

Globale zelfwaardering bij dementie

Betrouwbaarheid en validiteit van Brinkmans Zelfwaarderingsschaal

H.F.A. Diesfeldt

Abstract Measurement of global self-esteem in dementia. Reliability and validity of Brinkman's self-esteem scale In a person-centered approach to dementia-care, the self-concept of people suffering from dementia receives more and more attention. There is, however, a lack of direct measures of self-esteem, which is the evaluative component of the self-concept. An 8-item scale to tap global self-esteem was administered to 245 consecutive visitors of a psychogeriatric day care centre. Mokken scale analysis revealed a scalability coefficient of $H = 0.44$, which is in the medium range. The item responses were explained by a double monotonicity model, allowing for a reliable ordering of subjects and items on the latent trait 'self-esteem'. One-week test-retest reliability on the self-esteem scale was 0.68. Scalability and reliability were about equal across subgroups differing in severity of dementia. Patients were asked to give themselves a rating (1-10) for their estimated sense of self-worth. These ratings correlated 0.55 with scores on the self-esteem scale. Self-esteem was negatively related to measures of depression, fatigue and loneliness, but not to the level of cognitive impairment of the patient. As an independent measure of subjective well-being, self-esteem deserves particular attention in the assessment and treatment of dementia patients.

Tijdschr Gerontol Geriatr 2007; 38:122-133

Samenvatting In de belevingsgerichte zorg groeit de aandacht voor het zelfbeeld van mensen met dementie. Toch wordt de belangrijke evaluatieve dimensie ervan, namelijk zelfwaardering, zelden rechtstreeks gemeten. Een in gerontologisch onderzoek eerder gebruikte vragenlijst

voor zelfwaardering werd voorgelegd aan 245 achtereenvolgende bezoekers van een psychogeriatrische dagbehandeling. In deze groep van merendeels demente mensen vormen de acht items van Brinkmans Zelfwaarderingsschaal met een H (Mokken) van 0,44 een matig sterke, unidimensionele schaal. Deze beantwoordt aan de voorwaarden van dubbele monotonie, zodat respondenten en items betrouwbaar kunnen worden geordend op de latente dimensie 'zelfwaardering'. De test-hertestbetrouwbaarheid van de Zelfwaarderingsschaal (over een interval van een week) bedroeg 0,68. De coëfficiënten voor schaalbaarheid en test-hertestbetrouwbaarheid verschilden niet tussen een groep met een relatief hoog, en een lager niveau van cognitief functioneren. De somscore op de Zelfwaarderingsschaal correleerde met een zelf toegekend rapportcijfer ($r = 0,55$). Zelfwaardering correleerde sterker met stemmingsvariabelen (somberheid, vermoeidheid en eenzaamheid) dan met niveau van cognitief functioneren. De onafhankelijkheid van zelfwaardering en ernst van dementie rechtvaardigt een grotere aandacht voor deze indicator van subjectief welbevinden in het onderzoek en de behandeling van mensen met dementie.

Keywords psychogeriatrie · zelfbeeld · stemming · Mokken schaalanalyse · confirmatieve factoranalyse

Inleiding

In de laatste decennia is er een toenemende wetenschappelijke belangstelling voor de manier waarop mensen omgaan met de gevolgen van dementie. De cognitieve beperkingen van geheugen, communicatie en doelgericht handelen zijn goed gedocumenteerd, maar dat zegt

H.F.A. Diesfeldt (✉)

Correspondentie: Dr. H.F.A. Diesfeldt, PgD De Stichtse Hof, Naarderstraat 81, 1251 BG Laren. E-mail: h.diesfeldt@vivium.nl

weinig over wat dementie voor het persoonlijk leven van individuele patiënten betekent. Daarvoor is onderzoek nodig naar de innerlijke ervaring, met andere methoden en een andere inhoud dan het taak- en prestatiegerichte onderzoek van cognitieve functies.¹

Recent onderzoek naar de beleving van dementie heeft betrekking op het zelfbeeld. Clare e.a. beschrijven de verschillende strategieën die mensen met dementie gebruiken voor het behoud van een positief zelfbeeld. De strategieën variëren op een dimensie die gaat van ‘vasthouden’ aan het zelfbeeld van voor de ziekte, tot aanpassing van het zelfbeeld door rekening te houden met de gevolgen van de dementie.^{2–5} Cotrell en Hooker onderzochten de levens- en ervaringsdomeinen die mensen met dementie voor hun zelfbeeld belangrijk vinden. Patiënten met een Alzheimerdementie ontleenden een positief zelfbeeld aan goede relaties met hun naaste familie, behoud van zelfstandigheid binnen de grenzen van hun mogelijkheden of de afwezigheid van pijn en lichamelijke handicaps.⁶

Hoewel in deze studies veel aandacht werd besteed aan de opzet en inhoud van de vraaggesprekken en aan de analyse van de gegevens, werd de kwaliteit van het zelfbeeld niet gemeten. De beschikbaarheid van een eenvoudig toe te passen meetinstrument voor zelfwaardering zou onderzoek naar het zelfbeeld bij dementie en andere psychogeriatrische aandoeningen kunnen ondersteunen.

Het construct ‘zelfwaardering’

Zelfwaardering wordt beschouwd als de evaluatieve component van het bredere begrip ‘zelfconcept’ of ‘zelfbeeld’. Het zelfbeeld is een complex construct waaraan cognitieve, affectieve en gedragsmatige aspecten onderscheiden kunnen worden die tot uitdrukking komen in vragen zoals: ‘wie ben ik?’, ‘welke gevoelens heb ik met betrekking tot mijzelf?’, en ‘hoe gedraag ik me in interactie met anderen?’ Elk van deze vragen kan gesteld worden voor specifieke domeinen (en evenzoveel bronnen van zelfwaardering), zoals uiterlijk voorkomen, karakter, innerlijke overtuigingen, gezondheid, zelfstandigheid, familierelaties, andere sociale relaties, (vrijwilligers)werk, hobby’s, en gezin.^{7,8}

Voor het complexe begrip ‘zelfwaardering’, met als synoniemen ‘tevredenheid met zichzelf’, ‘zelfrespect’, ‘gevoel van eigenwaarde’, ‘zelfaanvaarding’, ‘zelfgevoel’ en ‘zelfevaluatie’, zijn internationaal verschillende meetinstrumenten ontwikkeld. Een bekend voorbeeld is de Rosenberg Self-Esteem Scale (RSES), een meetinstrument voor globale zelfwaardering.⁹ Algemene, globale zelfwaardering wordt onderscheiden van de waardering van specifieke eigenschappen van de persoon, zoals

intelligentie, muzikaliteit, of schoolse vaardigheden.¹⁰ Vooral metingen van de globale zelfwaardering laten sterke relaties zien met indicatoren van het psychisch welbevinden, en zijn daarom interessant voor toepassing in de klinische praktijk.¹¹ Mensen die zichzelf waarderen, zijn zeker van zichzelf en hebben doorgaans een optimistische kijk op het leven. Ook zijn zij tevreden over hun sociale contacten en hebben vertrouwen in anderen. Mensen met een lage zelfwaardering menen dat zij tekortschieten, voelen zich onzeker en somber, en mijden contact met anderen.¹⁰ Uit een recente meta-analyse bleek opnieuw dat zelfwaardering sterk samenhangt met diverse indicatoren van subjectief welbevinden.¹²

Onderzoek van zelfwaardering

Door een publicatie van Dykstra (1995) werd ik geïnteresseerd op een Nederlandse Zelfwaarderingsschaal, ontwikkeld door W. Brinkman (Universiteit van Amsterdam), op basis van de RSES en andere items (noot 1).¹⁰ De door Dykstra gebruikte Zelfwaarderingsschaal bestaat uit acht stellingen (bijvoorbeeld: ‘Over het geheel genomen ben ik tevreden met mezelf’), waarop de onderzochte kan reageren met een keuze uit drie antwoorden (‘nee’, ‘min of meer’ of ‘ja’). Deze korte vragenlijst voor onderzoek van de globale zelfwaardering is uitgebreid toegepast in sociaal-gerontologisch onderzoek.^{13, 14} Het lag daarom voor de hand om juist van dit instrument de bruikbaarheid in de psychogeriatric te onderzoeken.

In een eerste onderzoek zijn de acht items van de Zelfwaarderingsschaal voorgelegd aan 102 patiënten die in 2002 een van de twee afdelingen voor psychogeriatrische dagbehandeling bezochten waarvoor de onderzoeker werkzaam was.¹⁵ De zelfwaarderingsvragen werden door de patiënten gemakkelijk geaccepteerd. De items riepen geen verwarring op. Een eerste analyse van de schaalbaarheid leverde een H-waarde op van 0,43, goed voor een matig sterke schaal.¹⁶

Het onderzoek is voortgezet om de volgende vragen te beantwoorden. Wat is, in een nieuwe steekproef, de schaalbaarheid van de acht items van de Zelfwaarderingsschaal bij psychogeriatrische patiënten? In hoeverre wordt de schaalbaarheid beïnvloed door de mate van dementie? Wat is de constructvaliditeit van de schaal, gelet op relaties met indicatoren van cognitieve functioneren en stemming? In hoeverre variëren metingen met de Zelfwaarderingsschaal over het verloop van tijd (test-hertestbetrouwbaarheid) en hoe verhoudt de test-hertestbetrouwbaarheid zich tot de ernst van de dementie?

Methode

Deelnemers

Deelnemers aan dit onderzoek waren alle 245 achtereenvolgende patiënten (65% vrouw) die in 2003–2005 een psychogeriatrische dagbehandeling bezochten. Het betrof hier dezelfde centra als in het eerste onderzoek. De leeftijd van de deelnemers varieerde van 63 tot 91 jaar (gemiddeld 78,9; SD 5,3). Bij 93% werd een vorm van dementie vastgesteld, met een gemiddelde duur van 3,2 jaar (SD 2,1). Bij de overige 7% was de cognitieve stoornis niet ernstig genoeg om de diagnose dementie te rechtvaardigen. De diagnose werd gesteld met behulp van criteria volgens de DSM-IV, op basis van het medisch dossier, de voorgeschiedenis en neuropsychologisch onderzoek.¹⁷ De duur van een eventuele dementie werd bepaald op grond van informatie van de naaste familie. De deelnemers zijn te kenschetsen als patiënten met een cognitieve stoornis, variërend van een lichte tot matig ernstige dementie, die met behulp van mantelzorg thuis woonden.

Meetinstrumenten

Cognitieve vaardigheden. Gegevens over het niveau van cognitief functioneren werden ontleend aan vier tests van de belangrijkste cognitieve functiedomeinen die bij dementie worden aangetast. Het betreft de Cognitieve Screening Test (CST) voor oriëntatie, de Vijf Afbeeldingen Test (5AT) voor het onthouden van vijf voorwerpen (episodisch geheugen), Categoriegebonden Woordproductie (CWp) voor systematisch zoeken in het semantisch geheugen (naar zoveel mogelijk 'kledingstukken' en vervolgens 'vruchten'), en Klok kijken, als een visueel-ruimtelijke taak.^{18,19} Van de CST zijn voor dit onderzoek de eerste twaalf items gebruikt ($H = 0,42$).²⁰ Als maat voor ernst van dementie werd de som van de gewogen scores over de eerste vijf subtests van de Amsterdamse Dementie-Screeningstest (ADS) berekend: onthouden van afbeeldingen (*Visueel Geheugen*), tijd- en plaatsoriëntatie (*Oriëntatie*), tekenen van een meanderfiguur (*Meander*), opnoemen van zoveel mogelijk dieren en beroepen (*Fluency*), en natekenen van geometrische figuren, zoals drie overlappende cirkels en een necker-kubus (*Natekenen*).²² Gewogen scores per subtest vormen een vijfpuntsschaal van -2 tot $+2$ en geven aan in welke mate de ruwe scores onderscheid mogelijk maken tussen normale veroudering ($+2$) en dementie (-2). Voor de subtests *Visueel Geheugen* en *Oriëntatie* is de gewogen score maximaal $+1$. De som van de gewogen scores over de vijf subtests varieert van -10 tot $+8$.

Stemming. De stemming werd onderzocht met de Depressielijst. Deze bestaat uit 15 trefwoorden (bijvoorbeeld: 'tevreden', 'somber', 'eenzaam', 'moe') die één voor één op afzonderlijke kaarten worden getoond. Antwoorden van de onderzochten worden gerubriceerd op een driepuntsschaal, bijvoorbeeld: 'somber': nooit of zelden, soms, dikwijls. Voor dit onderzoek werden de drie subschalen Somber ($H = 0,44$), Moe ($H = 0,45$) en Eenzaam ($H = 0,51$) gebruikt.²²

Rapportcijfer. Aansluitend op de Depressielijst werd elke deelnemer gevraagd zichzelf een rapportcijfer te geven ('Als u een rapportcijfer voor uzelf zou geven, voor wat u zich waard voelt, tussen 1 en 10, wat zou er dan uit komen?'). De vraag is ontleend aan Buijssen, die voorstelde dat onderzoekers zich hiermee een indruk kunnen vormen van de eigenwaarde van oudere cliënten.²³

Zelfwaarderingsschaal. De acht items van de Zelfwaarderingsschaal en de antwoordmogelijkheden werden op papier aan de onderzochte voorgelegd. Zo nodig las de onderzoeker elk item voor. De somscores over de acht items variëren van 0 tot 16, waarbij hoge scores een hoge zelfwaardering representeren.

Werkwijze

Alle bezoekers van de dagbehandeling werden uitgenodigd voor een neuropsychologisch onderzoek, volgens een vast protocol. Het onderzoek werd verdeeld over twee zittingen met een interval van meestal een week. De Zelfwaarderingsschaal werd twee keer voorgelegd, telkens aan het eind van een zitting van ongeveer drie kwartier waarin diverse neuropsychologische tests werden afgenomen. De zelfwaarderingsvragen werden beide keren door dezelfde onderzoeker afgenomen. Om de objectiviteit van de hertest te bevorderen werd de uitslag van de eerste afname pas berekend na de hertest. De testhertestbetrouwbaarheid werd bepaald met behulp van de *Intraclass Correlation Coefficient (ICC)*.²⁴

Schaalbaarheid van de zelfwaarderingsvragen

De items van de Zelfwaarderingsschaal werden onderworpen aan een itemanalyse volgens de nonparametrische item-responstheorie (IRT). Deze theorie levert meetmodellen op die minimale eisen stellen aan verdeelingskenmerken van de scores (nonparametrisch) en geschikt zijn voor items met meer dan twee antwoordcategorieën (polytome items). Met behulp van het IRT-model kan worden bepaald in hoeverre een verzameling items een eendimensionele schaal vormt, en in hoeverre een somscore over de items een betrouwbare rangorde-ning toestaat van personen op de dimensie van de

Tabel 1 Items van de Zelfwaarderingsschaal gerangschikt volgens het aantal respondenten (van veel naar weinig) dat op het item een positief zelfbeeld liet zien. Gemiddelden (M), standaarddeviaties (SD) en schaalbaarheidscoëfficiënten (H_i (per item), H, Rho en Cronbachs alfa). N = 245.

| Item | Tekst | M | SD | H_i (k=8) | H_i (k=7) |
|------|--|-------|------|-------------|-------------|
| 2 | Bij mij gaat alles fout ^a | 1,78 | 0,48 | 0,29 | - |
| 7 | Ik heb een lage dunk van mezelf ^a | 1,65 | 0,68 | 0,49 | 0,51 |
| 8 | Over het geheel genomen ben ik tevreden met mezelf ^b | 1,51 | 0,68 | 0,49 | 0,51 |
| 6 | In het algemeen heb ik weinig vertrouwen in mijn capaciteiten ^a | 1,47 | 0,74 | 0,41 | 0,42 |
| 3 | Ik sta positief ten opzichte van mezelf ^b | 1,45 | 0,71 | 0,50 | 0,51 |
| 4 | Ik zou een heleboel aan mezelf willen veranderen ^a | 1,41 | 0,81 | 0,43 | 0,44 |
| 5 | Soms voel ik me nutteloos ^a | 1,40 | 0,81 | 0,41 | 0,43 |
| 1 | Ik ben tamelijk zeker van mezelf ^b | 1,37 | 0,72 | 0,49 | 0,51 |
| | Totale set | 12,04 | 3,84 | | |
| | H | | | 0,44 | 0,47 |
| | Rho ^c | | | 0,84 | 0,84 |
| | Cronbachs alfa | | | 0,83 | 0,84 |

De schaalbaarheidscoëfficiënten worden vermeld voor een set die bestaat uit alle acht items (k = 8) en voor een set van zeven items (k = 7; met weglating van item 2).

^a Hoge scores horen bij een ontkennend antwoord (0 = ja; 1 = min of meer; 2 = nee).

^b Hoge scores horen bij een bevestigend antwoord (0 = nee; 1 = min of meer; 2 = ja).

^c Voor een itemverzameling die voldoet aan het model van dubbele monotonie is Rho een betrouwbaarheidscoëfficiënt, vergelijkbaar met Cronbachs alfa.

veronderstelde psychologische eigenschap.^{16,25} Het IRT-model laat ook zien of items op basis van de gemiddelde itemscore een hiërarchische volgorde kennen die onafhankelijk is van de onderzochte populatie. Het IRT-model berekent een schaalbaarheidscoëfficiënt H die de waarschijnlijkheid aangeeft waarmee de schaal beantwoordt aan een ‘perfecte’ (hiërarchische) Guttman-schaal.²⁵ Voor berekening van het Mokken schaalmodel voor polytome items is gebruik gemaakt van het computerprogramma MSPWIN 5.0.²⁶

Constructvaliditeit

De constructvaliditeit van de Zelfwaarderingsschaal is op twee manieren onderzocht. Eerst is bepaald of de gemeten zelfwaardering systematisch toenam met de hoogte van het rapportcijfer. De tweede invalshoek was de hypothese dat de gemeten zelfwaardering sterker zou samenhangen met ‘beleving’ dan met ‘cognitief vermogen’. Deze hypothese is getoetst met behulp van een confirmatieve factoranalyse over vier cognitieve variabelen (CST, 5AT, CWp en Klok kijken) en vier belevingsvariabelen (Somber, Moe, Eenzaam en Zelfwaardering). De cognitieve variabelen werden beschouwd als indicatoren van het construct ‘cognitief vermogen’, de stemmingsvariabelen en zelfwaardering werden gebruikt als indicatoren van het construct ‘beleving’. Alle indicatoren werden verkregen in dezelfde (eerste) zitting.

Voor constructvalidering is zowel een confirmerende als discriminerende aanpak van belang. Confirmerende

validiteit blijkt uit de hoogte van de correlaties tussen indicatoren van hetzelfde construct, discriminerende validiteit wordt afgeleid uit de afwezigheid van correlaties met indicatoren van een ander construct.²⁷ De confirmatieve factoranalyse werd uitgevoerd met AMOS 4.0.²⁸

Resultaten

Schaalbaarheid

Tabel 1 laat zien dat de meeste items een schaalbaarheidscoëfficiënt H_i hebben van meer dan 0,30. Volgens de gangbare vuistregel is dit de ondergrens voor het onderscheidend vermogen van een item.¹⁶ Bij H_i -waarden < 0,30 verandert de itemscore onvoldoende systematisch met de positie van een respondent op de (latente) eigenschap die de schaal beoogt te meten. Dit lijkt te gelden voor item 2 (‘Bij mij gaat alles fout’). De scores op dit item hebben de minste spreiding (SD) en het hoogste gemiddelde (M). Niet veel respondenten gaven een bevestigend antwoord op deze, nogal extreem geformuleerde stelling.

Ondanks de lage H_i -waarde zijn er echter verschillende argumenten om het item wel te handhaven. In een schaal met weinig items is elk item met enig onderscheidend vermogen van waarde voor de betrouwbaarheid van de somscore. Bij nadere inspectie van de itemstep-functie bleek item 2 voldoende onderscheidend

Tabel 2 Scores op de Zelfwaarderingsschaal (gemiddelden M en standaarddeviaties SD) naar rapportcijfers. Gemiddelden die niet hetzelfde subscript delen, verschillen significant ($p < 0.05$)

| | rapportcijfer | | | | totaal |
|----|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|--------|
| | ≥ 5 | 6 | 7 | ≥ 8 | |
| N | 19 | 61 | 85 | 49 | 214 |
| M | 7,7 _a | 10,3 _b | 13,4 _c | 14,1 _c | 12,1 |
| SD | 4,7 | 3,9 | 2,7 | 2,1 | 3,8 |

$F(3,210) = 29,36; p < 0,001$.

vermogen te hebben bij respondenten met een relatief lage zelfwaardering. Weglating van item 2 leidt niet tot veel verhoging van de H-waarde voor de totale schaal (H stijgt van 0,44 tot 0,47; zie tabel 1). Ook nemen de item H-waarden (H_i) nauwelijks toe na eliminatie van item 2, wat erop wijst dat de onderlinge samenhang tussen de items door dit item niet wordt verstoord.

De acht items van de Zelfwaarderingsschaal vormen met een H van 0,44 een matig sterke, unidimensionele schaal (bij $H \geq 0,50$ is sprake van een sterke schaal). De H-waarde van 0,44 wijkt nauwelijks af van de H-waarde van 0,43 die in een eerder onderzoek bij een vergelijkbare steekproef ($n = 102$) werd gevonden.¹⁵ De uitkomst van deze replicatie maakt de invloed van toevallige fluctuaties minder waarschijnlijk.

Wordt de schaalbaarheid beïnvloed door de mate van dementie? Om deze vraag te beantwoorden is de H-coëfficiënt berekend voor twee subgroepen, verdeeld naar niveau van cognitief functioneren (laag, dat wil zeggen: een ADS-score ≥ 0 , of hoog: ADS > 0). Voor deelnemers met een lage ADS-score ($n = 99$) was de H-coëfficiënt 0,42, voor de overige ($n = 138$): 0,47. Voor acht deelnemers was geen ADS-score beschikbaar. De twee schaalbaarheidscoëfficiënten verschillen niet veel, en zijn voor beide groepen $> 0,40$, passend bij een matig sterke schaal.¹⁶

De items voldoen aan een dubbel monotoon model.²⁹ Daardoor kunnen respondenten op grond van de somscore over de items betrouwbaar worden gerangschikt op de latente dimensie 'zelfwaardering'. Dubbele monotonie houdt ook in dat de items systematisch geordend zijn naar de mate waarin zij 'gemakkelijk' een antwoord uitlokken dat wijst op een positief zelfbeeld. Bovenin de hiërarchie van items staat item 2 ('Bij mij gaat alles fout'). De meeste respondenten (81%) gaven hier een ontkennend antwoord, in de richting van een positief zelfbeeld. Onderaan de hiërarchie staat item 1 ('Ik ben tamelijk zeker van mezelf'). Slechts de helft (51%) antwoordde hier zonder meer bevestigend. Item 1 geeft dus minder gemakkelijk aanleiding tot een antwoord in de richting van een positief zelfbeeld. De systematische rangordening van items houdt in dat respondenten die in de richting van een positief zelfbeeld antwoorden op

een item laag in de rangorde (zoals item 1 of 5), dat zeer waarschijnlijk ook doen bij de overige items.

De somscores over de acht items waren scheef verdeeld in de richting van een positief zelfbeeld. Scores ≥ 6 kwamen bij slechts 11% van de deelnemers voor. Ruim de helft van de deelnemers (56%) behaalde een score van 13 of meer.

Constructvaliditeit

Rapportcijfers. Een eerste indruk van de constructvaliditeit van de Zelfwaarderingsschaal wordt verkregen door de samenhang met het rapportcijfer te onderzoeken. De analyse kon niet voor alle deelnemers worden gedaan, omdat 13% geen antwoord wist op de vraag zichzelf een rapportcijfer te geven. De meeste deelnemers gaven zich een 'zeven'. Slechts een kleine minderheid (9%) gaf zichzelf een 'onvoldoende', dat wil zeggen minder dan een 'zes'. De hoogte van het rapportcijfer correleerde positief met de uitslag op de Zelfwaarderingsschaal ($r = 0,55$; 95%-betrouwbaarheidsinterval 0,45-0,64).

De samenhang met de uitslag op de Zelfwaarderingsschaal wordt inzichtelijk door de deelnemers te verdelen naar het rapportcijfer dat zij zichzelf toekenden (zie tabel 2). Rapportcijfers van '7' of hoger differentieerden niet tussen somscores op de Zelfwaarderingsschaal. Een '7' of '6' maakte wel verschil voor de gemeten zelfwaardering, evenals '6' of 'onvoldoende'.

Zelfwaardering, stemming en niveau van cognitief functioneren. Tabel 3 geeft de gemiddelden, de standaarddeviaties en de intercorrelaties voor de indicatoren van de latente variabelen Cognitie en Beleving. De correlaties tussen de indicatoren van cognitief functioneren variëren van 0,32 tot 0,54. De correlaties tussen de drie stemmingsindicatoren variëren tussen 0,26 en 0,56. Correlaties tussen indicatoren van stemming en cognitief functioneren zijn lager. Zelfwaardering correleert nauwelijks met de indicatoren van cognitief functioneren, maar wel met die van de stemming. De negatieve correlaties betekenen dat hoge scores op de stemmingsvariabelen, die samenhangen met gevoelens van onwelbevinden, samengaan met lage scores op de Zelfwaarderingsschaal.

De interpretatie van de correlatiematrix met een model van twee correlerende latente variabelen blijkt redelijk te passen. De *Comparative Fit Index* is groter dan 0,95 wat wijst op een goede modelpassing.^{30,31} De toets voor nabije passing RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*) geeft weer in hoeverre de door het model berekende covariantiematrix afwijkt van de empirische matrix. De puntschatting voor de RMSEA is (met 0,045) kleiner dan 0,05, de bovengrens van het 90%-betrouwbaarheidsinterval is (met 0,077) kleiner dan 0,08, en de waarschijnlijkheid dat de RMSEA kleiner is

Tabel 3 Correlaties, gemiddelden (M) en standaarddeviaties (SD) voor indicatoren van cognitief functioneren, stemming en zelfwaardering, gestandaardiseerde factorladingen voor de latente variabelen Cognitie en Beleving, en passingsmaten voor het tweefactorenmodel. N = 245.

| | Variabelen | M | SD | 5AT | CWp | Klok | Somb | Moe | Eenz | Zelf | COG | BELEVING |
|---|-----------------------------|------|-----|------|------|------|-------|------|------|-------|------|----------|
| 1 | CST12 | 9,6 | 2,3 | 0,48 | 0,47 | 0,39 | 0,13 | 0,22 | 0,13 | -0,13 | 0,67 | - |
| 2 | 5AT | 9,4 | 3,1 | - | 0,54 | 0,32 | 0,07 | 0,06 | 0,02 | -0,03 | 0,70 | - |
| 3 | CWp | 15,7 | 7,5 | - | - | 0,41 | -0,00 | 0,06 | 0,04 | -0,00 | 0,74 | - |
| 4 | Klok kijken | 4,1 | 1,5 | - | - | - | 0,05 | 0,11 | 0,10 | 0,01 | 0,53 | - |
| 5 | Somber | 1,6 | 2,0 | - | - | - | - | 0,56 | 0,52 | -0,65 | - | 0,94 |
| 6 | Moe | 0,9 | 1,3 | - | - | - | - | - | 0,26 | -0,41 | - | 0,59 |
| 7 | Eenzaam | 0,8 | 1,0 | - | - | - | - | - | - | -0,42 | - | 0,55 |
| 8 | Zelfwaardering | 12,0 | 3,8 | - | - | - | - | - | - | - | - | -0,70 |
| | COGNITIE | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | 0,10 |
| | Chi-kwadraat | | | | | | | | | | | 28,363 |
| | Df | | | | | | | | | | | 19 |
| | P | | | | | | | | | | | 0,077 |
| | Comparative Fit Index (CFI) | | | | | | | | | | | 0,982 |
| | RMSEA (90%- | | | | | | | | | | | |

CST = Cognitieve Screening Test; 5AT = Vijf Afbeeldingen Test (somscore over drie trials); CWp = Categoriegebonden Woordproductie; COGNITIE (COG) is de latente variabele (of factor) die wordt gemeten door CST12, 5AT, CWp en Klok kijken; BELEVING is de latente variabele die wordt gemeten door de drie stemmingsvariabelen (Somber, Moe en Eenzaam) en Zelfwaardering; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation (toets voor nabije passing); P (RMSEA < 0,05) is de waarschijnlijkheid (van 0,00-1,00) dat de RMSEA kleiner is dan 0,05 (het streefgetal voor een passend model).

betrouwbaarheidsinterval)0,045 (0,000-0,077)P (RMSEA < 0,05)0,561CST = Cognitieve Screening Test; 5AT = Vijf Afbeeldingen Test (somscore over drie trials); CWp = Categoriegebonden Woordproductie; COGNITIE (COG) is de latente variabele (of factor) die wordt gemeten door CST12, 5AT, CWp en Klok kijken; BELEVING is de latente variabele die wordt gemeten door de drie stemmingsvariabelen (Somber, Moe en Eenzaam) en Zelfwaardering; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation (toets voor nabije passing); P (RMSEA < 0,05) is de waarschijnlijkheid (van 0,00-1,00) dat de RMSEA kleiner is dan 0,05 (het streefgetal voor een passend model).

dan 0,05 is groter dan 0,50. Deze combinatie van gegevens wijst erop dat een model met twee latente variabelen, waarbij de vier cognitieve variabelen de latente variabele Cognitie meten, en de drie stemmingsvariabelen en zelfwaardering de latente variabele Beleving, goed past bij de empirisch gevonden covariantiematrix.³² De vier indicatoren van cognitief functioneren vormen een betrouwbare operationalisering van het gelijknamige construct, met een *composite reliability* van 0,76 (een waarde > 0,60 is wenselijk).³³ Ook de indicatoren van het construct Beleving hebben een hoge samengestelde betrouwbaarheid (0,79). Dit betekent dat de indicatoren elk voor hun eigen construct confirmerende validiteit hebben.

De coëfficiënt voor de correlatie tussen de twee latente variabelen ($\phi = 0,10$) is laag, en duidelijk lager dan elk van de factorladingen van de indicatoren op de latente variabelen. Dit is een aanwijzing voor discriminerende validiteit. De hier gebruikte indicatoren van stemming en zelfwaardering zijn kennelijk onafhankelijk van tests voor het construct Cognitief functioneren. Deze onafhankelijkheid kan worden getoetst door de correlatie

tussen de twee latente variabelen Cognitie en Beleving gelijk te stellen aan nul. Bij dit model, met 20 vrijheidsgraden, hoort een χ^2 van 30,040. Het verschil tussen deze waarde en die van het model met correlerende latente variabelen ($\chi^2 = 28,363$; zie tabel 3) is 1,677 (df = 1) en niet significant. Deze uitkomst bevestigt dat de twee latente variabelen Cognitie en Beleving niet correleren. Op vergelijkbare wijze kan de hypothese worden getoetst dat de latente variabele Cognitie geen noemenswaardige variantie verklaart in de indicator 'zelfwaardering'. Een factoranalytisch model waarin zelfwaardering niet alleen met de latente variabele Beleving maar ook met de latente variabele Cognitie werd geassocieerd, gaf een χ^2 van 28,300 (df = 18). Vergelijking met het model in tabel 3 geeft een niet-significant verschil van 0,063 (df = 1).

Test-hertestbetrouwbaarheid

De test-hertestbetrouwbaarheid kon worden bepaald voor 239 deelnemers; zes deelnemers waren voor de geplande tweede zitting niet meer in dagbehandeling.

Tabel 4 Test-hertestgegevens voor de Zelfwaarderingschaal. Gemiddelden (M), standaarddeviaties (SD), intraclass correlatie coëfficiënt (ICC), 95%-betrouwbaarheidsinterval (BI) en standaardmeetfout van de verschillscore (S_{diff}); N = 239.

| test | | hertest | | ICC | 95%-BI | S _{diff} |
|-------|------|---------|------|------|-----------|-------------------|
| M | SD | M | SD | | | |
| 12,02 | 3,87 | 11,49 | 3,64 | 0,68 | 0,61-0,74 | 3,01 |

Hedges' g (test-hertest) = 0,14 (0,04-0,24).

Voor 81% bedroeg het interval tussen test en hertest een week, voor zestien deelnemers (7%) minder dan een week (twee tot vijf dagen). Voor de overige 29 (12%) varieerde het interval van tien dagen tot een maand. Tabel 4 laat zien dat de gemiddelde score op de Zelfwaarderingschaal tussen test en hertest licht verminderde, met 0,5. Afgezet tegen de standaarddeviatie (Hedges' g) is dit een klein verschil.³⁴ De test-hertestbetrouwbaarheidscoëfficiënt (ICC) is 0,68 met een 95%-betrouwbaarheidsinterval van 0,61-0,74. Het maakte voor de uitkomst van de betrouwbaarheidscoëfficiënt geen verschil wanneer deze berekend werd voor de groep met een test-hertestinterval van hoogstens een week (ICC = 0,68; n = 210). Evenmin had het niveau van cognitief functioneren (ernst van dementie) invloed op de test-hertestbetrouwbaarheid. De ICC voor deelnemers met een ADS-score ≥ 0 was 0,68 (n = 99), en voor deelnemers met een ADS-score > 0 : 0,66 (n = 137).

Op basis van de ICC en de varianties van beide metingen is de standaardmeetfout van de verschillscore berekend (S_{diff}).³⁵ S_{diff} is van praktische betekenis voor het evalueren van veranderingen. Wanneer een individuele verschillscore gedeeld wordt door S_{diff}, dan is een uitkomst $< -1,96$ of $> 1,96$ een aanwijzing voor een

Tabel 5 Aantal deelnemers (N = 239) naar testcore en hertestscore op de Zelfwaarderingschaal, op basis van een indeling in vier klassen (tussen haakjes het scorebereik): zeer laag (0-3), laag (4-9), gemiddeld (10-14) en hoog (15-16).

| hertestscore | testscore | | | | totaal (%) |
|--------------|-----------|------|-------|-------|------------|
| | 0-3 | 4-9 | 10-14 | 15-16 | |
| 0-3 | 7 | 1 | 0 | 1 | 9 (3,8) |
| 4-9 | 5 | 20 | 20 | 6 | 51 (21,3) |
| 10-14 | 1 | 15 | 79 | 34 | 129 (54,0) |
| 15-16 | 0 | 3 | 12 | 35 | 50 (20,9) |
| totaal | 13 | 39 | 111 | 76 | 239 (100) |
| % | 5,4 | 16,3 | 46,4 | 31,8 | |
| cumulatief % | 5,4 | 21,7 | 68,1 | 99,9 | |
| VW (%) | 53,9 | 51,3 | 71,2 | 46,1 | |

VW = voorspellende waarde van een testscore in de gegeven klasse voor een hertestscore in dezelfde klasse. Bijvoorbeeld: de voorspellende waarde van een aanvankelijke score tussen 10 en 14 voor een score in hetzelfde gebied wanneer de Zelfwaarderingschaal voor een tweede keer wordt afgenomen, is $(79/111) \times 100$, of 71,2%.

betrouwbaar verschil (*Reliable Change Index*; RCI). Stel dat een depressieve patiënt een score 8 behaalt op de Zelfwaarderingschaal en na een aantal therapiegesprekken een score 14. $RCI = (14-8)/3,01 = 1,99$. Deze uitkomst ($>1,96$) mag geïnterpreteerd worden als een betrouwbare toename van het gevoel van eigenwaarde.

Voor een beter begrip van de relatie tussen testcores en hertestscores kan tabel 5 worden geraadpleegd. Daarin zijn de scores van het tweede meetmoment uitgezet in functie van de scores op het eerste meetmoment. De scores zijn op basis van de frequentieverdeling van het eerste meetmoment verdeeld in vier klassen die voor de klinische praktijk relevant zijn: zeer laag (scores tot en met het vijfde percentiel, dat wil zeggen $\geq P5$), laag (scores $> P5$ en $< P25$), gemiddeld (scores $\geq P25$ en $\geq P75$), en hoog (scores $> P75$). Een klasse van 'zeer hoge' scores ($\geq P95$) was op basis van de frequentieverdeling niet te onderscheiden omdat voor 20% van de deelnemers de maximale score van 16 van toepassing was.

Tabel 5 laat zien dat een testscore in het laagste gebied (score 0-3) met een waarschijnlijkheid van 54% een hertestscore in hetzelfde gebied 'voorspelt' (zie de onderste regel 'VW (%)' in tabel 5: $(7/13) \times 100 = 53,9\%$). Op dezelfde manier is de kans te berekenen dat de hertestscore in een hoger gebied valt (46%). Ook voor testcores in andere klassen geldt dat er een relatief grote kans is dat de hertestscore verschuift naar een naastgelegen gebied. Testcores in het midden van de scoreverdeling (10-14) zijn het meest stabiel (71,2%), testcores in de hoogste klasse het minst (46,1%).

De samenhang tussen test- en hertestscores in tabel 5 kan worden uitgedrukt in een effectiviteitscoëfficiënt die, gecorrigeerd voor de toevalskans, het gemiddelde percentage correcte classificaties weergeeft. Deze *effect strength for sensitivity* (ESS) kan variëren van 0% tot 100%.³⁶ Voor tabel 5 is de ESS 49,4%. Een ESS tussen 25% en 50% wijst op een matig sterk verband tussen twee variabelen, in dit geval tussen test- en hertestscores. Bij een ESS $\geq 50\%$ is sprake van een 'robuust' verband.³⁶

Discussie

De resultaten van dit onderzoek ondersteunen de toepasbaarheid van de Zelfwaarderingschaal van Brinkman in de psychogeriatric. De acht items vertonen voldoende innerlijke consistentie en beantwoorden aan de psychometrische eisen voor een matig sterke, homogene schaal. Met behulp van dit instrument is zelfwaarderings, een belangrijk evaluatief aspect van het zelfbeeld, bij oudere patiënten met beperkte cognitieve capaciteiten meetbaar.

De test-herteststabiliteit is met een coëfficiënt van 0,68 voldoende voor toepassing in wetenschappelijk onderzoek en wijkt niet af van wat in ander onderzoek met vergelijkbare vragenlijsten werd gevonden.^{37, 38} Voor klinische toepassing (evalueren van veranderingen binnen dezelfde persoon) is een betrouwbaarheid > 0,70 wenselijk.³⁹ De test-herteststabiliteit wordt verdisconteerd in de RCI waarmee klinici kunnen vaststellen of betrouwbare veranderingen zich hebben voorgedaan.

Naar zelfwaardering kan ook in de vorm van een rapportcijfer worden gevraagd.²³ Naast de charme van de eenvoud had deze werkwijze in dit onderzoek zelfs enige validiteit. Een praktisch nadeel was echter dat meer dan tien procent van de deelnemers geen antwoord wist op de vraag naar een rapportcijfer voor zichzelf.

Zelfwaardering hing samen met andere indicatoren van welbevinden, zoals een opgewekte stemming, en het ontbreken van lichamelijke klachten of gevoelens van eenzaamheid. Dit is niet verwonderlijk. Zelfwaardering, opgevat als ‘zich goed voelen bij zichzelf’, of ‘tevredenheid met zichzelf’, is daarmee een vorm van welbevinden.⁴⁰

Zoals bekend uit de diagnostiek van depressie, is het gevoel van eigenwaarde bij depressie vaak verminderd.⁴¹ Een voorbeeld daarvan is de 82-jarige Rita. Drie jaar nadat haar echtgenoot overleed, werd zij wegens dementie aangemeld voor psychogeriatrische dagbehandeling. Haar stemming was gedrukt door de ervaring dat haar geestkracht was afgenomen. Zij uitte gevoelens van somberheid, eenzaamheid, hulpeloosheid en negatieve gedachten over de toekomst. Ook het zelfgevoel was duidelijk verlaagd (4/16). Gevraagd naar een rapportcijfer voor zichzelf, antwoordde zij: ‘een vijf, maar dat is me eigenlijk nog te hoog’.

Behoud van een positief zelfbeeld daarentegen kan het verschil maken tussen depressie en rouw. Bij mensen die rouwen om het verlies van een naaste, ontbreekt vaak het negatieve zelfbeeld.⁴² De 82-jarige Hans is ruim een jaar weduwnaar wanneer hij de dagbehandeling bezoekt. Bij psychologisch onderzoek waren geheugen, aandacht en concentratie duidelijk verminderd. In het gesprek werd hij meer dan eens overmand door verdriet als hij over zijn overleden vrouw sprak. Hij vond echter dat hij goed sloep en dat zijn eetlust goed was. De Depressielijst liet relatief hoge uitslagen zien op de subschalen Somber en Eenzaam, in respectievelijk het 97-ste en 91-ste percentiel. Zijn zelfwaardering was met een score van 15/16 echter niet verlaagd. De combinatie van verdriet om het verlies van een naaste, een sombere stemming, gevoelens van eenzaamheid en behoud van een positief zelfbeeld wijst eerder op rouw dan op een depressie. Al spoedig na aanvang van dagbehandeling verbeterde zijn stemming.

Dementie en behoud van een positief zelfbeeld

Veel deelnemers aan dit onderzoek gaven in hun antwoorden op de Zelfwaarderingsschaal blijk van een hoog zelfgevoel. Zij lijken daarin op de Amerikaanse filosoof R.W. Emerson die, reflecterend op zijn eigen dementie, opmerkte: “I have lost my mental faculties but am perfectly well”.⁴³ Een ander voorbeeld is een vrouw uit dit onderzoek. De 80-jarige Thea leeft al vele jaren gescheiden. Zij is moeder van een dochter en twee zoons van wie zij veel steun ontvangt. Haar ogen zijn slecht. Zij behaalde bij diverse (niet-visuele) cognitieve tests lage tot zeer lage scores. Er werden echter geen symptomen van depressie gevonden. Zij noemde zich ‘heel tevreden’ met haar huidige situatie. Haar zelfwaardering lag met 15/16 op een hoog niveau.

Is een hoog niveau van zelfwaardering bij mensen met dementie niet paradoxaal? Een eerste verklaring die opkomt is het ontbreken van ziekte-inzicht bij mensen met dementie, waardoor patiënten zich onvoldoende bewust zijn van de gevolgen van hun ziekte, of daar zelfs niet aan zouden ‘lijden’.^{44, 45} Het mag zo zijn dat veel mensen met dementie zichzelf niet zien als ‘lijders aan een ziekte’, de opvatting dat zij geen enkel inzicht zouden hebben in wat hen overkomt, is in zijn algemeenheid onjuist.^{1,46,47} Ziekte-inzicht is een complex begrip, dat maar zeer ten dele wordt verklaard door de cognitieve symptomen van een dementie.⁴⁸ Waarschijnlijk bieden cognitieve constructen, zoals mate van ziekte-inzicht en niveau van cognitief functioneren, geen bruikbare verklaring voor de paradoxale bevinding dat lichte tot matig ernstige dementie gepaard kan gaan met een relatief hoog niveau van subjectief welbevinden.

Interessant is in dit verband het verklarende model van de sociale vergelijkingstheorie. Bedreiging van de kwaliteit van leven, bijvoorbeeld door ziekte of andere tegenslagen, motiveert mensen om zich te vergelijken met anderen die slechter af zijn. Met deze neerwaartse vergelijking creëren zij een lager referentiepunt, waardoor zij de eigen omstandigheden op een positieve manier kunnen herinterpreteren.⁴⁹ Volgens deze theorie zouden de deelnemers die in ons onderzoek een hoge mate van tevredenheid met zichzelf lieten zien, zich vergelijken met een ander die er in hun ogen minder goed aan toe is. Dat zouden andere bezoekers van de dagbehandeling kunnen zijn, of een fictieve ander die voldoet aan een negatief stereotype van ‘oud en gebrekkig’. Welke sociale vergelijkingen maken patiënten met lichte tot matige dementie werkelijk? Wat is de aard van deze vergelijkingen, neerwaarts of opwaarts, en leiden deze tot meer, of respectievelijk minder tevredenheid over de eigen persoon? Welke moderatorvariabelen spelen een rol, zoals

de sterkte van de identificatie met een vergelijkingsander? Dit alles kan nader worden onderzocht.⁵⁰

Mogelijk is ook 'waardebeleving' een bruikbaar concept om te begrijpen waarom dementie kan samengaan met een hoge zelfwaardering. Nog lang nadat dementie de cognitieve vermogens heeft aangetast, kunnen mensen hechten aan waarden die voor hen persoonlijk belangrijk zijn, zoals lichamelijke gezondheid, familiecontacten, religie, en genieten van mooie dingen. Zolang mensen een leven (kunnen) leiden dat hen dergelijke waardebelevingen toestaat, ondersteunt dat hun gevoel van eigenwaarde, en is het niet ongerijmd dat dementie samengaat met een hoog zelfgevoel.⁵¹

In het dagcentrum waarin dit onderzoek werd uitgevoerd, zijn de deelnemers samen met anderen, en doen zij mee aan een afwisselend programma, met muziek, beweging, en andere activiteiten die aansluiten bij hun interesses en behouden vaardigheden. Deelname aan dagbehandeling verhoogt het moreel.^{52,53} Dit kan de antwoorden op de Zelfwaarderingsschaal en de Depressielijst in een positieve richting hebben beïnvloed. Misschien zouden andere uitslagen zijn verkregen wanneer de deelnemers in een andere situatie waren bevraagd.

Bevordering van een positief zelfbeeld is een belangrijk doel voor de behandeling van mensen met dementie. Dit kan worden bereikt door sociale contacten te behouden of te bevorderen, door met patiënten te spreken over de gedachten en gevoelens rond de veranderingen die zij doormaken, en door hen te betrekken bij activiteiten die recht doen aan wie zij zijn of willen zijn.^{2,6,54-56} Voorzorg moet worden genomen dat een eenzijdige belangstelling voor de cognitieve functiestoornissen bij mensen met dementie het zicht belemmert op de betekenis van zelfaanvaarding en behoud van zelfrespect, en op de condities die het zelfgevoel ondersteunen.

Noot 1

Graag dank ik prof. dr. P.A. Dykstra die mij op 15 januari 1996 de instructie en items van Brinkmans Zelfwaarderingsschaal toezond. De oorspronkelijke rapporten over de ontwikkeling van dit instrument waren niet te achterhalen, ondanks navraag bij de auteur, universiteitsbibliotheken en onderzoekers die de Zelfwaarderingsschaal gebruiken. De meeste informatie over de ontwikkeling van de Zelfwaarderingsschaal vond ik bij Helbing (1982).¹⁰

Noot 2

Bij de auteur is een papieren en een elektronisch scoringsformulier voor de Zelfwaarderingsschaal opvraagbaar, met normen voor bezoekers van een psychogeriatrische dagbehandeling.

Literatuur

- Macquarrie CR. Experiences in early stage Alzheimer's disease: understanding the paradox of acceptance and denial. *Aging Ment Health* 2005;9:430-441.
- Clare L. We'll fight it as long as we can: coping with the onset of Alzheimer's disease. *Aging Ment Health* 2002;6:139-148.
- Clare L. Managing threats to self: awareness in early stage Alzheimer's disease. *Soc Sci Med* 2003;57:1017-1029.
- Clare L, Roth I, Pratt R. Perceptions of change over time in early-stage Alzheimer's disease. Implications for understanding awareness and coping style. *Dementia* 2005;4:487-520.
- Pearce A, Clare L, Pistrang N. Managing sense of self. Coping in the early stages of Alzheimer's disease. *Dementia. The International Journal of Social Research and Practice* 2002;1:173-192.
- Cotrell V, Hooker K. Possible selves of individuals with Alzheimer's disease. *Psychol Aging* 2005;20:285-294.
- Byrne BM. Measuring self-concept across the life span. Washington DC: American Psychological Association, 1996.
- Coleman PG, Ivani-Chalian C, Robinson M. Self-esteem and its sources: stability and change in later life. *Ageing Soc* 1993;13:171-192.
- Gray-Little B, Williams VSL, Hancock TD. An item-response theory analysis of the Rosenberg Self-Esteem Scale. *Pers Soc Psychol Bull* 1997;23:443-451.
- Helbing JC. Zelfwaardering: meting en validiteit. *Ned Tijdschr Psychol* 1982;37:257-277.
- Bruynooghe K, Bracke P, Verhaeghe M. De psychometrische eigenschappen van een Nederlandstalige versie van de Rosenberg-zelfwaarderingsschaal. *Diagnostiek-wijzer. Tijdschr Gezondheidszorg* 2003;6:136-145.
- Pyszczynski T, Greenberg J, Solomon S, Arndt J. Why do people need self-esteem? A theoretical and empirical review. *Psychol Bull* 2004;130(435-468).
- Dykstra PA. Loneliness among the never and formerly married: the importance of supportive friendships and a desire for independence. *J Gerontol Soc Sci* 1995;50B:S321-S329.
- Van Baarsen B. Theories on coping with loss: the impact of social support and self-esteem on adjustment to emotional and social loneliness following a partner's death in later life. *J Gerontol Soc Sci* 2002;57B:S33-S42.
- Diesfeldt H. Zelfwaardering en dementie. In: Goossens L, Hutsebaut D, Verschuere K, editors. *Ontwikkeling en levensloop*. Leuven: Universitaire Pers Leuven, 2004: 411-429.
- Sijtsma K, Molenaar IW. Introduction to nonparametric item response theory. London: Sage, 2002.
- American Psychiatric Association. *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, Fourth Edition*. Washington, DC: American Psychiatric Association, 1994.
- Cahn LA, Diesfeldt HFA. Psychologisch onderzoek van psychisch gestoorde bejaarden met behulp van diapositieven. *Ned Tijdschr Gerontol* 1973;4:256-263.
- De Graaf A, Deelman BG. *Cognitieve Screening Test*. Lisse: Swets en Zeitlinger, 1991.
- Diesfeldt HFA. Constructvaliditeit van enkele tests voor episodisch geheugen in de psychogeriatric. *Tijdschr Gerontol Geriatr* 2006;37:59-66.
- Lindeboom J, Jonker C. *Amsterdamse Dementie-Screeningstest*. Lisse: Swets and Zeitlinger, 1989.
- Diesfeldt HFA. De Depressielijst voor stemmingsonderzoek in de psychogeriatric: meetpretenties en schaalbaarheid. *Tijdschr Gerontol Geriatr* 2004;35:224-233.
- Buijssen HPJ. Depressie. In: Buijssen HPJ, editor. *Psychologische hulpverlening aan ouderen*. Nijkerk: Intro, 1992: 179-205.

- Streiner DL, Norman GR. Health measurement scales. A practical guide to their development and use. Third edition. Oxford: Oxford University Press, 2003.
- Van der Heijden PGM, Van Buuren S, Fekkes M, Radder J, Verrips E. Unidimensionality and reliability under Mokken scaling of the Dutch language version of the SF-36. *Qual Life Res* 2003;12:189-198.
- Molenaar IW, Van Schuur WH, Sijtsma K, Mokken RJ. MSPWIN 5.0 A program for Mokken scale analysis for polytomous items. Groningen: Science Plus Group, 2002.
- Salthouse TA, Atkinson TM, Berish DE. Executive functioning as a potential mediator of age-related cognitive decline in normal adults. *J Exp Psychol Gen* 2003;132:566-594.
- Arbuckle JL, Wothke W. Amos 4.0 user's guide. Chicago: Small-Waters Corporation, 1999.
- Swanborn PG. Schaaltechnieken. Theorie en praktijk van acht eenvoudige procedures. Tweede druk. Meppel: Boom, 1988.
- Hu L, Bentler PM. Fit indices in covariance structure modeling: sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychol Methods* 1998;3:424-453.
- Hu L, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling* 1999;6:1-55.
- Byrne BM. Structural equation modeling with AMOS. Basic concepts, applications, and programming. Mahwah: Sage, 2001.
- Diamantopoulos A, Siguaw JA. Introducing LISREL. London: Sage, 2000.
- Kline RB. Beyond significance testing. Washington DC: American Psychological Association, 2004.
- Maassen GH. The standard error in the Jacobson and Truax Reliable Change Index: the classical approach to the assessment of reliable change. *J Int Neuropsychol Soc* 2004;10:888-893.
- Yarnold PR, Soltysik RC. Optimal data analysis. A guidebook with software for Windows. Washington DC: American Psychological Association, 2005.
- Brod M, Stewart AL, Sands L, Walton P. Conceptualization and measurement of quality of life in dementia: the Dementia Quality of Life instrument (DQoL). *Gerontologist* 1999;39:25-35.
- Reitzes DC, Mutran EJ. Self and health: factors that encourage self-esteem and functional health. *J Gerontol Soc Sci* 2006;61B:S44-S51.
- Hinton-Bayré AD. Methodology is more important than statistics when determining reliable change. *J Int Neuropsychol Soc* 2005;11:788-789.
- Marcoen A, Van Cotthem K, Billiet K, Beyers W. Dimensies van subjectief welbevinden bij ouderen. *Tijdschr Gerontol Geriatr* 2002;33:156-165.
- Van den Hoofdakker RH, Albersnagel F, Ormel H, Mersch PP. Begripsbepaling, syndromale classificatie, differentiële diagnostiek, casuïstiek en epidemiologie. In: Albersnagel FA, Emmelkamp PMG, Van den Hoofdakker RH, editors. *Depressie. Theorie, diagnostiek en behandeling*. Houten: Bohn Stafleu Van Loghum, 1998: 19-49.
- Bieliauskas LA. Depressed or not depressed? That is the question. *J Clinical Exp Neuropsychol* 1993;15:119-134.
- Shenk D. *The forgetting*. New York: Random House, 2001.
- Cosentino S, Stern Y. Metacognitive theory and assessment in dementia: do we recognize our areas of weakness? *J Int Neuropsychol Soc* 2005;11:910-919.
- McGlynn SM, Kaszniak AW. Unawareness of deficits in dementia and schizophrenia. In: Prigatano GP, Schacter DL, editors. *Awareness of deficit after brain injury. Clinical and theoretical issues*. New York: Oxford University Press, 1991: 84-110.
- Clare L. The construction of awareness in early-stage Alzheimer's disease: A review of concepts and models. *Br J Clin Psychol* 2004;43:155-175.
- Clare L, Goater T, Woods B. Illness representations in early-stage dementia: a preliminary investigation. *Int Geriatr Psychiatry* 2006;21:761-767.
- Markova IS, Clare L, Wang M, Romero B, Kenny G. Awareness in dementia: conceptual issues. *Aging Ment Health* 2005;9:386-393.
- Bailis DS, Chipperfield JG. Emotional and self-evaluative effects of social comparison information in later life: how are they moderated by collective self-esteem? *Psychol Aging* 2006;21:291-302.
- Frieswijk N, Buunk BP, Steverink N, Slaets JJP. Het effect van sociale vergelijkingsinformatie op de levenssatisfactie van fragiele ouderen. *Tijdschr Gerontol Geriatr* 2005;36:100-108.
- Jaworska A. Respecting the margins of agency: Alzheimer's patients and the capacity to value. *Philosophy and Public Affairs* 1999;28:105-138.
- Davies E, Philpot M. 'God's waiting room': how do older people with affective disorder view day hospital care? *Int J Geriatr Psychiatry* 2004;19:592-593.
- Howorth P, Saper J. The dimensions of insight in people with dementia. *Aging Ment Health* 2003;7:113-122.
- Coleman PG. Assessing self esteem and its sources in elderly people. *Ageing Soc* 1984;4:117-135.
- Offord RE, Hardy G, Lamers C, Bergin L. Teaching, teasing, flirting and fighting. *Dementia. The International Journal of Social Research and Practice* 2006;5:167-195.
- Cohen-Mansfield J, Parpura-Gill A, Golander H. Utilization of self-identity roles for designing interventions for persons with dementia. *J Gerontol Psychol Sci* 2006;61B:202-212.