
Indicatoren van emotioneel welbevinden in de psychogeriatrische praktijk

Auteurs: Han F. A. Diesfeldt

Samenvatting

Responses of 1,442 consecutive participants in psychogeriatric day care (mean age 78.8; *SD* 6.5) to 15 items of a mood questionnaire were analyzed by Mokken scale analysis which is based on nonparametric item response theory models. As from 2002, 825 participants also answered eight self-esteem questions. For the purpose of an exploratory and confirmatory study the sample was split into random halves. The sample represented a broad range of cognitive impairment, from moderately severe to mild dementia. An automated item selection procedure available in the R package mokken revealed a scale for emotional well-being consisting of nine items fitting the monotone homogeneity model of unidimensionality and adequate person separation (Loevingers $H = 0.37$; $SE = 0.02$; Cronbach's coefficient alpha = 0.79; $SE = 0.02$). A confirmatory analysis in the second random half of the sample confirmed these results. The scale for emotional well-being consists of the items feeling 'contented', 'healthy', 'tired', 'lonely', 'down', 'in good spirits', 'helpless', 'weak' and 'having faith in the future'. Mokken scale analysis of the eight self-worth items confirmed the unidimensionality and discriminatory power of the self-esteem scale ($H = 0.41$; $SE = 0.03$; Cronbach's alpha = 0.80; $SE = 0.02$). Emotional well-being was positively associated with self-worth (Spearman correlation = 0.56; 95%-confidence interval [0.49;0.62]). The two scales allow the objective ordering of persons on the latent variables of emotional well-being and self-worth by their test scores. Three case vignettes illustrate application of the indicators in clinical psychogeriatric practice.

Abstract

De antwoorden van 1.442 opeenvolgende deelnemers aan psychogeriatrische dagbehandeling (gemiddelde leeftijd 78,8 jaar; *SD* 6,5) op vijftien items van een stemmingsvragenlijst werden geanalyseerd op basis van het niet-parametrische schaalmodel van Mokken. Vanaf 2002 waren voor 825 deelnemers ook antwoorden op een vragenlijst voor zelfwaardering beschikbaar. Het niveau van cognitief functioneren van de deelnemers varieerde over een brede range, van -6 tot +4 op de korte versie van de Amsterdamse Dementie-Screeningstest (ADS3). Exploratief onderzoek (in de helft van de steekproef) naar unidimensionaliteit en discriminerend vermogen van de stemmingsitems leverde een Schaal voor Emotioneel Welbevinden op van negen items (Loevingers $H = 0,37$; $SE = 0,02$; Cronbachs coëfficiënt alfa = 0,79; $SE = 0,02$). De resultaten werden in een confirmatief onderzoek bij een tweede, onafhankelijke steekproef bevestigd. De Schaal voor Emotioneel Welbevinden bestaat uit de items 'tevreden', 'gezond', 'moe', 'eenzaam', 'somber', 'opgewekt', 'hulpeloos', 'zwak', en 'toekomst'. Onderzoek van de acht zelfwaarderingitems bevestigde de unidimensionaliteit en het discriminerend vermogen van een schaal voor globale zelfwaardering ($H = 0,41$; $SE = 0,03$; Cronbachs alfa = 0,80; $SE = 0,02$). Spearman's rangcorrelatie tussen somscores op de Schaal voor Emotioneel Welbevinden en de Zelfwaarderingsschaal was 0,56 (95%-betrouwbaarheidsinterval [0,49;0,62]). Met de twee schalen beschikt de klinisch werkzame psycholoog over instrumenten om personen objectief te ordenen op de latente eigenschappen emotioneel welbevinden en zelfwaardering. Toepassing in de psychogeriatrische praktijk wordt geïllustreerd aan de hand van drie casusvignetten.

Kernwoorden: dementie, Mokken schaalanalyse, psychogeriatrie, welbevinden, zelfwaardering

Keywords: Elder care, Emotion, Item response theory, Life satisfaction, Self esteem, Well-being

Welbevinden heeft in onderzoek naar de levenskwaliteit van mensen met dementie een centrale plaats.¹ Dröes e.a. inventariseerden via literatuurstudie en focusgroepgesprekken met mensen met dementie en zorgverleners welke aspecten zij voor het welbevinden van mensen met dementie belangrijk vonden.^{2, 3} Het betrof affect, zelfwaardering, gehechtheid, sociaal contact, plezier beleven aan activiteiten, gevoel voor esthetiek in de leefomgeving, lichamelijke en geestelijke gezondheid, financiën, veiligheid en privacy, zelfbeschikking en vrijheid, nuttig zijn en zingeving, en spiritualiteit of religie. Zorgverleners in de psychogeriatric vinden bevorderen van een goede stemming en een positief zelfbeeld zeer belangrijk. De oriëntatie op subjectief welbevinden sluit goed aan bij de intentie om persoonsgerichte of belevingsgerichte zorg te verlenen.⁴

Aanwezigheid van positieve gevoelens, afwezigheid van negatieve gevoelens en tevredenheid met het eigen leven worden algemeen beschouwd als de belangrijkste indicatoren van emotioneel welbevinden.^{5, 6} Emotioneel welbevinden is in een door Marcoen voorgesteld model van subjectief welbevinden bij ouderen te herkennen als 'psychisch welbevinden'.⁷ Psychisch welbevinden 'heeft betrekking op het zich al dan niet, of meer of minder goed voelen (...). Het refereert naar: tevreden zijn met het beeld dat men van zichzelf heeft, vrede gevonden hebben met het verleden, het heden de moeite waard vinden en niettegenstaande de ervaring van de eindigheid en het vooruitzicht van het sterven, nog toekomstperspectief hebben. Het impliceert ook het gevoel van greep te hebben op zijn omgeving (...).'⁷

Vragen naar het subjectieve welbevinden worden het best en vooreerst gesteld aan de persoon zelf.⁸ Voor dat doel zijn verschillende vragenlijsten beschikbaar, als vertaling van internationaal gebruikte instrumenten, zoals de QOL-AD (*Quality of Life-Alzheimer's Disease*), de *Center for Epidemiologic Studies Depression Scale* (CES-D), de *Geriatric Depression Scale* en de vragenlijst van Zung.^{9, 10, 11, 12, 13}

Sinds 1981 is voor een gesprek over de stemming van mensen met dementie de Depressielijst beschikbaar, ontworpen door de Nederlandse psychiater L.A. Cahn.^{14, 15} De vragenlijst bestaat uit vijftien trefwoorden om gevoelens van respondenten te peilen over zichzelf, hun omgeving en de toekomst. Hierin zijn de drie grote thema's te herkennen uit de cognitieve triade van Aaron Beck.¹⁶ De trefwoorden zijn deels ontleend aan criteria voor de klinische diagnose 'depressieve stoornis'.¹⁷ De Depressielijst vraagt echter niet expliciet naar het zelfbeeld, een belangrijk onderdeel van het concept van psychisch welbevinden zoals hierboven beschreven. Het verdient daarom aanbeveling het stemmingsonderzoek aan te vullen met zelfwaarderingvragen. In dit onderzoek zijn daarvoor de acht items van Brinkmans Zelfwaarderingsschaal gebruikt.^{18, 19}

Van een goed bruikbaar meetinstrument moet worden vastgesteld dat de items hetzelfde meten (unidimensionaliteit) en dat er genoeg items zijn om personen met behulp van een somscore betrouwbaar te onderscheiden op de veronderstelde latente eigenschappen van, in dit geval, emotioneel welbevinden en zelfwaardering. Van belang is verder dat deze psychometrische kwaliteiten worden bepaald voor de relevante doelgroepen van mensen met een cognitieve stoornis, veelal als gevolg van dementie. Het is niet bij voorbaat duidelijk hoe een stoornis van aandacht, geheugen of taalbegrip de uitkomsten van een vraaggesprek over emotioneel welbevinden beïnvloedt. Het is daarom van belang om individuele verschillen in niveaus van cognitief functioneren bij onderzoek naar de psychometrische eigenschappen van vragenlijsten te betrekken.

De thema's unidimensionaliteit en interneconsistentie-betrouwbaarheid, waren onderwerp van onderzoek in eerdere publicaties over de Depressielijst en de Vragenlijst voor zelfwaardering.^{20, 21, 22} De destijds uitgevoerde studies verdienen echter aanvulling om verschillende redenen. Voor de bepaling van de dimensionaliteit van de Depressielijst werden oorspronkelijk exploratieve en confirmatieve factoranalyses gebruikt.^{20, 21} Volgens meer recente inzichten heeft factoranalyse echter niet de voorkeur voor onderzoek van de unidimensionaliteit van een itemverzameling. Daarvoor kan beter een analysemethode op basis van *Item Response Theory* (IRT) worden gebruikt.²³ Voor onderzoek van de Vragenlijst voor zelfwaardering werd al wel het non-parametrische IRT-model van Mokken gebruikt, maar het aantal deelnemers was met 245 destijds te klein voor kruisvalidering van de resultaten, waardoor onduidelijk is hoe stabiel de toen gevonden schaaieigenschappen zijn.²²

In de afgelopen jaren kon het aantal deelnemers dat met de oorspronkelijke itemverzamelingen werd onderzocht sterk worden uitgebreid. De gegevens zijn gebruikt om unidimensionaliteit en interneconsistentie-betrouwbaarheid van de Depressielijst en de Vragenlijst voor zelfwaardering opnieuw te onderzoeken. Doel van dit onderzoek is de psycholoog in de praktijk van de psychogeriatricie te informeren over de bruikbaarheid van de twee meetinstrumenten voor emotioneel welbevinden en zelfwaardering.

Methoden

De Depressielijst

De Depressielijst bestaat uit vijftien trefwoorden die één voor één op afzonderlijke kaarten worden getoond (zie Bijlage 1). De onderzoeker ondersteunt het trefwoord met een simpele vraag (bijvoorbeeld 'Voelt u zich tevreden?'), wacht het antwoord af en rubriceert dat vervolgens op een scoringsformulier onder één van de drie voorgedrukte antwoordmogelijkheden. De itemscores variëren van 0 tot 2, waarbij hoge scores wijzen op een minder goede stemming of onvrede met zichzelf, de toekomst of de omgeving.

Zelfwaarderingvragen

De zelfwaarderingvragen zijn ontleend aan Brinkmans Zelfwaarderingsschaal.¹⁸ Deze korte vragenlijst voor onderzoek van de globale zelfwaardering is veelvuldig toegepast in sociaal-gerontologisch onderzoek.^{24, 25} De vragenlijst (zie Bijlage 2) bestaat uit acht uitspraken waarop de onderzochte kan reageren met een keuze uit drie antwoorden ('nee', 'min of meer', 'ja'). De itemscores variëren van 0 tot 2, waarbij hoge scores wijzen op een hogere mate van zelfwaardering.

Deelnemers

Voor de psychometrische analyses zijn databestanden gebruikt met gegevens van achtereenvolgende psychogeriatrische patiënten die in de jaren 1994 tot en met 2012 de dagbehandeling bezochten van de verpleeghuizen waarvoor de onderzoeker werkzaam was (De Stichtse Hof, Laren NH en Zonnehoeve, Hilversum). Voor analyse van de items van de Depressielijst en de zelfwaarderingvragen waren gegevens van respectievelijk 1.442 en 825 respondenten beschikbaar (de zelfwaarderingvragen werden pas vanaf 2002 ingevoerd). Ten behoeve van de schaalanalyses werd elke patiënt slechts één keer geïncludeerd.

De Depressielijst en de zelfwaarderingvragen werden afgenomen in het kader van het reguliere psychologisch onderzoek van cognitie en affect. Depressielijst en zelfwaarderingvragen werden voorgelegd aan het eind van een eerste sessie van ongeveer drie kwartier, waarin ook enkele cognitieve tests werden afgenomen (de Cognitieve Screening Test (CST), de Diaserie voor psychologisch onderzoek en de Behavioral Dyscontrol Scale).^{26, 27, 28} In een tweede sessie, meestal een week later, werd het onderzoek van de cognitie uitgebreid met de Amsterdamse Dementie-Screeningstest (ADS).²⁹ Om de geldigheid van de psychometrische schaaieigenschappen voor diverse niveaus van cognitief functioneren te onderzoeken zijn de deelnemers verdeeld in vier ongeveer even grote groepen op basis van hun scores op de standaard korte versie van de ADS. De score berust op drie ADS-subtests: Visueel Geheugen, Oriëntatie en Fluency.³⁰ Visueel Geheugen is een non-verbale test voor intentioneel leren en uitgestelde herkenning van vijf afbeeldingen. Oriëntatie vraagt naar het huidige jaar, de maand en de naam van de instelling waar het onderzoek plaatsvindt. Fluency is het aantal voorbeelden dat de onderzochte weet te noemen van 'dieren' (in de eerste minuut) en vervolgens van 'beroepen' (in de tweede minuut). De uitgestelde herkenning wordt onderzocht na een interval van ongeveer tien minuten, gevuld met de oriëntatievragen, het verzoek een meanderfiguur te tekenen, de woordfluencytaak en een natekentaak. De ADS3-somscore varieert van -6 tot +4, waarbij hogere scores een relatief hoog niveau van cognitief functioneren betekenen. Het onderste einde van de pool (-6) wordt gevormd door deelnemers die meer dan drie fouten maakten bij afbeeldingenherkenning, meer dan twee fouten bij Oriëntatie en minder dan negen voorbeelden noemden van 'dieren' en 'beroepen' samen. Aan het bovenste einde van de pool (+4) bevinden zich de deelnemers die niet alleen bij onmiddellijke, maar ook bij uitgestelde herkenning steeds de juiste afbeeldingen aanwezig, alle oriëntatievragen correct beantwoordden, en meer dan 25 voorbeelden konden produceren van 'dieren' en 'beroepen' samen. Voor het niveau van cognitief functioneren werden vier klassen van de ADS3-score onderscheiden, en wel zo dat elke klasse ongeveer evenveel deelnemers zou tellen: van -6 tot -3, -2 en -1, 0 en 1, en van 2 tot 4. De ADS3-somscore is als cognitieve indicator geselecteerd omdat de andere gebruikte tests minder cognitieve domeinen bestrijken of geen optelling van subtestscores toelaten.

Unidimensionaliteit en discriminerend vermogen

Om na te gaan in hoeverre items uit een gegeven itemverzameling dezelfde latente eigenschap meten, zijn de vijftien items van de Depressielijst en de acht zelfwaarderingitems onderzocht op basis van het niet-parametrische schaalmodel van Mokken.^{31, 32} Het model van Mokken leent zich in het bijzonder voor onderzoek van schalen of tests die een klein aantal items bevatten, en waarvan de responsfrequenties niet-normaal verdeeld zijn. Het Mokken-model stelt minder strenge eisen aan karakteristieken van testitems dan parametrische modellen en staat (evenals sommige parametrische modellen) analyse van items met meer dan twee antwoordcategorieën toe, waardoor de informatie in dergelijke polytome items optimaal wordt benut.³³

In de analyse werden items uit de Depressielijst en de zelfwaarderingvragenlijst getoetst aan het model van monotone homogeniteit. Voor dit model gelden de volgende aannamen: unidimensionaliteit (voor elke respondent geldt dat de somscore over de items een indicator vormt voor eenzelfde latente eigenschap), monotoniteit (de waarschijnlijkheid van een positieve itemrespons neemt toe met de positie van de respondent op de latente eigenschap die het item pretendeert te meten) en lokale onafhankelijkheid (de waarschijnlijkheid van een positieve itemrespons hangt alleen af van de latente eigenschap van de respondent en niet van diens antwoorden op andere items).²³ Als aan deze voorwaarden wordt voldaan, kunnen respondenten op basis van de somscore worden geordend op het continuüm van de latente eigenschap. De toetsing gaat er bovendien van uit dat de items in een schaal voldoende discriminerend vermogen hebben in de onderzochte populatie. Het discriminerend vermogen van een item bepaalt in hoeverre de itemscore onderscheidend is tussen personen met een verschillende positie op de latente eigenschap.

Voor het onderzoek van unidimensionaliteit en discriminerend vermogen werd gebruik gemaakt van het programma Mokken (versie 2.7.5) in het softwarepakket R.³⁴ Dit programma berekent correlaties tussen itemscores (in de vorm van Loevingers H_{ij}), schaalbaarheidscoëfficiënten H_i per item en de schaalbaarheidscoëfficiënt H voor de schaal, inclusief de standaardfout (SE) en de (standaardnormaal verdeelde) z -waarde voor deze coëfficiënten. Loevingers H_{ij} (voor de correlatie tussen responsfrequenties op twee items) is de correlatie gedeeld door de maximaal mogelijke correlatie gegeven de randtotalen van de kruistabel. H_i per item is een gewogen gemiddelde van de coëfficiënten H_{ij} , H voor de gehele schaal is een gewogen

gemiddelde van de coëfficiënten H_i .²³

De conclusie dat items een schaal vormen (dat wil zeggen: voldoen aan monotone homogeniteit en voldoende discriminerend vermogen hebben), wordt getrokken wanneer het volgende uit de resultaten blijkt: er zijn geen (significant) negatieve correlaties tussen itemscores, de schaalbaarheidscoëfficiënten H_i per item zijn significant positief ($z > 1,645$), er zijn geen significante verstoringen van manifeste monotoniteit ($z < 1,645$), en de schaalbaarheidscoëfficiënt H voor de schaal is $\geq 0,30$ en significant positief ($z > 1,645$). Dat de schaalcoëfficiënt H minstens 0,30 moet bedragen is een praktische vuistregel, gebaseerd op de gedachte dat een kleinere waarde alsnog twijfel oproept aan de kwaliteit van de items, ook al zouden deze op grond van de andere criteria wel aanvaardbaar zijn.²³ Doel van dit onderzoek was om zoveel mogelijk items te behouden voor een bruikbare en betrouwbare schaal. Daarom wordt genoeg genomen met een minimaal aanvaardbare schaalbaarheidscoëfficiënt H van 0,30. H -coëfficiënten tot 0,39 wijzen op een 'zwakke' schaal, en van 0,40 tot 0,49 op een 'matig-sterke' schaal. Bij $H \geq 0,50$ is sprake van een 'sterke' schaal. De kwalificaties duiden op het relatieve vermogen van een itemverzameling (schaal) om personen te ordenen op de latente eigenschap.³⁴

Een itemverzameling kan behalve aan het model van monotone homogeniteit nog getoetst worden aan een model van invariante itemordening (dubbele monotoniteit). Bij invariante itemordening zijn de items consistent geordend naar de mate waarin zij positief zijn voor de latente eigenschap. Zij vormen dan een hiërarchische schaal. Een model van invariante itemordening legt meer beperkingen op aan geschikte items en is daarmee restrictiever dan een model van (enkelvoudige) monotoniteit. Om zoveel mogelijk goed discriminerende items te behouden, is er in dit onderzoek niet naar gestreefd om itemverzamelingen te modelleren volgens de criteria van invariante itemordening.

Voor de toetsing van de hypothese dat items in een schaal voldoen aan monotone homogeniteit en elk voldoende discriminerend vermogen hebben, werd een exploratieve benadering gecombineerd met een confirmatieve benadering bij wijze van kruisvalidering. Daartoe werd de groep deelnemers willekeurig gesplitst in een 'testgroep' (voor een exploratieve analyse) en een even grote, onafhankelijke 'valideringsgroep' voor een confirmatieve analyse. Een exploratieve analyse zoekt binnen een verzameling items naar schaalbare items. Hiervoor is het zoekalgoritme gebruikt van het programma Mokken in het softwarepakket R.^{32, 34} In de confirmatieve analyse werden de psychometrische kwaliteiten van de schalen uit de exploratieve analyse getoetst.

Interneconsistentie-betrouwbaarheid

De mate waarin de somscore van een verzameling items een betrouwbare ordening van respondenten toelaat, is niet alleen afhankelijk van de hoogte van de correlaties tussen de items en het discriminerend vermogen van de items, maar ook van het aantal items. De vraag of een itemverzameling die voldoet aan de voorwaarden van monotone homogeniteit en voldoende discriminerend vermogen ook voldoende items bevat, wordt beantwoord door berekening van de interne consistentie (Guttman's coëfficiënt λ_2 en Cronbach's α).²³ λ_2 werd berekend met behulp van het programma Mokken.³⁴ Cronbach's α en de standaardfout (SE) van α werden berekend met het programma Coefficientalpha (versie 0.2.6) in het softwarepakket R.³⁵

Resultaten

Deelnemerskenmerken

Biografische gegevens van de deelnemende patiënten zijn vermeld in Tabel 1, afzonderlijk voor respondenten in de 'testgroep' en de 'valideringsgroep'.

Tabel 1 Deelnemersgegevens voor onderzoek met de Depressielijst en de Zelfwaarderingsvragen

	Depressielijst (1994-2012)		Zelfwaardering (2002-2012)	
	Testgroep	Valideringsgroep	Testgroep	Valideringsgroep
Variabele	$n = 721$	$n = 721$	$n = 413$	$n = 412$
Geslacht (vrouw/man; %)	58,3/41,7	58,7/41,3	57,9/42,1	56,8/43,2
Geboortejaar (gemiddelde; SD)	1924; 8,1	1923; 8,2	1927; 7,1	1928; 6,9

Leeftijd (gemiddelde; SD)	78,6; 6,5	78,9; 6,6	79,2; 6,4	78,6; 6,3
Opleiding (lo of vbo/mavo of hoger; %)	55,8/44,2	53,7/46,3	52,1/47,9	48,8/51,2
Woonsituatie (alleen/samen; %)	46,2/53,8	45,8/54,2	45,3/54,7	44,9/55,1
Diagnose (dementie/anders; %)	92,4/7,6	91,1/8,9	92,5/7,5	95,9/4,1
Duur dementie in jaren (gemiddelde; SD)	3,6; 2,6 ^a	3,7; 2,7 ^b	3,6; 2,5 ^c	3,8; 3,1 ^d
Weken in dagbehandeling (gemiddelde; SD)	5,8; 16,4	6,5; 14,7	6,9; 13,8	6,3; 21,8
ADS3 (gemiddelde; SD)	-0,5; 2,7 ^e	-0,6; 2,8 ^f	-0,1; 2,6 ^g	-0,4; 2,7 ^h

ADS3 Amsterdamse Dementie-Screeningstest, subtests Visueel Geheugen, Oriëntatie en Fluency

^a $n = 666$; ^b $n = 657$; ^c $n = 382$; ^d $n = 395$; ^e $n = 677$; ^f $n = 687$; ^g $n = 401$; ^h $n = 409$

Van de deelnemers was bijna 60% vrouw. Zij zijn geboren in 1903–1962. Leeftijd varieerde van 45 tot 94 jaar (mediaan: 80; gemiddelde 78,8; SD 6,5); 54,7% had een opleiding minder dan ulo/mavo; 54% woonde samen, 46% alleen. Bij 91,7% werd een vorm van dementie vastgesteld, met een gemiddelde duur van 3,6 jaar (SD 2,7). Bij de overige 8,3% was de cognitieve stoornis niet ernstig genoeg voor de diagnose 'dementie'.³⁶ De respondenten bezochten de dagbehandeling twee dagen per week en waren gemiddeld zo'n zes weken in dagbehandeling voordat zij werden uitgenodigd voor het psychologisch onderzoek. Resultaten van de Amsterdamse Dementie-Screeningstest (ADS) ontbraken voor respectievelijk 78 (5,4%) en 15 (1,8%) van de deelnemers aan het onderzoek met de Depressielijst of de zelfwaarderingvragen. Zij waren niet meer beschikbaar voor deelname aan de ADS, die op een andere dag dan de stemmingvragen werd afgenomen.

Depressielijstitems

De automatische zoekprocedure liet van negen items uit de Depressielijst zien dat de antwoorden van de deelnemers voldoende samenhang vertoonden om een unidimensionele en discriminerende schaal te vormen. Deze items zijn weergegeven in Tabel 2.

Tabel 2 Schaal voor Emotioneel Welbevinden en Zelfwaarderingsschaal voor testgroep (exploratieve analyse) en valideringsgroep (confirmatieve analyse). Guttman's lambda 2 en Cronbach's alfa (SE) voor interneconsistentie-betrouwbaarheid. Spearman's rangcorrelaties (en 95%-betrouwbaarheidsinterval) tussen somscores voor Emotioneel Welbevinden en Zelfwaardering

	Testgroep ($n = 721$)			Valideringsgroep ($n = 721$)		
	M	H_i (SE)	z	M	H_i (SE)	z
Emotioneel welbevinden-items						
Gezond ('ja' = 2)	1,811	0,36 (0,04)	22,34	1,775	0,36 (0,03)	21,96
Toekomstvertrouwen ('ja' = 2)	1,809	0,38 (0,03)	23,21	1,857	0,29 (0,03)	16,64
Zwak ('nee' = 2)	1,771	0,31 (0,04)	19,05	1,760	0,32 (0,03)	19,93
Hulpeloos ('nee' = 2)	1,738	0,31 (0,03)	19,78	1,700	0,32 (0,03)	20,27
Opgewekt ('ja' = 2)	1,728	0,40 (0,03)	25,48	1,746	0,35 (0,03)	21,92
Tevreden ('ja' = 2)	1,533	0,37 (0,03)	23,99	1,549	0,36 (0,03)	23,26
Eenzaam ('nee' = 2)	1,523	0,34 (0,03)	21,48	1,501	0,30 (0,03)	19,41
Moe ('nee' = 2)	1,506	0,35 (0,03)	21,57	1,506	0,30 (0,03)	18,22

Somber ('nee' = 2)	1,484	0,51 (0,02)	30,26	1,535	0,43 (0,03)	26,42
Schaal voor Emotioneel Welbevinden (0-18)						
<i>M (SD)</i>	14,9 (3,3)			14,9 (3,1)		
Negatieve itempaarcoëfficiënten (H_{ij})		0	$\geq 3,86$		0	$\geq 3,09$
Verstorings van manifeste monotonie		2	$\leq 0,90$		1	$\leq 0,32$
Schaalcoëfficiënt H		0,37 (0,02)	48,47		0,34 (0,02)	44,08
Guttman's coëfficiënt lambda 2		0,80			0,78	
Cronbach's alfa (<i>SE</i>)		0,79 (0,02)			0,77 (0,02)	
	Testgroep (<i>n</i> = 413)			Valideringsgroep (<i>n</i> = 412)		
Zelfwaarderingsschaal	<i>M</i>	H_i (<i>SE</i>)	<i>z</i>	<i>M</i>	H_i (<i>SE</i>)	<i>z</i>
Bij mij gaat alles fout ('nee' = 2)	1,835	0,37 (0,05)	14,12	1,842	0,34 (0,06)	13,06
Ik heb een lage dunk van mezelf ('nee' = 2)	1,726	0,45 (0,04)	18,84	1,721	0,46 (0,04)	19,99
Over het geheel genomen ben ik tevreden met mezelf ('ja' = 2)	1,542	0,44 (0,04)	20,44	1,648	0,38 (0,04)	17,29
Ik sta positief ten opzichte van mezelf ('ja' = 2)	1,521	0,40 (0,04)	18,75	1,609	0,37 (0,04)	17,22
In het algemeen heb ik weinig vertrouwen in mijn capaciteiten ('nee' = 2)	1,506	0,43 (0,04)	19,88	1,553	0,39 (0,04)	18,23
Ik zou een heleboel aan mezelf willen veranderen ('nee' = 2)	1,448	0,36 (0,04)	16,87	1,466	0,35 (0,04)	16,46
Soms voel ik me nutteloos ('nee' = 2)	1,392	0,39 (0,04)	17,78	1,466	0,39 (0,04)	18,21
Ik ben tamelijk zeker van mezelf ('ja' = 2)	1,363	0,47 (0,04)	19,17	1,454	0,44 (0,04)	18,41
Zelfwaarderingsschaal (0-16)						
<i>M (SD)</i>	12,3 (3,5)			12,8 (3,4)		

Negatieve itempaarcoëfficiënte n (H_{ij})		0	$\geq 4,36$		0	$\geq 3,61$
Verstorings van manifeste monotonie		0			0	
Schaalcoëfficiënt H		0,41 (0,03)	36,28		0,39 (0,03)	34,66
Guttmans coëfficiënt lambda 2		0,81			0,80	
Cronbachs alfa (SE)		0,80 (0,02)			0,79 (0,02)	
Spearman rangcorrelatie met Schaal voor Emotioneel Welbevinden [95%- BI]		0,56 [0,49; 0,62]			0,55 [0,48; 0,62]	

M gemiddelde; *SD* standaarddeviatie; *H* itemcoëfficiënt; *H* schaalcoëfficiënt; *SE* standaardfout; *z* z-waarde

In navolging van de Wereldgezondheidsorganisatie WHO, die een positieve omschrijving van geestelijke gezondheid voorstaat, zijn de itemscores omgesleuteld zodat hoge scores (positieve) gevoelens van welbevinden uitdrukken op het vlak van ervaren gezondheid, een opgewekte stemming, vertrouwen in de toekomst, en afwezigheid van gevoelens van onvrede, somberheid, eenzaamheid en hulpeloosheid.³⁷ De negen items representeren de latente eigenschap van 'emotioneel welbevinden'. Zes items van de Depressielijst (slapen, eten, oud, vrienden, bezoek, verveling) vertoonden onderling of met andere items te weinig samenhang. De frequentieverdeling van de itemscores is weergegeven in Bijlage 3. Gelet op de hierboven geformuleerde criteria (geen negatieve correlaties tussen itemscores, H_i per item significant positief, geen significante verstoringen van monotonie en H voor de schaal $\geq 0,30$), vormen de negen items in Tabel 2 een schaal die voldoet aan monotone homogeniteit en voldoende discriminerend vermogen. De resultaten werden bevestigd in de onafhankelijke valideringsgroep. De betrouwbaarheid van de schaal in termen van Cronbachs alfa en Guttmans lambda 2 is $\pm 0,79$. Systematische weglating van telkens één item leidde niet tot een hogere coëfficiënt alfa of lambda 2.

Zelfwaarderingsitems

Schaalanalyse van de zelfwaarderingsvragen wees uit dat de acht items een matig-sterke unidimensionele schaal vormen. Een ontkennend antwoord op de stelling 'Bij mij gaat alles fout' kwam het meest voor, gelet op de gemiddelde itemscore van ruim 1,8 (zie Tabel 2). Gemiddeld (1,4) gaf het kleinste aantal respondenten een bevestigend antwoord op de stelling 'Ik ben tamelijk zeker van mezelf'. De betrouwbaarheid van de schaal in termen van Cronbachs alfa en Guttmans lambda 2 is $\geq 0,80$. Systematische weglating van telkens één item leidde niet tot een hogere coëfficiënt alfa of lambda 2. De structuurkenmerken van de zelfwaarderingsitems zijn in de valideringsgroep niet anders dan in de testgroep. Scores op de Zelfwaarderingschaal correleerden sterk ($>0,50$) met de somscores op de Schaal voor Emotioneel Welbevinden, zoals de Spearman rangcorrelaties in de onderste regel van Tabel 2 laten zien.

Niveau van cognitief functioneren

In Tabel 3 zijn de psychometrische eigenschappen van de Schaal voor Emotioneel Welbevinden (SEW) en de Zelfwaarderingschaal (Zws) weergegeven naar vier niveaus van cognitief functioneren.

Tabel 3 Gemiddelden (*M*), standaarddeviaties (*SD*) en schaalbaarheidscoëfficiënten op de Schaal voor Emotioneel Welbevinden en de Zelfwaarderingschaal naar vier niveaus van cognitief functioneren volgens de Amsterdamse Dementie-Screeningstest (ADS3)

ADS3-scorebereik	-6; -3	-2; -1	0; 1	2; 4
	Schaal voor Emotioneel Welbevinden (0-18)			

<i>n</i>	357	312	330	365
<i>M (SD)</i>	15,5 (2,9)	14,8 (3,2)	14,9 (3,1)	14,6 (3,3)
<i>H (SE)</i>	0,34 (0,03)	0,35 (0,03)	0,34 (0,03)	0,37 (0,03)
Guttman's lambda 2	0,78	0,79	0,78	0,80
Cronbach's alfa (<i>SE</i>)	0,77 (0,03)	0,78 (0,02)	0,77 (0,03)	0,79 (0,02)
	Zelfwaarderingschaal (0-16)			
<i>n</i>	177	184	208	241
<i>M (SD)</i>	13,0 (3,3)	12,3 (3,5)	12,7 (3,2)	12,3 (3,7)
<i>H (SE)</i>	0,42 (0,05)	0,38 (0,03)	0,35 (0,05)	0,47 (0,04)
Guttman's lambda 2	0,81	0,79	0,76	0,84
Cronbach's alfa (<i>SE</i>)	0,80 (0,03)	0,78 (0,02)	0,76 (0,04)	0,83 (0,02)

Gelet op de overlappende 95%-betrouwbaarheidsintervallen ($H \pm 1,96 * SE$) variëren de schaalbaarheidscoëfficiënten *H* voor de twee meetinstrumenten niet systematisch met de ernst van de cognitieve stoornis van de respondenten, zoals bepaald met behulp van de ADS3. Ook de coëfficiënten van interneconsistentie-betrouwbaarheid variëren weinig met het niveau van cognitief functioneren. Scores op de SEW correleerden negatief met het niveau van cognitief functioneren: de Spearman rangcorrelatie tussen beide bedroeg $-0,11$ $[-0,16; -0,06]$. Tabel 3 laat zien dat deelnemers met een relatief ernstige cognitieve stoornis op de SEW gemiddeld 0,9 punt hoger scoorden dan deelnemers met de beste resultaten op de ADS3. De gestandaardiseerde effectgrootte van dit verschil (Hedges' *g*) en het 95%-betrouwbaarheidsinterval (bepaald met behulp van de noncentrale *t*-verdeling) is $0,29$ $[0,15; 0,44]$.³⁸ Het betreft een relatief klein verschil (een middelgroot verschil heeft een effectgrootte $\geq 0,50$).³⁹ Deelnemers met een relatief ernstige cognitieve stoornis behaalden 0,3 tot 0,7 meer punten op de Zelfwaarderingschaal (*Zws*) dan deelnemers met een wat hoger niveau van cognitief functioneren. De Spearman rangcorrelatie tussen ADS3 en *Zws* bedroeg $-0,06$ $[-0,12; 0,01]$. De gestandaardiseerde effectgrootte voor het *Zws*-scoreverschil tussen de twee groepen op de uiterste polen van de ADS3 was $0,21$ $[0,01; 0,40]$.

Normering en betekenis van somscores

Tabel 4 geeft de frequentieverdeling van scores op de Schaal voor Emotioneel Welbevinden (*SEW*) en de Zelfwaarderingschaal (*Zws*) voor de 825 deelnemers aan wie beide schalen zijn voorgelegd. Aan de hand van de percentiele rang en het 95%-betrouwbaarheidsinterval van de percentiele rangscores kan van individuele deelnemers worden bepaald hoe hun scores zich verhouden tot die van een vergelijkingsgroep van deelnemers aan psychogeriatrische dagbehandeling.⁴⁰ Zo valt uit Tabel 4 bijvoorbeeld af te lezen dat een score van 7 op de Schaal voor Emotioneel Welbevinden bij hoogstens 5% van de deelnemers werd aangetroffen, evenals een score van 4 op de Zelfwaarderingschaal. Somscores tussen het 25-ste en 75-ste percentiel van de frequentieverdeling mogen gelden als normaal voor de onderzochte populatie. Het betreft de scores 14 tot 17 op de Schaal voor Emotioneel Welbevinden, en de scores 11 tot 15 op de Zelfwaarderingschaal. De maximale scores (van 18, respectievelijk 16) werden bij ongeveer 25% van de deelnemers gevonden.

Tabel 4 Frequentieverdeling, gemiddelden (*M*) en standaarddeviaties (*SD*) van somscores voor de Schaal voor Emotioneel Welbevinden (*SEW*) en de Zelfwaarderingschaal (*Zws*) voor de 825 deelnemers die met beide schalen zijn onderzocht

SEW (<i>N</i> = 825)					Zws (<i>N</i> = 825)				
Score	<i>f</i>	<i>P</i>	95%-OG	95%-BG	Score	<i>f</i>	<i>P</i>	95%-OG	95%-BG
0	1	0,1	0,0	0,5	0	2	0,1	0,0	0,6
1	1	0,2	0,0	0,7	1	6	0,6	0,1	1,5
2	2	0,4	0,1	1,0	2	6	1,3	0,6	2,4
3	2	0,6	0,2	1,4	3	9	2,2	1,2	3,6
4	2	0,8	0,4	1,7	4	9	3,3	2,1	4,9

5	9	1,5	0,7	2,8	5	7	4,3	3,0	6,0
6	4	2,3	1,4	3,6	6	21	6	4,0	8,4
7	13	3,3	2,0	5,1	7	16	8	6,2	10,6
8	8	4,6	3,2	6,3	8	27	11	8,2	13,8
9	10	6	4,1	7,6	9	38	15	11,4	18,4
10	25	8	5,5	10,5	10	53	20	16,0	24,9
11	34	11	8,4	14,7	11	62	27	22,4	32,4
12	50	16	12,5	20,8	12	70	35	29,8	40,9
13	48	22	18,3	26,8	13	87	45	38,4	51,3
14	65	29	24,2	34,6	14	113	57	49,1	64,6
15	94	39	32,2	45,7	15	110	70	62,9	77,7
16	114	52	43,7	59,3	16	189	89	77,0	99,5
17	131	66	57,7	74,8					
18	212	87	74,3	99,4					
<i>M</i>	15,0				<i>M</i>	12,5			
<i>SD</i>	3,2				<i>SD</i>	3,4			

f frequentie; *P* percentiele rang met 95%-betrouwbaarheidsinterval: ondergrens (OG) en bovengrens (BG)

Discussie

In dit onderzoek werden unidimensionaliteit, discriminerend vermogen en interneconsistentie-betrouwbaarheid onderzocht van een vragenlijst voor stemming en globale zelfwaardering, toegepast bij psychogeriatrische patiënten. Analyse van het empirisch patroon van correlaties tussen de antwoorden leverde een schaal voor emotioneel welbevinden op van negen items, en bevestigde de unidimensionaliteit van een schaal voor globale zelfwaardering van acht items. Met deze twee schalen beschikt de klinisch werkzame psycholoog over instrumenten om de mate van emotioneel welbevinden en zelfwaardering van een onderzochte vast te stellen, evenals individuele verschillen tussen respondenten op deze latente eigenschappen.

Wat is nieuw?

Dit onderzoek is een uitbreiding van eerder onderzoek, waarin de hypothese van monotone homogeniteit en discriminerend vermogen van items uit een stemmings- en zelfwaarderingsvragenlijst werd getoetst. In het huidige onderzoek konden veel meer deelnemers worden betrokken dan in de eerdere studies. Ook zijn er voor de analyses andere keuzes gemaakt die aansluiten bij nieuwe inzichten op het gebied van schaalanalyse. In het oorspronkelijke onderzoek met de vijftien items van de Depressielijst werd gezocht naar een meerdimensionale factorstructuur die het best paste bij de empirische correlatiematrix. De keuze voor een 3-factorenmodel (1997), en vervolgens voor een 4-factorenmodel (2004) was weliswaar passend volgens factoranalytische criteria, maar had als nadeel dat de resulterende schalen te weinig items bevatten voor een acceptabele interneconsistentie-betrouwbaarheid.^{20, 21} In het huidige onderzoek werd daarom gezocht naar een itemverzameling die beantwoordde aan de basisvoorwaarden voor een unidimensionele en discriminerende schaal, die bovendien voldoende items zou bevatten voor een hoge interneconsistentie-betrouwbaarheid. Voor de Depressielijst betekende dit uitgangspunt dat er, anders dan in eerder onderzoek, slechts één itemverzameling (met negen items voor emotioneel welbevinden) werd behouden in plaats van drie kleine verzamelingen van elk vier, drie en twee items voor respectievelijk de latente eigenschappen somberheid, vermoeidheid en eenzaamheid.²¹

Antwoorden op de zelfwaarderingitems waren nu voor een veel groter aantal deelnemers beschikbaar, zodat de resultaten van de analyses in een 'testgroep' van ruim 400 deelnemers konden worden gevalideerd in een even grote, onafhankelijke tweede groep. De gevolgde werkwijze biedt bescherming tegen kapitaliseren op kans. De acht zelfwaarderingitems vormen

een klinisch bruikbare, unidimensionele en discriminerende schaal, met een interneconsistentie-betrouwbaarheid van $\pm 0,80$ (Guttman's lambda 2). Bij een betrouwbaarheid van 0,80 is de kans op een correcte classificatie van een individuele respondent als 'bovengemiddeld' versus 'benedengemiddeld' op de latente eigenschap 85%.²³

Het niveau van cognitief functioneren van de deelnemers aan dit onderzoek varieerde over een brede range. Daarmee zijn de schaalearschappen van de onderzochte instrumenten geldig voor personen met een relatief ernstige tot een relatief lichte cognitieve stoornis. Analyse in vier subgroepen bevestigde dat de schaalbaarheids- en betrouwbaarheidscoëfficiënten niet systematisch varieerden met de ernst van de cognitieve stoornis.

Situering van de items in opvattingen over subjectief welbevinden

Emotioneel welbevinden en zelfwaardering horen bij het grotere domein van subjectief welbevinden. Subjectief welbevinden wordt in de psychologie, de sociologie en de gezondheidswetenschappen intensief bestudeerd.^{6, 41, 42} Een veel gebruikt onderscheid is dat tussen de hedonistische en de eudemonische opvatting van welbevinden.⁷ In de hedonistische opvatting hangen gevoelens van welbevinden samen met tevreden in het leven staan, plezier beleven en afwezigheid van negatieve gevoelens. De aristotelische, eudemonische opvatting legt eerder het accent op persoonlijke groei, doelgerichtheid in het leven, zelfrealisatie en zelfaanvaarding.

Tegen de achtergrond van de hedonistische en de eudemonische traditie in het onderzoek naar subjectief welbevinden heeft Marcoen een 6-dimensioneel model van welbevinden bij ouderen voorgesteld.⁷ De zes dimensies zijn psychisch, lichamelijk, sociaal, materieel, cultureel en existentieel welbevinden. In het concept van psychisch welbevinden komen positief affect, zelftevredenheid, toekomstperspectief en autonomie samen. De Zelfwaarderingsschaal representeert de 'tevredenheid met zichzelf' in het concept van psychisch welbevinden. In de Schaal voor Emotioneel Welbevinden verwijst afwezigheid van gevoelens van 'hulpeloosheid', een sleutelbegrip in Seligmans theorie van angst en depressie,⁴³ naar het belang van controle en regie voor het gevoel van psychisch welbevinden, zoals ook de items 'tevreden', 'somber', 'opgewekt' en 'toekomst' daarbij inhoudelijk passen. De items 'gezond', 'moe' en 'zwak' kunnen als aspecten van 'lichamelijk welbevinden' een onderscheiden dimensie van subjectief welbevinden vormen, maar deze drie items pasten in het onderzoek bij psychogeriatrische patiënten goed in een unidimensionele schaal voor emotioneel welbevinden. Drie items uit de oorspronkelijke Depressielijst, 'eenzaam', 'bezoek' en 'vrienden' passen theoretisch bij 'sociaal welbevinden'.⁷ Echter, in het onderzoek bij psychogeriatrische patiënten bleek enkel het item 'eenzaam' inpasbaar in de conceptuele structuur van emotioneel welbevinden. 'Eenzaam' verwijst naar een gevoel, terwijl vragen naar 'bezoek' en 'vrienden' eerder kunnen worden opgevat als vragen naar feitelijke omstandigheden, wat deze items misschien minder geschikt maakt voor onderzoek van subjectief welbevinden bij mensen met een cognitieve stoornis of een geheugenbeperking.

Subjectief welbevinden is een belangrijke indicator voor de mate waarin mensen ervaren dat essentiële sociale behoeften, zoals de theorie van sociale productiefuncties die onderscheidt, worden vervuld.⁴⁴ Het betreft de behoefte aan affectie, erkenning, en 'voor anderen van betekenis zijn'. Een betere vervulling van deze behoeften gaat gepaard met hogere niveaus van subjectief welbevinden. Er zijn zelfs aanwijzingen voor een causale relatie, waarin hogere niveaus van subjectief welbevinden beschermen tegen psychopathologie, bijdragen aan veerkracht en aan een betere omgang met alledaagse beslommingen.⁶ Dat maakt subjectief welbevinden in interventieonderzoek en onderzoek naar kwaliteit van leven een belangrijke variabele. De adequate conceptualisering en meting van dit begrip is theoretisch en praktisch dan ook van grote betekenis.

Constructvaliditeit van emotioneel welbevinden en zelfwaardering

Het hier beschreven onderzoek naar unidimensionaliteit van items voor het meten van emotioneel welbevinden en zelfwaardering kan beschouwd worden als onderzoek naar de constructvaliditeit van begrippen als 'emotioneel welbevinden' en 'zelfwaardering'.²³ Immers, de vaststelling dat items hetzelfde meten is een eerste voorwaarde voor de theoretische interpreteerbaarheid van een itemverzameling. Daarmee is echter niet gezegd dat constructen als emotioneel welbevinden en zelfwaardering correct en uitputtend worden gerepresenteerd door de gekozen items. De conceptualisering van subjectief welbevinden bij specifieke groepen, zoals in dit geval psychogeriatrische patiënten, doet een beroep op de creativiteit, verbeeldingskracht en vindingrijkheid van onderzoekers in de psychologie.⁴⁵ De conceptualisering van welbevinden in

onderscheiden dimensies en het construeren van schalen voor de meting daarvan is dan ook een blijvende onderzoekstaak.⁷

Niet alleen op groepsniveau, maar ook individueel is een adequate conceptualisering van subjectief welbevinden van belang. Bij dementie zijn passiviteit en initiatiefverlies veel voorkomende symptomen die verkeerd geïnterpreteerd kunnen worden als signalen van depressie. Voor een juist inzicht in iemands gemoedstoestand is een gesprek daarover essentieel. De hier gegeven instrumenten mogen daarbij behulpzaam zijn. Drie casusvignetten illustreren het gebruik in de psychogeriatrische praktijk. Op de website van dit Tijdschrift is een elektronische applicatie beschikbaar die de somscore voor emotioneel welbevinden en zelfwaardering berekent, en deze relateert aan de scores van een vergelijkingsgroep van 825 deelnemers aan psychogeriatrische dagbehandeling.

Beperkingen van het onderzoek

De psychometrische eigenschappen van de twee meetinstrumenten zijn hier onderzocht in een gelegenheidssteekproef, aan de hand van een grote hoeveelheid beschikbare patiëntgegevens. De vragen naar stemming en zelfwaardering werden gesteld tijdens deelname aan dagbehandeling. Deelname aan sociale activiteiten kan de stemming gunstig beïnvloeden.⁵ Niet bekend is of de stemmings- en zelfwaarderingvragen anders zouden zijn beantwoord wanneer het gesprek met de deelnemers thuis zou hebben plaatsgevonden of in een ziekenhuis (geheugenpoli).

De Mokkenanalyse beperkte zich tot onderzoek van monotone homogeniteit, voldoende voor onderzoek van individuele verschillen tussen personen. Er is afgezien van onderzoek naar dubbele monotoniteit (invariante itemordening) om geen onnodige beperkingen op te leggen aan items die voldoende discriminerend waren tussen personen. Om zoveel mogelijk bruikbare items te behouden is gekozen voor een relatief lage ondergrens van de schaalbaarheidscoëfficiënt. Selecteren met een strenger criterium kan een sterkere Mokkenschaal opleveren, maar wel ten koste van de lengte van de schaal en de interneconsistentie-betrouwbaarheid.

Conclusie

De vragenlijsten voor emotioneel welbevinden en zelfwaardering zijn voor de psycholoog in de psychogeriatrische praktijk een hulpmiddel om het gesprek over gevoelens van mensen met dementie te ondersteunen. De empirische gegevens maken situering mogelijk van de individuele persoon op de gemeten latente eigenschappen, evenals vergelijking van die persoon met anderen.

Casusvignetten

Johan (68) is aangemeld voor psychogeriatrische dagbehandeling wegens depressie, cognitieve beperkingen na een cva (anderhalf jaar eerder) en een sterk verzwakte gezondheid wegens longkanker. In het gesprek met de psycholoog wordt duidelijk dat hij erg ongelukkig is met zijn situatie en zich elke dag somber voelt. Hij klaagt over een slechte gezondheid en voelt zich doorlopend moe. Op de Schaal voor Emotioneel Welbevinden behaalt hij een score van 4 (percentielscore <1). Zijn zelfwaardering is eveneens zeer laag (score 1), met bevestigende antwoorden op stellingen zoals: 'Bij mij gaat alles fout', 'Ik zou een heleboel aan mezelf willen veranderen', en 'Ik heb een lage dunk van mezelf'. Deelname aan dagbehandeling voorziet in zijn behoefte aan sociaal contact, invulling van de dag met plezierige activiteiten en ondersteunende gesprekken met de psycholoog. Deze gesprekken gaan over zijn mogelijkheden om thuis actiever te zijn, exploreren zijn persoonlijk belangrijke waarden en bekrachtigen wat hij doet om zich staande te houden. Een half jaar later zijn de scores voor Emotioneel Welbevinden en Zelfwaardering sterk verbeterd (naar respectievelijk 13 en 10). Meer dan 75% van de vergelijkingsgroep van deelnemers aan psychogeriatrische dagbehandeling behaalde weliswaar hogere scores (zie Tabel 4), maar in vergelijking met de beginsituatie is hij ondanks persisterende gezondheidsproblemen minder gedemoraliseerd: hij voelt hij zich tevreden, zijn stemming is verbeterd, evenals zijn gevoel van eigenwaarde.

Ans is 74 jaar wanneer zij verwezen wordt voor deelname aan psychogeriatrische dagbehandeling. Zij kan wegens ziekte van Alzheimer minder vlot spreken. Het kost haar veel tijd en energie om de juiste woorden te vinden voor wat zij wil zeggen. Anderen die naar haar luisteren, brengen niet altijd het nodige geduld op. Dat

merkt zij. Soms wordt zij (thuis) overvallen door een hevige huilbui. Vroeger zong zij graag, maar de laatste tijd bijna niet meer. Op de Schaal voor Emotioneel Welbevinden behaalt zij een score van 9 (percentiel 6 [95%-betrouwbaarheidsinterval 4;8]). Ondanks verhoogde gevoelens van somberheid is haar gevoel van eigenwaarde niet aangetast (Zelfwaarderingsschaal: score 13, percentiel 45 [38;51]). Aanvankelijk had zij erg opgezien tegen deelname aan dagbehandeling, nu merkt zij dat zij hier prettige dagen doorbrengt. Zij is anderen graag behulpzaam, en kan dat in de dagbehandeling ook laten zien. Het stemmingsbeeld en de moeite die zij ondervindt met puur verbale uitingen vormen een goede indicatie voor muziektherapie.

Rob (63) is een jaar geleden gediagnosticeerd met ziekte van Alzheimer. Tijdens het onderzoek bij aanvang van de dagbehandeling vindt de psycholoog geen aanwijzingen voor een gedeprimeerde stemming. Hij voelt zich 'soms moe'. Dat brengt zijn score op de Schaal voor Emotioneel Welbevinden op 17 (percentiel 66 [58; 75]). Rob blijkt een actieve, nieuwsgierige en zeer hulpvaardige deelnemer die zich al snel geliefd maakt bij de andere bezoekers, ook al zijn die gemiddeld twintig jaar ouder. In tegenstelling tot zijn goede humeur is zijn zelfwaardering erg laag (score 5; percentiel 4 [3; 6]). In het gesprek wordt duidelijk dat hij onvrede met zichzelf ziet als uitgangspunt voor verbetering en als het startpunt voor het bedenken van haalbare doelen die hij door zijn deelname aan dagbehandeling wil bereiken. In een aantal gesprekken met de psycholoog formuleert hij de volgende doelen: lichamelijke conditie op peil houden, de namen leren van medewerkers en medebezoekers met wie hij regelmatig contact heeft, een actieve rol vervullen bij de muziektherapie, onder meer met behulp van zijn eigen muziekinstrument, medebezoekers begeleiden tijdens de wandeling, gezelligheid bevorderen door gesprekken tijdens de wandeling, en een fotografieclub vormen met medebezoekers die daarvoor belangstelling hebben. De doelen worden met de medewerkers van het dagcentrum verwerkt in een activiteitenplan. Bij evaluatie na enkele maanden is zijn gevoel van eigenwaarde verbeterd op de items 'positief ten opzichte van mezelf', 'vertrouwen in mijn capaciteiten', 'minder lage dunk van mezelf' en 'tevreden met mezelf'. Op de Zelfwaarderingsschaal behaalt hij nu een score van 9 (percentiel 15 [11; 18]).

Auteurs

Han F. A. Diesfeldt

De Stichtse Hof, Vivium zorggroep, Laren, Netherlands
psycholoog, zelfstandig onderzoeker

Castricum

e-mail: h.diesfeldt@outlook.com

Literatuurlijst

1. Jonker C, Gerritsen DL, Van der Steen JT, Bosboom PR, Van Campen C, Kleemans AHM. Kwaliteit van leven en dementie. I. Model om welbevinden bij demente patiënten te meten. Tijdschrift voor Gerontologie en Geriatrie. 2001;32:252-258.
2. Dröes RM, Boelens-Van der Knoop ECC, Bos J, Meihuizen L, Ettema TP, Gerritsen DL. Quality of life in dementia in perspective: an exploratory study of variations in opinions among people with dementia and their professional caregivers, and in literature. Dementia. The International Journal of Social Research and Practice. 2006;5:533-558.
3. Gerritsen DL, Dröes RM, Ettema TP, Boelens E, Bos J, Meihuizen J. Kwaliteit van leven bij dementie. Opvattingen onder mensen met dementie, hun zorgverleners en in de literatuur. Tijdschrift voor Gerontologie en Geriatrie. 2010;41:241-255. 10.1007/s12439-010-0219-z
4. Downs M, Hughes JC, Lloyd-Williams M, Sachs GA. Supportive care for the person with dementia. Oxford: Oxford University Press; 2010.
5. Lawton MP, Moss MS, Winter L, Hoffman C. Motivation in later life: personal projects and well-being. Psychology and Aging. 2002;17:539-547. 10.1037/0882-7974.17.4.539

6. Bohlmeijer E, Westerhof G, Bolier L, Steeneveld M, Geurts M, Walburg J. Welbevinden: van bijzaak naar hoofdzaak. Over de betekenis van de positieve psychologie. *De Psycholoog*. 2013;48(november):49-59.
7. Marcoen A, Van Cotthem K, Billiet K, Beyers W. Dimensies van subjectief welbevinden bij ouderen. *Tijdschrift voor Gerontologie en Geriatrie*. 2002;33:156-165.
8. Van der Steen JT, Van Campen C, Bosboom PR, Gerritsen DL, Kleemans AHM, Schrijver TL. Kwaliteit van leven en dementie. II. Selectie van een meetinstrument voor welbevinden op 'modelmaat'. *Tijdschrift voor Gerontologie en Geriatrie*. 2001;32:259-264.
9. Logsdon RG, Gibbons LE, McCurry SM, Teri L. Assessing quality of life in older adults with cognitive impairment. *Psychosomatic Medicine* 2002;64:510-519; http://www.dementia-assessment.com.au/quality/QOL_handout_guidelines_scale.pdf.
10. Beekman ATF, Van Limbeek J, Deeg DJH, Wouters L, Van Tilburg W. Een screeningsinstrument voor depressie bij ouderen in de algemene bevolking: de bruikbaarheid van de Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D). *Tijdschrift voor Gerontologie en Geriatrie*. 1994;25:95-103.
11. Kok RM, Heeren TJ, Van Hemert AM. De Geriatric Depression Scale. *Tijdschrift voor Psychiatrie*. 1993;35:416-421.
12. Kok RM. Zelfbeoordelingsschalen voor depressie bij ouderen. *Tijdschrift voor Gerontologie en Geriatrie*. 1994;25:150-156.
13. Hulstijn EM, Deelman BG, De Graaf A, Berger H. De Zung-12: een vragenlijst voor depressiviteit bij ouderen. *Tijdschrift voor Gerontologie en Geriatrie*. 1992;23:85-93.
14. Cahn LA, Cahn-Hut L. A new method of discovering depression in old people. In: XII. International Congress of Gerontology. Hamburg: International Association of Gerontology, 1981: 276.
15. Cahn LA. Moeilijkheden bij de diagnostiek van de depressie bij bejaarden. Nieuwe aanwinsten bij de diagnostiek. In: Bayens JP, editor. 6de Winter-Meeting. Oostende: Belgische Vereniging voor Gerontologie en Geriatrie, 1983: 39-53.
16. Beck AT. *Cognitive therapy and the emotional disorders*. New York: International Universities Press; 1976.
17. Frances A, First M. In: *Stemming en stoornis*. Amsterdam: Uitgeverij Nieuwezijds; 1999.
18. Helbing JC. Zelfwaardering: meting en validiteit. *Nederlands Tijdschrift voor de Psychologie*. 1982;37:257-277.
19. Diesfeldt HFA, Goossens L, Hutsebaut D, Verschuere K. *Ontwikkeling en levensloop*. Leuven: Universitaire Pers Leuven; 2004.
20. Diesfeldt HFA. De Depressielijst voor stemmingsonderzoek in de psychogeriatric. *Tijdschrift voor Gerontologie en Geriatrie*. 1997;28:113-118.
21. Diesfeldt HFA. De Depressielijst voor stemmingsonderzoek in de psychogeriatric: meetpretenties en schaalbaarheid. *Tijdschrift voor Gerontologie en Geriatrie*. 2004;35:224-233.
22. Diesfeldt HFA. Globale zelfwaardering bij dementie. Betrouwbaarheid en validiteit van Brinkmans Zelfwaarderingsschaal. *Tijdschrift voor Gerontologie en Geriatrie*. 2007;38:122-133.
23. Ellis JL. *Statistiek voor de psychologie, deel 5: factoranalyse en itemanalyse*. Boom Lemma: Den Haag; 2013.
24. Dykstra PA. Loneliness among the never and formerly married: the importance of supportive friendships and a desire for independence. *Journal of Gerontology: Social Sciences*. 1995;50B:S321-S329. 10.1093/geronb/50B.5.S321
25. 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. *Journal of Gerontology: SOCIAL SCIENCES*. 2002;57b:S33-S42.
26. Cahn LA, Diesfeldt HFA. Psychologisch onderzoek van psychisch gestoorde bejaarden met behulp van diapositieven. *Nederlands Tijdschrift voor Gerontologie*. 1973;4:256-263.
27. De Graaf A, Deelman BG. In: *Cognitieve Screening Test*. Swets en Zeitlinger: Lisse; 1991.
28. Grigsby J, Kaye K. In: *The Behavioral Dyscontrol Scale: Manual*. Denver: University of Colorado Health Sciences Center; 1992.
29. Lindeboom J, Jonker C. In: *Amsterdamse Dementie-Screeningstest*. Swets and Zeitlinger: Lisse; 1989.
30. Lindeboom J, Jonker C. Een korte test voor dementie-screening. *Tijdschrift voor Gerontologie en Geriatrie*. 1988;1997-102.
31. Sijtsma K, Molenaar IW. In: *Introduction to nonparametric item response theory*. London: Sage; 2002.

32. Molenaar IW, Van Schuur WH, Sijtsma K, Mokken RJ. In: MSPWIN 5.0 A program for Mokken scale analysis for polytomous items. Science Plus Group: Groningen; 2002.
33. Van der Ark L. Stochastic ordering of the latent trait by the sum score under various polytomous IRT models. *Psychometrika*. 2005;70:283-304. 10.1007/s11336-000-0862-3
34. Van der Ark LA. New developments in Mokken Scale Analysis in R. *Journal of Statistical Software*. 2012;48:1-27.
35. Zhang Z, Yuan KH. Robust coefficient alpha for non-normal and missing data: The R Foundation for Statistical Computing, 2013.
36. American Psychiatric Association; 1994.
37. Huber M, Knottnerus JA, Green L, Van der Horst H, Jadad AR, Kromhout D. How should we define health?. *British Medical Journal*. 2011;343:d4163-10.1136/bmj.d4163
38. Kline RB. Beyond significance testing. Washington DC: American Psychological Association; 2004.
39. Cohen J. Statistical power analysis for the behavioral sciences. Hillsdale: Lawrence Erlbaum; 1988.
40. Crawford JR, Garthwaite PH, Slick DJ. On percentile norms in neuropsychology: proposed reporting standards and methods for quantifying the uncertainty over the percentile ranks of test scores. *The Clinical Neuropsychologist*. 2009;23:1173-1195. 10.1080/13854040902795018
41. Westerhof GJ, Keyes CLM. Mental illness and mental health: the two continua across the lifespan. *Journal of Adult Development*. 2010;17:110-119. 10.1007/s10804-009-9082-y
42. Beerens HC, Sutcliffe C, Renom-Guiteras A, Soto ME, Suhonen R, Zabalegui A, et al. Quality of life of and quality of care for people with dementia receiving long term institutional care or professional home care: The European RightTimePlaceCare Study. *Journal of the American Medical Directors Association* 2013.
43. Seligman ME. Helplessness. On depression, development, and death. San Francisco: W.H. Freeman; 1975.
44. Steverink N, Lindenberg S. Which social needs are important for subjective well-being? What happens to them with aging?. *Psychology and Aging*. 2006;21:281-290. 10.1037/0882-7974.21.2.281
45. Drenth PJD, Testtheorie SK. In: Inleiding in de theorie van de psychologische test en zijn toepassingen. Houten: Bohn Stafleu Van Loghum; 2006.