

# Het Sferische model van beroepsinteresses en de volledige en verkorte Nederlandstalige Personal Globe Inventory\*

Djurre Holtrop, Bart Wille, Reinout E. de Vries & Marise Ph. Born\*\*

*In Nederland en Vlaanderen wordt veelvuldig gebruikgemaakt van interessevragenlijsten bij (studie)loopbaanvraagstukken. In tegenstelling tot de populariteit van deze vragenlijsten in de praktijk wordt er relatief weinig wetenschappelijk onderzoek gedaan naar beroepsinteresses in het Nederlandse taalgebied. In dit artikel wordt het Sferische model van beroepsinteresses geïntroduceerd, evenals de Nederlandse vertaling van de Personal Globe Inventory (PGI; Tracey, 2002) als een meetinstrument voor dit model. Het Sferische model voegt Prestige-interesse als derde interessedimensie toe aan de traditionele tweedimensionale circumplex van beroepsinteresses. Verder deelt het Sferische model de traditionele circumplex op in acht in plaats van zes interessegebieden. Aan de hand van 12 steekproeven uit Nederland en Vlaanderen is de kwaliteit van de PGI-lang en PGI-kort onderzocht. De psychometrische kenmerken van de Nederlandse vertaling van de PGI-lang en PGI-kort bleken acceptabel tot uitstekend: de items van de vragenlijst laadden grotendeels op de bedoelde schalen, de schalen correleerden volgens een circumplex-ordering, en de betrouwbaarheden waren acceptabel. De grootste sekseverschillen werden gevonden op mensen-versus-dingen interesse en Prestige-interesse was iets sterker bij jongere deelnemers en hoogopgeleiden. Toekomstig onderzoek kan zich richten op het beter begrijpen van de inhoud van Prestige-interesse en de betekenis van deze dimensie voor (studie)loopbaanprocessen en -uitkomsten.*

## 1 Inleiding

Het kiezen van een passende (studie)loopbaan is voor veel mensen een intensief en uitdagend proces (Schelfhout et al., 2018). Een veelvuldig toegepaste manier

\* Graag bedanken wij professor Terence Tracey voor het beschikbaar stellen van de PGI. Het copyright van de PGI en de Nederlandse vertaling ligt bij prof. Tracey (Terence.Tracey@ubc.ca). Eveneens bedanken wij Sandra Kok, Mirte Post, Natasja Overman, Martine Schut, Rika Mohesi, Loen van Gulick, Angela Bijnsdorp, Elin Hellqvist, Eveline Kreuk, Jim Molenaar, Leontine Hoekemeijer en Roos Pluimers voor hun hulp met de dataverzameling en Cecilia Runneboom en Cindy Burton voor hun feedback op eerdere versies van dit manuscript.

\*\* Djurre Holtrop is werkzaam bij Curtin University, Future of Work Institute. Bart Wille is werkzaam bij Ghent University. Reinout E. de Vries is werkzaam bij VU University Amsterdam. Marise Ph. Born is werkzaam bij Erasmus University Rotterdam / VU University Amsterdam / Optentia North-West University South Africa. Correspondentieadres: Djurre Holtrop, The Future of Work Institute, Faculty of Business and Law, Curtin University, Kent Street, Bentley, Western Australia, Australia, 6102, e-mail: djurre.holtrop@curtin.edu.au.

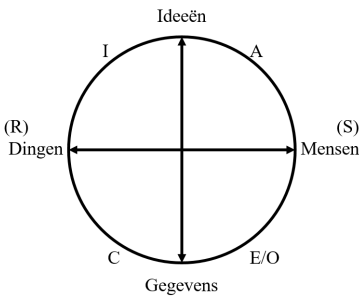
om dergelijke moeilijke studie- en beroepskeuzebeslissingen te faciliteren betreft het gebruik van instrumenten die de interesses van mensen peilen. Zo hebben in Vlaanderen sinds 2016 reeds meer dan 59.000 leerlingen in het secundair onderwijs gebruikgemaakt van het instrument Columbus, dat vanuit de overheid werd ontwikkeld ter ondersteuning van studieoriëntering. In Nederland gebruikt 54% van de aankomende studenten een beroepskeuzetest om hun studiekeuze voor een vervolgopleiding te bepalen (NSKO, 2011). Interessesvragenlijsten behoren daarmee waarschijnlijk tot de meest gehanteerde psychologische meetinstrumenten in Nederland en Vlaanderen. Gezien het wijdverspreide gebruik en de invloed die interesse-gebaseerde oriëntering heeft op het (beroeps)leven van mensen, is het verrassend dat er binnen Nederland en Vlaanderen relatief weinig onderzoek plaatsvindt naar de kwaliteit van interessesvragenlijsten en het gebruik daarvan in studie- en loopbaancontexten. Dit weinige onderzoek staat ook in contrast met de toenemende internationale aandacht voor interesse-onderzoek; een domein dat met name in de VS een heropleving beleeft (bijv. Nye, Butt, Bradburn, & Prasad, 2018; Nye, Prasad, Bradburn, & Elizondo, 2018; Su, Tay, Liao, Zhang, & Rounds, 2019). Een van de redenen achter deze internationaal groeiende belangstelling voor interesses is de toenemende consensus over de voorspellende waarde van interessemetingen, meer specifiek die van fit tussen personen en hun omgevingen, voor het voorspellen van belangrijke uitkomsten zoals volharding, tevredenheid en prestatie (Nye, Su, Rounds, & Drasgow, 2012, 2017; Van Iddekinge, Roth, Putka, & Lanivich, 2011). In het licht van deze evidentie voor de betekenis en invloed van interesses in studie- en werkcontexten is het essentieel om de fundamentele van interestetheorieën en de daaruit voortvloeiende meetinstrumenten goed te begrijpen. Dit artikel beoogt deze fundamentele bloot te leggen en zoomt in op één interessemodel dat in de VS (maar ook daarbuiten) zijn ingang heeft gevonden en is vertaald naar concrete meetinstrumenten. Meer specifiek schetsen we de achtergrond en uitgangspunten van het Sferische model van beroepsinteresses (Tracey & Rounds, 1996) en onderzoeken we de validiteit van een Nederlandstalige versie van het meetinstrument dat gebaseerd is op dit model, namelijk de *Personal Globe Inventory* (PGI; Tracey, 2002, 2010a).

### 1.1 Voorgaande modellen van beroepsinteresses

Het Sferische model van beroepsinteresses is afgeleid van het meest toonaangevende model van beroepsinteresses, ontwikkeld door John Holland (1959, 1997). In dit model staan zes interessegebieden centraal die worden beschreven met het acroniem RIASEC: *Realistic*, *Investigative*, *Artistic*, *Social*, *Enterprising* en *Conventional*. Gangbare Nederlandstalige termen voor deze interessegebieden zijn respectievelijk: Realistisch, Intellectueel, Artistiek, Sociaal, Ondernemend en Conventioneel. Een cruciaal element in de theorie van Holland is dat deze interessegebieden onderling niet volledig onafhankelijk zijn, maar juist in meer of mindere mate aan elkaar gerelateerd zijn. Deze conceptuele verwantschap tussen de interessegebieden wordt vaak samengevat aan de hand van een cirkelordering (zie Figuur 1), ofwel een niet perfect gevormde circumplex (Rounds, McKenna, Hubert, & Day, 2000; Tracey & Rounds, 1995): gebieden die naast elkaar liggen in deze constellatie (bijv. Realistisch en Intellectueel) vertonen de meeste verwant-

schap; alternerende gebieden (bijv. Realistisch en Artistiek) vertonen minder verwantschap; en de tegenoverliggende gebieden (bijv. Realistisch en Sociaal) liggen conceptueel gezien het verst van elkaar af.

Op basis van het invloedrijke werk van Prediger (1982) werd de RIASEC-circumplexstructuur verder geconcretiseerd. Prediger stelde voor dat er twee interessedimensies aan de basis van de interessegebieden van Holland liggen (zie Figuur 1): Ideeën-versus-Gegevens en Mensen-versus-Dingen. Deze dimensies worden elk gedefinieerd aan de hand van twee tegenovergestelde interessepolen. Interesse in Ideeën omvat de voorkeur voor het werken met theorieën en abstracte ideeën, en het zoeken naar kennis en creativiteit. Daarentegen omvat Interesse in Gegevens de voorkeur voor het werken met feiten, getallen en systematische procedures. Interesse in Mensen richt zich op anderen en omvat het verzorgen, overtuigen en vermaken van anderen. Daarentegen richt Interesse in Dingen zich op objecten en omvat het werken met machines, materialen en gereedschap. De dimensie Mensen-versus-Dingen is een van de individuele kenmerken waarvoor duidelijke sekseverschillen te vinden zijn. Su, Rounds en Armstrong (2009) hebben aangetoond dat 82% van de mannen meer geïnteresseerd is in Dingen dan de gemiddelde vrouw; mannen zijn dus veel meer geïnteresseerd in werken met dingen terwijl vrouwen veel meer geïnteresseerd zijn in werken met mensen. Su en collega's (2009) stellen dat deze grote interesseverschillen ( $d = 0.93$ ) een verklaring kunnen bieden voor de ondervertegenwoordiging van vrouwen in technisch georiënteerde beroepen.



**Figuur 1** De RIASEC-interessegebieden (Holland, 1997) en Prediger (1982) dimensies van beroepsinteresses  
NB. R = Realistisch, I = Intellectueel, A = Artistiek, S = Sociaal, E/O = Ondernemend, en C = Conventioneel.

De RIASEC-interessegebieden en de dimensies van Prediger hebben gedurende ongeveer drie decennia de agenda van het interesse-onderzoek bepaald. Daarnaast vormde dit model het uitgangspunt van een rijke traditie aan meetinstrumenten in Nederland en Vlaanderen, zoals het Beroepskeuze Zelf-Onderzoek (BZO; De Fruyt, Mervielde, Hogerheijde, & Van Amstel, 1995), de Loopbaan Inzicht Vragenlijst (Wille, De Fruyt, Dingemanse, & Vergauwe, 2015) en SIMON-I (Fonteyne, Wille, Duyck, & De Fruyt, 2017). Deze vragenlijsten hebben als doel

om de belangrijkste interessegebieden van een persoon te identificeren. Het is gangbaar om op grond van de drie hoogste scores van iemand (bijv. Sociaal, Artistiek, Intellectueel) een lettercode toe te kennen (bijv. SAI) die de meest uitgesproken interesses van deze persoon samenvat. Deze informatie kan vervolgens worden gekoppeld aan bestaande databases die de interesseprofielen van studien/ of beroepsomgevingen bevatten, met het oog op het identificeren van goed passende studies of beroepen. Een voorbeeld van een dergelijke database is te vinden binnen O\*NETOnline (2019), een Amerikaans online platform dat RIASEC-informatie bevat van meer dan 900 beroepen en een procedure biedt voor het koppelen van persoonlijke interessescores aan matchende beroepen op grond van dit model.

### 1.2 *Het ontstaan van het Sferische model van beroepsinteresses*

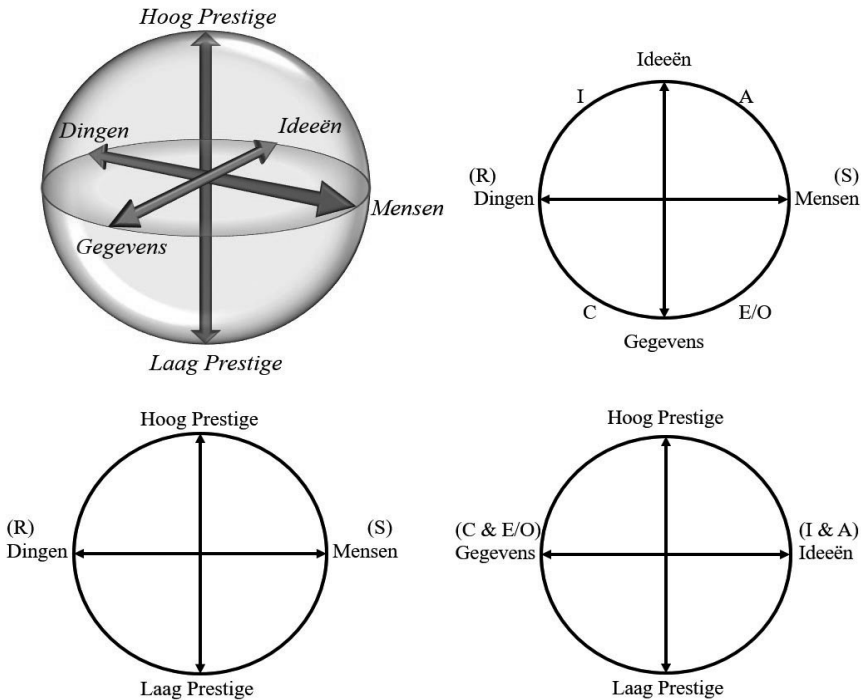
Een belangrijke beperking van het RIASEC-model is dat binnen elk van de zes interessegebieden veel beroepen te situeren zijn die sterk van elkaar verschillen in termen van hun complexiteit (bijv. cognitief vermogen, of moeilijkheidsgraad en verantwoordelijkheid; resp. Gottfredson, 1986; Roe, 1956, p. 307). Binnen de RIASEC-beroepscode 'ERC' passen bijvoorbeeld de beroepen 'matroos binnenvaart' en 'technisch directeur'. Deze twee beroepen delen grotendeels dezelfde interesses, maar verschillen aanzienlijk in complexiteit. Meerdere onderzoekers hebben laten zien dat complexiteit een belangrijke rol speelt bij het kiezen van beroepen. Deze gedachte wordt ondersteund door bevindingen uit onderzoek van Austin en Hanisch (1990), die lieten zien dat cognitieve capaciteit de beste voorspeller is van de beroeps categorie die iemand uitoefent. Ondanks deze bevinding heeft het relatief lang geduurd voordat complexiteit werd voorgesteld als een integrale component van beroepsinteresses. Om te begrijpen waarom interesses en beroepscomplexiteit niet vaak in samenhang werden onderzocht, beschreef Gottfredson (2003) het dilemma van carrière-coaching. Zij stelde dat bij coaching een taboe ligt op het adviseren over het niveau waarop iemand kan werken. Enerzijds voelt het niet gerechtvaardigd om cliënten te vertellen dat ze een beroepsgebied niet kunnen nastreven; terwijl het anderzijds niet ethisch lijkt om cliënten niet goed te informeren over hun mogelijkheden. Hoewel het dus gegrond lijkt om de complexiteit van banen te betrekken bij het verlenen van studie- en beroepskeuzeadvies, is dit element niet expliciet vervat in het RIASEC-model.

De eerste keer dat complexiteit onderdeel vormde van een interesselatonomie, betrof de studie van Tracey en Rounds (1996), waarin zij de structuur van beroepsinteresses bestudeerden met meerdere vragenlijsten tegelijkertijd. Naast de twee Prediger-dimensies vonden zij een derde dimensie van beroepsinteresses, die zij 'Prestige-interesse' noemden. Tracey en Rounds besloten tot hun onderzoek naar de structuur van interesses omdat zij hadden gezien dat de RIASEC-structuur niet voor alle bevolkingsgroepen binnen en buiten de VS werd teruggevonden (bijv. Einarsdóttir, Rounds, & Su, 2010; Rounds & Tracey, 1996; Warlick, Ingram IV, Ternes, & Krieschok, 2018). In hun onderzoek namen zij meerdere, reeds gevalideerde, interessevragenlijsten af bij drie verschillende steekproeven (psychologie-studenten, middelbare scholieren, en universiteitsstudenten) waarbij de deelnemers aan hun onderzoek telkens een lijst van beroepen beoordeelden op grond van hun

waargenomen aantrekkelijkheid ('Hoe leuk vind je dit beroep?'). Een factoranalyse liet bij alle steekproeven een algemene eerste factor zien, die stevast bij interessevragenlijsten wordt teruggevonden (voor een uitleg over deze algemene eerste factor en mogelijke interpretaties zie Tracey, 2012) en drie andere substantiële factoren. De tweede en derde factor waren in alle drie de steekproeven de interessedimensies Ideeën-versus-Gegevens en Mensen-versus-Dingen. De vierde factor duiden Tracey en Rounds aan met de term 'Prestige-interesse'. Volgens deze onderzoekers verwijst Prestige-interesse naar iemands aspiratieniveau, zelfbeoordeling van vaardigheid en voorkeur voor witte-boordenbanen versus arbeidersbanen. In de discussie zal worden besproken of de term Prestige-interesse deze context volledig dekt. In alle steekproeven verklaarde de Prestige-interessedimensie substantiële variantie in interesses boven de al bekende interessedimensies. Eveneens werd in dit onderzoek bevestigd dat de drie substantiële interessedimensies loodrecht op elkaar staan, wat inhoudt dat er in totaal drie met elkaar samenhangende circumplexen ontstonden (zie Figuren 2 en 3). Deze samenhang vertaalde zich in een bolvormige structuur, het zogeheten 'Sferische model van beroepsinteresses' (zie Figuur 2) waarbij de RIASEC-circumplex de evenaar vormt en de Prestige-dimensie een extra derde dimensie toevoegt.

Een mogelijke methodologische verklaring voor het feit dat eerdere onderzoeken er niet in slaagden om deze Prestige-interessedimensie te identificeren, is dat veel interessevragenlijsten zich uit praktische overwegingen slechts op één opleidingsniveau richten. Ook in Nederland gebruiken meerdere testleveranciers een dergelijke aanpak om gebruikers alleen advies aan te bieden dat aansluit op hun opleidingsniveau. De BKT-M (Van den Berg & Bleichrodt, 1996) en de BKT-H (Van den Berg, Bleichrodt, & Schokker, 2003), uitgegeven door NOA BV, delen bijvoorbeeld beroepsinteresses op in lager/midden niveau en hoger niveau. Deze aanpak is in de praktijk volledig gerechtvaardigd, maar beperkt de meting van interesses dus tot de bovenste of onderste helft van het complexiteitsspectrum. Dergelijke instrumenten vervatten dus (bewust) relatief weinig variantie in niveau van complexiteit waardoor een aparte Prestige-interessedimensie empirisch niet kan worden geïdentificeerd.

Nadat Tracey en Rounds (1996) de structuur van het Sferische model van beroepsinteresses in de VS aantoonde, werd dit model in minstens zeven andere landen gerepliceerd. Deze replicatie heeft plaatsgevonden in zowel westerse landen (bijv. Ierland, Duitsland, Servië, en Kroatië: Darcy, 2005; Etzel, Nagy, & Tracey, 2016; Hedrih, 2008; Šverko, 2008), als Aziatische landen (China en Japan: Long, Adams, & Tracey, 2005; Long, Watanabe, & Tracey, 2006), maar ook in een Caribisch land (Jamaica: Wilkins, Ramkissoon, & Tracey, 2013). Deze onderzoeken onderstrepen de cross-culturele toepasbaarheid van het Sferische model van beroepsinteresses en bevestigen de waarde van de Prestige-interessedimensie als een bijkomende universele dimensie van beroepsinteresses.



**Figuur 2** *Het Sferische model van beroepsinteresses (Tracey & Rounds, 1996) met de RIASEC-circumplex op de evenaar*

*NB. Linksonboven worden alle drie de dimensies afgebeeld als een bol. De andere drie afbeeldingen tonen de drie circumplexen die samen het Sferische model vormen. R = Realistisch, I = Intellectueel, A = Artistiek, S = Sociaal, E/O = Ondernemend, en C = Conventioneel.*

### 1.3 Prestige-interesse

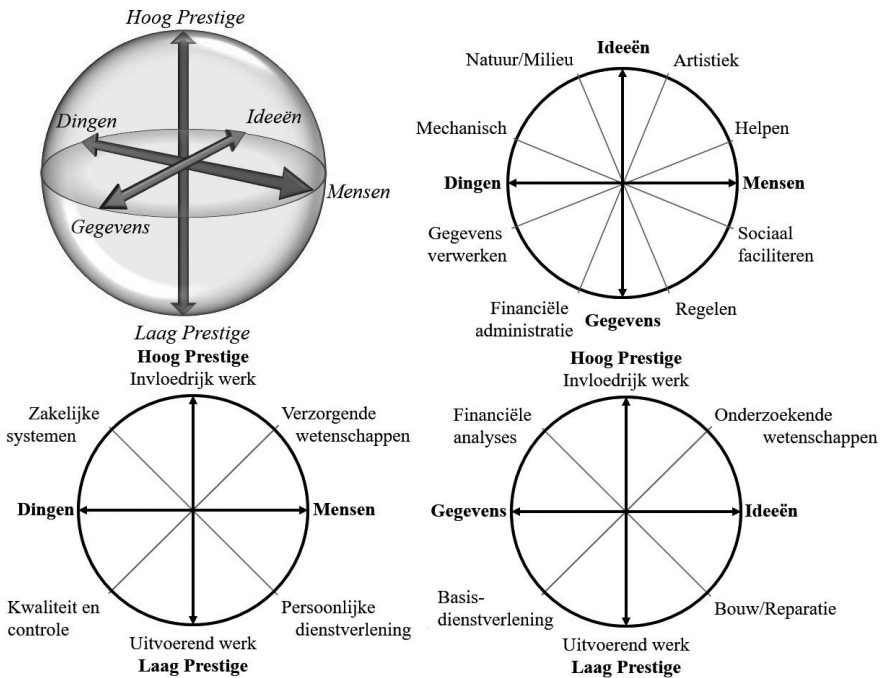
De Prestige-interessedimensie leek volgens Tracey en Rounds (1996) vooral samen te hangen met de complexiteit van de beroepen. Zij stelden dat Prestige-interesse in het Sferische model op drie manieren geïnterpreteerd kan worden: (a) als de aspiratie van een persoon; (b) als een zelfbeoordeling van iemands eigen competentie ofwel op welk niveau iemand denkt te kunnen werken; of ten slotte (c) als de mate waarin iemand aangeeft eenvoudige dan wel complexe werkzaamheden uit te willen voeren. Een analyse door Sodano en Tracey (2008) schiep vervolgens meer duidelijkheid over wat Prestige-interesse wel en niet inhoudt. Sodano en Tracey toonden aan dat activiteiten die gerelateerd zijn aan Prestige-interesse geassocieerd worden met 'competitie' en met 'vaardigheden en inspanning'. De interpretatie van Prestige-interesse lijkt dus verder te gaan dan alleen niveau en complexiteit en kan bij de PGI niet worden beschreven als het aanzien van een

beroep. Prestige-interesse in het Sferische model plaatst bijvoorbeeld een beroep als aandelenhandelaar hoog in de prestigeschaal vanwege de hoge complexiteit en competitie, terwijl de publieke prestige-perceptie (het aanzien) van deze baan juist laag is (Pollack, 2014). Hiernaast toonden Sodano en Tracey (2008) ook aan dat Prestige-interesse niet geassocieerd werd met stereotypisch mannelijke of vrouwelijke beroepsactiviteiten. De associatie met geslachtstypering blijft dus voorbehouden aan de Mensen-versus-Dingen-dimensie. Beroepsactiviteiten en beroepen die hoog scoren op Prestige-interesse, worden vooral dus geassocieerd met werkzaamheden die een hoog opleidingsniveau vereisen en die uitgeoefend worden in een competitieve omgeving waar veel inspanningen en vaardigheden nodig en gewenst zijn.

Sinds de introductie van het Sferische model van beroepsinteresses zijn de relaties met een aantal belangrijke individuele verschillen onderzocht. Sodano (2011) vond dat Prestige-interesse extra variantie verklaarde in levenswaarden (bijv. Schwartz, 1992) en werkwaarden (bijv. McCloy et al., 1999), boven op de variantie die verklaard werd door de Prediger interessedimensies. Prestige-interesse bleek positief gerelateerd te zijn aan de levenswaarde Macht (*Power*), de werkwaarde Prestatie (*Achievement*) en enigszins aan de werkwaarde Erkenning (*Recognition*). Hiernaast vonden Holtrop, Born en De Vries (2015) een zwakke relatie tussen Prestige-interesse en de persoonlijkheidstrekken Extraversie en Openheid voor ervaringen. Tegen de verwachtingen in werd er geen relatie gevonden tussen Prestige-interesse en Integriteit. Mensen met hogere Prestige-interesse zoeken dus iets meer erkenning en zijn competitiever, sociaal energiever en nieuwsgieriger, maar niet minder integer. Verder is er beperkt bewijs gevonden voor de voorspellende waarde van Prestige-interesse voor beroepskeuze-uitkomsten. Tracey (2010b) gebruikte Prestige-interesse in de voorspelling van beroepskeuzezekerheid en toonde aan dat de match (ook wel: congruentie) tussen Prestige-interesse van deelnemers en het prestige van de studierichting verklaarde wat de huidige beroepsrichting van de deelnemers was en hoe zeker de deelnemers waren van hun carrière-richting. Er is verder nog relatief weinig onderzoek verricht naar de voorspellende waarde van Prestige-interesse voor belangrijke studie- en beroepskeuze-uitkomsten. Een uitzondering hierop is het onderzoek van Guntern, Korpershoek en Van der Werf (2016) die vonden dat Prestige-interesse invloed heeft op de voorkeur voor de toekomstige werkomgeving van medisch specialisten.

#### 1.4 Geen zes maar acht interessegebieden

Binnen de circumplex van beroepsinteresses heeft elk beroep een eigen positie. Over het algemeen lijken beroepen redelijk gelijk verspreid over de gehele circumplex (bijv. Tracey & Rounds, 1995, 1996). Dit betekent dat items van een interessevragenlijst vaak gelijkmatig verspreid zijn binnen de hele cirkel. Interessegebieden verdelen de circumplex in gelijke delen, vergelijkbaar met taartpunten. De grenzen van deze gebieden bepalen of beroepen en beroepsactiviteiten binnen de ene of andere interesse vallen. Vanwege de gelijkmatige spreiding van beroepen is het aantal delen waarin de circumplex wordt opgedeeld voornamelijk afhankelijk van praktische overwegingen. In het Sferische model van beroepsinteresses is om twee redenen gekozen voor een verdeling in acht interessegebieden (Tracey & Rounds,



**Figuur 3** *Het Sferische model van beroepsinteresses (Tracey & Rounds, 1996) met acht interessegebieden op elke circumplex*  
*NB. Linksonboven worden alle drie de dimensies afgebeeld als een bol. De andere drie afbeeldingen tonen de drie circumplexen die samen het Sferische model vormen en de interessegebieden die op deze circumplex voorkomen.*

1996). Figuur 3 laat deze acht beroepsgebieden zien op de drie circumplexen van het Sferische model.

De eerste reden om acht interessegebieden te gebruiken is dat deze indeling iets meer differentiatie toelaat dan de traditionele zes gebieden. Door acht scores te gebruiken zijn er meer combinaties van interesses mogelijk en kan een kandidaat specifiek advies krijgen. Deze iets uitgebreidere verdeling verfijnt vooral de interpretatie van het Sociale en Realistische interessegebied. Sociale interesses worden in dit model verdeeld over de gebieden 'helpen' en 'sociaal faciliteren'. Helpen richt zich voornamelijk op het opleiden en verzorgen van anderen (zoals kinderen met leerproblemen helpen), terwijl sociaal faciliteren zich meer richt op zakelijke sociale interactie (zoals werken als verkoopmedewerker). Realistische interesses worden verdeeld over de gebieden 'mechanisch' en 'gegevens verwerken'. Mechanische interesse richt zich voornamelijk op het werken met fysieke



apparaten, terwijl data verwerken zich meer richt op het werken met IT-applicaties en elektronica.

De tweede reden om acht interessegebieden te gebruiken is dat deze conceptualisatie ervoor zorgt dat de Prediger interessedimensies duidelijker aansluiten op de interessegebieden die op de evenaar van het Sferische model liggen. Hierdoor passen de verschillende onderdelen op een meer begrijpelijke manier samen in het interessemodel. In tegenstelling tot de RIASEC-interessegebieden dragen de acht interessegebieden van het Sferische model allemaal gelijkwaardig bij aan de Prediger dimensies (bij het RIASEC-model hebben de interessegebieden verschillende gewichten).

### 1.5 De Nederlandstalige Personal Globe Inventory

Het meten van interesses in landen (en culturen) die verschillen van het land waarin een origineel instrument is ontwikkeld, is niet zonder risico (Rounds & Tracey, 1996; Warlick et al., 2018). Vaak is het bijvoorbeeld niet logisch om de beroepen van een interessevragenlijst letterlijk te vertalen, omdat sommige beroepen in bepaalde culturen niet voorkomen of een andere invulling hebben. Een voorbeeld hiervan is het beroep van apothekersassistent, dat in Nederland/Vlaanderen een relatief sterke component van cliëntvoorlichting omvat (met bijhorende communicatievaardigheden) terwijl dit in andere culturen veeleer een conventionele invulling krijgt ('kassière'). Dit alles betekent dat het cruciaal is dat interessevragenlijsten ook lokaal worden gevalideerd.

De *Personal Globe Inventory* (PGI; Tracey, 2002) is specifiek ontworpen om de interessegebieden en -dimensies van het Sferische model te meten. Deze vragenlijst bestaat uit (1) een lijst met 108 beroepsactiviteiten en (2) een lijst met 108 beroepen. Deelnemers geven aan in hoeverre ze de activiteiten en beroepen leuk vinden en hoe competent ze in de activiteiten denken te zijn. De beoordeling van 'leuk vinden' levert een inschatting op van de interesse van deelnemers. De beoordeling van 'competentie' levert een inschatting op van de *self-efficacy* van de deelnemers, of in hoeverre ze denken goed te zijn in de desbetreffende activiteit.

De scores van interesse en competentie hangen doorgaans sterk samen en vertonen een vergelijkbare factorstructuur (bijv. Tracey, 2002). Echter, de *Social Cognitive Career Theory* (Lent, Brown, & Hackett, 1994) beschrijft dat beroepskeuze een samenspel is tussen de interesse voor een beroep en het beroep 'denken te kunnen' uitvoeren. Bovendien is er onderzoek (Tracey, 2010b) dat heeft aangetoond dat interesses alleen voorspellend zijn voor de ervaren zekerheid van de carrièrekeuze als deelnemers ook hun competentie voldoende hoog inschatten; in het andere geval bestaat er nauwelijks een relatie tussen interesse en de ervaren zekerheid van de carrièrekeuze.

De PGI is inmiddels naar minstens vijf andere talen vertaald (Iers Engels, Duits, Servisch, Chinees, Japans; Darcy, 2005; Etzel et al., 2016; Hedrih, 2008; Long et al., 2005; Long et al., 2006) en vertoont goede psychometrische eigenschappen in elk van deze talen. Aanvullend werd ook een verkorte vorm van deze vragenlijst ontwikkeld, de PGI-short (Tracey, 2010a), die 40 beroepsactiviteiten uit de volledige PGI omvat. De verkorte PGI is inmiddels ook gevalideerd in twee landen buiten de VS (Turkije en China; Vardarli, Özyürek, Wilkins-Yel, & Tracey, 2017;

Zhang, Kube, Wang, & Tracey, 2013) en vertoont in deze talen vergelijkbare, goede psychometrische eigenschappen.

In dit artikel rapporteren we de vertaling en validatie van de Nederlandstalige PGI-lang en PGI-kort. De ambitie is dat dit instrument het toekomstig onderzoek naar beroepsinteresses in Nederland en Vlaanderen zal ondersteunen. We zullen dit artikel afsluiten met enkele suggesties voor dergelijke onderzoeken. Eveneens verwijzen we naar een openbare bewaarplaats met de items, de geanonimiseerde gegevens voor de Nederlandse en Vlaamse PGI, en de Qualtrics-code voor de vragenlijst.

## 2 Methode

### 2.1 Deelnemers

Voor deze studie zijn 12 steekproeven gecombineerd (zie Tabel 1). Enkele van deze steekproeven zijn ook gebruikt in andere studies; per steekproef is dit aangegeven in de tabel. De data zijn verzameld tussen 2013 en 2016 met behulp van digitale vragenlijsten. Bij de meeste steekproeven zijn aanvullende gegevens verzameld die niet in deze studie worden gerapporteerd. Deelname was altijd vrijwillig en bij bijna alle steekproeven zijn kleine prijzen verloot onder de deelnemers. De gegevens voor de PGI-lang zijn in Nederland verzameld; de gegevens voor de PGI-kort komen uit Nederland en Vlaanderen.

Voor de PGI-lang bestond de eerste steekproef uit 1416 studenten die de PGI vlak voor of na het kiezen van een vervolgopleiding hebben ingevuld. Deze studenten kwamen voornamelijk uit het hoger onderwijs. De tweede steekproef bestond uit 100 middelbare scholieren uit Noord-Holland, Friesland en Gelderland. Deze scholieren waren afkomstig uit het vmbo, havo en vwo. De derde steekproef bestond uit 59 professionals uit Amsterdam, Groningen, Leeuwarden en Utrecht, die voor een technisch financieel detachebureau werkten. De vierde steekproef was een heterogene groep ( $N = 182$ ) die verzameld was via het persoonlijke netwerk van een aantal bachelorstudenten. Deze deelnemers waren vooral geworven via sociale media en persoonlijke verzoeken. De vijfde steekproef bestond uit 95 oudere volwassenen uit de omgeving van Amsterdam en uit Friesland. Deze deelnemers zijn voornamelijk geworven via persoonlijke contacten van een masterstudent. De totale proefgroep voor de PGI-lang omvatte 1852 personen ( $\bar{Q} = 1265$ ) met een gemiddelde leeftijd van 24.06 jaar ( $SD = 12.23$ ).

Voor de PGI-kort bestond de eerste steekproef uit 372 middelbare bovenbouw-scholieren uit Zuid- en Noord-Holland. Deze scholieren ontvingen allen een samenvatting van hun interessescores die hen kon ondersteunen bij het kiezen voor een vervolgstudie. De tweede steekproef bestond uit 68 studenten die door een groep bachelorstudenten waren geworven. Deze groep had een onverwacht hoog aantal 'onachtzame' deelnemers ( $n = 21$ ); vrij veel deelnemers in deze groep hadden de vragenlijst niet voldoende aandachtig ingevuld. De derde steekproef bestond uit 131 eerstejaars psychologiestudenten uit Amsterdam die deelnamen aan dit onderzoek in het kader van hun studie en hier ook credits voor ontvingen. De vierde steekproef bestond uit 279 ouders van de middelbare scholieren (steek-

**Tabel 1** Steekproeven waarmee de gegevens zijn verzameld voor PGI-lang en PGI-kort.

	Locatie	Omschrijving	<i>n</i>	% onacht- zaam	% vrouw	<i>M</i> leeftijd	<i>SD</i> leeftijd
<b>PGI-lang</b>							
1	Nederland	Studiekeizers <sup>1</sup>	1416	6.6%	71.1%	20.62	7.19
2	Nederland	Scholieren <sup>1</sup>	100	10.0%	84.0%	16.14	1.20
3	Nederland	Professionals <sup>1</sup>	59	3.4%	25.4%	39.08	8.12
4	Nederland	Gemengd <sup>1</sup>	182	3.3%	58.2%	32.90	14.57
5	Nederland	Ouder <sup>1</sup>	95	10.5%	56.8%	57.35	7.66
<b>Totaal</b>			<b>1852</b>	<b>6.5%</b>	<b>68.3%</b>	<b>24.06</b>	<b>12.23</b>
<b>PGI-kort</b>							
6	Nederland	Middelbare scholieren <sup>2</sup>	372	8.6%	59.7%	16.47	1.03
7	Nederland	Gemengd	68	30.9%	67.7%	34.08	16.26
8	Nederland	Eerstejaars psychologie <sup>2</sup>	131	7.6%	86.3%	19.76	1.47
9	Nederland	Ouders van scholieren <sup>2</sup>	279	12.2%	63.1%	49.13	5.09
10	Vlaanderen	Professionals <sup>3</sup>	174	9.2%	58.1%	34.47	11.12
11	Vlaanderen	Laatste jaar collegestudenten	1384	5.2%	64.9%	22.83	1.44
12	Vlaanderen	Gemengd jongvolwassenen	335	5.4%	-	-	-
<b>Totaal</b>			<b>2743</b>	<b>7.4%</b>	<b>56.7%</b>	<b>25.43</b>	<b>10.11</b>

NB. De genummerde steekproeven zijn (gedeeltelijk) gebruikt in eerdere publicaties. <sup>1</sup> Holtrop et al. (2015) heeft gedeeltelijke overlap met steekproeven 1 en 2, en volledige overlap met steekproeven 3, 4 en 5 (gezamenlijke overlap met de steekproeven van de PGI-lang:  $n = 656$ , 35%). <sup>2</sup> Holtrop et al. (2018) heeft gedeeltelijke overlap met steekproeven 6, 8 en 9 (gezamenlijke overlap met de Nederlandse steekproeven van de PGI-kort:  $n = 542$ , 64%). <sup>3</sup> Wille et al. (2015) heeft een gedeeltelijke overlap met steekproef 10.

proef 1) en van de eerstejaars psychologiestudenten (steekproef 3). De ouders zijn per e-mail benaderd nadat hun kind had deelgenomen aan het onderzoek. De vijfde steekproef bestond uit 174 Vlaamse werkenden in allerlei beroepen. De meeste deelnemers in deze steekproef waren hoger opgeleid. De zesde steekproef bestond uit 1384 Gentse studenten in het laatste jaar van hun masteropleiding aan de universiteit. Deze studenten waren afkomstig uit een brede waaier van studierichtingen. De zevende steekproef bestond uit 335 jongvolwassenen uit Vlaanderen met verschillende opleidingsniveaus en studierichtingen. Voor de PGI-kort omvatte de totale dataset 2743 personen ( $\bar{x} = 1556$ ) met een gemiddelde leeftijd van 25.43 jaar ( $SD = 10.11$ ).

## 2.2 Materialen

De *PGI-lang* (Tracey, 2002) omvat 108 activiteiten en 108 beroepen. De activiteiten worden beoordeeld op ‘interesse’ (1 = *helemaal niet leuk* tot 7 = *erg leuk*) en ‘competentie’ ofwel *self-efficacy* (1 = *kan ik niet* tot 7 = *kan ik heel goed*). Voorbeelden van de activiteiten zijn ‘Een kantoor managen’ (regelen) en ‘Stofzuigen’ (basisdienstverlening). De beroepen worden alleen beoordeeld op interesse (1 = *helemaal niet leuk* tot 7 = *erg leuk*). Voorbeelden van de beroepen zijn ‘Automonteur’ (mechanisch) en ‘Bioloog’ (onderzoekende wetenschappen). Elke interesse- en competentieschaal bestaat uit zes items van hetzelfde type (activiteiten interesse, activiteiten competenties, of beroepen interesse). Aan de hand van de items kunnen interesse- en competentiescores berekend worden voor de 18 schalen: acht basisinteresseschalen (Sociaal faciliteren, Regelen, Financiële administratie, Gegevens verwerken, Mechanisch, Natuur/Milieu, Artistiek, en Helpen), vijf hoge Prestige-interesseschalen (Financiële analyses, Verzorgende wetenschappen, Onderzoekende wetenschappen, Zakelijke systemen, en Invloedrijk werk) en vijf lage Prestige-interesseschalen (Basisdienstverlening, Persoonlijke dienstverlening, Kwaliteit en controle, Bouw/Reparatie, en Uitvoerend werk). Tracey (2002) vond betrouwbaarheden variërend van  $\alpha = .69$  tot  $.92$  voor deze 18 interesseschalen. De scores op de basisinteresseschalen kunnen vervolgens gebruikt worden om de uitersten van de drie interessedimensies (Mensen-Dingen, Ideeën-Gegevens, en Prestige) en de RIASEC-schalen te berekenen. Voor de complete scoringsleutel wordt verwezen naar Tracey (2002, p. 169).

De drie verschillende item-typen (activiteiten leuk vinden, activiteiten competentie, en beroepen leuk vinden) kunnen onafhankelijk van elkaar gebruikt worden. Een onderzoeker die alleen geïnteresseerd is in interesses, zou bijvoorbeeld alleen de activiteiten en beroepen op interesses kunnen laten beoordelen en de competentie-items weg kunnen laten. De meeste onderzoeken (bijv. Darcy, 2005; Long et al., 2005; Tracey, 2002) gebruiken echter een gemiddelde van de drie typen items en vonden voor deze samengestelde scores vaak betrouwbaarheden hoger dan  $.80$  en vrijwel nooit onder  $.70$ .

De *PGI-kort* (Tracey, 2010a) omvat 40 activiteiten uit de volledige PGI, die worden beoordeeld op ‘interesse’ (1 = *helemaal niet leuk* tot 7 = *erg leuk*) en ‘competentie’ (1 = *kan ik niet* tot 7 = *kan ik heel goed*). De *PGI-kort* meet 10 interesseschalen met elk vier items: de acht basisinteresseschalen (Sociaal faciliteren, Regelen, Financiële administratie, Gegevens verwerken, Mechanisch, Natuur/Milieu, Artistiek, en Helpen), Invloedrijk werk (hoog prestige), en Uitvoerend werk (laag prestige). Ook voor de *PGI-kort* kunnen met de interesseschalen de polen worden berekend van de drie interessedimensies (Mensen-Dingen, Ideeën-Gegevens, en Prestige) en de RIASEC-schalen (Tracey, 2010a, p. 14). Tracey (2010a) heeft de vier beste items uit de volledige zes-itemschaal van de *PGI-lang* geselecteerd aan de hand van *itemresponstechnieken* en vond betrouwbaarheden van  $\alpha = .71$  tot  $.90$  voor deze ingekorte interesseschalen.

De Engelse PGI-items zijn in een aantal stappen vertaald naar het Nederlands. Eerst hebben drie van de auteurs, drie masterstudenten en een professionele vertaler alle items zelfstandig naar het Nederlands vertaald. Hierna hebben de vertalers, met uitzondering van de professionele vertaler, met elkaar overlegd wat de

beste vertaling was voor elk item. Verschillen van mening zijn in overleg opgelost en de uiteindelijke items waren gebaseerd op volledige overeenstemming. Ten slotte heeft een tweede professionele vertaler de lijst met items nog één keer gecontroleerd.

### 2.3 Procedure voor onachtzame deelnemers

Voor dit onderzoek zijn de gegevens van de verschillende steekproeven samengevoegd in een dataset voor de PGI-lang en een voor de PGI-kort. Voordat de psychometrische gegevens van de PGI onderzocht werden, zijn de deelnemers met onachtzame antwoordpatronen verwijderd. Onachtzame antwoordpatronen kunnen op verschillende manieren voorkomen. Dit onderzoek gebruikte twee gangbare criteria om onachtzame antwoordpatronen te identificeren (bijv. Ward, Meade, Allred, Pappalardo, & Stoughton, 2017). Allereerst is onderzocht of deelnemers veelvuldig dezelfde antwoordoptie kozen. Voor de PGI-lang zijn hiervoor vragen over beroepen gebruikt en voor de PGI-kort zijn vragen over activiteiten gebruikt. Deelnemers die twee *SDs* meer dan de gemiddelde deelnemer (PGI-lang:  $M = 8.33$ ,  $\text{min.} = 2$ ,  $\text{max.} = 108$ ,  $SD = 10.97$ , afkappunt  $> 30$ ; PGI-kort:  $M = 6.09$ ,  $\text{min.} = 2$ ,  $\text{max.} = 80$ ,  $SD = 4.04$ , afkappunt  $> 14$ ) hetzelfde antwoord gaven op opeenvolgende vragen, zijn niet gebruikt voor verdere analyses (PGI-lang:  $n = 46$ ; PGI-kort:  $n = 76$ ). Ten tweede is nagegaan of deelnemers inconsistent antwoordden op psychologische synoniemen, dat wil zeggen statistisch sterk gelijkende vragen. Hiervoor zijn voor de PGI-lang en PGI-kort de items die meer dan .70 met elkaar correleren geselecteerd en is de gemiddelde correlatie per deelnemer op deze vragen berekend. Deze index is vervolgens omgescoord ( $1-r$ ), zodat een hoge score aangeeft dat een deelnemer erg inconsistent antwoordde op sterk vergelijkbare vragen. Deelnemers met een gemiddelde correlatie (PGI-lang:  $M = .35$ ,  $SD = .21$ , afkappunt  $> .77$ ; PGI-kort:  $M = .27$ ,  $SD = .18$ , afkappunt  $> .63$ ) op de psychologische synoniemen van meer dan twee *SDs* boven het groepsgemiddelde werden verwijderd (PGI-lang:  $n = 81$ ; PGI-kort:  $n = 129$ ). De uiteindelijke steekproef bestond voor de PGI-lang uit 1731 personen en voor de PGI-kort uit 2540 personen.

### 2.4 Analyses

De vertaalde items, data van de PGI-lang en PGI-kort, scripts voor de analyses, en een Qualtrics import file kunnen worden ingezien op het *Open Science Framework* (OSF; <https://osf.io/q73e4/>). De psychometrische kenmerken van de PGI zijn in een aantal stappen onderzocht.

Allereerst is de structuur van het instrument onderzocht aan de hand van *Exploratory Structural Equation Modeling* (ESEM; bijv. Asparouhov & Muthén, 2009; Gucciardi & Zyphur, 2016). ESEM situeert zich tussen louter exploratieve factoranalyse en meer confirmatorische analysetechnieken en laat toe om de fit te bepalen van factoroplossingen waarbij items cross-ladingen hebben op meerdere factoren. Deze analysetechniek is reeds eerder gebruikt voor de validatie van schalen van constructen zoals interesses (bijv. Wille et al., 2015) en persoonlijkheid (bijv. Booth & Hughes, 2014), waarbij een simpele structuur (zonder substantiële cross-ladingen) niet realistisch is. ESEM kan exploratief gebruikt worden om de optimale factorstructuur in een set vragen te bepalen, of confirmatorisch om een

hypothetische structuur te testen. Aangezien de PGI reeds een bepaalde structuur diende te meten, is voor dit onderzoek voor een confirmatorische benadering gekozen. Dit houdt in dat a priori werd aangegeven welke items op welke latente variabelen dienden te laden.

Omdat de structuur van de PGI uit meerdere substructuren bestaat, zijn eerst de structuren van de onderliggende losse circumplexen onderzocht en daarna van de gehele bolstructuur. Deze analyses zijn apart uitgevoerd voor de verschillende typen items (activiteiten interesse, activiteiten competentie, en beroepen interesse). Bij de analyse van de volledige PGI-lang is voor een bi-factor model gekozen (bijv. Howard, Gagné, Morin, & Forest, 2018; Morin, Arens, & Marsh, 2016), omdat interesseschalen laden op een algemene factor die alleen geschat kan worden als alle interesseschalen worden gemeten (Tracey, 2012). In een bi-factor ESEM-analyse laden alle items eerst op de algemene factor van interesses en vervolgens op de schaal waarbij het item hoort. Gescheiden ESEM-analyses voor de verschillende steekproeven lieten vergelijkbare factorstructuren zien voor de (combinaties van) steekproeven. De resultaten van deze analyses zijn te vinden op de OSF-webpagina. In dit artikel worden alleen de resultaten voor de totale steekproef gerapporteerd.

De *Randomization test of Hypothesized Order Relations* (Hubert & Arabie, 1987) werd vervolgens uitgevoerd om de circulaire structuur van de instrumenten na te gaan. Hiervoor werd het R-script RANDALL (Tracey, 1997) gebruikt. Deze analyse testte de circumplexstructuren in de data; dit houdt in dat formeel werd nagegaan of een interesseschaal sterker samenhang met naastgelegen schalen in vergelijking met verder gelegen schalen in het circulaire model. Deze analyses gaven een *Correspondence Index* met een bereik van -1.00 (geen van de correlaties verschillen volgens verwachting) tot 1.00 (alle correlaties verschillen volgens verwachting). De betrouwbaarheid van de PGI-interesseschalen werd onderzocht met behulp van de alpha-betrouwbaarheidscoëfficiënt. De interessedimensies bestaan echter uit een gewogen combinatie van andere schalen. In deze gevallen werd een *Stratified coefficient alpha* (He, 2009) berekend; een maat van betrouwbaarheid die is gebaseerd op (a) het gewicht waarmee interesseschalen bijdragen aan de score van de interessedimensie, (b) de betrouwbaarheid van de losse schalen, en (c) de covariantie tussen de interesseschalen die bijdragen. Nadat de kwaliteit van de individuele schalen was vastgesteld, werden de schalen verder onderzocht op verschillen in geslacht, leeftijd en opleidingsniveau.

### 3 Resultaten

#### 3.1 PGI-lang

Tabel 2 bevat de resultaten van de ESEM-analyses voor de PGI-lang. Voor de *root mean square of error approximation* (RMSEA) geeft een waarde onder .08 aan dat het veronderstelde model redelijk met de data overeenkomt; een waarde onder .05 geeft aan dat het model goed past (Chen, Curran, Bollen, Kirby, & Paxton, 2008). Voor de drie individuele circumplexen van het Sferische model lagen de RMSEA-waarden allemaal onder .08; voor de volledige PGI lagen die waarden

**Tabel 2** *Confirmatory Exploratory Structural Equation Modelling (ESEM) resultaten voor alle vormen van de Nederlandsestaalige PGI-lang (N = 1731) en PGI-kort (N = 2540)*

Vragenlijst	Itemsoort	Losse circumplexen												Totaal	
		1. Mensen-Dingen en Ideeën-Gegevens				2. Mensen-Dingen en Prestige				3. Ideeën-Gegevens en Prestige				CFI	$\chi^2$
		RMSEA	CFI	$\chi^2$	RMSEA	CFI	$\chi^2$	RMSEA	CFI	$\chi^2$	RMSEA	CFI	$\chi^2$		
PGI-lang	Activiteiten - Interesse	.051	.909	4310.46	.065	.888	3607.67	.060	.905	3111.42	.034	.932	11493.22		
	Activiteiten - Competentie	.048	.919	3819.62	.057	.914	2846.35	.056	.924	2751.14	.032	.939	10615.37		
	Beroepen - Interesse	.054	.928	4707.90	.056	.933	2758.45	.058	.918	2904.45	.035	.940	12168.27		
PGI-kort	Activiteiten - Interesse	.053	.935	2185.02	-	-	-	-	-	-	.044	.944	2476.41		
	Activiteiten - Competentie	.050	.943	1988.60	-	-	-	-	-	-	.043	.946	2441.61		

NB. Circumplex 1 omvat de items voor Sociaal faciliteren, Regelen, Financiële administratie, Gegevens verwerken, Mechanisch, Natuur/Milieu, Artistiek, en Helpen. Circumplex 2 omvat de items voor Verzorgende wetenschappen, Invloedrijk werk, Zakelijke systemen, Kwaliteit en controle, Uitvoerend werk, en Persoonlijke dienstverlening. Circumplex 3 omvat de items voor Financiële analyses, Invloedrijk werk, Onderzoekende wetenschappen, Bouw/Reparatie, Uitvoerend werk, en Basisdienstverlening. Het totaal omvat voor de PGI-lang alle 18 basisinteresseschalen en voor de PGI-kort de schalen van Circumplex 1, Uitvoerend werk en Invloedrijk werk. Voor de ESEM met de 18 basisinteresseschalen is een bifactormodel gespecificeerd waarbij alle items naast de relevante schaal ook laden op een algemene factor.

**Tabel 3** Randomised tests of hypothesised order relations als analyse van de circumplexstructuur van de PGI-lang (N = 1731) en PGI-kort (N = 2540)

Vragen-lijst	Itemsoort	Circumplex 1			Circumplex 2			Circumplex 3		
		Tot.	Bev.	Cl	Tot.	Bev.	Cl	Tot.	Bev.	Cl
PGI-lang	Activiteiten - Interesse	288	275	.91	288	236	.65	288	233	.63
	Activiteiten - Competentie	288	267	.85	288	236	.65	288	210	.48
	Beroepen - Interesse	288	276	.92	288	247	.72	288	237	.65
PGI-kort	Activiteiten - Interesse	288	277	.93	-	-	-	-	-	-
	Activiteiten - Competentie	288	251	.76	-	-	-	-	-	-

NB. Tot. = Totaal aantal volgorde-hypotheses dat is getest; Bev. = Aantal relaties bevestigd met verschillende correlatiecoëfficiënten in de verwachte richting; Gel. = Aantal relaties met gelijke sterkte; Cl = Correspondence Index. Circumplex 1 omvat de items voor Sociaal faciliteren, Regelen, Financiële administratie, Gegevens verwerken, Mechanisch, Natuur/Milieu, Artistiek, en Helpen. Circumplex 2 omvat de items voor Verzorgende wetenschappen, Invloedrijk werk, Zakelijke systemen, Dingen, Kwaliteit en controle, Uitvoerend werk, Persoonlijke dienstverlening, en Mensen. Circumplex 3 omvat de items voor Financiële analyses, Invloedrijk werk, Onderzoekende wetenschappen, Ideeën, Bouw/Reparatie, Uitvoerend werk, Basisdienstverlening, en Gegevens.



**Tabel 4** Beschrijvende gegevens voor mannen en vrouwen op de Nederlandse PGI-lang (N = 1731)

	Mannen (n = 525)					Vrouwen (n = 1206)			
	Activiteiten			Beroepen		Activiteiten			
	Interesse		Competentie	Interesse		Interesse			
Basisinteresses	M (SD)	$\alpha$	M (SD)	$\alpha$	M (SD)	$\alpha$	M (SD)	$\alpha$	
Sociaal faciliteren	3.48 (1.06)	.75	4.33 (0.98)	.71	3.10 (1.12)	.77	4.17 (1.08)	.73	
Regelen	3.52 (1.08)	.74	4.34 (1.04)	.74	3.42 (1.32)	.88	3.40 (1.14)	.77	
Financiële administratie	3.30 (1.36)	.89	3.99 (1.34)	.88	3.25 (1.42)	.90	2.72 (1.30)	.90	
Gegevens verwerken	3.55 (1.25)	.77	3.50 (1.26)	.78	3.43 (1.54)	.92	2.26 (0.99)	.76	
Mechanisch	3.58 (1.32)	.82	3.25 (1.28)	.82	3.45 (1.45)	.88	2.17 (1.08)	.83	
Natuur/Milieu	3.58 (1.26)	.77	3.40 (1.21)	.79	3.49 (1.49)	.90	3.30 (1.31)	.78	
Artistiek	3.26 (1.55)	.88	2.61 (1.24)	.85	3.24 (1.65)	.91	3.83 (1.54)	.87	
Helpen	3.93 (1.18)	.77	3.86 (1.05)	.73	3.16 (1.46)	.91	4.87 (1.03)	.67	
Verzorgende wetenschappen	3.24 (1.46)	.90	3.36 (1.33)	.87	3.07 (1.42)	.88	4.14 (1.39)	.85	
Invloedrijk werk	3.48 (1.27)	.79	3.52 (1.20)	.79	3.77 (1.51)	.87	3.47 (1.26)	.77	
Zakelijke systemen	3.36 (1.49)	.92	3.51 (1.42)	.91	3.35 (1.52)	.91	2.53 (1.32)	.89	
Kwaliteit en controle	2.98 (1.15)	.83	3.64 (1.17)	.82	2.89 (1.24)	.85	2.05 (0.92)	.80	
Uitvoerend werk	3.12 (1.27)	.85	3.60 (1.34)	.85	2.11 (0.96)	.85	2.08 (1.02)	.82	
Persoonlijke dienstverlening	2.29 (0.99)	.76	2.59 (1.11)	.80	2.93 (1.24)	.83	3.29 (1.19)	.71	
Financiële analyses	3.41 (1.50)	.92	3.78 (1.49)	.93	3.20 (1.30)	.86	2.66 (1.38)	.90	
Onderzoekende wetenschappen	3.73 (1.43)	.85	3.25 (1.43)	.89	3.41 (1.30)	.81	3.36 (1.46)	.83	
Bouw/Reparatie	3.09 (1.39)	.88	3.05 (1.40)	.89	2.71 (1.21)	.85	1.81 (0.99)	.86	
Basisdienstverlening	2.50 (1.02)	.79	3.94 (1.19)	.78	2.35 (1.00)	.82	2.64 (0.97)	.70	
<b>Interessedimensies</b>									
Mensen (H) versus Dingen (L)	0.22 (3.16)	.87	1.16 (2.94)	.86	-0.60 (3.90)	.94	4.72 (2.79)	.86	
Ideeën (H) versus Gegevens (L)	0.21 (3.16)	.90	-2.42 (2.79)	.86	0.08 (3.71)	.94	1.17 (3.28)	.89	
Prestige	1.38 (2.73)	.89	0.16 (2.56)	.88	2.42 (2.48)	.89	2.42 (2.31)	.85	

NB.  $\alpha$  is alpha-betrouwbaarheid voor de basisinteresseschalen en stratified alpha (zoals beschreven door He, 2009) voor de interessedimensies. T-waarden > |1.83| zijn significant op  $p < .05$  en T-waarden > |2.82| zijn significant op  $p < .01$ . Basisinteresses reiken van 1 tot 7, de interessedimensies zijn berekend volgens Tracey (2002).

<b>Vrouwen (n = 1206)</b>				<b>Welch's t-test mannen-vrouwen</b>								
<b>Activiteiten</b>		<b>Beroepen</b>		<b>Activiteiten</b>			<b>Beroepen</b>					
<b>Competentie</b>		<b>Interesse</b>		<b>Interesse</b>			<b>Competentie</b>			<b>Interesse</b>		
<i>M (SD)</i>	<i>α</i>	<i>M (SD)</i>	<i>α</i>	<i>df</i>	<i>t</i>	<i>d</i>	<i>df</i>	<i>t</i>	<i>d</i>	<i>df</i>	<i>t</i>	<i>d</i>
4.82 (0.96)	.74	3.36 (1.19)	.76	1017	-12.28	-0.77	979	-9.74	-0.62	1054	-4.48	-0.28
4.10 (1.09)	.76	3.29 (1.35)	.87	1053	2.13	0.13	1040	4.43	0.27	1016	1.83	0.11
3.26 (1.29)	.88	2.50 (1.30)	.90	957	8.29	0.54	967	10.62	0.68	922	10.29	0.68
2.34 (0.96)	.77	1.86 (1.05)	.91	821	20.93	1.46	803	18.96	1.34	744	21.25	1.56
2.13 (0.98)	.81	2.08 (1.14)	.86	846	21.47	1.48	804	17.96	1.27	815	19.13	1.34
3.15 (1.18)	.77	2.86 (1.36)	.86	1030	4.30	0.27	969	3.93	0.25	920	8.25	0.54
3.11 (1.35)	.86	3.52 (1.64)	.90	994	-7.08	-0.45	1075	-7.45	-0.45	990	-3.26	-0.21
4.59 (0.96)	.68	4.23 (1.44)	.88	886	-15.83	-1.06	928	-13.78	-0.90	985	-14.07	-0.90
4.00 (1.31)	.86	3.67 (1.42)	.84	952	-12.03	-0.78	982	-9.15	-0.58	996	-8.05	-0.51
3.42 (1.20)	.79	3.19 (1.47)	.86	987	0.17	0.01	993	1.50	0.10	974	7.46	0.48
2.69 (1.29)	.90	2.13 (1.06)	.85	900	11.04	0.74	915	11.30	0.75	757	16.67	1.21
2.62 (1.07)	.81	1.87 (0.89)	.80	828	16.49	1.15	918	17.18	1.13	769	17.20	1.24
2.54 (1.08)	.78	1.81 (0.79)	.77	832	16.63	1.15	831	15.99	1.11	843	6.43	0.44
3.50 (1.11)	.70	3.42 (1.27)	.79	1187	-18.25	-1.06	997	-15.75	-1.00	1015	-7.42	-0.47
2.96 (1.37)	.90	2.59 (1.21)	.83	925	9.83	0.65	928	10.88	0.71	935	9.17	0.60
2.96 (1.40)	.86	2.93 (1.22)	.78	1016	4.91	0.31	984	3.87	0.25	941	7.18	0.47
1.85 (0.95)	.87	1.83 (0.86)	.78	763	19.15	1.39	744	17.91	1.31	763	15.02	1.09
4.23 (1.10)	.74	2.66 (1.08)	.77	949	-2.82	-0.18	931	-4.64	-0.30	1064	-5.70	-0.35
4.89 (2.52)	.85	3.93 (3.17)	.91	894	-28.16	-1.88	872	-25.27	-1.71	839	-23.46	-1.62
-1.18 (2.75)	.86	0.95 (3.50)	.92	981	-5.55	-0.35	986	-8.58	-0.55	947	-4.55	-0.30
1.03 (2.03)	.81	1.93 (2.25)	.86	866	-7.63	-0.52	823	-6.90	-0.48	914	3.87	0.26

Tabel 5 Beschrijvende gegevens voor de totale steekproef op de Nederlandse PGI-lang (N = 1731)

	Activiteiten				Beroepen				Activiteiten en Beroepen			
	Interesse		Competentie		Interesse		Interesse		Interesse		Interesse	
	M (SD)	$\alpha$	M (SD)	$\alpha$	M (SD)	$\alpha$	M (SD)	$\alpha$	M (SD)	$\alpha$	M (SD)	$\alpha$
<b>Basisinteresses</b>												
Sociaal faciliteren	3.96 (1.12)	.75	4.67 (0.99)	.74	3.28 (1.18)	.76	3.62 (1.03)	.84				
Regelen	3.43 (1.12)	.76	4.17 (1.08)	.76	3.33 (1.34)	.87	3.38 (1.17)	.90				
Financiële administratie	2.89 (1.34)	.90	3.48 (1.35)	.88	2.73 (1.38)	.90	2.81 (1.29)	.94				
Gegevens verwerken	2.65 (1.23)	.82	2.69 (1.19)	.82	2.34 (1.41)	.94	2.50 (1.23)	.93				
Mechanisch	2.60 (1.33)	.87	2.47 (1.20)	.85	2.50 (1.39)	.89	2.55 (1.29)	.93				
Natuur/Milieu	3.38 (1.30)	.78	3.22 (1.19)	.78	3.05 (1.43)	.87	3.22 (1.27)	.90				
Artistiek	3.66 (1.56)	.87	2.96 (1.34)	.86	3.43 (1.65)	.90	3.55 (1.53)	.93				
Helpen	4.58 (1.16)	.74	4.37 (1.04)	.72	3.91 (1.53)	.90	4.24 (1.25)	.90				
Verzorgende wetenschappen	3.87 (1.47)	.88	3.81 (1.35)	.87	3.49 (1.45)	.85	3.68 (1.36)	.91				
Invloedrijk werk	3.47 (1.26)	.77	3.45 (1.20)	.79	3.36 (1.51)	.86	3.42 (1.10)	.82				
Zakelijke systemen	2.78 (1.42)	.91	2.94 (1.38)	.91	2.50 (1.34)	.89	2.64 (1.16)	.90				
Kwaliteit en controle	2.33 (1.08)	.84	2.93 (1.19)	.84	2.18 (1.11)	.85	2.26 (1.01)	.90				
Uitvoerend werk	2.39 (1.21)	.86	2.86 (1.26)	.84	1.90 (0.86)	.79	2.15 (0.93)	.88				
Persoonlijke dienstverlening	2.99 (1.22)	.75	3.22 (1.19)	.75	3.27 (1.28)	.80	3.13 (1.10)	.84				
Financiële analyses	2.89 (1.46)	.91	3.21 (1.46)	.91	2.77 (1.27)	.85	2.83 (1.28)	.93				
Onderzoekende wetenschappen	3.47 (1.46)	.84	3.05 (1.42)	.87	3.07 (1.27)	.78	3.27 (1.27)	.89				
Bouw/Reparatie	2.20 (1.27)	.89	2.21 (1.24)	.90	2.10 (1.06)	.84	2.15 (1.09)	.92				
Basisdienstverlening	2.60 (0.99)	.72	4.14 (1.14)	.75	2.56 (1.06)	.78	2.58 (0.93)	.84				
<b>Interessedimensies</b>												
Mensen (H) versus Dingen (L)	3.36 (3.57)	.91	3.76 (3.16)	.90	2.55 (3.99)	.94	2.95 (3.63)	.96				
Ideëën (H) versus Gegevens (L)	0.88 (3.33)	.89	-1.56 (2.82)	.87	0.69 (3.59)	.93	0.78 (3.33)	.95				
Prestige	2.11 (2.49)	.87	0.77 (2.24)	.84	2.08 (2.33)	.87	2.09 (2.04)	.89				

NB.  $\alpha$  is alpha-betrouwbaarheid voor de basisinteresseschalen en stratified alpha (zoals beschreven door He, 2009) voor de interessedimensies. Basisinteresses reiken van 1 tot 7, de interessedimensies zijn berekend volgens Tracey (2002).

onder .05. Bij de *comparative fit index* (*CFI*) geeft een waarde boven .95 aan dat het model goed past bij de data (Hu & Bentler, 1999). De *CFI*-waarden voor de drie individuele circumplexen van de PGI-lang situeerden zich tussen .888 en .933; voor de volledige PGI tussen .932 en .940. Samengevat gaven de *RMSEA*-waarden een adequate tot goede fit aan. De *CFI*-waarden overschreden de .95 grens niet, maar benaderden de grens in veel gevallen wel. Deze resultaten laten zien dat de voorgestelde structuur van de PGI-lang grotendeels werd teruggevonden in de dataset. Tabel 3 toont de resultaten voor de *randomization test of hypothesized order relations* voor de drie circumplexen van de PGI. In alle gevallen gaf de analyse aan dat de circumplexstructuur een significante fit opleverde voor de data ( $CI = .48$  tot  $.92$ ,  $p < .01$ ). Opvallend waren de verschillen in fit tussen de circumplexen. De fit was uitstekend voor circumplex 1 van de dimensies Dingen-Mensen en Ideeën-Gegevens ( $CI = .85$  tot  $.92$ ). De fit was hoog voor circumplex 2 van de dimensies Dingen-Mensen en Prestige ( $CI = .65$  tot  $.72$ ) en circumplex 3 van de dimensies Ideeën-Gegevens en Prestige ( $CI = .63$  en  $.65$  voor interesse in activiteiten en beroepen), behalve circumplex 3 voor competenties ( $CI = .48$ ,  $p < .01$ ). Een correspondentie-index van .48 geeft aan dat 74% van de voorspellingen werd bevestigd. In het kort, alle drie de circumplexstructuren in de PGI-lang zijn bevestigd voor alle item-typen. Echter, voor circumplexen 2 en 3 kan de circulaire structuur niet uitstekend genoemd worden.

De gemiddelden, standaarddeviaties en betrouwbaarheden van de PGI-lang worden getoond in Tabel 4 (voor mannen en vrouwen afzonderlijk) en Tabel 5 (voor de totale steekproef). Over het algemeen lieten de individuele schalen acceptabele tot goede betrouwbaarheden zien ( $\alpha = .67$  tot  $.94$ ) en vertoonden de interessedimensies goede betrouwbaarheden ( $\alpha = .81$  tot  $.94$ ). De betrouwbaarheden voor de gecombineerde activiteiten- en beroepsinteresseschalen ( $\alpha = .82$  tot  $.94$ ) en dimensies ( $\alpha = .89$  tot  $.96$ ) waren hoger dan van de afzonderlijke schalen. Slechts twee afzonderlijke schalen vertoonden een betrouwbaarheid die lager was dan de ondergrens van .70: in beide gevallen betrof het de basisinteresseschaal Helpen gemeten met de activiteiten-items (interesse:  $\alpha = .67$ ; competentie:  $\alpha = .68$ ) voor de vrouwelijke steekproef. In beide gevallen kon de lagere betrouwbaarheid niet worden verklaard met één specifiek item. Vermoedelijk zijn de items van de Helpen-schaal te divers voor een hoog betrouwbare meting.

Bijna alle gemiddelde interessescores verschilden significant op een Welch's t-test tussen mannen en vrouwen met een gemiddelde effectgrootte van  $d = .74$  (Tabel 4). Bij de activiteiten-items verschilden alleen de schaal Invloedrijk werk niet significant tussen mannen en vrouwen (interesse:  $t = 0.17$ ,  $p = .86$ ; competentie:  $t = 1.50$ ,  $p = .13$ ). Bij de beroepen-items verschilden de schaal Regelen niet significant ( $t = 1.83$ ,  $p = .07$ ). De grootste verschillen tussen mannen en vrouwen waren op de interessedimensie Mensen-Dingen ( $t = -23.46$  tot  $-28.16$ ,  $p < .01$ ,  $d = -1.62$  tot  $-1.88$ ), waarbij vrouwen veel meer geïnteresseerd waren in activiteiten en beroepen met mensen, en mannen veel meer in werken met dingen. De grootste sekseverschillen werden teruggevonden voor schalen die zich dicht bij de polen van de Mensen-Dingen-interessedimensie situeren (bijv. Mechanisch activiteiten interesse  $t = 21.47$ ,  $p < .01$ ; Data verwerken beroepen interesse  $t = 21.25$ ,  $p < .01$ ). De dimensies

**Tabel 6** Het effect van opleiding op interessescores met de Nederlandse PGI-lang (N = 1702)

	Opleidingsniveau M (SD)			Opleiding effect			Regressiemodel met leeftijd en opleiding			
	Laag	Midden	Hoog	F	$\Delta R$	Intercept	B (laag)	B (middel)	B (leef-tijd)	R <sup>2</sup>
Geslacht %♀	66.2%	67.1%	72.2%							
Leeftijd	29.47 (16.27)	26.19 (13.47)	20.97 (8.39)	4.58	.01	3.69	-0.21	-0.11	0.00	.01
Sociaal faciliteren	3.48 (1.08)	3.58 (1.02)	3.69 (1.01)	2.24	.00	3.51	-0.16	-0.10	0.00	.00
Regelen	3.27 (1.26)	3.34 (1.19)	3.45 (1.12)	3.40	.00	2.79	-0.20	-0.15	0.00	.00
Financiële administratie	2.72 (1.37)	2.75 (1.30)	2.88 (1.26)	6.68	.01	2.36	-0.27	-0.20	0.01	.01
Gegevens verwerken	2.40 (1.30)	2.43 (1.26)	2.58 (1.19)	6.89	.01	2.35	-0.27	-0.22	0.01	.02
Mechanisch	2.46 (1.34)	2.47 (1.32)	2.62 (1.25)	16.59	.02	3.01	-0.46	-0.29	0.02	.03
Natuur/Milieu	3.00 (1.28)	3.12 (1.31)	3.33 (1.21)	19.68	.02	3.50	-0.56	-0.43	0.01	.03
Artistiek	3.28 (1.54)	3.37 (1.55)	3.74 (1.48)	7.38	.01	4.24	-0.34	-0.15	0.00	.01
Helpen	4.03 (1.31)	4.21 (1.25)	4.33 (1.22)	11.05	.01	3.71	-0.40	-0.27	0.01	.01
Verzorgende wetenschappen	3.46 (1.45)	3.58 (1.36)	3.81 (1.31)	55.59	.06	3.52	-0.70	-0.48	0.01	.06
Invloedrijk werk	3.03 (1.16)	3.22 (1.12)	3.67 (1.00)	9.90	.01	2.80	-0.31	-0.23	0.00	.01
Zakelijke systemen	2.46 (1.23)	2.54 (1.18)	2.78 (1.11)	4.42	.01	2.05	-0.11	-0.16	0.01	.02
Kwaliteit en controle	2.28 (1.11)	2.19 (1.02)	2.29 (0.96)	2.02	.00	1.78	-0.04	-0.10	0.02	.05
Uitvoerend werk	2.23 (1.03)	2.12 (0.94)	2.13 (0.89)	0.32	.00	3.40	-0.05	-0.04	-0.01	.02
Persoonlijke dienstverlening	3.04 (1.08)	3.08 (1.12)	3.18 (1.09)	10.78	.01	2.87	-0.38	-0.24	0.00	.01
Financiële analyses	2.61 (1.33)	2.75 (1.29)	2.96 (1.25)	38.79	.04	3.44	-0.68	-0.47	0.00	.04
Onderzoekende wetenschappen	2.88 (1.29)	3.07 (1.31)	3.52 (1.17)	4.64	.01	1.87	-0.17	-0.16	0.01	.03
Bouw/Reparatie	2.14 (1.20)	2.09 (1.09)	2.18 (1.04)	1.79	.00	2.63	0.02	-0.08	0.00	.00
Basisdienstverlening	2.62 (0.94)	2.52 (0.94)	2.61 (0.91)	0.21	.00	3.43	-0.03	0.11	-0.02	.01
Mensen (H) versus Dingen (L)	2.78 (3.62)	2.99 (3.70)	2.99 (3.59)	5.17	.01	0.41	-0.67	-0.45	0.03	.01
Ideeën (H) versus Gegevens (L)	0.50 (3.28)	0.63 (3.29)	0.95 (3.35)	38.66	.04	2.76	-1.17	-0.65	-0.01	.06
Prestige	1.27 (2.21)	1.83 (2.04)	2.54 (1.88)							

NB. Basisinteresses reiken van 1 tot 7, de interessedimensies zijn berekend volgens Tracey (2002). De interessescores zijn hier een combinatie van interesse in activiteiten en interesse in beroepen. De correlaties tussen leeftijd en interesse zijn gecontroleerd voor geslacht,  $r > |.05|$  is significant op  $p < .05$ . Opleiding effect is de voorspellende waarde van opleidingsniveau (laag, midden, hoog) gecontroleerd voor leeftijd,  $F > |3.40|$  is significant op  $p < .05$ . B (laag en middel) refereert aan de regressiecoëfficiënt voor laag en middel opleidingsniveau (hoog opleidingsniveau is verwerkt in de intercept van het regressiemodel).

Ideeën-Gegevens en Prestige vertoonden aanzienlijk minder sekseverschillen dan Mensen-Dingen. Over het algemeen waren vrouwen iets meer geïnteresseerd in beroepen en activiteiten met ideeën en mannen meer in gegevens ( $t = -4.55$  tot  $-8.58$ ,  $p < .01$ ,  $d = -0.30$  tot  $-0.55$ ). Voor de Prestige-dimensie wisselden de sekseverschillen afhankelijk van het type item. Vrouwen scoorden significant hoger op de activiteit-items (interesse:  $t = -7.63$ ,  $p < .01$ ,  $d = -0.52$ ; competentie:  $t = -6.90$ ,  $p < .01$ ,  $d = -0.48$ ), terwijl mannen hoger scoorden op de beroepsitems ( $t = 3.87$ ,  $p < .01$ ,  $d = 0.26$ ). Samengevat vertoonde de PGI-lang zeer grote geslachtverschillen op de Mensen-Dingen-interessedimensie en waren er voornamelijk kleine sekseverschillen op de Ideeën-Gegevens en Prestige-interessedimensie.

Hoewel leeftijd en opleidingsniveau beide veel significante relaties vertoonden met beroepsinteresses, waren deze relaties allemaal zeer zwak (Tabel 6). Allereerst is de relatie tussen leeftijd en beroepsinteresses, gemeten met de interesse-items voor activiteiten en beroepen, bestudeerd. Leeftijd, gecontroleerd voor de relatie met geslacht, vertoonde slechts kleine correlaties ( $|r| = .00$  tot  $.16$ ) met de verschillende interesseschalen. De sterkste correlatie was met Uitvoerend werk, waaruit bleek dat oudere mensen iets meer geïnteresseerd waren in activiteiten en beroepen in dit interessegebied. Dit komt overeen met de correlatie tussen leeftijd en Prestige-interesses ( $r = -.11$ ,  $p < .01$ ), waarbij jongere mensen meer interesse hadden in activiteiten en beroepen met een hoge Prestige. Vervolgens is de relatie tussen beroepsinteresses en opleidingsniveau onderzocht. Bij deze analyses is gecontroleerd voor leeftijd, maar niet voor geslacht, omdat de opleidingsniveau-subgroepen geen significante sekseverschillen vertoonden ( $\chi^2 = 5.90$ , ns). De sterkste relatie tussen opleidingsniveau en interesse was voor de interesse Invloedrijk werk ( $\Delta R^2 = .06$ ,  $p < .01$ ), wat ook overeenkwam met de positieve relatie tussen opleidingsniveau en Prestige-interesse ( $\Delta R^2 = .04$ ,  $p < .01$ ). Over het geheel beschouwd leken vooral Prestige-interesses een relatie te hebben met leeftijd en opleidingsniveau, maar deze relatie is zwak.

### 3.2 PGI-kort

De PGI-kort bevat minder schalen dan de PGI-lang waardoor in het bijzonder de circumplexen die gevormd worden met de prestige-dimensie niet kunnen worden geanalyseerd in deze versie. De resultaten van de ESEM-analyses voor de PGI-kort vertonen een vergelijkbaar beeld met de resultaten van de PGI-lang (zie Tabel 2). Voor de Mensen-Dingen met Ideeën-Gegevens circumplex lagen de RMSEA-waarden rond de .05; voor de volledige PGI-kort lagen deze waarden onder de .05. De CFI was in alle gevallen net onder de .95 grens (Mensen-Dingen met Ideeën-Gegevens circumplex: CFI = .935 en .943; Volledige PGI-kort: .944 en .946). De *randomization test of hypothesized order relations* gaf aan dat de data significant beantwoordden aan de voorgestelde circumplexstructuur (Tabel 3). Hierbij kon worden vastgesteld dat de data van de interesse-items ( $CI = .93$ ,  $p < .01$ ) beter pasten bij een circumplexstructuur dan de data van de competentie-items ( $CI = .76$ ,  $p < .01$ ). Samengevat gaven de RMSEA-waarden en de *hypothesized order relations*-analyse een goede fit aan en waren de CFI-waarden net onder de maat.

**Tabel 7** Beschrijvende gegevens voor de Nederlandse PGI-kort en *t*-tests voor sekseverschillen (*N* = 2540)

	Mannen ( <i>n</i> = 770)				Vrouwen ( <i>n</i> = 1435)			
	Interesse		Competentie		Interesse		Competentie	
Basisinteresses	<i>M</i> ( <i>SD</i> )	$\alpha$	<i>M</i> ( <i>SD</i> )	$\alpha$	<i>M</i> ( <i>SD</i> )	$\alpha$	<i>M</i> ( <i>SD</i> )	$\alpha$
Sociaal faciliteren	3.38 (1.10)	.67	4.24 (1.02)	.65	4.19 (1.11)	.63	4.76 (0.94)	.65
Regelen	3.73 (1.09)	.69	4.25 (1.02)	.71	3.71 (1.12)	.67	4.04 (1.07)	.70
Financiële administratie	3.15 (1.26)	.83	3.85 (1.25)	.82	2.82 (1.27)	.82	3.29 (1.24)	.81
Gegevens verwerken	3.29 (1.13)	.59	3.40 (1.19)	.65	2.21 (0.95)	.60	2.27 (0.93)	.63
Mechanisch	3.52 (1.27)	.74	3.42 (1.38)	.79	2.34 (1.11)	.72	2.19 (1.05)	.73
Natuur/Milieu	3.83 (1.34)	.69	3.81 (1.25)	.68	3.61 (1.33)	.66	3.40 (1.20)	.66
Artistiek	3.20 (1.52)	.83	2.33 (1.19)	.80	3.59 (1.57)	.82	2.61 (1.33)	.83
Helpen	3.19 (1.16)	.63	3.15 (1.03)	.53	4.47 (1.20)	.62	4.15 (1.06)	.53
Invloedrijk werk	3.68 (1.25)	.63	3.67 (1.16)	.66	3.76 (1.21)	.59	3.57 (1.11)	.61
Uitvoerend werk	3.00 (1.24)	.76	4.02 (1.34)	.75	2.33 (1.10)	.72	3.00 (1.17)	.66
<b>Interessedimensies</b>								
Mensen (H) versus Dingen (L)	-0.24 (2.87)	.78	0.11 (2.88)	.80	4.13 (2.69)	.76	4.10 (2.39)	.75
Ideeën (H) versus Gegevens (L)	0.15 (3.48)	.87	-2.21 (2.86)	.82	0.77 (3.41)	.85	-1.49 (2.77)	.81
Prestige	0.68 (1.65)	.65	-0.34 (1.73)	.70	1.43 (1.55)	.61	0.57 (1.48)	.57

*NB.* In de totale steekproef was van 335 deelnemers het geslacht niet bekend.  $\alpha$  is alpha-betrouwbaarheid voor de basisinteresseschalen en *stratified alpha* (zoals beschreven door Qingping He, 2009) voor de interessedimensies. Basisinteresses reiken van 1 tot 7, de interessedimensies zijn berekend volgens Tracey (2002). *T*-waarden > |1.50| zijn significant op  $p < .05$  en *T*-waarden > |2.10| zijn significant op  $p < .01$ .

Welch's t-test mannen-vrouwen						Totaal (N = 2540)			
Interesse			Competentie			Interesse		Competentie	
df	t	d	df	t	d	M (SD)	$\alpha$	M (SD)	$\alpha$
1582	-16.69	-0.84	1450	-11.91	-0.63	3.90 (1.16)	.66	4.55 (1.01)	.66
1611	0.26	0.01	1632	4.33	0.21	3.72 (1.13)	.68	4.09 (1.08)	.71
1575	5.88	0.30	1554	10.16	0.52	2.93 (1.28)	.82	3.48 (1.28)	.82
1354	22.40	1.22	1284	22.83	1.27	2.61 (1.16)	.68	2.67 (1.18)	.72
1394	21.77	1.17	1251	21.77	1.23	2.79 (1.31)	.78	2.64 (1.32)	.81
1563	3.59	0.18	1516	7.47	0.38	3.73 (1.34)	.67	3.57 (1.24)	.67
1609	-5.75	-0.29	1720	-4.97	-0.24	3.47 (1.56)	.82	2.50 (1.28)	.82
1620	-24.41	-1.21	1613	-21.54	-1.07	4.04 (1.34)	.70	3.80 (1.15)	.60
1522	-1.50	-0.08	1506	2.10	0.11	3.72 (1.23)	.59	3.59 (1.13)	.62
1417	12.64	0.67	1392	17.73	0.95	2.61 (1.20)	.75	3.37 (1.31)	.73
1484	-34.91	-1.81	1340	-32.92	-1.80	2.55 (3.50)	.85	2.62 (3.25)	.85
1539	-4.01	-0.20	1525	-5.71	-0.29	0.63 (3.45)	.85	-1.68 (2.85)	.82
1489	-10.46	-0.54	1371	-12.34	-0.67	1.11 (1.64)	.64	0.22 (1.63)	.65



Net als bij de PGI-lang werd de voorgestelde structuur van de PGI-kort dus grotendeels teruggevonden in de dataset.

De betrouwbaarheden van de PGI-kort zijn berekend voor de volledige steekproef en apart voor mannen en vrouwen. De meeste schalen scoorden rond de ondergrens van .70; een aantal schalen haalden deze cut-off niet (van de tien schalen voor de volledige steekproef,  $\alpha < .70$  voor vijf interesseschalen en vier competentieschalen). De afzonderlijke schalen ( $\alpha = .53$  tot  $.83$ ) hadden over het algemeen een lagere betrouwbaarheid in vergelijking met de dimensies ( $\alpha = .57$  tot  $.87$ ). Net als bij de PGI-lang had de schaal Helpen ook voor deze versie de laagste betrouwbaarheid in de vrouwelijke steekproef ( $\alpha = .53$ ). Hiernaast vertoonde de Prestige-dimensie van de PGI-kort ( $\alpha = .57$  tot  $.70$ ) een aanzienlijk lagere betrouwbaarheid dan de Prestige-dimensie van de PGI-lang ( $\alpha = .81$  tot  $.89$ ). Waarschijnlijk werd dit verschil veroorzaakt doordat de Prestige-dimensie van de PGI-kort een combinatie is van slechts twee schalen (Invloedrijk werk en Uitvoerend werk) terwijl de Prestige-dimensie bij de PGI-lang in totaal 10 verschillende schalen omvat.

Tabel 7 toont ook de verschillen tussen mannen en vrouwen op de PGI-kort-schalen. De meeste schalen ( $|t| = 0.26$ , ns,  $|d| = 0.01$  tot  $|t| = 24.41$ ,  $p < .01$ ,  $|d| = 1.21$ ) en dimensies ( $|t| = 4.01$ ,  $p < .01$ ,  $|d| = 0.20$  tot  $|t| = 34.91$ ,  $p < .01$ ,  $|d| = 1.81$ ) vertoonden grote sekseverschillen. Net als bij de PGI-lang vertoonde de Mensen-Dingen-dimensie de grootste sekseverschillen op interesse- en competentiebeoordelingen (resp.  $t = -34.91$ ,  $p < .01$ ,  $d = -1.81$  en  $t = -32.92$ ,  $p < .01$ ,  $d = -1.80$ ), daarentegen toonde de Ideeën-Gegevens-dimensie slechts kleine sekseverschillen (resp.  $t = -4.01$ ,  $p < .01$ ,  $d = -0.20$  en  $t = -5.71$ ,  $p < .01$ ,  $d = -0.29$ ). Dit betekende ook dat de schalen die dicht bij de uitersten van de Mensen-Dingen-dimensie liggen voornamelijk grote verschillen vertoonden, terwijl de schalen rond de uitersten van de Ideeën-Gegevens-dimensie kleinere verschillen vertoonden. Verder viel op dat mannen en vrouwen slechts kleine en wisselende verschillen vertoonden op interesse- en competentiebeoordelingen van Invloedrijk werk, ook wel 'hoog Prestige' genoemd (resp.  $t = -1.50$ ,  $p = .13$ ,  $d = 0.08$  en  $t = 2.10$ ,  $p = .04$ ,  $d = 0.11$ ), maar juist grote verschillen op Uitvoerend werk, ook wel 'laag Prestige' genoemd (resp.  $t = 12.64$ ,  $p < .01$ ,  $d = 0.67$  en  $t = 17.73$ ,  $p < .01$ ,  $d = 0.95$ ). Vrouwen en mannen lijken dus grotendeels overeen te komen in hun interesse voor hoog Prestige, maar mannen scoren hoger op interesse in laag Prestige.

Tabel 8 beschrijft de relaties tussen de interesse- en competentieschalen van de PGI-kort met leeftijd en opleidingsniveau. In de totale steekproef waren er geen sekseverschillen tussen de verschillende opleidingsniveaus ( $\chi^2 = 1.09$ , ns), maar tussen de opleidingsniveaus waren wel leeftijdsverschillen ( $F(2, 2169) = 9.57$ ,  $p < .01$ ). Net als de bij PGI-lang werd voor de PGI-kort voor geen enkele schaal een sterke relatie met leeftijd of opleidingsniveau gevonden: alle significante verbanden waren klein (leeftijd:  $|r| = .01$  tot  $.21$ ; opleidingsniveau:  $\Delta R = .00$  tot  $.04$ ). De interesseschaal Uitvoerend werk was het sterkst en positief gerelateerd aan leeftijd ( $r = .20$ ,  $p < .01$ ). Opleidingsniveau had de sterkste unieke relatie met de interesseschaal Natuur/Milieu en de competentieschaal Artistiek (beide  $\Delta R = .04$ ,  $p < .01$ ), waarbij voornamelijk hoogopgeleiden hoger scoorden op deze schalen. Leeftijd was negatief gerelateerd aan de Prestige-interessedimensie en Prestige-

competentiedimensie (resp.  $r = -.16$  en  $-.13$ ,  $p < .05$ ) en nauwelijks aan de andere interessedimensies. Opleidingsniveau was nauwelijks uniek gerelateerd aan de interessedimensies, de sterkste relatie was met Prestige-interesses. Samengevat gold dat leeftijd voornamelijk negatief gerelateerd was aan Prestige-interesses. Dit effect werd voornamelijk verklaard door een meer uitgesproken interesse in uitvoerend werk.

## 4 Discussie

Gezien de toenemende aandacht voor beroepsinteresse in studie-, loopbaan- en organisatiecontexten groeit de vraag naar adequate operationalisaties van dit motivationele construct. Dit artikel gaat in op de operationalisatie van het Sferische model van beroepsinteresses, dat een meer gedifferentieerd beeld geeft van interesses in vergelijking met het gerelateerde RIASEC-model van interesses. Meer specifiek documenteert dit artikel de ontwikkeling en validatie van een Nederlandse/Vlaamse versie van de *Personal Globe Inventory* (PGI), een van origine Amerikaans meetinstrument voor het Sferische model, dat voorheen reeds succesvol naar andere contexten en culturen werd vertaald.

### 4.1 Bevindingen

De analyses van zowel de Nederlandstalige PGI-lang als PGI-kort bevestigden grotendeels wat op grond van vorig onderzoek in andere landen werd aangetoond. Over het geheel genomen werd de voorgestelde factor- en circumplexstructuur van de vragenlijst teruggevonden. Allereerst pasten de items in ruime mate bij de voorgestelde latente variabelen (interesseschalen). De fit indices toonden RMSEA-waarden met een goede fit en CFI-waarden met een fit die net onder de maat was. Een mogelijke verklaring voor het verschil tussen deze fit indices is dat CFI-waarden lager worden als variabelen sterker met elkaar correleren. Doordat interesseschalen altijd met elkaar correleren, resulteerden de RSMEA-waarden wellicht in een positievere inschatting van de fit van de voorgestelde vragenlijststructuur dan de CFI-waarden. Naast de acceptabele factorstructuur volgden de schalen ook grotendeels de voorgestelde circumplexordering. Schalen die dicht bij elkaar lagen op de circumplexen, correleerden sterker dan schalen die verder van elkaar lagen.

Een mogelijk aandachtspunt bij het gebruik van de PGI, en meer specifiek de PGI-kort, betreft de lagere betrouwbaarheid van een aantal van de interesseschalen. Afhankelijk van de doeleinden waren de betrouwbaarheden van de PGI-schalen acceptabel. De Commissie Testaangelegenheden Nederland (COTAN; Evers, Lucassen, Meijer, & Sijtsma, 2009) geeft aan dat betrouwbaarheden boven .60 voldoende zijn voor groepsonderzoek en dat betrouwbaarheden boven .70 voldoende zijn voor beroepskeuzebegeleiding. De gecombineerde interesseschalen van de PGI-lang vertoonden een gemiddelde betrouwbaarheid van .89 (.82 tot .94,  $n = 18$ ) en lijken daardoor geschikt voor persoonlijk advies. De interesseschalen van de PGI-kort vertoonden een gemiddelde betrouwbaarheid van .72 (.59 tot .82,  $n(\text{totaal}) = 10$ ;  $\alpha < .70$  voor 5 interesseschalen en 4 competentieschalen) en lijken

**Tabel 8** *Het effect van opleiding op interessescores met de Nederlandse PGI-kort (N = 2172)*

	Opleidingsniveau M (SD)		
	Laag	Midden	Hoog
<b>Interesse</b>			
Geslacht ♀	63.70%	65.23%	67.26%
Leeftijd	27.4 (15.26)	24.69 (7.2)	24.9 (11.53)
Sociaal faciliteren	4.30 (1.20)	3.80 (1.13)	4.03 (1.20)
Regelen	3.90 (1.23)	3.68 (1.08)	3.74 (1.11)
Financiële administratie	3.21 (1.35)	2.87 (1.23)	2.96 (1.34)
Gegevens verwerken	2.61 (1.13)	2.58 (1.14)	2.59 (1.15)
Mechanisch	2.74 (1.37)	2.82 (1.29)	2.54 (1.26)
Natuur/Milieu	3.32 (1.34)	3.87 (1.30)	3.35 (1.35)
Artistiek	3.48 (1.59)	3.43 (1.53)	3.48 (1.64)
Helpen	4.03 (1.43)	4.02 (1.27)	4.06 (1.46)
Invloedrijk werk	3.70 (1.34)	3.75 (1.19)	3.72 (1.28)
Uitvoerend werk	2.70 (1.30)	2.58 (1.15)	2.39 (1.22)
Mensen (H) versus Dingen (L)	3.09 (3.53)	2.38 (3.33)	3.09 (3.73)
Ideeën (H) versus Gegevens (L)	-0.34 (3.46)	0.87 (3.37)	0.10 (3.52)
Prestige	0.99 (1.74)	1.17 (1.60)	1.33 (1.61)
<b>Competentie</b>			
Sociaal faciliteren	4.92 (1.06)	4.50 (0.95)	4.65 (1.06)
Regelen	4.13 (1.18)	4.14 (1.01)	4.03 (1.11)
Financiële administratie	3.68 (1.39)	3.44 (1.22)	3.48 (1.33)
Gegevens verwerken	2.70 (1.16)	2.65 (1.18)	2.68 (1.11)
Mechanisch	2.78 (1.42)	2.61 (1.03)	2.55 (1.26)
Natuur/Milieu	3.28 (1.25)	3.65 (1.21)	3.38 (1.25)
Artistiek	2.87 (1.37)	2.34 (1.20)	2.83 (1.4)
Helpen	4.04 (1.25)	3.73 (1.09)	3.87 (1.26)
Invloedrijk werk	3.65 (1.22)	3.59 (1.07)	3.62 (1.25)
Uitvoerend werk	3.48 (1.34)	3.37 (1.29)	3.18 (1.38)
Mensen (H) versus Dingen (L)	3.23 (3.32)	2.52 (3.13)	3.04 (3.28)
Ideeën (H) versus Gegevens (L)	-1.84 (3.11)	-1.78 (2.68)	-1.55 (3.04)
Prestige	0.17 (1.64)	0.22 (1.60)	0.44 (1.70)

NB. Basisinteresses en -competenties reiken van 1 tot 7; de dimensies zijn berekend volgens Tracey (2002). De correlaties tussen leeftijd en interesse zijn gecontroleerd voor geslacht,  $r > |.04|$  is significant op  $p < .05$ . Opleiding effect is de voorspellende waarde van opleidingsniveau (laag, midden, hoog) gecontroleerd voor leeftijd,  $F > |3.52|$  is significant op  $p < .05$ . B(laag en middel) refereert aan de regressiecoëfficiënt voor laag en middel opleidingsniveau (hoog opleidingsniveau is verwerkt in de intercept van het regressiemodel).

<i>r</i> (leeftijd)	Opleiding effect		Regressiemodel met leeftijd en opleiding				<i>R</i> <sup>2</sup>
	<i>F</i>	$\Delta R$	Intercept	<i>B</i> (laag)	<i>B</i> (middel)	<i>B</i> (leeftijd)	
.02	24.65	.02	4.08	0.26	-0.23	0.00	.02
-.02	3.93	.00	3.79	0.15	-0.06	0.00	.00
.04	7.85	.01	2.82	0.22	-0.10	0.01	.01
.02	0.08	.00	2.44	-0.01	-0.02	0.01	.00
.08	9.42	.01	2.15	0.16	0.30	0.02	.02
-.01	40.76	.04	3.33	-0.06	0.52	0.00	.04
.06	0.19	.00	3.31	-0.02	-0.05	0.01	.00
.04	0.31	.00	4.07	-0.07	-0.05	0.00	.00
-.03	0.32	.00	3.81	-0.04	0.02	0.00	.00
.20	6.29	.01	1.76	0.27	0.20	0.03	.05
-.01	10.80	.01	3.65	0.03	-0.72	-0.02	.01
.03	20.28	.02	-0.10	-0.48	0.77	0.01	.02
-.16	3.55	.00	2.05	-0.31	-0.18	-0.03	.03
-.02	21.20	.02	4.75	0.26	-0.15	0.00	.02
-.04	2.21	.00	4.08	0.09	0.12	0.00	.00
.01	3.52	.00	3.40	0.18	-0.04	0.00	.00
-.05	0.56	.00	2.71	0.02	-0.04	0.00	.00
.04	2.60	.00	2.29	0.22	0.06	0.01	.01
-.09	15.73	.01	3.61	-0.09	0.27	-0.01	.02
.00	41.95	.04	2.92	0.05	-0.51	0.00	.04
.05	7.60	.01	3.86	0.12	-0.14	0.00	.01
-.05	0.39	.00	3.76	0.03	-0.03	-0.01	.00
.12	5.37	.00	2.72	0.29	0.20	0.02	.02
.02	7.99	.01	3.34	0.15	-0.52	-0.01	.01
-.01	1.37	.00	-1.38	-0.26	-0.25	-0.01	.00
-.13	3.78	.00	1.04	-0.26	-0.23	-0.02	.02

daarmee voornamelijk geschikt voor groepsonderzoek en minder geschikt voor persoonlijk advies. Een mogelijke verklaring voor de betrouwbaarheidsverschillen tussen de PGI-lang en -kort is dat de PGI-kort tracht om, aan de hand van slechts vier items per interesseschaal, constructen met een redelijk brede bandbreedte te meten. Bijvoorbeeld, de schaal Uitvoerend werk omvat de items 'Een taxi besturen' en 'Containers vervoeren en laden'.

Naast de alpha-betrouwbaarheid kunnen ook andere maten, zoals test-hertest en interbeoordelaarsovereenkomst, een schatting van de betrouwbaarheid van een meetinstrument geven. Deze zijn niet in dit onderzoek gebruikt, maar eerder onderzoek (Holtrop, Born, & De Vries, 2018) vond hoge gemiddelde interbeoordelaarsovereenkomst ( $r = .55$  en  $.60$ , voor respectievelijk zelf- en ander-oordelen van scholieren en hun ouders en andersom) voor de PGI-kort, een indicatie dat de schalen van de PGI-kort waarschijnlijk acceptabele betrouwbaarheid hebben. Desalniettemin blijft het van belang om de alpha-betrouwbaarheid voor een nieuwe steekproef te rapporteren en te evalueren bij het bespreken van onderzoeksbevindingen.

Voor de steekproeven in deze studie vertoonden een aantal interessegebieden en -dimensies noemenswaardige relaties met demografische variabelen. Sekseverschillen overheersten op de interessedimensie mensen-versus-dingen, conform eerdere onderzoeken (bijv. Su et al., 2009). Mannen bleken veel meer geïnteresseerd in beroepen en activiteiten met dingen, en vrouwen veel meer in beroepen en activiteiten met mensen. Hiernaast waren er kleine tot gemiddelde sekseverschillen in beide richtingen op Prestige-interesse; vrouwen scoorden hoger op Prestige-interesse *gemeten met activiteiten* en mannen scoorden iets hoger op Prestige-interesse *gemeten met beroepen*. Meer inzicht kan worden verkregen door de 18 basisinteresseschalen te onderzoeken die het volledige Sferische model van beroepsinteresses vormgeven. Uit analyse van deze interesseschalen blijkt dat de sekseverschillen in Prestige-interesses voornamelijk ontstaan aan de onderkant van de dimensie (Uitvoerend werk), terwijl vrouwen en mannen weinig verschillen vertonen op de hoogste Prestige-schaal (Invloedrijk werk). Hiernaast worden sekseverschillen op de mensen-versus-dingen-interessedimensie ook nadrukkelijk teruggevonden bij de vier andere basisinteresses aan zowel de bovenkant (verzorgende wetenschappen, zakelijke systemen, financiële analyses, en onderzoekende wetenschappen) als aan de onderkant (kwaliteit en controle, persoonlijke dienstverlening, bouw/repairatie, en basisdienstverlening) van de Prestige-dimensie. Samengevat kan wat betreft sekseverschillen gesteld worden dat (a) de grootste verschillen tussen mannen en vrouwen gevonden worden op mensen-versus-dingen-interesse, (b) mannen iets meer geïnteresseerd zijn in laag Prestige dan vrouwen, en (c) mannen en vrouwen even geïnteresseerd zijn in hoog Prestige. Ten slotte valt het op dat mannen op sommige interesseschalen meer variabiliteit vertonen dan vrouwen, bijvoorbeeld op de basisinteresseschalen Mechanisch en Gegevens verwerken. Eerder onderzoek (Ion, Nye, & Iliescu, 2019; Paessler, 2015) heeft inderdaad bevestigd dat mannen en vrouwen verschillen in variabiliteit op verschillende interesseschalen. Daarnaast laten mannen ook een grotere variabiliteit zien in persoonlijkheid (vooral Openheid voor Ervaringen; zie Borkenau, Hřebíčková, Kuppens, Realo, & Allik, 2013) en cognitieve vaardig-

heden (Arden & Plomin, 2006). De verklaring hiervoor kan bijvoorbeeld gezocht worden in evolutionaire theorieën (een grotere variabiliteit in eigenschappen leidt eerder tot reproductief succes bij mannen dan bij vrouwen) en in sociale normen (die restrictiever zijn voor vrouwen dan voor mannen) (Borkenau et al., 2013). Bij zowel de PGI-lang als PGI-kort hadden leeftijd en opleidingsniveau een zwakke maar significante relatie met Prestige-interesse. De eerste bevinding dat deelnemers met een hoger opleidingsniveau iets meer interesse vertonen in beroepen en activiteiten hoger op de Prestige-interessedimensie, is volledig in lijn met wat je kunt verwachten voor deze populatie en ervan uitgaande dat prestige gelinkt is aan complexiteit. De tweede bevinding, dat over het algemeen oudere deelnemers iets meer geïnteresseerd zijn in de lagere Prestige-interesseschalen (in vergelijking met jongere deelnemers), verdient iets meer aandacht. Er zijn parallellen te vinden tussen deze twee bevindingen en onderzoek naar baancomplexiteit en ouder worden. Fisher et al. (2014) vonden bijvoorbeeld dat – rond de pensioenleeftijd – cognitief vermogen en baancomplexiteit afnemen naarmate iemand ouder wordt. Hiernaast vonden Fisher et al. (2014) dat de afname in cognitief vermogen sterker was voor mensen in laag complexe banen dan hoog complexe banen; het negatieve effect van leeftijd op cognitief vermogen was groter bij laag complexe banen. Aangezien interesses en vermogen nauw zijn verbonden, is het mogelijk dat interesse juist toeneemt in laag complexe en competitieve gebieden naarmate cognitieve functionaliteit afneemt (in het bijzonder ‘Uitvoerend werk’). Deze speculatieve verbanden tussen Prestige-interesse, baancomplexiteit, leeftijd en cognitief vermogen kunnen wellicht door toekomstig onderzoek worden ontrefeld.

#### 4.2 Gebruik

Beide versies van de PGI kunnen worden ingezet om, naast interesses, ook *self-efficacy* te meten. De *self-efficacy*-beoordelingen zijn echter niet altijd nodig bij het gebruik van de PGI. Interesse en *self-efficacy*-scores van dezelfde basisinteresseschaal vertonen onderling zeer sterke correlaties en dezelfde patronen in hun relatie met andere variabelen. Voor individuele assessments staat in de technische instructies voor de Engelstalige PGI (<https://pgi.asu.edu/technical>) beschreven dat *self-efficacy*-beoordelingen vooral gebruikt dienen te worden als deze scores verschillen van de interessescore. Voor onderzoeksdoeleinden kan het overbodig zijn om *self-efficacy* te meten. Als de onderzoekshypotheses zich richten op interessescores, kan de afnametijd bijna worden gehalveerd door de activiteiten niet te beoordelen op *self-efficacy*.

Afhankelijk van de doelgroep kan het noodzakelijk zijn om de PGI aan te passen voor gebruik. Interesse-items zijn namelijk gevoelig voor culturele verschillen, zeker als ze ingezet worden om *self-efficacy* te meten. Bijvoorbeeld: de PGI is ontwikkeld in Amerika, waar mensen op jongere leeftijd auto leren rijden dan in Nederland en Vlaanderen. In de PGI-kort staan enkele items die niet helemaal geschikt zijn voor een jonger publiek, zoals ‘bus besturen’ en ‘taxi rijden’. Indien het doel van de PGI-kort een jonge steekproef is, waarbij de deelnemers nog geen autorijervaring kunnen hebben, raden wij aan om dergelijke items te vervangen met andere items van dezelfde schaal uit de PGI-lang. Voor een dergelijk proces

kunnen de, op het *open science framework*, publiek toegankelijke gegevens van dit onderzoek gebruikt worden om passende items te selecteren.

Onderzoekers kunnen bij de PGI-lang beroepsinteresses meten met activiteiten en/of beroepen. De gelijknamige interesseschalen voor activiteiten en beroepen hebben een hoge correlatie ( $r = .70$ ) in de huidige dataset. Het is echter mogelijk dat deze relatie verzwakt met het verstrijken van tijd als de betekenis van beroepstitels verschaalt. Gezien deze afweging raden wij aan om bij voorkeur de activiteiten-items te gebruiken als een kortere vragenlijst wenselijk is.

Eerder onderzoek heeft aangetoond dat beroepsinteresses voorspellend kunnen zijn voor belangrijke werkuitkomsten, zoals werkprestatie (bijv. Van Iddekinge et al., 2011). Het valt hierbij op te merken dat deze voorspellende waarde vooral aanwezig was bij interesse-instrumenten die baanspecifiek waren. De voorspellende waarde van brede interesse-instrumenten was aanzienlijk lager. Dit betekent dus dat de PGI waarschijnlijk minder geschikt is voor selectiedoeleinden. De PGI is in de eerste plaats bedoeld als een onderzoeks-, exploratie- en oriënteringsinstrument. Voordat een brede interessevragenlijst, zoals de PGI, gebruikt kan worden voor selectie, dient deze eerst nauwkeurig onderzocht te worden in een dergelijke setting. Globaal geldt dat op dit moment weinig kennis beschikbaar is over de kenmerken van interessemetingen wanneer deze worden ingezet in contexten die als *high stakes* kunnen worden omschreven (bijv. selectie).

#### 4.3 Toekomstig onderzoek

De PGI is primair een meetinstrument van beroepsinteresses. Binnen Nederland en Vlaanderen wordt steeds vaker een beroep gedaan op vergelijkbare beroepsinteressesets bij oriëntering. Het is echter niet altijd duidelijk in welke vorm beroepsinteresses daadwerkelijk een rol spelen bij het kiezen van een studie. Onderzoek naar de overeenkomsten, verschillen en relatie tussen studie- en beroepsinteresses vereist longitudinale gegevens waarmee de ontwikkeling van interesse gevolgd kan worden vanaf een punt voor studiekeuze tot na beroepskeuze. Bij een dergelijk onderzoek kan gekeken worden in welke mate Prestige-interesse, naast de interesses op de RIASEC-circumplex, mede richting geeft aan studie- en beroepskeuze. De meerwaarde van Prestige-interesse in een dergelijk onderzoek kan verschillen voor studie- en beroepskeuze. Het is mogelijk dat toekomstige studenten een studie kiezen op basis van het prestige van de beroepen die bij een studie passen (het niveau van een functie) en dat de interessedimensies van de RIASEC-circumplex bepalender zijn voor beroepskeuze bij de betreding van de arbeidsmarkt. Wanneer de verbanden en verschillen tussen studie- en beroepsinteresses verklaard kunnen worden en een voorspellende waarde hebben, zal het mogelijk zijn om gepaster studieadvies te geven.

Naast het gegeven dat de Prestige-interesse studie- en beroepskeuze kan beïnvloeden, heeft een Prestige-interesse-mismatch mogelijk ook andere effecten in vergelijking met een mismatch op de dimensies mensen-versus-dingen en gegevens-versus-ideeën. Uit Frans onderzoek (Béduwé & Giret, 2011) bleek dat veel mensen in een ander interessegebied werken dan datgene waarvoor zij hebben gestudeerd, ook wel een horizontale mismatch genoemd. Deze horizontale mismatch gaat gepaard met minder werktevredenheid. Verder vonden deze onderzoekers dat een

mismatch in het niveau waarop een persoon werkt, ook wel een verticale mismatch genoemd, een negatief effect heeft op salaris. In het onderzoek van Bédoué en Giret (2011) kan een horizontale mismatch worden vergeleken met een mismatch op het traditionele model van interesses, en een verticale mismatch met een mismatch op Prestige-interesses. Op basis van deze bevindingen is het dus mogelijk dat een mismatch van verschillende interessedimensies andere effecten kan hebben op het studie- en/of werklevens van een individu.

Ten slotte suggereert eerder onderzoek dat Prestige-interesse enigszins verschilt tussen etnische groepen. Zo vonden Walker en Tracey (2012) verschillen tussen Afro-Amerikanen en blanke Amerikanen in percepties van prestige bij het beoordelen van beroepen. Afro-Amerikanen vonden beroepen van de interessegebieden R, S, E en C prestigieuzer dan blanke Amerikanen. Verschillende etnische groepen kunnen dus een ander beeld hebben van het prestige van een beroep. Mogelijk kunnen deze verschillen in de prestigeperceptie van beroepen gebruikt worden om verschillen tussen etnische groepen in beroepskeuze te verklaren. Lokaal onderzoek naar etnische verschillen in prestigepercepties van beroepen en de samenhang met Prestige-interesse zou ook in Nederland en Vlaanderen beroepskeuzeverschillen kunnen proberen te verklaren.

#### 4.4 Beperkingen van dit onderzoek

De voornaamste beperking van het huidige onderzoek is dat de inhoud van de Prestige-interessedimensie in het Sferische model van beroepsinteresses niet geheel duidelijk is. Bijvoorbeeld, in hoeverre is Prestige-interesse gelijk te schakelen aan de (gepercipieerde) complexiteit van een baan? En in welke mate reflecteert Prestige-interesse een voorkeur voor meer complexere jobs die gelinkt kan worden aan intelligentie? Het staat vast dat complexiteit een belangrijke rol speelt bij Prestige-interesse, maar binnen beroepen is veel variatie in complexiteit. Hiernaast is er tussen complexe beroepen wellicht ook verschil in prestige te vinden. Mogelijk verwijst hoge Prestige-interesse naar een combinatie van meerdere interessegebieden, waardoor een hoge complexiteit ontstaat, en betekent lage Prestige-interesse juist dat er een gebrek aan specifieke interessegebieden is. Bij het bestuderen van complexiteit kunnen onderzoekers inspiratie vinden in het domein van werkontwerp (*work design*; Parker, Morgeson, & Johns, 2017), waarin baancomplexiteit een veelvuldig onderzocht kenmerk is. Wellicht zijn er ook andere baankenmerken die samen Prestige-interesse kunnen verklaren, zoals job-autonomie, diversiteit van gebruikte vaardigheden en betekenisvolheid of significantie van de taak. Verder is de relatie tussen Prestige-interesse en algemene intelligentie nog niet onderzocht. Gezien de mate waarin Prestige-interesse samenhangt met verwachte inspanningen en vaardigheden, is het mogelijk dat intelligentie een significante rol speelt in de mate waarin mensen een interesse hebben voor prestige/complexiteit. Door meer kennis te verwerven over de intersectie van Prestige-interesse, werkontwerp en intelligentie kan de inhoud van Prestige-interesse in de toekomst mogelijk duidelijker worden. Mocht Prestige-interesse vooral verklaard kunnen worden door variabelen die samenhangen met baancomplexiteit, dan zou de benaming van deze dimensie mogelijk dienen te worden heroverwogen. Het lijkt namelijk niet dat mensen die hoog scoren op deze



dimensie status en aanzien zoeken, wat wel met de huidige benaming wordt gesuggereerd.

Een andere beperking van het huidige onderzoek is dat de steekproeven niet representatief zijn geworven uit de populatie. De steekproeven bestaan relatief gezien uit meer hoogopgeleiden, vrouwen en jongeren. De gemiddelde scores kunnen dus niet worden gezien als populatiegemiddelden. De gegevens van de steekproeven in dit onderzoek zijn beschikbaar via het *open science framework* en we nodigen andere onderzoekers uit om gebruik te maken van deze gegevens om groepsgemiddelden te berekenen voor specifieke populaties waarin zij zijn geïnteresseerd.

#### 4.5 Conclusie

Het huidige onderzoek introduceerde het Sferische model van beroepsinteresses en presenteerde de psychometrische kenmerken van twee instrumenten bedoeld om dit model te operationaliseren in een Nederlandse/Vlaamse context. Binnen de praktijk van oriëntatie, zowel in de context van studie als werk, is groeiende aandacht voor het gebruik van aspiraties en/of interesses, terwijl wetenschappelijk onderzoek naar deze toepassingen tot op heden enigszins achterloopt. Dit artikel heeft tot doel om deze onderzoekstraditie in Nederland en Vlaanderen verder aan te zwengelen en zo bij te dragen aan een meer *evidence-based* gebruik van interessemetingen in ons taalgebied.

#### Praktijkbox

- De Nederlandse PGI is een vrij toegankelijk interessemeetinstrument voor onderzoeksdoeleinden dat kan worden ingezet voor de validatie van andere interesse-instrumenten. Ook kan het instrument een brug vormen tussen op de praktijk georiënteerde instrumenten en academische bevindingen.
- De Prestige-interessedimensie is wellicht specifiek interessant voor ontwikkelaars van interessevragenlijsten en carrièrecoaches. Mensen verschillen in de mate waarin zij geïnteresseerd zijn in competitie, moeilijkheid en doorzettingsvermogen (Prestige). Advisering op dit gebied zou een waardevolle toevoeging kunnen zijn op de huidige praktijk met betrekking tot (studie)loopbaanadvies.
- De data van dit onderzoek zijn vrij toegankelijk en kunnen worden geraadpleegd om vragen te beantwoorden over beroepsinteresses in onze samenleving. Wilt u bijvoorbeeld weten of mannen meer geïnteresseerd zijn dan vrouwen in een specifiek beroep, dan kunt u deze data gebruiken voor een vergelijking.

## Literatuur

- Arden, R., & Plomin, R. (2006). Sex differences in variance of intelligence across childhood. *Personality and Individual Differences*, 41(1), 39-48.
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 16(3), 397-438.
- Austin, J. T., & Hanisch, K. A. (1990). Occupational attainment as a function of abilities and interests: A longitudinal analysis using Project TALENT data. *Journal of Applied Psychology*, 75(1), 77-86.
- Béduwé, C., & Giret, J.-F. (2011). Mismatch of vocational graduates: What penalty on French labour market? *Journal of Vocational Behavior*, 78(1), 68-79.
- Booth, T., & Hughes, D. J. (2014). Exploratory structural equation modeling of personality data. *Assessment*, 21(3), 260-271.
- Borkenau, P., Hřebíčková, M., Kuppens, P., Realo, A., & Allik, J. (2013). Sex differences in variability in personality: A study in four samples. *Journal of Personality*, 81(1), 49-60.
- Chen, F., Curran, P. J., Bollen, K. A., Kirby, J., & Paxton, P. (2008). An empirical evaluation of the use of fixed cutoff points in RMSEA test statistic in structural equation models. *Sociological Methods & Research*, 36(4), 462-494.
- Darcy, M. U. (2005). Examination of the structure of Irish students' vocational interests and competence perceptions. *Journal of Vocational Behavior*, 67(2), 321-333.
- De Fruyt, F., Mervielde, I., Hogerheijde, R., & Van Amstel, B. (1995). *BZO-Beroepskeuze Zelf-Onderzoek*. Lisse, The Netherlands: Swets Test Services.
- Einarsdóttir, S., Rounds, J., & Su, R. (2010). Holland in Iceland revisited: An emic approach to evaluating US vocational interest models. *Journal of Counseling Psychology*, 57(3), 361-367.
- Etzel, J. M., Nagy, G., & Tracey, T. J. (2016). The spherical model of vocational interests in Germany. *Journal of Career Assessment*, 24(4), 701-717.
- Evers, A., Lucassen, W., Meijer, R., & Sijtsma, K. (2009). *COTAN beoordelingssysteem voor de kwaliteit van tests (geheel herziene versie)*. Amsterdam: NIP.
- Fisher, G. G., Stachowski, A., Infurna, F. J., Faul, J. D., Grosch, J., & Tetrick, L. E. (2014). Mental work demands, retirement, and longitudinal trajectories of cognitive functioning. *Journal of Occupational Health Psychology*, 19(2), 231-242.
- Fonteyne, L., Wille, B., Duyck, W., & De Fruyt, F. (2017). Exploring vocational and academic fields of study: development and validation of the Flemish SIMON Interest Inventory (SIMON-I). *International Journal for Educational and Vocational Guidance*, 17(2), 233-262.
- Gottfredson, L. S. (1986). Occupational aptitude patterns map: Development and implications for a theory of job aptitude requirements. *Journal of Vocational Behavior*, 29(2), 254-291.
- Gottfredson, L. S. (2003). The challenge and promise of cognitive career assessment. *Journal of Career Assessment*, 11(2), 115-135.
- Gucciardi, D., & Zyphur, M. (2016). Exploratory structural equation modelling and Bayesian estimation. In *An introduction to intermediate and advanced analyses for sport and exercise scientists* (pp. 172-194). London: Wiley.
- Guntern, S., Korpershoek, H., & Van der Werf, G. (2016). Prestige added to Holland's vocational interest scales for the prediction of medical students' aspired work environments. *Journal of Career Assessment*, 24(2), 333-346.
- He, Q. (2009). *Estimating the reliability of composite scores*. Retrieved from <https://pdfs.semanticscholar.org/of54/d8c356f82fbca4fd2326239c1d21fbc9b778.pdf>
- Hedrih, V. (2008). Structure of vocational interests in Serbia: Evaluation of the spherical model. *Journal of Vocational Behavior*, 73(1), 13-23.

- Holland, J. L. (1959). A theory of vocational choice. *Journal of Counseling Psychology*, 6(1), 35-45.
- Holland, J. L. (1997). *Making vocational choices: A theory of vocational personalities and work environments* (3rd ed.). Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Holtrop, D., Born, M. P., & De Vries, R. E. (2015). Relating the spherical representation of vocational interests to the HEXACO personality model. *Journal of Vocational Behavior*, 89, 10-20.
- Holtrop, D., Born, M. P., & De Vries, R. E. (2018). Perceptions of vocational interest: Self- and other-Reports in student-parent dyads. *Journal of Career Assessment*, 26(2), 258-274.
- Howard, J. L., Gagné, M., Morin, A. J., & Forest, J. (2018). Using bifactor exploratory structural equation modeling to test for a continuum structure of motivation. *Journal of Management*, 44(7), 2638-2664.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55.
- Hubert, L., & Arabie, P. (1987). Evaluating order hypotheses within proximity matrices. *Psychological Bulletin*, 102(1), 172-178.
- Ion, A., Nye, C. D., & Iliescu, D. (2019). Age and gender differences in the variability of vocational interests. *Journal of Career Assessment*, 27(1), 97-113.
- Lent, R. W., Brown, S. D., & Hackett, G. (1994). Toward a unifying social cognitive theory of career and academic interest, choice, and performance. *Journal of Vocational Behavior*, 45(1), 79-122.
- Long, L., Adams, R. S., & Tracey, T. J. (2005). Generalizability of interest structure to China: Application of the Personal Globe Inventory. *Journal of Vocational Behavior*, 66(1), 66-80.
- Long, L., Watanabe, N., & Tracey, T. J. (2006). Structure of interests in Japan: Application of the Personal Globe Inventory occupational scales. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 38(4), 222-236.
- McCloy, R., Waugh, G., Medsker, G., Wall, J., Rivkin, D., & Lewis, P. (1999). *Development of the O\*NET computerized work importance profiler*. Raleigh, NC: National Center for O\*NET Development.
- Morin, A. J., Arens, A. K., & Marsh, H. W. (2016). A bifactor exploratory structural equation modeling framework for the identification of distinct sources of construct-relevant psychometric multidimensionality. *Structural Equation Modeling*, 23(1), 116-139.
- NSKO. (2011). *NSKO 2011 Nationaal Studiekeuze Onderzoek*. Eindhoven: Markteffect.
- Nye, C. D., Butt, S. M., Bradburn, J., & Prasad, J. (2018). Interests as predictors of performance: An omitted and underappreciated variable. *Journal of Vocational Behavior*, 108, 178-189.
- Nye, C. D., Prasad, J., Bradburn, J., & Elizondo, F. (2018). Improving the operationalization of interest congruence using polynomial regression. *Journal of Vocational Behavior*, 104, 154-169.
- Nye, C. D., Su, R., Rounds, J., & Drasgow, F. (2012). Vocational interests and performance: A quantitative summary of over 60 years of research. *Perspectives on Psychological Science*, 7(4), 384-403.
- Nye, C. D., Su, R., Rounds, J., & Drasgow, F. (2017). Interest congruence and performance: Revisiting recent meta-analytic findings. *Journal of Vocational Behavior*, 98, 138-151.
- O\*NETOnline. (2019). O\*NET Online. Retrieved from <https://www.onetonline.org/find/descriptor/browse/Interests/>
- Paessler, K. (2015). Sex differences in variability in vocational interests: Evidence from two large samples. *European Journal of Personality*, 29(5), 568-578.

- Parker, S. K., Morgeson, F. P., & Johns, G. (2017). One hundred years of work design research: Looking back and looking forward. *Journal of Applied Psychology, 102*(3), 403-420.
- Pollack, H. (2014). *The Harris Poll – Doctors, Military Officers, Firefighters, and Scientists Seen as Among America’s Most Prestigious Occupations*. Retrieved from <https://theharrispoll.com/when-shown-a-list-of-occupations-and-asked-how-much-prestige-each-job-possesses-doctors-top-the-harris-polls-list-with-88-of-u-s-adults-considering-it-to-have-either-a-great-deal-of-prestige-45-2/>
- Prediger, D. J. (1982). Dimensions underlying Holland’s hexagon: Missing link between interests and occupations? *Journal of Vocational Behavior, 21*(3), 259-287.
- Roe, A. (1956). *The Psychology of Occupations*. NY: John Wiley & Sons.
- Rounds, J., McKenna, M. C., Hubert, L., & Day, S. X. (2000). Tinsley on Holland: A misshapen argument. *Journal of Vocational Behavior, 56*, 205-215.
- Rounds, J., & Tracey, T. J. (1996). Cross-cultural structural equivalence of RIASEC models and measures. *Journal of Counseling Psychology, 43*(3), 310-329.
- Schelfhout, S., Wille, B., Fonteyne, L., Roels, E., De Fruyt, F., & Duyck, W. (2018). *From interest assessment to study choice: An empirical advice set engine*. Paper gepresenteerd op het 7th International Congress on Education and Learning.
- Schwartz, S. H. (1992). Universals in the content and structure of values: Theoretical advances and empirical tests in 20 countries. In M. P. Zanna (Ed.): *Advances in Experimental Social Psychology* (Vol. 25, pp. 1-65). Elsevier.
- Sodano, S. M. (2011). Integrating work and basic values into the Spherical Model of Interests. *Journal of Vocational Behavior, 78*(1), 1-10.
- Sodano, S. M., & Tracey, T. J. (2008). Prestige in interest activity assessment. *Journal of Vocational Behavior, 73*(2), 310-317.
- Su, R., Rounds, J., & Armstrong, P. I. (2009). Men and things, women and people: a meta-analysis of sex differences in interests. *Psychological Bulletin, 135*(6), 859-884.
- Su, R., Tay, L., Liao, H.-Y., Zhang, Q., & Rounds, J. (2019). Toward a dimensional model of vocational interests. *Journal of Applied Psychology, 104*(5), 690-714.
- Šverko, I. (2008). Spherical model of interests in Croatia. *Journal of Vocational Behavior, 72*(1), 14-24.
- Tracey, T. J. (1997). RANDALL: A Microsoft FORTRAN program for a randomization test of hypothesized order relations. *Educational and Psychological Measurement, 57*(1), 164-168.
- Tracey, T. J. (2002). Personal Globe Inventory: Measurement of the spherical model of interests and competence beliefs. *Journal of Vocational Behavior, 60*(1), 113-172.
- Tracey, T. J. (2010a). Development of an abbreviated Personal Globe Inventory using item response theory: The PGI-Short. *Journal of Vocational Behavior, 76*(1), 1-15.
- Tracey, T. J. (2010b). Relation of interest and self-efficacy occupational congruence and career choice certainty. *Journal of Vocational Behavior, 76*(3), 441-447.
- Tracey, T. J. (2012). Problems with single interest scales: Implications of the general factor. *Journal of Vocational Behavior, 81*(3), 378-384.
- Tracey, T. J., & Rounds, J. (1995). The arbitrary nature of Holland’s RIASEC types: A concentric-circles structure. *Journal of Counseling Psychology, 42*(4), 431-439.
- Tracey, T. J., & Rounds, J. (1996). The spherical representation of vocational interests. *Journal of Vocational Behavior, 48*(1), 3-41.
- Van den Berg, R. H., & Bleichrodt, N. (1996). *Beroepskeuze Test (BKT-M), test en handleiding*. NOA, Vrije Universiteit Amsterdam.
- Van den Berg, R. H., Bleichrodt, N., & Schokker, J. S. (2003). *Handleiding BeroepsKeuzeTest Hoger niveau (BKT-H)*. NOA, Vrije Universiteit Amsterdam.

- Van Iddekinge, C. H., Roth, P. L., Putka, D. J., & Lanivich, S. E. (2011). Are you interested? A meta-analysis of relations between vocational interests and employee performance and turnover. *Journal of Applied Psychology*, 96(6), 1167-1194.
- Vardarli, B., Özyürek, R., Wilkins-Yel, K. G., & Tracey, T. J. (2017). Examining the structure of vocational interests in Turkey in the context of the personal globe model. *International Journal for Educational and Vocational Guidance*, 17(3), 347-359.
- Walker, T. L., & Tracey, T. J. (2012). Perceptions of occupational prestige: Differences between African American and White college students. *Journal of Vocational Behavior*, 80(1), 76-81.
- Ward, M., Meade, A. W., Allred, C. M., Pappalardo, G., & Stoughton, J. W. (2017). Careless response and attrition as sources of bias in online survey assessments of personality traits and performance. *Computers in Human Behavior*, 76, 417-430.
- Warlick, C. A., Ingram IV, P. B., Ternes, M. S., & Krieschok, T. S. (2018). An investigation into the structural form of the O\*NET-interest profiler-short form. *Journal of Career Assessment*, 26(3), 503-514.
- Wilkins, K. G., Ramkissoon, M., & Tracey, T. J. (2013). Structure of interest in a Caribbean sample: Application of the Personal Globe Inventory. *Journal of Vocational Behavior*, 83(3), 367-372.
- Wille, B., De Fruyt, F., Dingemans, S. A., & Vergauwe, J. (2015). A closer look at the psychological diversity within Holland interest types: Construct validation of the Career Insight Questionnaire. *Consulting Psychology Journal: Practice and Research*, 67(3), 234-257.
- Zhang, Y., Kube, E., Wang, Y., & Tracey, T. J. (2013). Vocational interests in China: An evaluation of the personal globe inventory-short. *Journal of Vocational Behavior*, 83(1), 99-105.

### **The Spherical model of vocational interests and the Dutch translation of the full and short Personal Globe Inventory**

*Holtrop, D., Wille, B., De Vries, R. E., & Born, M. Ph. (2020), Gedrag & Organisatie, volume 33, no. 1, pp. 6-43*

In the Netherlands and Flanders, vocational interest inventories are frequently used to address (study) career dilemmas. In contrast to their popularity in practice, in the Dutch language region, there is relatively little research looking at vocational interest(s) (inventories). This article introduces the Spherical Model of Vocational Interests and the Dutch translation of the Personal Globe Inventory (PGI; Tracey, 2002), a measure for this model. The Spherical Model adds Prestige interests as a third dimension of vocational interests to the traditional two-dimensional circumplex. Additionally, the Spherical model splits the traditional circumplex in eight, rather than six, interest domains. The quality of the Dutch PGI was investigated with 12 samples. The psychometric qualities of the full Dutch PGI and its short version appeared to be acceptable to exemplary: the items of the scales largely fitted with the appropriate scales, the scales correlated according to the expected circumplex order, and the reliabilities were acceptable. The largest gender difference was found on the People-versus-Things dimension. Additionally, younger and more educated people scored higher on Prestige interests. Future

research could further the understanding of the content of the Prestige dimension and how this dimension affects (study) career processes and outcomes.

*Keywords:* vocational interests, Personal Globe Inventory, Spherical Model of Vocational Interests, Prestige interests, Dutch