vraag zonder voorbeelden hadden gekregen. De systematische vertekeningen werden niet door het opleidingsniveau beïnvloed. Tot slot gaven vrouwen betrouwbaardere antwoorden dan mannen. Taylor concludeerde dat de gesloten vragen, hoewel ze iets minder precies zijn, goed te gebruiken zijn. Het hangt van de analyse af welke gesloten vraagstelling dan het beste gebruikt kan worden.

In geen van de drie onderzoeken is gekeken wat de gevolgen zijn van het gebruiken van open versus gesloten beroepsvragen voor structurele effecten. Impliciet gaan Winch e.a. en Taylor ervan uit dat de open vragen beter zijn en als ijkpunt kunnen worden gezien, maar zij toetsen dit eigenlijk niet. In twee Amerikaanse onderzoeken waarin coderingen door codeurs vergeleken worden met coderingen door interviewers tijdens het interview, wordt wel naar de gevolgen voor gevonden structurele effecten gekeken. McTavish (1964) vergeleek twee coderingen van beroep. Bij de ene werd beroep meteen naar Duncan's SEI gecodeerd, bij de andere worden beroepen eerst gecodeerd naar de censusclassificatie. Hoewel een derde van de respondenten uiteindelijk een verschillende code kreeg, was de correlatie tussen beide metingen hoog, namelijk 0,91, en verschilden de gemiddelden nauwelijks. Bovendien waren de correlaties van beroepsstatus met opleidingsniveau, leeftijd, grootte van de woonplaats, gezinsinkomen en het aantal kinderen vrijwel hetzelfde. Ook Bauman en Chase (1974) vergeleken codering door interviewers met codering achteraf. Zij hebben verschillende respondenten op verschillende manieren laten coderen, maar geen respondent op beide manieren laten coderen. Daarom hebben ze geen correlatie tussen beide coderingen kunnen vaststellen. Bovendien is het aantal eenheden dat door interviewers is gecodeerd vrij klein. Als valideringscriterium gebruikten ze de correlatie van de beroepsstatus met opleidingsniveau en gezinsinkomen. Hun conclusie is dat het voor blanke ondervraagden niet uitmaakt welke codering gebruikt wordt, maar dat bij zwarte ondervraagden de codering door interviewers duidelijk slechter is.

In Nederland is eerder onderzoek gedaan naar beroepsmetingen door Popping (1997). Hij keek naar beroepsmetingen bij mensen die inchecken in ziekenhuizen. Drie soorten registraties werden vergeleken. De eerste is om degene achter de balie het beroep van de patiënt te laten kiezen uit een lijst (van 1580 beroepen). De tweede is om het beroep door de baliemedewerker in te laten typen en de computer het beroep dat daar het beste bij past te laten kiezen. De derde methode is om het beroep te laten opschrijven door de baliemedewerker en het later in de computer in te voeren en te coderen. Een paar weken later werden de patiënten gebeld en werd hun onder andere opnieuw naar hun beroep gevraagd. Uit de vergelijking bleek dat de eerste methode (zelfclassificatie) het betrouwbaarst is en de derde methode (codering achteraf) het minst betrouwbaar.

In de module 'Social Inequality I' van het International Social Survey Programme [ISSP87] (ISSP, 1987) was een gesloten vraagstelling naar beroep van respondent en vader opgenomen, ontworpen door Jonathan Kelley en Tom Smith, de ISSP-onderzoekers in Australië, respectievelijk de Verenigde Staten (persoonlijke mededeling Kelley en Smith). Het gekozen format

Mens & Maatschappij

bestond uit negen categorieën, waarbij van elke categorie twee tot vier voorbeeldberoepen werden genoemd. In een beperkt aantal ISSP-landen is naast deze gesloten vraag ook een gedetailleerde beroepencodering opgenomen (het betreft behalve Australië en de Verenigde Staten ook Oostenrijk, Zwitserland en Duitsland). Deze gegevens zijn geanalyseerd door Ganzeboom (2005), in een SEM-model met latente variabelen, waarin zowel vaders beroep als het huidige/laatste beroep van de respondent in verband werd gebracht met het opleidingsniveau van de vader en de respondent, en het inkomen van de respondent. Dit onderzoek – dat een directe voorstudie voor de analyse hier vormt – leidde tot twee hoofdconclusies. Ten eerste ontlopen gesloten en open vragen elkaar niet veel in betrouwbaarheid; de open vraag is iets beter. De onderschatting van structurele relaties door toevallige meetfouten is echter aanzienlijk bij elk van beide vragen, namelijk ongeveer 15%. Ten tweede levert de combinatie van open en gesloten vragen in één model een merkbare verbetering van de meting op en leidt het tot inhoudelijk andere conclusies over de structuur van statusverwerving in de vijf landen. Het meest spectaculaire voorbeeld daarvan is dat volgens een model met beide indicatoren iemands opleidingsniveau geen directe invloed heeft op diens arbeidsinkomen, maar dat arbeidsinkomen uitsluitend wordt bepaald door diens beroep.

4. Onderzoeksopzet, gegevens en operationaliseringen

In het hier gerapporteerde onderzoek wordt gebruikgemaakt van gegevens uit vier in Nederland gehouden enquêtes, namelijk *Sociale Ongelijkheid in Nederland* [SIN96] (Gijsberts & Ganzeboom, 1996), *Sociaal-Economische Ontwikkelingen in Nederland* [ISEA98] (Nieuwbeerta, Gijsberts & Ganzeboom, 1998), *Gebruik van Nieuwe Communicatiemiddelen* [ICT99] (Van Dijk, De Haan, Rijken & Ganzeboom, 1999), en *Burgerschap en Nationale Identiteit* [ISSP0304] (Ganzeboom & De Groot, 2005).² De aanvankelijke gerealiseerde steekproefomvang was respectievelijk 790, 933, 2538 en 1823 cases (de respons bedroeg achtereenvolgens 36%, 32%, 42% en 41%). Na selectie op leeftijd (25-64) en een geldige score op opleidingsniveau, huidige/laatste beroep en kenmerken ouders (de kernvariabelen van onze analyses) bleven er 4318 eenheden over. De procedure van steekproeftrekking is bij alle vier de enquêtes precies hetzelfde geweest, namelijk een enkelvoudig aselechte trekking uit het PTT/TPG adressenbestand. Verder waren ze alle vier schriftelijk. Doordat de vragen over beroep en opleidingsniveau hetzelfde waren, was het mogelijk om de verschillende enquêtes te stapelen.

Het ontwerp van de vragenlijsten en onze analyse van de gegevens is geënt op het model van de ISSP87 en de analyse daarvan door Ganzeboom (2005). Aan de respondenten werd eerst een gesloten beroepsvraag voorgelegd met negen categorieën, die waren voorzien van voorbeeldberoepen (zie tabel 1). Vervolgens werd gevraagd naar de exacte beroepstitel. De verkregen informatie is gecodeerd in de Beroepenclassificatie 1984 van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS, 1984). Deze classificatie is sterk verwant met de *International Standard Classification of Occupations* [ISCO] 1968 van de ILO (1969), die ook in de verwerking van de ISSP87 is gebruikt. Een uitbreiding ten opzichte van de ISSP87 is evenwel dat de beroepsvragen niet

Tabel 1: Gesloten vraagstelling voor beroep en toegekende ISEI-scores

	ISEI	
	Loondienst	Zelfstandig
1. Hoger intellectueel of vrij beroep (bv. architect, arts, wetenschappelijk medewerker, docent wo-hbo, ingenieur) (isco: 1960)	82	82
2. Hoger leidinggevend beroep (bv. manager, directeur, eigenaar groot bedrijf, leidinggevende ambtenaar) (isco: 2000, 2190)	72	72
3. Middelbaar intellectueel of vrij beroep (bv. leerkracht, kunstenaar, verpleegkundige, sociaal werker, beleidsfunctionaris) (isco: 1990)	61	-
4. Middelbaar leidinggevend of commercieel beroep (bv. hoofdvertegenwoordiger, afdelingsmanager of winkelier) (isco: 4200, 4100)	54	53
5. Overige hoofdarbeid (bv. administratief medewerker, boekhouder, verkoper, gezinsverzorgster) (isco: 3900)	48	-
6. Geschoolde en leidinggevende handarbeid (bv. automonteur, ploegbaas, elektricien) (isco: 9950)	43	-
7. Semi-geschoolde handarbeid (bv. chauffeur, fabrieksarbeider, timmerman, bakker). (isco: 9970)	28	-
8. Ongeschoolde en geoefende handarbeid (bv. schoonmaker, inpakker) (isco: 9990)	23	-
9. Agrarisch beroep (bv. landarbeider, zelfstandig agrariër) (isco: 6200, 6100)	17	26

alleen zijn gesteld over het beroep van de vader en huidige/laatste beroep van de respondent, maar ook over het beroep van de moeder en het eerste beroep van de respondent. Door al deze beroepsindicatoren in een statusverwervingsmodel met elkaar in verband te brengen, kunnen we een scherpere schatting krijgen van de relatieve kwaliteit van de gesloten en open beroeps-vraag.

Aan de negen verschillende beroeps categorieën zijn voor zelfstandigen en in loondienst werkenden ISCO-codes toegekend (zie tabel 1). Indien onbekend was of iemand zelfstandig was, is gekeken wat in diens beroepsgroep het meeste voorkwam en indien wel bekend was of iemand als zelfstandige werkte, maar niet in welke beroepsgroep, is ervoor gekozen deze als 'kleine zelfstandige' te beschouwen. Vervolgens zijn de codes van zowel de open als de gesloten vragen geschaald naar de *International Social-Economic Index of occupational status* [ISEI] (Ganzeboom, De Graaf & Treiman, 1992).

Opleidingsniveau (van vader, moeder en respondent) is gemeten door te vragen naar de hoogst voltooide opleiding. Deze is omgecodeerd naar niveau op basis van het aantal jaren dat er voor staat, waarbij het MBO relatief laag is gewaardeerd, aangezien het niveau van het MBO laag is in verhouding tot het aantal jaren dat men er standaard over doet. Dit resulteerde in 6 jaar voor basisonderwijs, 9 jaar voor LBO, 10 jaar voor MAVO, 10,5 jaar voor MBO, 11 jaar voor HAVO, 12 jaar voor VWO, 15 jaar voor HBO en 17 jaar voor WO.

Het arbeidsinkomen is afgeleid van de vraag naar het persoonlijk inkomen. Een probleem is dat dit inkomen niet alleen inkomen uit arbeid betreft. Daarom zijn mensen die minder dan

Mens & Maatschappij

twaalf uur per week werken niet meegenomen in de berekening; voor hen is het erg waarschijnlijk dat het inkomen voornamelijk inkomen uit andere bronnen betreft. De vragen over het inkomen waren niet in alle enquêtes precies hetzelfde. In de enquêtes van 1996 en 1998 zijn open vragen gesteld. Inkomens die hoger zijn dan tienduizend gulden per maand, zijn op tienduizend gezet, om te sterke invloed van outliers te voorkomen. In 1999 en 2004 is een gesloten vraag gesteld met veertien categorieën. Hier is het midden van de categoriegrenzen genomen, waarbij het hoogste inkomen achtduizend gulden, respectievelijk meer dan tienduizend euro, per maand is. De inkomens zijn bij de analyse met elkaar vergelijkbaar gemaakt door ze te delen door het gemiddelde inkomen in de desbetreffende survey en vervolgens de (natuurlijke) logaritme te nemen.

Leeftijd is gemeten in jaren. Doordat de enquêtes niet in hetzelfde jaar zijn afgenomen, meet leeftijd niet precies hetzelfde als geboortjaar, maar aangezien het verschil in de meetmomenten betrekkelijk klein is, zien we hier geen groot probleem in en zullen we geen afzonderlijke cohortvariabele gebruiken. In de oorspronkelijke data varieert de leeftijd van 16 tot 96 jaar, maar wij hebben onze analyse beperkt tot de groep die tussen 25 en 64 jaar oud is. In de data zijn nagenoeg evenveel vrouwen (48%) als mannen.

In tabel 2 staan de gemiddelden per variabele. Omdat deze niet sterk per enquête verschillen, zijn alleen de gemiddelden voor de vier enquêtes samen gepresenteerd. Opvallend is dat bij het eerste beroep de gesloten vraag in vergelijking met de open vraag minder geldige scores heeft dan bij het huidige/laatste beroep, bij de andere beroepen ontloopt de N elkaar veel minder. Het verschil komt uitsluitend voor rekening van de enquête van 1999 en is vermoedelijk ontstaan door de opmaak van de gesloten vraag in dat jaar, waarin de twee beroepen onmiddellijk naast elkaar in een tabel werden gevraagd. Bij zo'n opmaak vergeten respondenten soms om de tweede kolom in te vullen.

Tabel 2: *Beschrijvende informatie over de variabelen*

	N	Minimum	Maximum	Gemiddelde	Std. Dev.
Opleidingsniveau vader	4243	6	17	9,46	3,03
Opleidingsniveau moeder	4243	6	17	8,67	2,38
Beroepsstatus vader (open vraag)	4113	10	88	47,27	16,32
Beroepsstatus vader (gesloten vraag)	4141	17	82	45,95	18,41
Beroepsstatus moeder (open vraag)	2556	10	90	40,09	16,66
Beroepsstatus moeder (gesloten vraag)	2662	17	82	38,38	15,42
Opleidingsniveau	4318	6	17	11,82	2,92
Beroepsstatus eerste beroep (open vraag)	4122	10	88	48,32	15,07
Beroepsstatus eerste beroep (gesloten vraag)	3861	17	82	49,62	15,62
Beroepsstatus huidige/laatste beroep (open vraag)	4202	10	90	51,86	15,49
Beroepsstatus huidige/laatste beroep (gesloten vraag)	4149	17	82	53,72	15,96
Logartime (inkomen / het gemiddelde per survey)	3438	-2,70	1,95	-0,05	0,56
Sekse (1=vrouw)	4314	0	1	0,43	0,49
Leeftijd	4318	25	64	42,93	10,73
N (listwise)	1708				
N (totaal)	4318				

2008, jaargang 83, nr. 1

Het totaal aantal eenheden in de analyse bedraagt $N=4318$. Slechts een beperkt aantal variabelen is helemaal compleet gemeten, bij de meeste treden ontbrekende waarden op. Voor de meeste variabelen is het aantal ontbrekende waarden van zeer beperkte omvang ($< 10\%$), maar er zijn drie variabelen waarbij grotere gaten optreden: de beide indicatoren van moeders beroep en het arbeidsinkomen. De herkomst van dit patroon is duidelijk. Bijna 40% van de ondervraagden vermeldt geen beroep van de moeder, kennelijk omdat moeder geen voor de respondent memorabele beroepsloopbaan heeft gehad. Bij het arbeidsinkomen ontbreekt ongeveer 22% van de scores en dit heeft een iets gecompliceerdere achtergrond. De reden kan liggen in weigering, of in het feit dat de respondent op het moment van ondervraging geen eigen inkomen had, of minder dan twaalf uur werkzaam was. Een en ander betekent dat de correlatiematrix waarop het SEM-model wordt geschat een uiteenlopende precisie per cel heeft: met name correlaties met moeders beroepsmetingen en ook die met het inkomen zijn onderhevig aan grotere steekproefafwijkingen dan de rest (die ongeveer gelijke N heeft). We komen aan dit probleem tegemoet door toepassing van de *maximum-likelihood* methode, die door Allison (1987) is voorgesteld. Dit komt erop neer dat we vier correlatiematrices vormen om het model op te schatten: een met alle indicatoren ($N=2287$), een voor personen zonder moeders beroep maar met een inkomen ($N=1151$), een voor personen met een geldig moeders beroep maar geen inkomen ($N=560$) en een voor de personen die noch op inkomen, noch op moeders beroep een score hebben ($N=320$). Door gelijkstelling van effecten in een *multiple-group*-oplossing verkrijgen we een eenvoudig model dat rekening houdt met het verschil in steekproeffluctuaties in de variabelen. Voor de inleidende analyse zullen we echter gebruik maken van de gecombineerde correlatiematrix met *paarsgewijze verwijdering* van ontbrekende waarden. Deze staat in Appendix 1. Alle modellen zijn geschat met Lisrel 8.8 (Jöreskog & Sörbom, 1993).

5. Analyse

Op verschillende manieren kunnen we bekijken in hoeverre de gerapporteerde beroepsstatus op basis van de open vragen verschilt van die van de gesloten vragen. Eerst bekijken we in hoeverre de gemiddelden verschillen. Daarbij berekenen we voor elke waarde op de gesloten vraag wat de gemiddelde statusscore volgens de open vraag is. Vervolgens kijken we naar de correlaties tussen de beide vraagvormen.

5.1 Gemiddelden

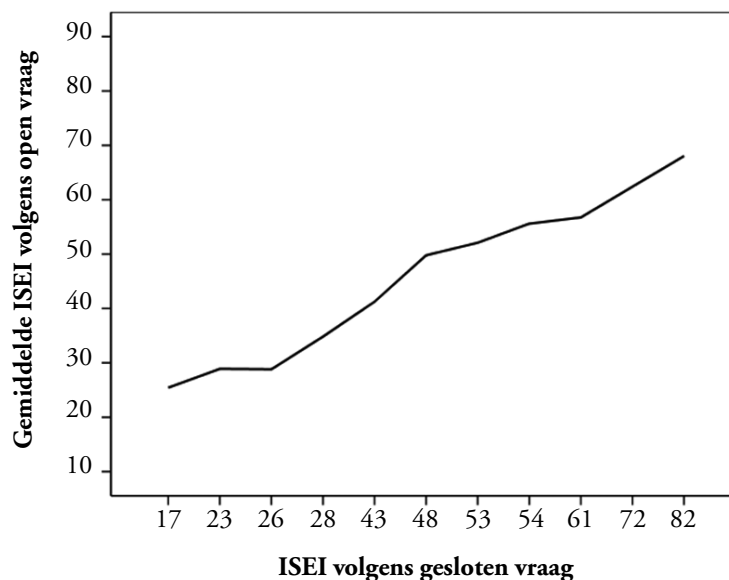
In tabel 2 staan de gemiddelden en standaarddeviaties van de beroepsstatus-scores. Deze ontlopen elkaar niet veel bij een gegeven beroep en er zit in de verschillen weinig systematiek: bij de ouders geeft de open vraag wat hogere gemiddelden, bij de beide beroepen van de respondent juist de gesloten vraag. In drie van de vier gevallen geeft de gedetailleerde code iets minder spreiding te zien (bij de moeder niet). Overigens ontlopen ook de standaarddeviaties elkaar niet veel. Een andere maat voor overeenkomst is in welke mate de gemiddelde ISEI als afgeleid van de

Mens & Maatschappij

open vraag lineair samenhangt met de ISEI als afgeleid van de gesloten vraag. Figuur 1 geeft daarvan een beeld, via conditionele gemiddelden van de gedetailleerde indicator voor alle ISEI-scores van de gesloten vraag (vergelijk tabel 1). Gemiddeld over alle beroepen (het beeld verschilt niet erg tussen de vier verschillende beroepen) is de relatie om en nabij lineair. De R^2 behorende bij het lineaire model is 0,518, bij de gebroken regressie (waarbij rekening wordt gehouden met de mogelijkheid dat veranderingen op breekpunten optreden) 0,536. Dit verlies aan verklaarde variantie is weliswaar significant en duidt op een niet helemaal volmaakte linearisering van de antwoorden op de gesloten vraag, maar het is ook duidelijk dat we de gegevens geen geweld aandoen door ze verder te modelleren via het lineaire model dat aan correlaties ten grondslag ligt.

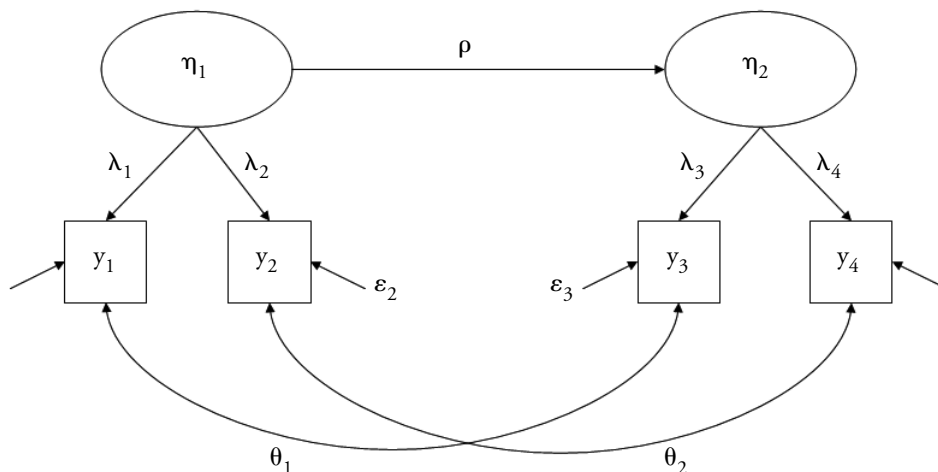
5.2 Correlaties

In de tabellen 3a-3c worden vervolgens enige geselecteerde correlaties weergegeven uit Appendix 1. Alvorens deze te bestuderen is het belangrijk aan te stippen welke rol meetfouten spelen bij het tot stand komen van deze correlaties. We moeten een onderscheid maken tussen toevallige en systematische meetfouten, hetgeen overeenkomt met het bekende onderscheid tussen betrouwbaarheid en validiteit. Toevallige (random) meetfouten worden als het ware door loting bepaald en doen een score nu eens naar boven, en dan eens naar onder afwijken. Toevallige meetfouten *verlagen* de correlaties tussen variabelen. Omgekeerd kunnen we uit de correlatie tussen twee parallelle indicatoren berekenen hoe groot het aandeel (de variantie) van de random meetfout in de gemiddelde score is. Een betrouwbaarheidscoëfficiënt geeft aan wat de verhouding is tussen de ware (latente) variantie en de totale (geobserveerde) variantie en is gelijk aan de correlatie tussen twee parallelle metingen (Carmines & Zeller, 1979: 31-33).



Van systematische meetfouten (*bias*) is sprake wanneer de afwijkingen van de ware score voorspelbaar zijn. Vaak wordt daarbij aan een *constante* meetfout gedacht (onder- of overschatting), maar dit is voor de toepassing hier geen probleem: een constante fout verandert de correlaties immers niet. Problematischer zijn *gecorrleerde* meetfouten: deze treden op wanneer de meetfouten in twee variabelen in het model met elkaar samenhangen en de fout in de ene meting groter wordt, als de fout in de andere omvangrijker is. Zulke gecorrleerde meetfouten zullen de correlatie tussen de betrokken metingen sterker maken. Bij de onderhavige beroeps-vragen kunnen gecorrleerde meetfouten ontstaan doordat respondenten zich bij het antwoord over een beroep hun antwoord op de vraag naar een ander beroep te sterk in het hoofd houden (dat wil zeggen inclusief de daarbij gemaakte meetfout). We zouden dit een 'echo'-effect kunnen noemen: in het antwoord op de ene vraag galmt als het ware het antwoord op een andere vraag na. Het ligt voor de hand dat zo'n echo-effect sterker zou zijn voor de gesloten vraag dan voor de open vraag.

We kunnen toevallige en systematische meetfouten van elkaar onderscheiden, wanneer we over meerdere metingen van een (latente) variabele beschikken en deze herhaald is gemeten. We spreken dan van een *multi-trait multi-method [MTMM] design* (Campbell & Fiske, 1959). Een eenvoudig voorbeeld biedt figuur 2, met twee latente variabelen η_1 en η_2 ('true scores') met twee metingen (y_1, y_2 , respectievelijk y_3, y_4) elk. De mate waarin de ('ware') correlatie ρ tussen η_1 en η_2 wordt weerspiegeld in de correlatie tussen de gemeten y -variabelen hangt af van de sterkte van de meetrelaties λ : naarmate de meetrelaties sterker zijn (en daarmee de residuele componenten ϵ kleiner), zal de geobserveerde correlatie hoger uitvallen. Ook de relatie tussen twee indicatoren van dezelfde latente variabele zal sterker uitvallen, naarmate deze residuele varianties geringer zijn en de meetrelaties sterker. De situatie verandert wanneer er sprake is van gecorrleerde meetfouten θ . In dat geval kan de relatie tussen η_1 en η_2 overschat worden wan-



Mens & Maatschappij

neer we afgaan op de gemeten indicatoren y . Een volledig uitgeschreven model geeft ons echter de gelegenheid de meetrelaties λ en de residuele correlaties θ te schatten en de schatting van ρ te corrigeren. In het afgebeelde model zou dat overigens niet zomaar gaan. Tussen vier variabelen bestaan zes correlaties en we zoeken zeven coëfficiënten.³ Met nadere restricties of wanneer we beschikken over een systeem met meer dan vier indicatoren, is de vereiste informatie echter wel aanwezig en kunnen alle componenten berekend worden. Zulke restricties kunnen ontleend worden aan de MTMM-methodologie, waarin gelijkstellingen tussen overeenkomstige effecten worden opgelegd (zie verder hieronder).

Tabel 3a geeft de onderlinge correlaties aan tussen de twee metingen voor elk van de vier beroepen. Gemiddeld liggen ze rond de 0,70. Dat lijkt hoog, maar het is wat lager dan elders bij dit type correlaties (doorgaans ontleend aan proxy-rapportages) wordt aangetroffen. In de Familie-enquêtes Nederlandse Bevolking 1992-2000 wordt bijvoorbeeld een onderlinge correlatie van 0,81 aangetroffen voor vaders beroep tussen mededelingen van de vader zelf en de primaire respondent (De Vries, 2006: 28). De hier aangetroffen correlatie van 0,70 tussen twee indicatoren komt overeen met een betrouwbaarheid (Cronbach's alpha) van 0,82 voor hun gemiddelde (Carmines & Zeller, 1979: 46). De wortel hieruit (0,91) is weer een schatting van de afzwakking (*attenuation*) die optreedt in geobserveerde correlaties ten opzichte van de *true score* correlaties, wanneer we de beide metingen tot één gemiddelde zouden combineren. Een vertekening van 9% lijkt gering, maar we moeten wel in ogenschouw nemen dat vertekening optreedt bij zowel het beroep als de criteriumvariabele. Is deze criteriumvariabele ook een beroep (zoals bij intergenerationele of intragenerationele beroepsmobiliteit), dan is de onderschatting 18%.

De onderlinge correlatie tussen beide metingen is voor de proxy-rapportages (rapportages over de beide ouders) duidelijk hoger dan voor de respondent zelf. Als dit komt doordat er minder random meetfouten zitten in antwoorden over de ouders, betekent het dat men een stabielere beeld kan geven over de beroepen van beide ouders dan over zichzelf.

Tabel 3b laat de correlaties zien tussen beroep en het opleidingsniveau, een belangrijke criteriumvariabele om de *validiteit* van de metingen te bepalen. Het is eenduidig dat de gesloten vraag hoger correleert met het opleidingsniveau van de betreffende persoon dan de open vraag. Dit is het geval voor vaders, moeders en respondenten. Dit duidt erop dat beide indicatoren in

Tabel 3a: Correlaties open-gesloten vragen

	Open-gesloten
- Vader	0,764
- Moeder	0,720
- Eerste	0,651
- Laatste/huidig	0,659
Gemiddeld	0,699
Gewoonlijk bij dubbele meting	>0,75

2008, jaargang 83, nr. 1

Tabel 3b: Correlaties opleidingsniveau-beroep voor de open en de gesloten beroepsvraag

	Moeder	Vader	Eerste	Huidig
Open	0,568	0,591	0,509	0,549
Gesloten	0,601	0,684	0,584	0,650

Tabel 3c: Correlaties beroepsmobiliteit in open en gesloten vragen

	Open	Gesloten
Moeder-Vader	0,528	0,609
Moeder-Eerste	0,245	0,276
Vader-Eerste	0,296	0,338
Moeder-Laatste	0,241	0,285
Vader-Laatste	0,279	0,349
Eerste-Laatste	0,602	0,699

meetkwaliteit verschillen, maar daarmee is nog niet duidelijk hoe. Aan de ene kant kan het zo zijn dat de systematische meetfouten in de gesloten vraag groter zijn (zij vertonen dan een *opleidingsbias*), aan de andere kant kunnen juist kleinere random meetfouten in de gesloten vragen tot deze hogere correlaties leiden. Tabel 3c laat intergenerationele correlaties zien in beide metingen. In dit geval spelen de meetfouten dus twee keer een rol, bij beide betrokken beroepen. Ook hier is het eenduidig dat de gesloten vragen hoger correleren, en opnieuw zijn er twee mogelijke redenen: een kleinere random meetfout, of een grotere systematische meetfout. We hebben een *meetmodel* nodig om uit te zoeken wat het geval is.

5.3 Modelschattingen

Figuur 3 geeft het basis *simultaneous equations model* (SEM) weer waarmee we het volledige correlatiepatroon modelleren, zowel wat betreft metingen als hun structurele relaties. Het bestaat uit een structureel gedeelte met achtereenvolgens de volgende vergelijkingen:

$$\text{OPL} = f(\text{VROUW}, \text{LEEFTIJD}, \text{VOPL}, \text{MOPL}, \text{VBER}, \text{MBER})$$

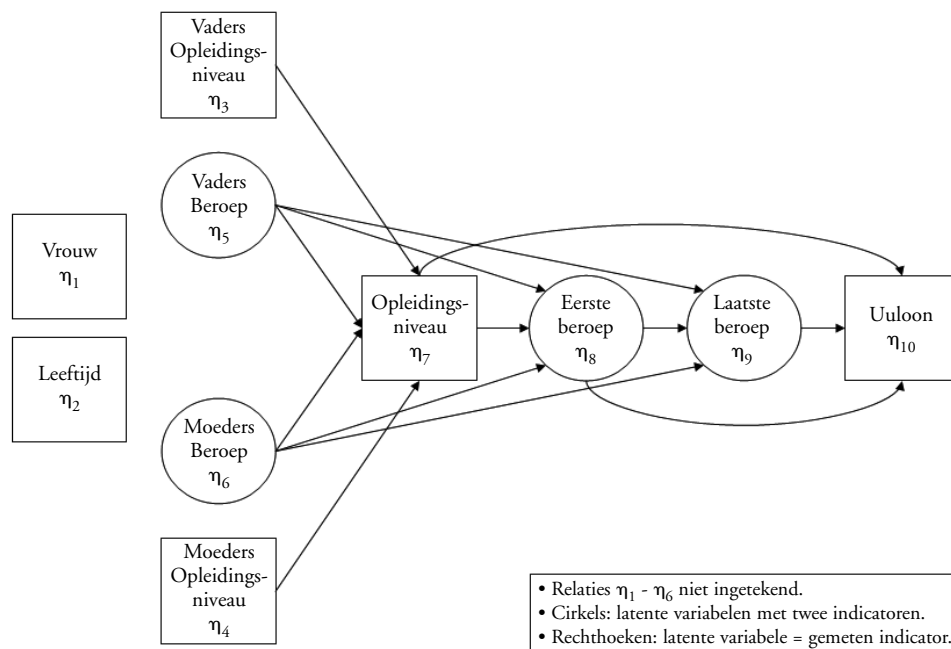
$$\text{BER1} = f(\text{VROUW}, \text{LEEFTIJD}, \text{VBER}, \text{MBER}, \text{OPL})$$

$$\text{BER} = f(\text{VROUW}, \text{LEEFTIJD}, \text{VBER}, \text{MBER}, \text{OPL}, \text{BER1})$$

$$\text{INK} = f(\text{VROUW}, \text{LEEFTIJD}, \text{VBER}, \text{MBER}, \text{OPL}, \text{BER1}, \text{BER}).$$

Hierin staan OPL, VOPL en MOPL voor opleidingsniveau van respondent, vader en moeder; BER, BER1, VBER en MBER staan voor huidige/laatste beroep respondent, eerste beroep en beroep vader, respectievelijk moeder; INK is het inkomen.

Onze structurele modellen veronderstellen derhalve geen directe werking van het opleidingsniveau van ouders op het eerste beroep of verderop in de levenscyclus gelegen variabelen. Dit is

Mens & Maatschappij

niet alleen overeenkomstig bevindingen in de eerdere literatuur (Blau & Duncan, 1967), maar ook resultaten van onze eigen analyses die in geen enkel model een significant effect van deze soort lieten zien.

Het structurele model wordt gecompleteerd met een meetmodel. Voor alle niet-beroepsvariabelen wordt perfecte meting verondersteld, wat betreft de beroepsvariabelen vergelijken we vier alternatieven:

A: $isei = 1 * BER$

B: $g-isei = 1 * BER$

C: $mean(isei, g-isei) = 1 * BER$

D: $isei = \lambda_1 * BER, g-isei = \lambda_2 * BER$

De van de gesloten vraag afgeleide statusscore heet hier $g-isei$, de score op basis van de gedetailleerde metingen $isei$. Achtereenvolgens gebruiken we dus als beroepsmeting de ISEI-schaal op basis van de open vraag en de bijbehorende gedetailleerde beroepscode, de ISEI op basis van de gesloten beroepsvraag, de gemiddelde ISEI van de twee beroepsmetingen en het optimale meetmodel voor de beide beroepsvariabelen. Merk op dat model C overeenkomt met de meest gebruikte analysestrategie bij multiple-indicatordata: na schaalanalyse worden de indicatoren als ongewogen gemiddelde samengevoegd tot één index en de overblijvende meetonbetrouwbaarheid in de index wordt niet meer in acht genomen.

Modellen A, B en C zijn causale modellen met enkelvoudige metingen en zouden ook zonder SEM geschat kunnen worden. De geschatte SEM-modellen passen goed bij de bijbehorende correlatiematrix (χ^2 respectievelijk 12,3, 22,0 en 14,6 bij 16 vrijheidsgraden). De parameterschattingen van de modellen staan in tabel 5 – we stellen de bespreking ervan uit tot we de vergelijking met het multiple-indicatormodel kunnen maken.

Tabel 4: Fit statistics voor achtereenvolgende multiple indicator modellen

model	df	Chi-2
1 Verzadigd structureel model, meetmodel zonder residuele correlaties	353	1617,7
2 1 + geen effect vaders en moeders opleidingsniveau op beroeps carrière en inkomen van respondent	359	1630,8
3 2 + MTMM gecorreleerde residuen eerste en huidig/laatste beroep	357	728,1
4 3 + gecorreleerde residuen gelijk aan elkaar gesteld	358	734,7
5 4 + MTMM gecorreleerde residuen vader en moeders beroep	356	624,3
6 5 + gecorreleerde residuen vaders en moeders beroep aan elkaar gelijk	357	625,2
7 6 + MTMM gecorreleerde residuen intergenerationele relaties	358	813,5
8 6 + gelijke MTMM correlaties op alle vier beroepen	356	591,9
9 8 + gelijke opleidingsbias in gesloten vragen	355	579,5
10 9 + gelijke meetrelaties alle gesloten vragen	358	592,9
11 9 + gelijke meetrelaties gesloten vragen voor beroep vader, eerste en huidige laatste beroep	357	583,0
12 11 + geen effect van vaders en moeders beroep, opleidingsniveau, eerste beroep op inkomen	361	584,2
13 12 + geen effect moeders beroep op eerste en huidig beroep	363	586,4

Bij het multi-ele-indicator model D dienen eerst verschillende keuzen over de specificatie van het meetmodel gemaakt te worden. Daarover gaat tabel 4. Model 1 laat de meetrelaties tussen de latente beroepsscores en de geobserveerde ISEI-scores geheel vrij en laat ook alle structurele relaties vrij. Het model past niettemin slecht bij de correlaties, maar voordat we daar wat aan gaan doen, leggen we in model 2 op dat het opleidingsniveau van de ouders geen enkele directe invloed heeft op de beroeps carrière en inkomensverwerving van de respondent. Dit levert geen significante modelverslechtering op. Niettemin past ook model 2 slecht bij de data.

De residuen van model 2 (niet getoond) gaven een duidelijke aanwijzing waar het model wringt: er zijn met name grote residuele correlaties tussen overeenkomstige metingen van het eerste en het huidige beroep. We laten daarom in model 3 residuele correlaties toe volgens het MTMM (multi-trait multi-method) patroon: hierin wordt de latente relatie tussen eerste en huidige beroep geschat, terwijl er rekening mee wordt gehouden dat de antwoorden op overeenkomstige vraagvormen specifieke overeenkomst voor die vraagvorm vertonen. Dit maakt een groot verschil in de χ^2 voor model 3. Er is een voor de hand liggende reden voor deze grote residuele correlaties. In drie van de vier vragenlijsten is namelijk een filtervraag gebruikt: als het eerste beroep gelijk was aan het huidige beroep, kon men de vragen over het eerste beroep overslaan. In deze gevallen is door ons de meting van het eerste beroep direct ontleend aan die van het huidige/laatste beroep en dat leidt natuurlijk tot dit type residuele correlaties.⁴ In de vierde vragenlijst was geen filtervraag gesteld, maar zullen respondenten vaak langs dezelfde lijnen gereageerd hebben en geen nieuwe informatie (of meetfout) voor eerste beroep hebben toegevoegd, als hun huidige beroep feitelijk hun eerste beroep was.

In model 4 leggen we als extra restrictie op dat de twee MTMM-correlaties aan elkaar gelijk

Mens & Maatschappij

zijn. Dit leidt weliswaar tot een significante verslechtering van het model, maar niet met een grote sprong en dat is een belangrijke bevinding. Een gelijkheid van de twee residuele correlaties laat namelijk zien dat er voor de gesloten vraag niet een specifiek herinneringseffect ('echo') bestaat bovenop het via de ontlenen ingebouwde artefact. De geschatte parameters in model 3 verschillen slechts weinig tussen de beide vraagvormen en de parameter is nota bene sterker voor de gedetailleerde beroepen (0,170) dan voor de gesloten vraagstelling (0,132). Voor zover er sprake is van een gecorreleerde meetfout (echowerking tussen eerste en laatste beroep), is deze voor de open vraag zelfs groter dan voor de gesloten vraag.

In model 5 wordt de MTMM-oefening herhaald voor de onderlinge relatie tussen de beide metingen van vaders en moeders beroep: is ook hier sprake van residuele correlaties die specifiek zijn voor vraagvormen? Gezien de significante verbetering van de modelfit is dit het geval, al is de verbetering lang niet zo sterk als bij de relatie eerste/huidige beroep. Wanneer we opnieuw (in model 6) de restrictie opleggen dat de beide residuele correlaties aan elkaar gelijk zijn, blijkt de nulhypothese van gelijke 'echo' hier zonder meer gehandhaafd te kunnen worden. Opnieuw is er dus sprake van echo, maar in beide vraagvormen; de omvang van de echo verschilt niet of nauwelijks tussen de open en de gesloten vraag. Deze echo is weliswaar significant, maar hier gering van omvang, zoals uit de parameterschatting (0,050) blijkt.

In model 7 worden de MTMM residuele correlaties tussen vaders/moeders beroep en eerste/laatste beroep aan elkaar gelijk gesteld, wat wil zeggen dat de overschatting van de relatie tussen vaders en moeders beroep wordt verondersteld even groot te zijn als de overschatting van de relatie tussen eerste en huidige beroep, maar dit blijkt om voor de hand liggende redenen geen houdbare veronderstelling. In model 8 wordt bovenop de generatie-specifieke echo een intergenerationele echo toegelaten. Er wordt gekeken of respondenten de relatie tussen hun eigen (zowel eerste als huidige/laatste) beroep en dat van hun ouders (zowel vader als moeder) overschatten. Dit levert een significante verbetering van de modelfit op. De bijbehorende schatting (0,018) is inderdaad statistisch significant, maar ook zeer gering van omvang en is meer illustratief voor het grote onderscheidingsvermogen van dit type modellen dan voor een grote systematische meetfout.

In model 9 wordt een andere vorm van systematische vertekening onderzocht: zijn de antwoorden op de gesloten vragen sterker beïnvloed door het opleidingsniveau van de betrokken beroepsbeoefenaar dan de antwoorden op de open vragen? Zo'n opleidingsbias zou kunnen ontstaan door verwijzing naar termen als 'intellectueel' en '(on)geschoold' in de gesloten vraagformulering. Uit de fit van model 9 blijkt dat er inderdaad enige opleidingsbias optreedt in de gesloten vraag: er is weliswaar een significante verbetering in fit, maar de geschatte parameter is slechts 0,020. De observatie uit tabel 3c dat de gesloten vraag hoger correleert met opleidingsniveau dan de open vraag krijgt hiermee een complexe interpretatie: dit ligt niet alleen aan de grotere betrouwbaarheid van de gesloten vraag, maar ook aan opleidingsbias.

In model 10 vereenvoudigen we het meetmodel verder door te veronderstellen dat er een vaste verhouding bestaat tussen de kwaliteit van de gesloten vraag en de kwaliteit van de open vraag. De verandering in fit duidt op een significante modelverslechtering, maar we kunnen ook besluiten dat de veronderstelling toch een heel behoorlijke samenvatting van de meetrela-

ties geeft. Het probleem zit bij de moeder: als we in model 11 de gelijke meetrelatie beperken tot vaders, eerste en huidige beroep, is de veronderstelling wel toelaatbaar. De parameterschattingen leveren belangrijke informatie op: de geschatte verhouding tussen de meetrelaties is namelijk eenduidig in het voordeel van de gesloten vraag: de betrokken λ is 1,06 en de gesloten vraag meet dus 6% betrouwbaarder dan de open vraag.

In model 12 keren we terug naar de structurele kant van het model en laten daaruit nog enige (niet-significante) effecten weg: er wordt verondersteld dat vaders en moeders beroep, opleidingsniveau en eerste beroep geen direct effect hebben op het inkomen. Het inkomen wordt volgens dit model alleen nog direct beïnvloed door het huidige/laatste beroep, en door geslacht en leeftijd. De veronderstelling is houdbaar (geen significante verslechtering van de fit) en is een belangrijke inhoudelijke conclusie over de structuur van statusverwerving (en hoe je je daarin vergist als je beroepen niet goed meet): het blijkt dat verschillen in inkomen uit arbeid uitsluitend en alleen uit beroepsverschillen voortkomen, en dat bij gegeven beroep het opleidingsniveau, eerdere beroepsstatus en milieu van herkomst er niets toe doen. Dat de invloed van deze variabelen niet significant is wanneer beroep met meerdere indicatoren wordt gemeten, komt ook terug in tabel 4. Dat zulke effecten wel lijken te bestaan in andere modellen (zonder multipale indicatoren, model A en B in tabel 4) is een schijneffect dat voortkomt uit meetproblemen die in die modellen niet gecorrigeerd worden. Deze bevinding is dezelfde die Ganzeboom (2005) deed voor de gegevens van de ISSP87 in vijf andere landen.

In het laatste model laten we de invloed van moeders beroep op de beroepsloopbaan van de respondent achterwege. Als we de betreffende twee effecten verwijderen (model 13), verslechtert de fit niet significant. De invloed van het beroep van de ouderlijke generatie beperkt zich tot die van de vader. We hebben dit nog eens nader getoetst door de analyse te herhalen voor vrouwelijke respondenten afzonderlijk. Er blijkt dan wel een significant – maar klein – effect van moeders beroep op te treden (althans bij het eerste beroep), hetgeen overeenstemt met bevindingen van Korupp (2000). Voor vrouwen is dit effect van moeders beroep vrijwel even sterk als dat van vaders beroep.

5.4 Parameters

Tabel 5 geeft de parameterschattingen weer van de vier modellen in gestandaardiseerde vorm.⁵ De belangrijkste conclusies omtrent de kwaliteit van de beroepsmetingen en effecten van het meetmodel voor de structurele relaties vinden we door horizontaal te vergelijken.

De modellen verschillen allereerst in de parameters van het *meetmodel*, dat is weergegeven onderaan in de tabel. Modellen A, B en C veronderstellen perfecte meting, respectievelijk door de open vraag, de gesloten vraag en hun gemiddelde. In model D (gekozen is voor de schattingen van model D11) zijn de meetrelaties geschat in de veronderstelling dat er een vaste verhouding bestaat tussen de kwaliteit van de open vraag en de gesloten vraag. Die verhouding is 1/1,127 voor vaders, eerste en huidige beroep, en 1/1,045 voor moeder, steeds in het voordeel van de gesloten vraag. De gestandaardiseerde versies van al deze coëfficiënten zijn hoger voor de vader en moeder dan voor eerste en huidige/laatste beroep. Respondenten geven over anderen

Mens & Maatschappij

dus stabielere antwoorden dan over zichzelf. De geschatte gestandaardiseerde coëfficiënten zelf geven aan in welke mate een analyse vertekend is wanneer men met een van beide indicatoren zou volstaan. Het verlies is tussen de 17 en 23% voor de open vraag en tussen de 8 en 15% voor de gesloten vraag.

Wat betreft de determinanten van *opleidingsniveau* zien we dat alle gespecificeerde variabelen een significante werking hebben en wel volgens een vertrouwd patroon. Iemands opleidingsniveau hangt af van de beroepen en de opleidingsniveaus van vader en moeder. Daarnaast blijken mannen wat hoger opgeleid dan vrouwen. De verschillen tussen de vier modellen zijn voor opleidingsniveau zeer klein. In Model D11 is het effect van vaders status groter en van vaders opleidingsniveau kleiner dan in de modellen A-C.

De verschillen tussen de modellen A-D voor wat betreft het *eerste beroep* zijn aanzienlijk groter dan bij het opleidingsmodel. Dit was ook te verwachten, omdat de kwaliteit van de beroepsmeting nu zowel bij de afhankelijke als de onafhankelijke kant van de vergelijking speelt en de meetbetrouwbaarheid voor wat betreft de ouders groter is dan bij de respondent zelf. Model B laat in vergelijking met model A zien dat de gesloten beroepsvraag een hogere kwaliteit heeft dan de open beroepsvraag: de verklaarde variantie stijgt en met name het opleidingsniveau heeft een sterker effect. De resultaten van model C liggen erg dicht aan tegen die van model B voor de gesloten beroepsvragen. Hoewel we mogelijk zouden verwachten dat het middelen van de twee indicatoren tot een verbetering van meting ten opzichte van beide afzonderlijke indicatoren leidt, is dat hier niet het geval. De verschuiving is wel spectaculair wanneer we het multi-pele-indicatoremodel D11 interpreteren. De verklaarde variantie neemt aanzienlijk toe, het opleidingseffect stijgt, maar het intergenerationele overdrachtseffect ook, met name waar het het beroep van de vader aangaat. Merk op dat in dit model ook de geschatte verschillen tussen mannen en vrouwen en die tussen leeftijdsgroepen groter zijn. Dat is precies wat je zou verwachten als je voor gebrekkige meetkwaliteit corrigeert.

Nagenoeg even spectaculair zijn de verschuivingen waar het de bepaling van het *huidige/laatste beroep* aangaat. Dat was opnieuw te verwachten omdat er nu vier beroepen meedoen in het model, waarbij zowel het eerste als het huidige/laatste beroep met een lagere betrouwbaarheid zijn gemeten dan de beroepen van de beide ouders. Daar komt bij dat we nu ook te maken hebben met indirecte effecten (opleidingsniveau en beroepen van ouders beïnvloeden het huidige beroep hoofdzakelijk via het eerste beroep), waarvan de resultaten meer gevoelig zijn voor meetonbetrouwbaarheid dan directe effecten (Kelley, 1973). We zien dat in model D met name het opleidingsniveau als een aanzienlijk sterkere determinant wordt neergezet dan in de andere modellen. Merk op dat dit het geval is, terwijl in model D de directe invloed van de vader onveranderd blijft, evenals de samenhang tussen eerste en huidige beroep. In dit geval voldoet model C wel aan de verwachting dat middelen een verbetering biedt ten opzichte van beide afzonderlijke indicatoren, maar het resultaat ligt veel dicht bij model B dan bij model D. Middelen helpt wel om onbetrouwbaarheid te corrigeren, maar is lang niet volmaakt.

Ten slotte kijken we naar de *inkomensdeterminanten*. Deze modellen laten veruit de meest spectaculaire resultaten zien van onze analyses en ook hoe deze tot kwalitatief andere conclusies

leiden. We zien dat niet alleen aan het oplopen van de verklaarde variantie, maar met name aan de hand van het patroon en de significantie van de afzonderlijke coëfficiënten. In model A voor de effecten van gedetailleerde beroepsscores lijkt het erop dat het inkomen van de respondenten bepaald wordt door een reeks van achtergrondvariabelen. Zelfs het beroep van vader levert een kleine, maar statistisch significante bijdrage. Een belangrijke voorspeller van het arbeidsinkomen in deze vergelijking is (naast de leeftijd en het beroep) het opleidingsniveau. Niet alleen het huidige/laatste beroep levert overigens een bijdrage, ook het eerste beroep heeft een significant effect. Hoewel al deze effecten statistisch significant zijn, leveren zij bij elkaar genomen een ondoorzichtig en onaannemelijk beeld op van inkomensdeterminanten. Het is plausibel dat arbeidsinkomens primair bepaald worden door iemands huidige/laatste baan, niet (direct) door deze verder weg liggende achtergrondvariabelen. Wanneer we in model B de gesloten vragen als meting gebruiken, verandert het beeld ten gunste van het huidige/laatste beroep: het effect van opleidingsniveau neemt af, dat van eerste beroep en vaders beroep verdwijnt. Het beeld verandert niet substantieel als we in model C het gemiddelde gebruiken. Ook model C laat zien dat het verdiende inkomen niet alleen een kwestie is van beroep alleen, maar ook dat het opleidingsniveau een significant effect blijft houden.

Dit alles is radicaal anders in model D, waarin het meetmodel is gebruikt. Alleen het huidige/laatste beroep heeft nu een significant effect, de bijdrage van opleidingsniveau is niet-significant geworden. Tegelijkertijd is de verklaarde variantie van model D het hoogst van alle. Inhoudelijk is dit model het meest geloofwaardig. Het valt immers maar moeilijk in te zien hoe eerdere beroepen, dan wel het opleidingsniveau een bijdrage aan het inkomen leveren, wanneer we rekening houden met het beroep dat iemand uitoefent. Model D laat zien waarom dit in de eerdere modellen toch zo lijkt te zijn: het is het gevolg van slecht gemeten beroepsstatus. Om deze reden hebben we het model ook nog eens geschat met weglating van de effecten van vaders beroep, opleidingsniveau en eerste beroep. Dit (model 12 in tabel 4) leidde niet tot een significante modelverslechtering. De parameterschatting voor het huidige/laatste beroep in model D12 bedraagt 0,464, wat nog iets hoger is dan in model D11.

6. Conclusies en aanbevelingen

Het is belangrijk een onderscheid te maken tussen random meetfouten (residuele variantie in equivalente metingen) en systematische, gecorreleerde meetfouten. Random meetfouten leiden tot verlaging van correlaties en tot onderschatting van effecten en verklaarde varianties. Gecorreleerde meetfouten kunnen juist correlaties vergroten en de verhoudingen tussen effecten vertekenen. Met een SEM-model met multiële indicatoren waarin beroepsvariabelen herhaald voorkomen, kunnen we beide soorten meetfouten schatten en corrigeren. Ons onderzoek naar het gebruik van een gesloten en een open beroepsvraag als multiële indicatoren in statusverwervingsmodellen waarin vier beroepen voorkomen, leidt tot de volgende conclusies en aanbevelingen.

Ten eerste is gebleken dat de random meetfouten in de open beroepsvraag beduidend van

Mens & Maatschappij

omvang zijn en significant groter dan in de gesloten beroepsvraag. Ten tweede zijn er systematische meetfouten voor dicht bij elkaar liggende (vader-moeder, eerste-huidige) beroepen, wat betekent dat respondenten de antwoorden over vaders en moeders beroep en over eerste en huidige beroep meer op elkaar laten lijken dan dat de beroepen in werkelijkheid op elkaar lijken. Via een MTMM-model kunnen deze vertekeningen effectief worden uitgeschakeld. Een belangrijke bevinding is dat deze systematische meetfouten even groot zijn voor de gesloten en de open vragen. De vrees dat gesloten vragen sterkere echo-effecten oproepen, is niet bewaarheid. Ten derde treden systematische meetfouten (bias) in de gesloten vraag wel op in de richting van het opleidingsniveau van de betrokken beroepsbeoefenaar, maar deze vertekening is niet groot.

Kort samengevat luidt daarmee het antwoord op onze drie probleemstellingen als volgt. Ten eerste geven gesloten en open vragen naar beroep beide een behoorlijk goede meting van beroepsstatus, maar elk afzonderlijk leiden zij tot ongeveer 7-24% onderschatting van structurele relaties. Hun onderlinge samenhang is sterker voor proxy-rapportages dan voor eigen beroepen en bedraagt ongeveer 0,75, respectievelijk 0,65. Ten tweede doen gesloten vragen het iets beter dan open vragen in termen van random meetfouten (onbetrouwbaarheid). Systematische meetfouten (invaliditeit) die voortkomen uit de specifieke vraagvorm, dan wel uit opleidingsniveau van de beroepsbeoefenaar zijn niet substantieel en verschillen niet tussen open en gesloten vragen. Ten slotte leidt gebruik van beide vraagvormen in een SEM-model tot substantieel andere inzichten in het patroon van statusverwerving in Nederland. Bij enkelvoudige meting en zelfs bij middeling van de beide indicatoren worden relaties afgezwakt en hun onderlinge verhoudingen vertekend, in het bijzonder waar het de invloed van beroep op arbeidsinkomen aangaat.

Onze analyse bracht ook enige inhoudelijke conclusies over het stratificatiepatroon van de Nederlandse bevolking naar voren, die de moeite van het aanstippen waard zijn.

De meest verrassende conclusie uit ons model geldt inkomensverwerving. Wanneer adequaat gecorrigeerd wordt voor meetfouten in de beroepsvariabelen, blijkt dat inkomensverwerving uitsluitend en alleen een zaak is van het huidige/laatste beroep en niet van eerder liggende variabelen in het statusverwervingsproces. Opleidingsniveau en eerste beroepsniveau, laat staan kenmerken van de ouders, maken niets uit voor het inkomensniveau, als men het (adequaat gemeten) huidige/laatste beroep constant houdt. Theoretisch is deze uitkomst zeer aannemelijk, maar zij is in strijd met gangbare uitkomsten in de literatuur. Deze bevinding is dezelfde als Ganzeboom (2005) deed voor gegevens uit vijf andere landen met behulp van de ISSP87 gegevens.

Daarnaast blijken de beroepen van ouders (zowel vader als moeder) een grotere rol te spelen in de totstandkoming van opleidingshoogte dan eerder onderzoek doet vermoeden, wanneer men adequaat corrigeert voor meetfouten in beroepsvariabelen. Datzelfde geldt voor de directe effecten van vaders beroep op eerste beroep en ook op huidige/laatste beroep. Geen aanwijzing werd gevonden voor een zelfstandige rol van moeders beroep in de beroepsloopbaan van mannen, maar wel van vrouwen (vergelijk Korupp, 2000).

6.1 Aanbevelingen

De eenduidige aanbeveling uit onze analyse over de vraag of men het beroep via een gesloten of open vraag moet meten, is dat men niet het een of het ander moet doen, maar beide.

Daarnaast is de aanbeveling dat als men wil (of moet) kiezen voor één beroepsvraag (en niet twee), dat dan de gesloten beroepsvraag te prefereren is boven de open vraag. Merk op dat het argument *niet* is dat het aanzienlijk efficiënter en goedkoper is om een gesloten beroepsvraag te stellen (dat is ook zo), maar dat de meetkwaliteit van de gesloten beroepsvraag uiteindelijk iets hoger is. Deze hogere kwaliteit laat zich het gemakkelijkst kwantificeren in de verhouding tussen de meetrelaties van beide indicatoren: deze laten zien dat de *attenuation bias* (dat wil zeggen het zwakker worden van het verband door random meetfout) van de open vraag ongeveer 6% groter is dan bij de gesloten vraag.

Verder moet benadrukt worden dat ook bij de gesloten vraag verlies door meetonbetrouwbaarheid optreedt. We moeten de indicatoren niet alleen vergelijken met elkaar, maar ook met het true score model. Dan blijkt dat het verlies over de gesloten vraag ongeveer 13% is, en over de open vraag ongeveer 20%. Nogmaals: wie sociale mobiliteit bestudeert via een enkelvoudige coëfficiënt, moet dit verlies tweemaal verdisconteren omdat er twee beroepen in het geding zijn. Een enkelvoudige geobserveerde correlatie vader-zoon van 0,20 in gedetailleerde scores duidt erop dat de werkelijke (true-score) correlatie ongeveer 0,36 bedraagt. Bij de gesloten vraag zou deze werkelijke correlatie in de gegevens naar boven komen als een correlatie van ongeveer 0,26.

De oplossing van al deze problemen zit in het meten van het beroep via (ten minste) twee indicatoren en de inzet van een multi-pele-indicatorenmodel (dit is onze derde aanbeveling). Met nadruk zij er nog eens op gewezen dat het eenvoudigweg middelen van beide indicatoren een deel van het potentiële voordeel van multi-pele meting weer verloren laat gaan – je kunt dan eigenlijk net zo goed met de gesloten vraag volstaan.

Verder hebben we nog eens kritisch gekeken naar de door ons gebruikte gesloten vraagvorm. Op basis van onze resultaten komen we tot de volgende aanbevelingen omtrent de formulering hiervan.

Ten eerste lijkt de nu gebruikte formulering minder betrouwbaar te zijn voor vrouwenberoepen, in het bijzonder ook voor beroepen van moeder. Bij een nadere analyse van de samenhang tussen open en gesloten vragen is ons gebleken dat in een aantal gevallen door de respondenten 'huisvrouw' gescoord is als een geldig beroep bij de gesloten vraag, overigens op verschillende plekken in de schaal. Het zou aan te bevelen zijn een alternatief 'heeft nooit betaalde arbeid verricht' op te nemen.

Ten tweede zou bij enige voorbeeldberoepen een vrouwelijke of geslachtsneutrale aanduiding gebruikt kunnen worden: 'verkoopster' en 'administratief medewerkster' zouden beter passen dan de mannelijke vorm gezien de dominantie van vrouwen in deze beroepen. Geslachtsneutrale aanduidingen zouden kunnen zijn: "administratief werk" en 'verkoop/bediening'.

Ten derde zou het overigens ook goed zijn de aanduiding 'Overige hoofdarbeid' uit te splitsen naar 'administratieve diensten' en 'commerciële diensten'. Commerciële beroepen hebben immers een wat lagere status dan administratieve beroepen.

*Mens & Maatschappij***6.2 Discussie**

Ten slotte is er nog de intrigerende bevinding dat de random meetfout kleiner is in het geval van proxy-rapportages (respondenten over hun ouders), dan wanneer men over zichzelf rapporteert. Dat intrigeert, omdat de naïeve veronderstelling zou kunnen zijn dat men meer weet over het eigen beroep dan over dat van anderen. Het is denkbaar dat de grotere consistentie van proxy-rapportage komt doordat men zich een stabiel maar vertekend beeld heeft gevormd van de beroepsactiviteiten van de ouders. Het zou dan gaan om een systematische meetfout, die men alleen maar kan opsporen door proxy-rapportages met die van de persoon zelf te vergelijken. Dit is binnen onze dataset niet mogelijk, maar met multi-actordata wel (De Vries, 2006). Een andere mogelijke interpretatie is dat het intrinsiek gemakkelijker is te rapporteren over beroepen van ouders, omdat zij verricht werden in een minder complexe arbeidsdeling.

Van onze conclusies en aanbevelingen is er een veruit het meest provocerend en van potentieel grote betekenis voor de survey-praktijk: namelijk dat de gesloten vraag betere meetkwaliteit heeft dan een open vraag. Wij vrezen dat survey-onderzoekers die genoodzaakt zijn de vragenlijstlengte te reduceren en de kosten van nabewerking te beperken, deze aanbeveling maar al te begerig tot zich nemen en weinig acht slaan op onze andere twee aanbevelingen.

Voor anderen zal juist deze conclusie de meest onaannemelijke lijken: hoe kan het dat als je meer, beter en gedetailleerdere vragen stelt, de uiteindelijke meting toch slechter uitpakt? Het antwoord wordt volgens ons gegeven door de in de psychologie ontwikkelde klassieke testtheorie (Carmines & Zeller, 1979). Volgens deze inzichten leiden meerdere metingen tot verbetering van meting onder voorwaarde dat de meetfouten in elke indicator onafhankelijk van elkaar optreden. Ook met onbetrouwbare indicatoren kan men betrouwbare metingen verkrijgen, op voorwaarde dat de meetfouten onafhankelijk zijn en men over veel metingen beschikt. Op deze regels zijn de klassieke *Spearman-Brown prophecy formula* over testlengte en Cronbach's betrouwbaarheidsmaat α gebouwd (Carmines & Zeller, 1979: 41-42, 44). Toegepast in een context van een vragenlijst betekent dit dat *doorvragen* weinig helpt, men moet *opnieuw* vragen. Doorvragen leidt niet tot onafhankelijke meetfouten, integendeel, men genereert juist sequentiële, afhankelijke meetfouten. Als je eenmaal in een sequentie de verkeerde weg op bent gegaan, vind je die niet terug door die weg te vervolgen, in plaats daarvan moet je opnieuw beginnen. Het verwerken van informatie bij open vragen is een proces waarin vaak sequentiële fouten gemaakt zullen worden. Als een respondent eenmaal een verkeerd antwoord heeft gegeven, kan nauwkeurigheid van codering die niet corrigeren – ze voert alleen maar verder in de verkeerde richting.

Het inzicht dat gebruik van meerdere indicatoren met onafhankelijke meetfouten tot verbetering van meting leidt, is goed ingezonken in de survey-praktijk waar het de meting van attitudes aangaat. Het wordt echter steevast vergeten wanneer het om sociaal-structurele kenmerken gaat, kennelijk op de impliciete assumptie dat de meetkwaliteit hier veel groter is dan bij subjectieve kenmerken. Niet alleen is dat een ongetoetste assumptie (de hier berekende betrouwbaarheden voor de combinatie van twee beroepsindicatoren behalen nauwelijks het vaak aangehaalde criterium van $\alpha > 0,80$ voor attitudemetingen), in de survey-praktijk willen

2008, jaargang 83, nr. 1

vragenlijstmakers zich juist bij dit type kenmerken nog wel eens te buiten gaan aan ingewikkelde doorverwijs- en filterconstructies die sequentiële meetfouten in de hand werken.⁶ Het is echter niet gemakkelijk wat betreft sociaal-structurele variabelen goede parallele vraagstellingen te ontwerpen. Bij beroepen is de vondst om open en gesloten informatie te combineren een geschikte, maar een derde alternatief om aan de respondent voor te leggen hebben we nog niet kunnen vinden. De beste mogelijkheden hiervoor liggen waarschijnlijk in metingen bij proxy's: kinderen en ouders die wederzijds over hun kenmerken rapporteren, dan wel dezelfde vragen voorleggen aan meerdere personen uit het huishouden. Hoe dan ook blijft de regel: vraag niet door, vraag opnieuw.

Noten

1. Jannes de Vries (1976) [<http://www.devries.dds.nl>] is postdoc onderzoeker bij het Departement Sociologie van de Universiteit van Tilburg. Hij promoveerde in 2006 aan de Radboud Universiteit op een proefschrift over meetfouten in achtergrondvariabelen. Zijn huidige onderzoek betreft zich op levenslooptransities en intergenerationele solidariteit.
Harry B.G. Ganzeboom (1953) [<http://home.fsw.vu.nl/hbg.ganzeboom>] is hoogleraar Sociologie en Methoden & Technieken van Sociaal-Wetenschappelijk onderzoek aan de Vrije Universiteit Amsterdam. Zijn onderzoeksinteresse geldt met name internationale vergelijkingen van stratificatiegegevens.
De eerste versie van het hier gerapporteerde onderzoek kwam tot stand tijdens een stage van Jannes de Vries aan de Afdeling Methoden & Technieken van Sociaal-Wetenschappelijk Onderzoek in 2004, toen hij als promovendus verbonden was aan de Sectie Sociologie van de Radboud Universiteit Nijmegen.
2. Het betreft een gezamenlijke vragenlijst voor de ISSP modules 2003 en 2004. Het veldwerk werd hoofdzakelijk in 2004 afgewikkeld, met een uitloop naar 2005.
3. Bij gebruik van correlaties en volledig gestandaardiseerde gegevens hoeven we de residuen ϵ niet mee te tellen, omdat zij gedetermineerd zijn door de λ .
4. Het aantal 'ontleningen' bedroeg circa 20%. Als we de analyse alleen betrekken op personen voor wie geen ontleningen hebben plaatsgevonden, vermindert het verschil in MTMM-correlaties tussen de generaties aanzienlijk, maar blijft significant. De echo voor de respondent blijkt ook dan groter dan voor de ouders.
5. De desbetreffende schattingen zijn ontleend aan de 'within-group standardized solution' voor de groep met complete gegevens wat betreft moeders beroep en arbeidsinkomen.
6. Open vragen naar beroep zijn niet eens het belangrijkste voorbeeld, vragen naar huishoudsamenstelling, inkomenscomponenten en het construeren van uiteindelijke opleidingsniveaus uit gegevens over de opleidingsloopbanen zijn waarschijnlijk pregnantere.

Literatuur

- Allison, P.D. (1987). Estimation of linear models with incomplete data. In C.C. Clogg (Red.), *Sociological Methodology* (pp. 71-103). Washington DC: American Sociological Association.
- Bauman, K.E. & Chase, C.L. (1974). Interviewers as coders of occupation. *Public Opinion Quarterly* 38(1), 107-112.
- Blau, P.M. & Duncan, O.D. (1967). *The american occupational structure*. New York: Wiley.
- Campbell, D.T. & Fiske, D.W. (1959). Convergent and discriminant validation by the multi-trait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 56, 85-108.

Mens & Maatschappij

- Carmines, E.G. & Zeller, R.A. (1979). *Reliability and validity assessment*. Thousand Oaks: Sage.
- CBS (1984). *Beroepen classificatie 1984*. Voorburg: CBS.
- Dijk, L. van, De Haan, J., Rijken, S. & Ganzeboom, H.B.G. (1999). *Gebruik van nieuwe communicatiemiddelen*. ICS: Utrecht. [databestand], P1571.
- Duncan, O.D. (1961). A socioeconomic index for all occupations. In A.J. Reiss, *Occupations and social status* (pp. 109-138). Glencoe: Free Press.
- Eckhardt, K.W. & Wenger, D.E. (1975). Respondent coding of occupation. *Public Opinion Quarterly*, 39(2), 246-254.
- Gaag, M. van der (2005). *Measurement of individual social capital*. Groningen: Groningen University.
- Ganzeboom, H.B.G. & Groot, E. de (2005). *Burgerschap en nationale identiteit* [ISSP 2003/2004]. Vrije Universiteit Amsterdam [databestand]. Te archiveren.
- Ganzeboom, H.B.G. & Luijkx, R. (2004). More recent trends in intergenerational occupational class reproduction in the Netherlands 1970-2004: Evidence from an expanded database. *Netherlands Journal of Social Sciences*, 40(2), 114-142.
- Ganzeboom, H.B.G. (2005). On the cost of being crude: A comparison of detailed and coarse occupational coding. In J.H.P. Hoffmeyer-Zlotnik, *Methodological Aspects of Cross-National Research* (pp. 241-258), Mannheim: ZUMA-Nachrichten (Special Issue #11).
- Ganzeboom, H.B.G., Graaf, P.M. de & Treiman, D.J. (met Leeuw, J. de) (1992). A standard international socio-economic index of occupational status. *Social Science Research*, 21(1), 1-56.
- Gijsberts, M.I.L. & Ganzeboom, H.B.G. (1996). *Sociale ongelijkheid in Nederland 1996*. Universiteit Utrecht: Utrecht [databestand], P1370.
- Glebbeeck, A. (1993). *Perspectieven op loopbanen*. Assen: Van Gorcum.
- Graaf, P.M. de, Luijkx, R. (1995). Beroepsmobiliteit tijdens de carrière. In J. Dronkers & W.C. Ultee (Red.) *Verschuivende ongelijkheid in Nederland: Sociale gelaagdheid en mobiliteit* (pp. 67-80). Assen: Van Gorcum.
- Güveli, A. (2006). *New social classes with the service class in the Netherlands and Britain*. Nijmegen: Radboud University.
- ILO (1969). *International standard classification of occupations: ISCO-68*. Genève: International Labour Office.
- ISSP (1987). *International social survey programme 1987: Social inequality*. Keulen: Zentralarchiv [databestand], ZA 1680.
- Jöreskog, K.G. & Sörbom, D. (1993). *Lisrel 8 user's reference guide*. Chicago: Scientific Software International.
- Kelley, J. (1973). Causal chain models for the socioeconomic career: Comments on models for the socioeconomic career. *American Sociological Review*, 38, 785-791.
- Korupp, S. (2000). *Mothers and the process of social stratification*. Utrecht: Utrecht University.
- McTavish, D.G. (1964). A Method for more reliably coding detailed occupations into Duncan's socio-economic categories. *American Sociological Review*, 29(3), 402-406.
- Nieuwbeerta, P. (1995). *The Democratic Class Struggle in Twenty Countries 1945/1990*. Amsterdam: Thesis Publishers [doctoral dissertation].

2008, jaargang 83, nr. 1

- Nieuwbeerta, P., Gijsberts, M.I.L. & Ganzeboom, H.B.G. (1998). Social and Economic Attitudes in the Netherlands. ICS: Utrecht. [databestand], P1435.
- Popping, R. (1997). Reliability of registrations: a feasibility study into registration of occupational and educational titles in hospitals. *Quality and Quantity* 31(3), 305-315.
- Swanborn, P.G. (1978). De kunst van het meten, of de operationalisering van beroepsprestige. In J.L. Peschar & W.C. Ultee (Eds.), *Sociale stratificatie. Op weg naar empirisch-theoretisch stratificatieonderzoek in Nederland* (pp. 40-64). Mens en Maatschappij (Boeknummer).
- Taylor, D.G. (1976). The Accuracy of Respondent Coded Occupation. *Public Opinion Quarterly*, 40(2), 245-255.
- Uunk, W. (1996). *Who marries whom?* Nijmegen: Nijmegen University [doctoral dissertation].
- Verhoeven, W.-J. (2007). *Income Attainment in Post-Communist Societies*. Utrecht: Utrecht University [doctoral dissertation].
- Vries, J. de (2006). *Measurement error in family background variables: the bias in the intergenerational transmission of status, cultural consumption, party preference, and religiosity*. Nijmegen: Radboud University [doctoral dissertation].
- Winch, R.F., Mueller, S.A. & Godiksen, L.(1969). The Reliability of Respondent-coded Occupational Prestige. *American Sociological Review*, 34(2), 245-251.

Mens & Maatschappij

Appendix Correlaties, paarsgewijze schatting

	Op- leiding vader	Op- leiding moeder	Status vader (open)	Status vader (gesloten)	Status moeder (open)	Status moeder (gesloten)	Op- leiding (open)	Status 1 ^e beroep (gesloten)	Status 1 ^e beroep (open)	Status huidige ber.	Status huidige ber. (gesl.)	Loga- ritme inkomen	Leeftijd	Sekse
Opleiding vader	1,000	0,651	0,583	0,678	0,486	0,502	0,416	0,278	0,301	0,278	0,317	0,125	-0,187	0,003
	N	4176	3987	4001	2482	2571	4176	3986	3706	4069	3996	3285	4176	4173
Opleiding moeder	0,651	1,000	0,432	0,499	0,566	0,601	0,359	0,225	0,241	0,209	0,262	0,080	-0,265	0,036
	N	4130	3974	3987	2494	2583	4172	3989	3720	4065	3999	3284	4172	4169
Status vader (open)	0,583	0,432	1,000	0,758	0,534	0,505	0,321	0,292	0,294	0,276	0,305	0,125	-0,057	0,035
	N	3987	3974	4055	3921	2475	2503	3905	3609	3980	3890	3197	4055	4052
Status vader (gesloten)	0,678	0,499	0,758	1,000	0,536	0,618	0,356	0,293	0,335	0,291	0,349	0,136	-0,102	0,042
	N	4001	3987	4069	2428	2557	4069	3889	3636	3963	3915	3213	4069	4065
Status moeder (open)	0,566	0,534	0,536	1,000	0,711	0,330	0,256	0,247	0,249	0,284	0,121	-0,113	0,017	
	N	2482	2494	2475	2428	2517	2328	2435	2286	2477	2443	2019	2517	2515
Status moeder (gesloten)	0,502	0,601	0,505	0,618	0,711	1,000	0,317	0,245	0,284	0,233	0,295	0,088	-0,142	0,072
	N	2571	2583	2503	2557	2328	2609	2504	2376	2548	2532	2068	2609	2607
Opleiding	0,416	0,359	0,321	0,356	0,330	0,317	1,000	0,504	0,573	0,547	0,644	0,336	-0,115	-0,049
	N	4176	4172	4055	4069	2517	2609	4066	3778	4148	4074	3339	4264	4260
Status eerste beroep (open)	0,278	0,225	0,292	0,293	0,256	0,245	0,504	1,000	0,650	0,596	0,500	0,266	0,039	0,019
	N	3986	3989	3905	3889	2435	4066	4066	3681	4012	3898	3220	4066	4063
Status eerste beroep (gesloten)	0,301	0,241	0,294	0,335	0,247	0,284	0,573	0,650	1,000	0,477	0,693	0,262	0,019	0,071
	N	3706	3720	3609	3636	2286	3778	3681	3778	3686	3706	3048	3778	3775
Status huidige beroep (open)	0,278	0,209	0,276	0,291	0,249	0,233	0,547	0,596	0,477	1,000	0,655	0,368	0,027	-0,103
	N	4069	4065	3980	3963	2477	2548	4012	3686	4148	3970	3282	4148	4145
Status huidige beroep (gesloten)	0,317	0,262	0,305	0,349	0,284	0,295	0,644	0,500	0,693	0,655	1,000	0,408	0,019	-0,068
	N	3996	3999	3890	3915	2443	4074	3898	3706	3970	4074	3233	4074	4071
Logaritme inkomen	0,125	0,080	0,125	0,136	0,121	0,088	0,336	0,266	0,262	0,368	0,408	1,000	0,123	-0,445
	N	3285	3284	3197	3213	2019	2068	3339	3220	3048	3233	3339	3339	3336
Leeftijd	-0,187	-0,265	-0,057	-0,102	-0,113	-0,142	-0,115	0,039	0,019	0,027	0,019	0,123	1,000	-0,099
	N	4176	4172	4055	4069	2517	2609	4066	3778	4148	4074	3339	4264	4260
Sekse	0,003	0,036	0,035	0,042	0,017	0,072	-0,049	0,019	0,071	-0,103	-0,068	-0,445	-0,099	1,000
	N	4173	4169	4052	4065	2515	2607	4063	3775	4145	4071	3336	4260	4260