

# De invloed van sociale vergelijking en persoonlijkheid op de onderwijspositie na drie jaar voortgezet onderwijs<sup>1</sup>

L. T. M. Rekers-Mombarg en M. P. C. van der Werf

## Samenvatting

In eerder onderzoek is gevonden dat opwaartse sociale vergelijking in de klas een positief effect heeft op de rapportcijfers na drie maanden en op gestandaardiseerde toetsscores na twee jaar. In dit artikel zijn de effecten onderzocht van twee aspecten van sociale vergelijking – gekozen vergelijkingsniveau en vermeende relatieve prestatiepositie – op de bereikte onderwijspositie na drie jaar voortgezet onderwijs. Tevens is de rol van persoonlijkheid hierbij bestudeerd. In het onderzoek waren 8.770 leerlingen betrokken. De resultaten komen gedeeltelijk overeen met die uit eerder onderzoek. Leerlingen die vinden dat ze beter kunnen leren dan hun meeste klasgenoten (vermeende relatieve prestatiepositie) hebben na drie jaar een hogere onderwijspositie bereikt dan leerlingen die vinden dat ze even goed of slechter kunnen leren. Anderzijds vinden we een geen effect van opwaartse vergelijking. Integendeel, juist neerwaartse en laterale vergelijking hadden een positief effect. Daarnaast bleken de sociale vergelijkingsaspecten de relatie tussen de persoonlijkheidsfactor ordelijkheid en de bereikte onderwijspositie te mediëren.

## 1 Inleiding

Jezelf vergelijken met *beter* presterende klasgenoten is gunstig voor je eigen leerprestaties. Dit effect is als eerste aangetoond door Blanton, Buunk, Gibbons en Kuyper (1999) bij Nederlandse leerlingen in het voortgezet onderwijs. Zij vonden dat leerlingen die hun rapportcijfers vergelijken met die van een beter presterende klasgenoot (opwaartse vergelijking) een trimester later zelf hogere cijfers hebben behaald, ongeacht het initiële niveau van de eigen rapportcijfers en hoe goed de leerling vindt dat hij kan leren in vergelij-

king met de meeste klasgenoten (vermeende relatieve prestatiepositie). Huguët, Dumas, Monteil en Genestoux (2001) hebben dit onderzoek bij Franse leerlingen herhaald, maar konden deze relatie niet bevestigen. Dit was volgens hen te verklaren doordat de meeste leerlingen een nieuwe vergelijkingsander hadden gekozen tussen de voor- en nameting van het onderzoek. Evenals Blanton e.a. (1999) stelden zij wel vast dat de vergelijkingsander gemiddeld genomen iets hogere cijfers had dan de leerling zelf. Inmiddels zijn in diverse onderzoeken de geringe positieve effecten van opwaartse vergelijking op rapportcijfers binnen anderhalf schooljaar bevestigd (Gibbons, Blanton, Gerrard, Buunk, & Eggleston, 2000; Huguët et al., 2009; Seaton et al., 2008). Wehrens, Kuyper, Dijkstra, Buunk en Van der Werf (2010) toonden onlangs aan dat er ook positieve effecten zijn op scores op gestandaardiseerde toetsen voor wiskunde en Nederlands na twee jaar.

Nu herhaaldelijk positieve effecten van sociale vergelijking aan het licht gekomen zijn, is de vervolgvraag of er ook effecten aantoonbaar zijn op de behaalde onderwijspositie na een aantal jaren voortgezet onderwijs. Deze positie kan goed in kaart worden gebracht worden met de score op de leerjarenladder (zie Bosker, Van der Velden, & Hofman, 1985), die een uitdrukking is van de combinatie van het leerjaar en het schooltype waarin de leerling in een bepaald schooljaar zit. De onderwijspositie heeft in vergelijking met toetsprestaties en rapportcijfers als na-deel dat het een grove prestatiemaat is. Hierdoor zal het moeilijker zijn om de naar verwachting kleine effecten statistisch aan te tonen. Daar staat echter tegenover dat het voor de leerlingen een veel relevantere maat is dan de scores op de genoemde toetsen Nederlands en wiskunde. Dergelijke toetsen hebben voor de leerlingen zelf geen enkele consequentie en de leerlingen zullen derhalve niet optimaal gemotiveerd zijn om ze zo

goed mogelijk te maken. Verder zijn rapportcijfers voornamelijk informatief ten opzichte van de klasgenoten en afhankelijk van de cultuur van docent en school, en is elk afzonderlijk rapportcijfer op zichzelf vrij onbetrouwbaar als indicator van leerprestaties (momentopname). Het huidige onderzoek met als uitkomstmaat de behaalde onderwijspositie na drie jaar voortgezet onderwijs is daarom een interessante vervolgstap in het onderzoek naar de middellange termijn effecten van sociale vergelijking.

Er is onduidelijkheid over het proces dat ten grondslag ligt aan de samenhang tussen sociale vergelijking en leerprestaties. Wheeler en Suls (2005) suggereerden dat de prestatie-motivatie van de leerlingen een belangrijke achterliggende factor kan zijn. Prestatiemotivatie hangt op zijn beurt weer samen met het persoonlijkheidskenmerk ordelijkheid (Colquitt & Simmering, 1998). Andere persoonlijkheidskenmerken zoals vriendelijkheid en emotionele stabiliteit bleken van invloed te zijn op de richting van sociale vergelijking (opwaarts of neerwaarts; Wheeler, 2000). De precieze onderlinge samenhang tussen sociale vergelijking, persoonlijkheid en leerprestaties is echter vooralsnog onduidelijk.

In dit artikel willen we eerst ingaan op de vraag in hoeverre er een relatie is tussen sociale vergelijking en de behaalde onderwijspositie na drie jaar. Daarna zullen we onderzoeken wat de rol van persoonlijkheid hierbij is.

### 1.1 Sociale vergelijking

Sociale vergelijking is te definiëren als “het proces waarbij men nadenkt over de informatie van één of meer andere personen in relatie tot zichzelf” (Wood, 1996). Bij sociale vergelijking in de schoolklas gaat het vooral om het vergelijken van jezelf met één of meer klasgenoten op de dimensie van de behaalde cijfers. Er is daarbij sprake van leeftijdsafhankelijkheid (Ruble, Boggiano, Feldman, & Loebel, 1980). Het percentage leerlingen dat zijn prestaties vergelijkt, stijgt van 42% voor leerlingen in groep 4 tot 76% voor leerlingen in klas 2 van het voortgezet onderwijs (Keil, McClintock, Kramer, & Platow, 1990). Blanton e.a. (1999) vonden dat 88% van de leerlingen in de eerste klas van het voortgezet

onderwijs hun cijfers vergelijkt met die van klasgenoten. Voor een recent overzicht over sociale vergelijking in de klas wordt verwezen naar een review van Dijkstra, Kuyper, Buunk, Van der Werf en Van der Zee (2008).

### 1.2 Sociale vergelijking en eigen prestaties

Al geruime tijd zijn de mogelijk positieve effecten van sociale vergelijking op de eigen prestaties onderwerp van onderzoek. In eerste instantie werden proefpersonen in een ‘laboratoriumsetting’ geconfronteerd met de prestaties van anderen. Aangetoond werd dat bij deze geforceerde informatieverstrekking geringe opwaartse vergelijking – vergelijking met iemand die iets beter is dan jezelf – een gunstig effect heeft op de eigen prestaties (Rijsman, 1974; Seta, 1982). Hiervoor werden diverse verklaringen gegeven. Door opwaartse vergelijking kan 1) de motivatie om beter te worden toenemen, 2) bruikbare informatie verkregen worden over de manier waarop dat kan, 3) het individuele referentieniveau voor zelfevaluatie naar boven bijgesteld worden, 4) een goed gevoel worden verkregen over de eigen potentiële mogelijkheden (meer zelfvertrouwen en meer daadkracht) (Buunk & Ybema, 1997; Seta, 1982; Taylor & Lobel, 1989). Anderzijds is in recent experimenteel onderzoek aangetoond dat een aanzienlijk beter presterende teamgenoot fysiologische stress veroorzaakt (Cleveland, Blascovich, Gangi, & Finez, 2011).

De resultaten van deze studies met ‘gedwongen’ (opgelegde) sociale vergelijking gelden niet zonder meer voor de dagelijkse praktijk in de klas. Enerzijds is sociale vergelijking in klassen ook vaak onontkoombaar. Maar anderzijds heeft iedere leerling een ruim scala aan mogelijke ‘targets’, met wie hij zijn cijfers kan vergelijken. Blanton e.a. (1999) onderzochten als een van de eersten twee aspecten van sociale vergelijking in de klas: 1) *het gekozen vergelijkingniveau* – gebaseerd op het (absolute) rapportcijfer voor zeven verschillende vakken van de vergelijkingssander – en 2) *de vermeende relatieve prestatiepositie* – gebaseerd op het door de leerling gerapporteerde verschil tussen de eigen leerprestaties ten opzichte van de meeste klasgenoten. Deze auteurs vonden dat

opwaartse sociale vergelijking en een gunstige inschatting van het eigen relatieve prestatie-niveau één trimester later enigszins hogere rapportcijfers tot gevolg hebben. Tegenover deze positieve bevindingen staat het onderzoek van Huguët e.a. (2001), waarin het longitudinale verband van opwaartse vergelijking en de rapportcijfers één trimester later niet gerepliceerd kon worden. Deze auteurs rapporteren wel een zwak positief cross-sectioneel verband. Seaton e.a. (2008) voerden secundaire multilevel analyses uit op de bestanden van Blanton e.a. (1999) en Huguët e.a. (2001). Zij vonden positieve overall effecten. Gibbons, Blanton, Gerrard, Buunk en Eggleston (2000) en Huguët e.a. (2009) richtten zich in hun onderzoek alleen op de richting van sociale vergelijking. Ook zij vonden dat wanneer de vergelijkingsander hogere rapportcijfers had, de leerling zelf één trimester later iets hoger rapportcijfers behaalde. Evenals Blanton e.a. (1999) stelden zij vast dat de vergelijkingsander gemiddeld genomen iets betere leerprestaties had dan de leerling zelf.

Er is ook onderzoek gedaan naar de achtergronden van deze effecten. Zoals gesuggereerd door Mussweiler & Rüter (2003) vergelijken de meeste leerlingen zich met hun (beste) vriend(in) in de klas (Lubbers, Kuiper, & Van der Werf, 2009; zie ook Lubbers, Kuiper, & Van der Werf in dit themanummer). In wederkerige vriendschapsrelaties – de gangbare definitie van *vriendschap* – geldt dat het opwaarts vergelijken van de één automatisch gelijk is aan het neerwaarts vergelijken van de ander. Daarom zal gemiddeld genomen het verschil in leerprestaties tussen leerlingen en hun vergelijkingsanderen dicht bij nul liggen. Dit kan verklaren waarom in de setting van de klas slechts kleine effecten van vergelijkingsrichting zijn aangetoond.

Recentelijk is ook onderzoek naar middellange termijn effecten van sociale vergelijking op leerprestaties uitgevoerd (Wehrens et al., 2010). Zij vonden dat – met correctie voor initiële leerprestaties en onderwijstype – beide aspecten van sociale vergelijking een positief effect hebben op de scores op gestandaardiseerde toetsen voor begrijpend lezen (Nederlands) en wiskunde ruim twee jaar later. De gevonden effecten waren enig-

zins gecompliceerd. Alleen leerlingen die van mening waren dat ze tot de betere leerlingen in hun klas behoren – een positieve vermeende relatieve prestatiepositie – bleken te hebben bij het opwaarts vergelijken van hun prestaties.

### **1.3 Persoonlijkheid en prestaties**

De persoonlijkheid van individuen laat zich goed beschrijven door middel van vijf factoren, de zogenaamde Big Five (Cattell, 1943, De Raad, 2000, McCrae & Costa, 1997). Deze factoren zijn te beschrijven als Extraversie, Mildheid, Ordelijkheid, Emotionele stabiliteit en Autonomie (zie ook de inleiding bij dit themanummer).

De relatie tussen persoonlijkheidskenmerken en prestaties is vrij uitvoerig onderzocht, maar de resultaten zijn niet eenduidig. Eysenck & Eysenck (1985) toonden aan dat introverte leerlingen beter presteren op saaie taken, en extraverte beter op interessante taken. In een review beschrijft De Raad (1996) dat aspecten van extraversie en ordelijkheid van direct belang zijn voor het onderwijs. In een andere review concludeerden Nofhle en Robins (2007) dat van de vijf persoonlijkheidsfactoren Ordelijkheid de meest robuuste voorspeller is voor schoolcijfers en dat Autonomie slechts in één studie naar voren komt als voorspeller. Aspecten van mildheid – bijvoorbeeld coöperatief zijn – hangen waarschijnlijk niet direct maar indirect samen met prestaties (De Fruyt & Mervielde, 1996; Vollrath, 2000). De factor Autonomie heeft geen of hooguit een zwak indirect verband – via leersstrategieën – met schoolprestaties (Blickle, 1996; De Fruyt & Mervielde, 1996).

### **1.4 Persoonlijkheid en sociale vergelijking**

Vermoedelijk spelen aan persoonlijkheid gerelateerde aspecten een rol als het gaat om sociale vergelijking in de klas. Diverse studies toonden aan dat de interesse voor sociale vergelijking samenhangt met een gebrek aan zelfverzekering (Swallow & Kuiper, 1998; Wayment & Taylor, 1995). Personen met een laag gevoel van eigenwaarde en een instabiel of onzeker zelfbeeld, hebben relatief veel belangstelling voor sociale vergelijking. Van der Zee, Buunk en Sanderman (1996) vonden

dat mensen die emotioneel instabiel zijn zichzelf met name opwaarts vergelijken en meer negatieve affectieve reacties rapporteren ten gevolge van neerwaartse vergelijking. Ook hebben zij gevonden dat extraverte personen zich meer neerwaarts vergelijken dan introverte.

### 1.5 Persoonlijkheid, sociale vergelijking en prestaties

Op basis van de literatuurstudie is duidelijk geworden dat zowel sociale vergelijking in de klas als persoonlijkheidskenmerken een (eigen) direct effect kunnen hebben op de leerprestaties van leerlingen. Ook is er waarschijnlijk een verband tussen de persoonlijkheidsfactoren Extraversie en Emotionele stabiliteit en sociale vergelijking. Maar hoe zit het samenspel tussen sociale vergelijking, prestaties en persoonlijkheid precies in elkaar? Meer concreet: wat is precies de rol van persoonlijkheid bij de relatie tussen sociale vergelijking in de klas en de prestaties van leerlingen in het voortgezet onderwijs? Dit is tot nu toe nauwelijks onderzocht. Gibbons e.a. (2000) toonden bij studenten aan dat optimisme – een aspect van extraversie – een *moderator* is voor het effect dat opwaartse vergelijking heeft op de studieresultaten. Alleen voor pessimistische studenten vonden zij dat de keuze voor een hoger vergelijkningsniveau samenhangt met een hoger gemiddeld rapportcijfer en een lagere score op een depressietest één trimester later. Verder deed Wheeler (2000) de suggestie dat achter de samenhang tussen sociale vergelijking en leerprestaties, de behoefte om te presteren – prestatie-motivatie – schuil gaat. De behoefte om te presteren hangt op zijn beurt weer samen met de persoonlijkheidsfactor *Ordelijkheid* (Colquitt & Simmering, 1998). Dit zou kunnen betekenen dat sociale vergelijking een *mediator* (intermediaire variabele) is voor de relatie tussen persoonlijkheid en prestaties.

Gelet op de uitkomsten van de literatuurstudie is meer inzicht in de relatie tussen sociale vergelijking, persoonlijkheid en schoolloopbaan wenselijk. Het huidige onderzoek voorziet in deze leemte. In dit artikel zullen we de volgende vraagstellingen beantwoorden:

1) Leidt sociale vergelijking in de klas tot een hogere onderwijspositie na drie jaar?

2) Is sociale vergelijking in de klas een *mediator* voor de relatie tussen persoonlijkheid en de onderwijspositie na drie jaar?

3) Is persoonlijkheid een *moderator* voor de relatie tussen sociale vergelijking in de klas en onderwijspositie na drie jaar?

## 2 Methode

### 2.1 Steekproef

De leerlingen in dit onderzoek zijn afkomstig uit VOCL'99, dat van start is gegaan bij 19.391 leerlingen die in 1999/2000 in het eerste leerjaar zaten. Bij de schooladministraties zijn instroomgegevens over de leerlingen opgevraagd, – onder meer het advies van de basisschool – en is jaarlijks nagegaan in welk onderwijstype en leerjaar de leerlingen zich bevonden. In het eerste leerjaar hebben de leerlingen een vragenlijst ingevuld met daarin ook vragen over persoonlijkheid en het vergelijken van hun prestaties met die van klasgenoten (sociale vergelijking). Tevens zijn toen de cognitieve vaardigheden van leerlingen getoetst middels de Cito Entreetoets, een verkorte versie van de Cito Eindtoets Basisonderwijs.

Ten behoeve van het onderhavige onderzoek zijn eerst de leerlingen geselecteerd die een geldige totaalscore op de Cito Entreetoets hadden, van wie het advies van de basisschool bekend was, en die de persoonlijkheidsvragen en de vragen over sociale vergelijking volledig hadden ingevuld. Dit waren 8.993 leerlingen. Verdere selectie van de leerlingen van wie ook de onderwijspositie na drie jaar bekend was leidde uiteindelijk tot 8.770 leerlingen (= 45%). Deze leerlingen waren afkomstig van 118 verschillende scholen/vestigingen en zaten in 656 verschillende klassen. De leerlingen die niet geselecteerd zijn voor de analyses ( $n = 10.621$ ) wijken in geringe mate af van de initiële steekproef. De niet geselecteerden waren vaker jongen (52% vs 47%), hadden een iets lager advies (effectgrootte = 0,25) en een iets lagere score op de Cito Entreetoets (effectgrootte = 0,19). Daarentegen waren er geen noemenswaardige verschillen in persoonlijkheid en sociale vergelijkingaspecten (maximale effectgrootte 0,08).

## 2.2 Variabelen

De voor dit onderzoek relevante variabelen die uit het totale VOCL'99 databestand afkomstig zijn, worden hieronder kort besproken. Een uitvoeriger beschrijving is in de algemene inleiding van dit themanummer te vinden, maar ook in diverse publicaties (Kuyper, Lubbers, & Van der Werf, 2003; Kuyper & Van der Werf, 2003, Rekers-Mombarg, Kuyper, & Van der Werf, 2006).

### *Advies*

Het advies dat een leerling aan het eind van groep 8 van de basisschool heeft gekregen loopt uiteen van 1 (= *ivbo-advies/vmbo leerwegondersteunende onderwijs*) tot en met 5 (= *vwo-advies*); een combinatieadvies heeft de tussenliggende waarde (bijvoorbeeld 4,5 = *havo/vwo-advies*). Deze variabele is het startpunt van de schoolloopbaan van de leerlingen in het voortgezet onderwijs. In de analyse is het de controlevariabele.

### *Onderwijspositie na drie jaar*

De onderwijspositie na drie jaar is bepaald aan de hand van de leerjarenladder van Bosker, Van der Velden en Hofman (1985). Met enkele kleine aanpassingen is deze ladder nog steeds zeer geschikt om de stappen die een leerling kan maken in zijn schoolloopbaan te scoren vanaf het advies van de basisschool in groep 8. De afstanden tussen de verschillende onderwijstypen en de opeenvolgende leerjaren zijn steeds op 1 gesteld. Combinaties van onderwijstypen hebben de tussenliggende waarde gekregen. Als voorbeeld: een leerling met het advies mavo/vmbo theoretische leerweg (score 3; zie hierboven), die na drie jaar in klas 3 van hetzelfde onderwijstype zit, heeft de score 6. Is hij in hetzelfde onderwijstype een keer gedoubleerd, dan heeft hij de score 5. Is hij opgestroomd naar klas 3 havo, dan heeft hij de score 7, etc.

### *Sociale vergelijking*

*Gekozen vergelijkingniveau.* Het eerste aspect van sociale vergelijking is het gekozen vergelijkingniveau. De operationalisatie hiervan is in essentie dezelfde als die geïntroduceerd is in het artikel van Blanton

e.a. (1999), en gebruikt in het artikel van Wehrens e.a. (2010). Enerzijds is gebruik gemaakt van één enkele vraag, namelijk met welke klasgenoot de leerling de eigen cijfers bij voorkeur vergelijkt. Anderzijds is gebruik gemaakt van objectieve informatie over de prestaties van alle leerlingen in de klas. Bij Blanton e.a. (1999) waren dit de rapportcijfers op zeven vakken, bij Wehrens e.a. (2010) was dit de score op de Cito entreetoets. Deze laatste scores zijn hier ook gebruikt. De betrouwbaarheid van de betreffende toets is 0,91 (Kuyper et al., 2003). Op de vergelijkingsvraag konden de leerlingen hetzij de namen van maximaal twee klasgenoten opschrijven, hetzij het antwoord "ik vergelijk mijn cijfers niet" aankruisen. Zowel bij Blanton e.a. als bij Wehrens e.a. fungeerde het cijfer (de score) van de vergelijkingssander als operationalisatie van *comparison choice*, in een analyse waarin ook het eigen cijfer, dan wel de eigen score was opgenomen. Hier volgen we een andere benadering. We hebben namelijk het verschil bepaald tussen de score van de gekozen vergelijkingssander en de eigen score, na een overall standaardisatie (*z*-scores) van de entreetoetscores.

De verschilscores zijn vervolgens in drie groepen ingedeeld (neerwaarts, lateraal, opwaarts). Als afkapwaarden zijn  $-0,5$  en  $+0,5$  standaarddeviatie gehanteerd. Een vierde groep zijn de leerlingen die aangegeven hebben zich niet te vergelijken. We duiden deze variabele in het vervolg aan als *Vergelijkingsniveau*.

*Vermeende relatieve prestatiepositie.* Het tweede aspect van sociale vergelijking is de vermeende relatieve prestatiepositie. Dit is een inschatting van de eigen positie in de klas wat betreft het kunnen leren in het algemeen. Aan de leerlingen is in het eerste leerjaar gevraagd aan te geven op een vijf-puntsschaal hoe goed ze zijn in leren in vergelijking met de meeste van hun klasgenoten (1 = *veel slechter*, 2 = *beetje slechter*, 3 = *even goed*, 4 = *beetje beter* en 5 = *veel beter*). In de Engelstalige literatuur (o.a. Blanton et al., 1999) wordt deze variabele aangeduid als *comparative evaluation*. Hier gebruiken we in het vervolg de term *Inschatting*.

### *Persoonlijkheid*

De persoonlijkheid is in het eerste leerjaar gemeten met de Nederlandse versie van de FFPI (Hendriks, Hofstee & De Raad, 1999a, 1999b). Voor gebruik in VOCL'99 zijn enkele kleine aanpassingen gedaan om het instrument geschikt te maken voor de betreffende leeftijdsgroep (Hendriks, Kuyper, Offringa, & Van der Werf, 2008; zie ook de inleiding bij dit themanummer).

### **2.3 Analyses**

Een eerste indruk van de onderlinge relaties tussen sociale vergelijking, onderwijspositie en persoonlijkheid is verkregen met beschrijvende statistiek. Vervolgens zijn verkennende analyses uitgevoerd waarbij verschillen in gemiddelden tussen de categorieën van Vergelijkingsniveau en Inschatting getoetst zijn met éénwegvariantieanalyses. Indien er significante verschillen waren, zijn post-hoc-toetsen (Bonferroni-correctie) en toetsen voor lineariteit toegepast. De sterkte van de verbanden is uitgedrukt in Pearsons correlatiecoëfficiënten.

Vervolgens zijn multilevel analyses (Snijders & Bosker, 1999) verricht op het databestand met 8.770 leerlingen. In deze analyses zijn twee niveaus onderscheiden, waardoor de totale variantie in de onderwijsposities is verdeeld in variantie op leerlingniveau en variantie op klasniveau. De sterkte van de verbanden is uitgedrukt als effectgrootte (= coëfficiënt/variantie op leerlingniveau). Als eerste is een model zonder predictoren geschat (Model 0). Vervolgens is het advies als covariaat toegevoegd (acht dummyvariabelen met als referentiecategorie mavo-advies; Model 1). In Model 2 is Model 1 uitgebreid met de sociale-vergelijkingsvariabelen, ter beantwoording van *onderzoeksvraag 1*. Ter beantwoording van *onderzoeksvraag 2* zijn in Model 3a de vijf persoonlijkheidsfactoren toegevoegd aan Model 1. Model 3a toont het directe effect van persoonlijkheid op de onderwijspositie. In Model 3b zijn hieraan de socialevergelijkingsvariabelen toegevoegd. Indien de coëfficiënten van de persoonlijkheidsfactoren in Model 3b een significante verandering laten zien ten opzichte van Model 3a, dan zijn de sociale-vergelijkingsvariabelen te beschouwen als

mediatoren voor de relatie tussen persoonlijkheid en de onderwijspositie. Het verschil in geschatte coëfficiënten tussen Model 3a en 3b van een bepaalde persoonlijkheidsfactor is getoetst met een Student *t*-test (tweezijdig). Ten slotte is, ter beantwoording van *onderzoeksvraag 3*, Model 3b uitgebreid met de tweeweginteracties tussen de vijf persoonlijkheidsfactoren en de twee socialevergelijkingsvariabelen. De niet-significante interactietermen zijn daarna weer verwijderd. Dit heeft geresulteerd in Model 4. De overgebleven interactietermen in Model 4 geven weer welke persoonlijkheidsfactoren moderatoren zijn voor de relatie tussen sociale vergelijking en schoolloopbaan. Het gehanteerde significantieniveau is 0,05 (tweezijdig), tenzij anders aangegeven.

## **4 Resultaten**

### **4.1 Sociale vergelijking**

De leerlingen in de eerste klas van het voortgezet onderwijs doen op uitgebreide schaal aan sociale vergelijking: 84% van hen heeft aangegeven de eigen cijfers te vergelijken met die van een klasgenoot, 16% doet dit naar eigen zeggen niet. De vergelijkers hebben zelf een gemiddelde score op de entreetoets van 38,5 (*Sd.* = 10,2), hun favoriete vergelijkingspartner een gemiddelde van 38,6 (*Sd.* = 10,4). De vergelijkingspartner heeft dus gemiddeld genomen een 0,1 betere prestatiescore, een minimaal verschil (effectgrootte = 0,01).

Uit de verdeling van het verschil in toetscore tussen de leerling en de vergelijkingspartner – *Vergelijkingsniveau* – volgt dat 19% zich neerwaarts, 46% zich lateraal en 19% zich opwaarts vergelijkt. Van de overige leerlingen (16%) kon de richting van sociale vergelijking niet worden bepaald, omdat ze aangegeven hebben hun cijfers niet te vergelijken.

In het algemeen zijn de leerlingen van mening dat ze net iets beter zijn in leren dan (de meeste van) hun klasgenoten. De gemiddelde score op *Inschatting* bedraagt 3,05 (*Sd.* = 0,68). De twee uiterste antwoorden hebben een lage frequentie. Indien deze worden samengenomen met de op één na uiterste scores, ontstaat een driedeling: 17% van de

leerlingen heeft aangegeven dat ze iets (of veel) slechter zijn, 63% dat ze even goed zijn en 20% dat ze iets (of veel) beter zijn dan hun klasgenoten.

De twee aspecten van sociale vergelijking hangen onderling samen. De leerlingen die rapporteerden dat ze minder goed in leren zijn dan de meeste klasgenoten, vergelijken zich voornamelijk lateraal (40%), en wat minder vaak opwaarts (25%) of helemaal niet (21%). Leerlingen die vinden dat ze even goed zijn als de meeste klasgenoten volgen de overall verdeling goed (zie hierboven). Leerlingen die vinden dat ze beter zijn in leren dan de meeste klasgenoten vergelijken vaak lateraal (48%) en neerwaarts (23%) en minder vaak opwaarts (15%) of helemaal niet (14%) ( $\chi^2(6) = 108, p < 0,001$ ).

#### 4.2 Verkennende analyses

Na drie jaar onderwijs voortgezet onderwijs is de gemiddelde onderwijspositie van leerlingen 6,5 ( $Sd. = 1,4$ ), hetgeen overeenkomt met mavo/havo-3 (indien dat klastype zou bestaan). De posities lopen uiteen van 3 (= *ivbo-2* of *vbo-1*) tot 8 (*vwo-4*).

#### Sociale vergelijking en onderwijspositie na drie jaar

Tabel 1 laat zien dat sociale vergelijking samenhangt met de onderwijspositie na drie

jaar. Van de twee aspecten van sociale vergelijking blijkt *Inschatting* het sterkst hiermee samen te hangen. De leerlingen die van mening zijn dat ze slechter kunnen leren dan de meeste klasgenoten, hebben na drie jaar de laagste gemiddelde onderwijspositie (6,1). Dit is significant lager dan de leerlingen die vinden dat ze even goed zijn (6,5) en de leerlingen die zeggen dat ze beter zijn in leren dan de meeste klasgenoten (6,8) (allemaal  $p < 0,001$ ). Voor *Vergelijkingsniveau* verschillen de gemiddelde onderwijsposities na drie jaar minder van elkaar. Opwaarts vergelijkende leerlingen hebben dan de laagste onderwijspositie, gemiddeld 6,3 ( $p < 0,001$ ). De niet-vergelijkers bereiken na drie jaar gemiddeld genomen dezelfde onderwijspositie als leerlingen die neerwaarts vergelijken (beide 6,5). De lateraal vergelijkers hebben de hoogste gemiddelde onderwijspositie na drie jaar, namelijk 6,6 (met Bonferroni correctie drie keer  $p < 0,05$ ). De correlatie tussen *Inschatting* en onderwijspositie in leerjaar 3 is 0,18. Voor gekozen vergelijkingsniveau is de correlatie zwak negatief ( $-0,06$ )<sup>2</sup>.

#### Sociale vergelijking en persoonlijkheid

De samenhang tussen sociale vergelijking in de klas en persoonlijkheid wordt eveneens getoond in Tabel 1. Het blijkt dat *Vergelijkingsniveau* geassocieerd is met vier van de

Tabel 1

Samenhang tussen twee aspecten van sociale vergelijking met advies, onderwijspositie na drie jaar en de Big Five persoonlijkheidsfactoren. Gemiddelden (SD) zijn gepresenteerd

	advies	onderwijs- positie na drie jaar	Extraversie	Mildheid	Ordelijkheid	Emotionele stabiliteit	Autonomie
<b>Inschatting</b>							
Slechter	5,73 <sup>#</sup>	6,06 <sup>###</sup>	1,12	1,68	-0,03 <sup>###</sup>	0,75	0,50 <sup>###</sup>
Even goed	6,06 <sup>#</sup>	6,52 <sup>###</sup>	1,26 <sup>###</sup>	1,84 <sup>###</sup>	0,40 <sup>##</sup>	1,13 <sup>###</sup>	0,48 <sup>###</sup>
Beter	6,20	6,82 <sup>###</sup>	1,10	1,79 <sup>###</sup>	0,66 <sup>##</sup>	1,14 <sup>###</sup>	0,60
<b>Vergelijkingsniveau</b>							
Neerwaarts	5,92	6,51	1,20 <sup>**</sup>	1,78	0,33	1,07	0,49 <sup>**</sup>
Lateraal	6,16 <sup>*</sup>	6,59 <sup>**</sup>	1,23 <sup>**</sup>	1,81	0,41 <sup>**</sup>	1,07	0,49 <sup>**</sup>
Opwaarts	5,83	6,33 <sup>**</sup>	1,27 <sup>**</sup>	1,79	0,48 <sup>**</sup>	1,02 <sup>**</sup>	0,46 <sup>**</sup>
Niet-vergelijkers	6,07 <sup>*</sup>	6,46	1,07	1,80	0,25	1,12	0,60
Totaal	6,03 (1,91)	6,51 (1,14)	1,21 (0,86)	1,80 (1,10)	0,38 (1,04)	1,07 (0,91)	0,51 (0,86)

Noof. Bonferroni post-hoc-toetsen:

<sup>#</sup>  $p < 0,02$  ten opzichte van de niet-gemarkeerde groep;

<sup>##</sup>  $p < 0,001$  tussen alle drie groepen onderling;

<sup>###</sup>  $p < 0,001$  ten opzichte van de niet-gemarkeerde groep(en);

<sup>\*</sup>  $p < 0,01$  lateraal vs. neer- en opwaarts, voor niet-vergelijkers vs. opwaartse vergelijkers;

<sup>\*\*</sup>  $p < 0,02$  ten opzichte van de niet-vergelijkers.

vijf persoonlijkheidsfactoren ( $p < 0,05$ ); alleen de factor Mildheid bleek niet significant. Met post-hocanalyses is vervolgens nagegaan welke groepsgegevens het meest van elkaar verschilden. Het bleek dat de niet-vergelijkers het meest afwijkend zijn ten opzichte van de andere drie groepen: ze zijn introverter, minder ordelijk, emotioneel stabiel en autonomer dan leerlingen die wel aan sociale vergelijking doen (allemaal  $p < 0,05$ ). Verder lijkt er bij wel vergelijkende leerlingen sprake te zijn van een oplopend patroon voor met name *Ordelijkheid*: de neerwaartse vergelijkeners zijn het minst ordelijk, de opwaartse vergelijkeners zijn het meest ordelijk. De bijbehorende correlatie is zwak negatief (Pearsons  $r = -0,09$ ,  $p < 0,001$ ).

De factor *Inschatting* hangt samen met alle vijf persoonlijkheidsfactoren (eenwegs-variantieanalyse; steeds  $p < 0,001$ ). Tabel 1 laat zien dat leerlingen die zichzelf als 'slechter' hebben gecategoriseerd gemiddeld genomen minder mild, minder ordelijk en emotioneel minder stabiel zijn dan de leerlingen in de andere twee categorieën ( $p < 0,001$ ). De leerlingen in 'even goed' scoren het hoogst op *Extraversie* ( $p < 0,001$ ) en de leerlingen in 'beter' het hoogst op *Ordelijkheid* ( $p < 0,001$ ) en *Autonomie* ( $p < 0,001$ ). De correlaties tussen *Inschatting* en persoonlijkheid zijn het sterkst voor de factoren *Ordelijkheid* en *Emotionele stabiliteit*, respectievelijk 0,20 en 0,12.

#### *Persoonlijkheid en onderwijspositie na drie jaar*

Ten slotte hebben we de correlaties bepaald tussen de vijf persoonlijkheidsvariabelen en de onderwijspositie na drie jaar. De factor Mildheid vertoont de hoogste correlatie (0,16). Daarna volgen *Emotionele stabiliteit* (0,12) en *Autonomie* (0,10). Naarmate leerlingen in het eerste jaar milder, emotioneel stabiel en autonomer waren, hebben ze na drie jaar een iets hogere onderwijspositie bereikt.

### **4.3 Multilevel analyses**

Tabel 2 toont de resultaten van de multilevel analyses. In de modellen zijn alle variabelen gestandaardiseerd ( $z$ -scores), met uitzondering van het *Advies* en *Vergelijingsniveau* (twee sets dummyvariabelen).

Model 2 laat zien dat, na controle voor *Advies* zowel *Vergelijingsniveau* als *Inschatting*, onafhankelijk van elkaar, samenhangen met de onderwijspositie na drie jaar. Wat betreft *Vergelijingsniveau* blijkt dat de neerwaarts en lateraal vergelijkende leerlingen de grootste verbetering van de onderwijsposities laten zien; respectievelijk 0,10 en 0,07 standaarddeviatie hoger dan de niet-vergelijkende leerlingen. De gemiddelde onderwijspositie na drie jaar van opwaarts vergelijkende leerlingen wijkt niet significant af van die van niet-vergelijkende leerlingen ( $-0,01$  *Sd.*, *S.e.* = 0,02). De invloed van *Inschatting* op de schoolloopbaan is beduidend groter dan die van *Vergelijingsniveau*. De effectgrootte van *Inschatting* is 0,26 ( $0,14/\sqrt{0,29}$ ), hetgeen 2,5 keer zo groot is als die van *Vergelijingsniveau*<sup>3</sup> (0,10).

Model 3a en 3b geven inzicht in het *mediërend* effect van socialevergelijkingaspecten op de relatie tussen persoonlijkheid en schoolloopbaan. Toevoeging van de Big Five-persoonlijkheidsfactoren (Model 3a) laat zien dat, na controle voor *Advies*, *Mildheid*, *Ordelijkheid* en *Emotionele stabiliteit* een significant direct effect hebben op de onderwijspositie. Het effect van *Ordelijkheid* is het sterkst (0,08,  $p < 0,001$ ), gevolgd door *Mildheid* (0,05,  $p < 0,001$ ) en *Emotionele stabiliteit* (0,02,  $p < 0,01$ ). De effectgroottes zijn respectievelijk 0,14, 0,09 en 0,04. Naarmate leerlingen ordelijker en – minder relevant – milder en emotioneel stabiel zijn, behalen ze een iets hogere onderwijspositie na drie jaar, ongeacht het advies van de basisschool. Door toevoeging van *Inschatting* en *Vergelijingsniveau* aan Model 3a is onderzocht of sociale vergelijking het effect van persoonlijkheid op de onderwijspositie na drie jaar medieert (Model 3b). Dit is het geval voor één van de vijf persoonlijkheidsfactoren. Alleen de schatting van de coëfficiënt voor *Ordelijkheid* verandert significant na toevoeging van de socialevergelijkingvariabelen ( $p < 0,001$ ). In Model 3a is de coëfficiënt 0,08 (*S.e.* = 0,006) en in Model 3b 0,05 (*S.e.* = 0,006). Dit betekent dat een deel van het (kleine) effect dat *Ordelijkheid* heeft op de schoolloopbaan verloopt via de (indirect) weg van sociale vergelijking in de klas.

Ten slotte is onderzocht of persoonlijk-



Tabel 2

Resultaten van de multilevel analyses met de onderwijspositie na drie jaar als criteriumvariabele

	Model 0	Model 1	Model 2	Model 3a	Model 3b	Model 4
Intercept	-0,05 (0,03)	-0,48 (0,02)	-0,48 (0,03)	-0,48 (0,02)	-0,48 (0,03)	-0,48 (0,03)
<b>Advies*</b>						
- ivbo		-1,11 (0,06)	-1,17 (0,06)	-1,09 (0,06)	-1,14 (0,06)	-1,14 (0,06)
- ivbo-vbo		-0,86 (0,07)	-0,88 (0,07)	-0,83 (0,07)	-0,86 (0,07)	-0,86 (0,07)
- vbo		-0,68 (0,03)	-0,68 (0,03)	-0,67 (0,03)	-0,67 (0,03)	-0,67 (0,03)
- vbo-mavo		-0,32 (0,03)	-0,32 (0,03)	-0,31 (0,03)	-0,31 (0,03)	-0,31 (0,03)
- mavo-havo		0,40 (0,03)	0,37 (0,03)	0,41 (0,03)	0,38 (0,03)	0,38 (0,03)
- havo		0,95 (0,03)	0,91 (0,03)	0,94 (0,03)	0,91 (0,03)	0,91 (0,03)
- havo-vwo		1,23 (0,03)	1,16 (0,03)	1,23 (0,03)	1,16 (0,03)	1,16 (0,03)
- vwo		1,51 (0,03)	1,38 (0,03)	1,51 (0,03)	1,38 (0,03)	1,38 (0,03)
<b>Sociale vergelijking</b>						
Vergelijkingsniveau**						
- neerwaarts			0,10 (0,02)		0,10 (0,02)	0,10 (0,02)
- lateraal			0,07 (0,02)		0,06 (0,02)	0,06 (0,02)
- opwaarts			-0,01 (0,02)		-0,02 (0,02)	-0,02 (0,02)
Inschatting			0,14 (0,01)		0,13 (0,01)	0,13 (0,01)
<b>Persoonlijkheid</b>						
- Extraversie				-0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)
- Mildheid				0,05 (0,01)	0,05 (0,01)	0,05 (0,01)
- Ordelijkheid				0,08 (0,01)	0,05 (0,01)	0,05 (0,01)
- Emotionele stabiliteit				0,02 (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)
- Autonomie				-0,00 (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)
<b>Interactie</b>						
- Extraversie <sup>a</sup> Inschatting						0,01 (0,01)
Variantie op leerlingniveau	0,78 (0,04)	0,31	0,29 (0,01)	0,30 (0,01)	0,28 (0,00)	0,28 (0,00)
Variantie op klasniveau	0,31 (0,01)	0,06	0,07 (0,01)	0,06 (0,01)	0,07 (0,01)	0,07 (0,01)
Deviantie	17590	15486	14897	15195	14705	13701

Noot: \* mavo is referentiecategorie; \*\* niet-vergelijken is referentiecategorie.

heidfactoren *moderator* zijn voor de relatie tussen sociale vergelijking in de klas en de schoolloop baan (Model 4). Hoewel dit leidde tot een significante verbetering van de modelfit ( $\chi^2(1) = 5, p = 0,03$ ), had alleen de interactie tussen *Extraversie* en *Inschatting* een klein positief significant effect (0,011, S.e. = 0,005). De effectgrootte was slechts 0,02, hetgeen als verwaarloosbaar geldt.

#### 4 Discussie

In dit onderzoek is aangetoond dat twee aspecten van sociale vergelijking – vergelijkingniveau en inschatting – onafhankelijk van elkaar en onafhankelijk van het advies van de basisschool – invloed hebben op de onderwijspositie die leerlingen na drie jaar voortgezet onderwijs hebben behaald. Het effect van *Inschatting* is 2,5 keer zo groot als dat van *Vergelijkingsniveau*; de effectgroottes

zijn respectievelijk 0,26 en 0,10. Ongeacht het advies geldt in het algemeen dat leerlingen die van het mening zijn dat zij beter kunnen leren dan de meeste klasgenoten en bovendien zichzelf vergelijken met een slechter presterende of even goede klasgenoot, in de eerste drie jaar van het voortgezet onderwijs een iets gunstiger verloopende schoolloopbaan hebben.

Verder blijkt uit dit onderzoek dat persoonlijkheid, sociale vergelijking in de klas en schoolloopbaan onderling enigszins samenhangen. Van de vijf persoonlijkheidsfactoren heeft *Ordelijkheid* het sterkste directe effect op de onderwijspositie na drie jaar (effectgrootte is 0,14). Gevonden is dat sociale vergelijking in de klas een *mediator* is voor de relatie tussen de factor *Ordelijkheid* en de onderwijspositie, onafhankelijk van het advies. Een deel van het (kleine) effect dat *Ordelijkheid* heeft op de schoolloopbaan verloopt via de (indirecte) weg van vermeende

relatieve prestatiepositie en gekozen vergelijkingsniveau in de klas. Daarentegen is persoonlijkheid geen relevante *moderator* voor de relatie tussen sociale vergelijking in de klas en de schoolloopbaan.

Onze resultaten zijn deels in overeenstemming met die uit eerder onderzoek. Zo vonden we evenals Blanton e.a. (1999) dat de meerderheid (meer dan 80%) van de leerlingen in de eerste klas van het voortgezet onderwijs doet aan sociale vergelijking. Ook vonden we dat in het algemeen de leerlingen van mening zijn dat ze net iets beter zijn in leren dan (de meeste van) hun klasgenoten. De door ons gevonden gemiddelde score op het vermeende relatieve prestatieniveau (Inschatting) komt exact overeen met de score die Kuypers, Dijkstra, Buunk, & Van der Werf (2011) rapporteren. En ten slotte vonden ook wij, evenals Blanton e.a. (1999), Huguët e.a. (2001), Seaton e.a. (2008) en Wehrens e.a. (2010), dat een gunstige inschatting van het eigen relatieve prestatieniveau een positief effect heeft op de eigen prestaties op een later moment. Dit is een uitermate relevant resultaat, omdat het laat zien dat dit aspect van sociale vergelijking een robuuste voorspeller is voor diverse soorten prestaties (rapportcijfers, gestandaardiseerde toetsen en schoolloopbaanpositie), zowel op korte (drie maanden) als op de langere termijn (twee respectievelijk drie jaar later).

Echter, wat betreft het effect van het vergelijkingsniveau komen onze resultaten niet overeen met die van eerder onderzoek. Blanton e.a. (1999), Seaton e.a. (2008), Huguët e.a. (2010) hebben aangetoond dat leerlingen in de eerste klas van het voortgezet onderwijs die hun cijfers met een beter presterende klasgenoot vergelijken een trimester later iets hogere rapportcijfers behalen, ongeacht hun initiële vermeende relatieve prestatiepositie en leerprestaties. Wehrens e.a. (2010) bevestigden deze positieve effecten van sociale vergelijking op de gestandaardiseerde toetsprestaties twee jaar later. Wij hebben echter gevonden dat neerwaarts en – in iets mindere mate – lateraal vergelijkende leerlingen de hoogste onderwijspositie behalen, en niet de opwaarts vergelijkende leerlingen. Een verklaring hiervoor is wellicht het verschil in operationalisatie van de variabele Vergelij-

kingsniveau. In eerder onderzoek (met uitzondering van het onderzoek van Wehrens et al., 2010) werd het opwaarts, neerwaarts en lateraal vergelijken gedefinieerd op basis van de verschilscore van de leerling zelf en de vergelijkingsander met betrekking tot rapportcijfers. In ons onderzoek is de verschilscore bepaald met betrekking tot de score op de gestandaardiseerde Cito Entreetoets. Echter, deze score reflecteert niet noodzakelijkerwijs het niveau dat leerlingen in de klas doorgaans zien van hun klasgenoten en waarmee ze zich vergelijken. Dat zijn namelijk de behaalde cijfers, die niet alleen een uitdrukking zijn van de capaciteiten van de leerlingen, maar ook van hun motivatie en inzet. Leerlingen die doorgaans goede cijfers behalen, halen niet noodzakelijkerwijs een hoge score op een gestandaardiseerde toets, en vice versa.

Een andere verklaring is dat het verschil te maken heeft met de aard van de onderwijsposities. Over het geheel genomen zullen de leerlingen die zich opwaarts vergelijken in elke klas gemiddeld behoren tot de minder goede leerlingen, en zullen degenen die zich neerwaarts vergelijken gemiddeld de betere leerlingen zijn. Dit is ook te zien in Tabel 1 waarin per groep vergelijkers het gemiddelde advies is opgenomen. In die tabel blijkt verder ook dat de niet-vergelijkers gemiddeld het hoogste advies hebben. De gemiddeld betere leerlingen in een klas kunnen veelal niet anders dan neerwaarts of lateraal vergelijken, en bovendien weten ze dat ze tot de betere leerlingen van de klas behoren. Ook dit is te zien in Tabel 1 waarin blijkt dat de leerlingen met een gunstige inschatting van hun eigen prestatiepositie gemiddeld het hoogste advies hebben. Het is niet verwonderlijk dat de betere leerlingen in een klas het ook beter doen in hun verder schoolcarrière, hetgeen iets anders is dan (marginaal) beter gaan presteren op vakken of toetsen, zoals in eerdere onderzoeken.

Het huidige onderzoek biedt op een aantal punten nieuwe inzichten ten opzichte van het eerder genoemde onderzoek. Ten eerste hebben we de effecten na drie jaar onderzocht in plaats van binnen drie maanden (Blanton et al., 1999; Huguët et al., 2001; Huguët et al., 2010; Seaton et al., 2008) of twee school-

jaren (Wehrens et al., 2010). Ten tweede hebben we als uitkomstmaat niet rapportcijfers (Blanton et al., 1999; Huguët et al., 2001, Huguët et al., 2010; Seaton et al., 2008) of toetsprestaties voor wiskunde en Nederlands (Wehrens et al., 2010) genomen, maar de bereikte positie op de leerjarenladder na drie jaar. Rapportcijfers hebben als nadeel dat ze subjectief zijn en een momentopname vormen. De toetsprestaties wiskunde en Nederlands betroffen wel landelijk gestandaardiseerde toetsen, maar voor de leerlingen zelf had de behaalde toetscore geen enkele consequentie. Dit kan geleid hebben tot een onbetrouwbare meting van de leerprestaties van slecht gemotiveerde leerlingen. Het verloop van de schoolloopbaan in de onderbouw van het voortgezet onderwijs is daartegen wel een maat die voor de leerlingen van grote relevantie is. Deze bepaalt in grote mate het niveau van het diploma dat uiteindelijk wordt behaald, en daarmee de mogelijkheden voor de toekomstige studie- en beroepskeuze.

Dit onderzoek kent een aantal sterke punten. We hebben gebruik gemaakt van data van het grootschalig landelijk cohortonderzoek VOCL'99 waarin de schoolloopbanen van bijna 20.000 leerlingen vanaf klas 1 van het voortgezet onderwijs zijn gevolgd. Onze analyses hebben betrekking op de onderwijsposities na drie jaar van bijna 9.000 leerlingen. Hiermee zijn we verzekerd van voldoende statistische power om kleine effecten – zoals die van sociale vergelijking in de klas en persoonlijkheid – ook daadwerkelijk te kunnen aantonen. Verder hebben we – evenals in de recente onderzoeken van Seaton e.a. (2008), Huguët e.a. (2010) en Wehrens e.a. (2010) – multilevel analyses toegepast. Zo wordt recht gedaan aan de hiërarchische structuur van de dataset – de leerlingen zijn gegroepeerd binnen klassen -, en kunnen foutieve schattingen van de modelparameters en verkeerde interpretatie van de resultaten voorkomen worden (Snijders & Bosker, 1999).

Recentelijk hebben Marsh et al. (2010) aangetoond dat een deel van het door Blanton e.a. (1999) en door Huguët e.a. (2001) gevonden positieve effect van sociale vergelijking op de latere rapportcijfers ontstaat door

onvoldoende correctie voor de meetfout van de initiële rapportcijfers. Na het toepassen van methodologisch betere analysemodellen – latente variabelen modellen met multiple indicatoren – bleef echter nog steeds een significant effect over. Het is aannemelijk dat dit *phantomeffect* in onze studie geen rol van betekenis speelt. De schoolloopbaan is bepaald aan de hand van het advies van de basisschool en de onderwijspositie na drie jaar. Van het advies weten we dat dit hoog correleert met de Cito Eindtoets basisonderwijs (0,80) (Kuyper et al., 2003). Omdat de Cito Eindtoets een toets is met een hoge betrouwbaarheid, zal waarschijnlijk de kwaliteit van de meting van het advies ook goed zijn. Hetzelfde geldt voor de onderwijspositie na drie jaar, die (digitaal) wordt opgevraagd bij schooladministraties.

De huidige studie biedt inzicht in de achtergronden van de effecten van sociale vergelijking op schoolprestaties. We hebben in multilevel analyses (Model 2a) gevonden dat vier van de vijf persoonlijkheidsfactoren wel een significant *direct* effect hebben op de onderwijspositie na drie jaar, maar dat alleen de directe effecten van mildheid en ordelijkheid als enigszins relevant te beschouwen zijn (effectgrootte respectievelijk 0,09 en 0,14). Een deel van het effect van ordelijkheid op de schoolloopbaan blijkt te verlopen via de (indirecte) weg van sociale vergelijking (Model 2b; *mediërend* effect van sociale vergelijking). Dit betekent dat met name ordelijkere leerlingen hun schoolloopbaan weten te verbeteren onder meer door een positieve inschatting van hun eigen relatieve prestatiepositie en door hun cijfers neerwaarts of lateraal te vergelijken. We hebben in multilevel analyses niet kunnen aantonen dat een of meerdere persoonlijkheidsfactoren *relevante* moderatoren zijn voor de relatie tussen sociale vergelijking en schoolloopbaan. Het effect dat sociale vergelijking heeft op de schoolloopbaan is niet of nauwelijks afhankelijk van de persoonlijkheid van de leerling. Onze resultaten onderbouwen niet die van Gibbons e.a. (2000). Zij vonden dat optimisme – een aspect van extraversie – een *moderator* is voor het effect van het gekozen vergelijkingsniveau op latere leerprestaties.

Daarentegen ondersteunt dit onderzoek wel de suggestie dat prestatiemotivatie de achterliggende factor is voor de samenhang tussen sociale vergelijking en leerprestaties (Wheeler, 2000). Ander onderzoek heeft laten zien dat prestatiemotivatie gerelateerd is aan de persoonlijkheidsfactor ordelijkheid (Colquitt & Simmering, 1998). Dit veronderstelt dat sociale vergelijking in de klas een *mediator* zou kunnen zijn voor de relatie tussen ordelijkheid en leerprestaties. Deze veronderstelling is dit onderzoek met empirische gegevens onderbouwd. Een suggestie voor verder onderzoek zouden kunnen zijn om de analyses te herhalen voor elke categorie van advies afzonderlijk, en daarbij ook na te gaan of de effecten op de onderwijsposities op de nog langere termijn gelijk blijven, dan wel toe- of afnemen. Ook lijkt het zinvol om na te gaan welke effecten sociale vergelijking heeft op het behaalde eindresultaat in het voorgezet onderwijs, namelijk het gemiddelde cijfer op het indexexamen.

## Noten

- 1 Dit onderzoek is gesubsidieerd door de Nederlandse Organisatie voor Wetenschappelijk Onderzoek (NWO), subsidienummer 411-21-704.
- 2 Herhaling van de verkennende analyses na imputatie van incidentele missende waarden leidde tot enigszins zwakkere verbanden. De gepoolde correlatie tussen de vermeende relatieve prestatiepositie en de onderwijspositie na drie jaar is lager: 0,14. De gepoolde gemiddelde onderwijspositie na drie jaar is 5,89 voor 'slechtere', 6,34 voor 'even goede' en 6,50 voor 'betere' leerlingen. Ten aanzien van het gekozen vergelijkingsniveau zijn deze gemiddelden 6,31 voor neerwaartse, 6,35 voor lateraal, 6,16 voor opwaartse vergelijkers en 6,25 voor niet-vergelijkers. Ook nu behalen de neerwaartse en lateraal vergelijkende leerlingen de hoogste onderwijsposities.
- 3 Deze effectgrootte is gebaseerd op een vergelijkbaar model als Model 1, met als enige onderscheid dat het gekozen vergelijkingsniveau als een niet-categorische variabele is opgenomen.

## Literatuur

- Blanton, H., Buunk, B. P., Gibbons, F. X. & Kuyper, H. (1999). When better than others compare upward: choice of comparison and comparative evaluation as independent predictors of academic performance. *Journal of Personality and Social Psychology*, 76, 420-430.
- Blickle, G. (1996). Personality traits, learning strategies and performance. *European Journal of Personality*, 10, 337-352.
- Buunk, B. P., & Ybema, J.F. (1997). Social comparison and occupational stress: The identification-contrast model. In B.P. Buunk, F.X. Gibbons (Eds.), *Health, coping and well-being: Perspectives from social comparison theory* (pp. 359-388). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Bosker, R.J., Velden, R. K. W. van der, & Hofman, W. H. A. (1985). Een generatie geselecteerd. Deel I: de schoolloopbanen. Groningen, Nederland: GION.
- Cattell, R. B. (1943). The description of personality: basic traits resolved into clusters. *Journal of abnormal and Social Psychology*, 48, 476-507.
- Cleveland, C., Blascovich, J., Gangi, C., & Finez, L. (2011). When good teammates are bad: Physiological threat on recently formed teams. *Small Group Research*, 42, 3-31.
- Colquitt, J. A., & Simmering, M. J. (1998). Conscientiousness, goal orientation, and motivation to learn during the learning process: A longitudinal study. *Journal of Applied Psychology*, 83, 654-666.
- De Fruyt, F., & Mervielde, I. (1996). Personality in learning an education: a review. *European Journal of Personality*, 10, 405-425.
- Dijkstra, P. & Kuyper, H., Buunk, A. P., Werf, G. van der, & Zee, Y. van der. (2008). Social comparison in the classroom: A review. *Review of Educational Research*, 78, 828-879.
- Eysenck, H. J., & Eysenck, M. (1985). *Personality and individual differences: a natural science approach*. New York: Plenum.
- Gibbons, F. X., Blanton, H. C., Gerrard, M., Buunk, B. P., & Eggleston, T.J. (2000). Does social comparison make a difference? Optimism as a moderator of the impact of social comparison on performance. *Personality and Social Psychology bulletin*, 26, 637-648.
- Hendriks, A. A. J., Hofstee, W. K. B., & Raad, B. de. (1999a). *Handleiding bij de Five-factor*

- Personality Inventory (FFPI)*. Lisse, Nederland: Swets.
- Hendriks, A. A. J., Hofstee, W. K. B., & Raad, B. de. (1999b). The Five-Factor Personality Inventory (FFPI). *Personality and Individual Differences, 27*, 307-325.
- Hendriks, A. A., Kuyper, H., Offringa G. J., & Werf, M. P. C. van der. (2008). Assessing young adolescents' personality with the five-factor personality inventory. *Assessment, 15*, 304-318.
- Huguet, P., Galvaing, M. P., Monteil, J. M., & Dumas, F. (1999). Social presence effects in the Stroop task: Further evidence for an attentional view of social facilitation. *Journal of Personality and Social Psychology, 77*, 1011-1025.
- Huguet, P., Dumas, F., Monteil, J. M., & Genestoux, N. (2001). Social comparison choices in the classroom: further evidence for students' upward comparison tendency and its beneficial impact on performance. *European Journal of Social Psychology, 31*, 557-578.
- Huguet, P., Dumas, F., Marsh, H. Régner, I., Wheeler, L. Suls, et al. (2009). Clarifying the role of social comparison in the Big-fish-little-pond effect (BFLPE): an integrative study. *Journal of Personality and Social Psychology, 97*, 156-170.
- Keil, L. J., McClintock, C. G., Kramer, R., & Plautow, M. J. (1990). Children's use of social comparison standards in judging performance and their effect on self-evaluation. *Contemporary Educational Psychology, 5*, 75-91.
- Kuyper, H., Lubbers, M. J., Werf, M. P. C. van der. (2003). *VOCL'99-1: technisch rapport*. Groningen, Nederland: GION.
- Kuyper, H., & Werf, M. P. C. van der. (2003). *VOCL'99: de resultaten in het eerste leerjaar*. Groningen, Nederland: GION.
- Kuyper, H., Dijkstra, P., Buunk, A. P., & Werf, M. P. C. van der. (2011). Social comparisons in the classroom: An investigation of the better than average effect among secondary school children. *Journal of School Psychology, 49*, 25-53.
- Lubbers, M. J., Kuyper, H., & Werf, M. P. C. van der. (2009). Social comparison with friends versus non-friends. *European Journal of Social Psychology, 39*, 52-68.
- Marsh, H. W., Seaton, M., Kuyper, H., Dumas, F., Huguet, P., Régner, I., et al. (2010). Phantom behavioral assimilation effects: Systematic biases in social comparison choice studies. *Journal of Personality, 78*, 671-710.
- McCrae, R. R., & Costa, P. T., Jr. (1997). Personality structure as a human universal. *American Psychologist, 52*, 509-516.
- Mussweiler, Th., & Rüter, K. (2003). What friends are for! The use of routine standards in social comparison. *Journal of Personality and Social Psychology, 3*, 467-481.
- Noftle, E. E. & Robins, R. W. (2007). Personality predictors of academic outcomes: Big Five correlates of GPA and SAT scores. *Journal of Personality and Social Psychology, 93*, 116-130.
- Raad, B. de. (1996). Personality traits in learning and education. *European Journal of Personality, 10*, 185-200.
- Raad, B. de. (2000). *The Big Five personality factors: The psycholexical approach to personality*. Göttingen, Duitsland: Hogrefe & Huber.
- Rekers-Mombarg, L. T. M., Kuyper, H., & Werf, M. P. C. van der. (2006). *Het interne rendement van het voortgezet onderwijs voor en na invoering van de basisvorming*. Groningen, Nederland: GION.
- Rijsman, J. B. (1974). Factors in social comparison of performance influencing actual performing. *European Journal of Social Psychology, 4*, 279-311.
- Ruble, D. N., Boggiano, A. K., Feldman, N. S., & Loeb, J. H. (1980). Developmental analysis of the role of social comparison in self-evaluation. *Development Psychology, 16*, 105-115.
- Seaton, M., Marsh, H., Dumas, F., Huguet, P., Monteil, J., Régner, I., et al. (2008). In search of the big fish: Investigating the coexistence of the big-fish-little-pond effect with the positive effects of upward comparisons. *British Journal of Social Psychology, 47*, 73-103.
- Seta, J. J. (1982). The impact of comparison processes on coactors' task performance. *Journal of Personality and Social Psychology, 48*, 624-634.
- Snijders, T. A. B., & Bosker, R. J. (1999). *Multilevel analysis. An introduction to basic and advanced multilevel modeling*. Londen: Sage publications.
- Swallow, S. R., & Kuiper, N. A. (1998). Social comparison and negative self-evaluations: an application of depression. *Clinical Psychology Review, 8*, 55-76.
- Taylor, S. E., & Libel, M. (1989). Social compa-

rijsen activity under threat: Downward evaluation and upward contacts. *Psychological Review*, 96, 569-575.

- Vollrath, M. (2000). Personality and hassles among university students: a three-year longitudinal study. *European Journal of Personality*, 14, 199-215.
- Wayment, H. A., & Taylor, S. E. (1995) Self-evaluation processes: Motives, information use, and self-esteem. *Journal of Personality*, 63, 729-757.
- Wehrens, M. J. P. W., Kuyper, H., Dijkstra, P., Buunk, A. P., & Werf, M. P. C., van der. (2010) The long-term effect of social comparison on academic performance. *European Journal of Social Psychology*, 40, 1158-1171.
- Wheeler, L. (2000) Individual differences in social comparison performance. In J. Suls and L. Wheeler (Eds.), *Handbook of Social comparison: theory and research* (pp. 141-158). New York: Kluwer Academic/ Plenum Publishers.
- Wheeler, L., & Suls, J. (2005). Social comparison and self-evaluations of competence. In A.J. Elliot & C.S. Dweck (Eds.), *Handbook of Competence and Motivation* (pp. 566-578). New York: Guilford.
- Wood, J. V. (1996) What is social comparison and how should we study it? *Personality and Social Psychology Bulletin*, 22, 520-537.
- Zee, K. van der, Buunk B., Sanderman, R. (1996) The relationship between social comparison processes and personality. *Personality and Individual Differences*. 20 (5), 551-565.

Manuscript aanvaard op: 18 april 2011

## Auteurs

**Lyset Rekers-Mombarg** is senioronderzoeker bij het Gronings Instituut voor Onderzoek van Onderwijs (GION) van de Rijksuniversiteit Groningen.

**Greetje van der Werf** is hoogleraar bij hetzelfde instituut.

*Correspondentieadres:* Lyset Rekers-Mombarg, Gronings Instituut voor Onderzoek van Onderwijs (GION), Rijksuniversiteit Groningen, Grote Rozenstraat 3, 9712 TG Groningen. E-mail: l.t.m.rekers-mombarg@rug.nl.

## Abstract

### **The impact of social comparison and personality on school attainment in secondary education**

From previous research it is known that social comparison in the classroom setting can have beneficial impact on the students' grades within one and a half year and standardized cognitive test scores after two years. This study examined the effects of two aspects of social comparison – comparative evaluation and comparison level choice – on students' school attainment after three years of secondary education, and the role of personality in this relationship. 8,770 students were involved in the study. Our results only partially confirm the results from earlier studies. Students who reported that they can learn better than most of their classmates attain a higher educational position after three years. However, we did not find an effect of upward comparison. On the contrary, downward and lateral comparison had positive effects. Moreover, aspects of social comparison mediated the relationship between the personality factor conscientiousness and school attainment.