

Een gedragsobservatieschaal voor participatie in psychogeriatrische dagbehandeling

H.F.A. Diesfeldt^a

A behavioural rating scale of activity engagement in psychogeriatric day care

The Participation Scale was developed as an observational measure of activity engagement (as rated by group facilitators) of adult day care clients with mild to moderate dementia. In a consecutive sample of 448 subjects Mokken scaling procedure was conducted to assess the latent structure of 27 questionnaire items. The study included an exploratory and a confirmatory approach. For that purpose the sample was randomly divided into two halves. Exploratory analysis revealed three dimensions of participation that adequately captured the item structure: motivation (10 items; Loevinger's $H=0.48$), competence (7 items; $H=0.56$) and self-confidence (4 items; $H=0.57$). The structure was validated in a confirmatory analysis. In a stepwise multiple regression model 49% of the variance in motivation was explained by independent behavioural measures of apathy and affect. Apathy and cognitive impairment were significant predictors of competence in participation ($R^2=31.2\%$). Negative affect was the main predictor of reduced self-confidence ($R^2=37.9\%$). Cross-validation of these exploratory regression models on the confirmatory sample explained 39.6%, 29.2% and 23.1% of the variance in motivation, competence and self-confidence, respectively. Test-retest intraclass correlation coefficients ($ICC_2(A,1)$) as determined in a random subsample of 56 participants, were 0.77 (motivation), 0.85 (competence) and 0.76 (self-confidence). The three measures allow the differentiation and ordering of individual participants on separate dimensions of activity engagement in psychogeriatric day care.

Keywords: geriatric patients, client participation, day care, test reliability, rating scale

Tijdschr Gerontol Geriatr 2014; 45: 208–225

^a De Stichtse Hof, Laren, The Netherlands

Correspondentie: Dr. H.F.A. Diesfeldt, De Stichtse Hof, Naarderstraat 81, 1251 BG Laren, The Netherlands.

E-mail: h.diesfeldt@outlook.com

Samenvatting

De Participatielijst is een gedragsobservatieschaal voor activiteitenbegeleiders om de persoonlijke betrokkenheid van deelnemers aan dagbehandelingsactiviteiten zichtbaar te maken. In een steekproef van 448 opeenvolgende deelnemers met een lichte tot matig ernstige dementie werd de structuur in de antwoorden op een vragenlijst van 27 items met Mokkenschaaalanalyse onderzocht. Het onderzoek onderscheidde een exploratieve en een confirmatieve aanpak. Daartoe werd de groep van 448 deelnemers willekeurig gesplitst in een exploratieve 'testgroep' en een even grote confirmatieve 'valideringsgroep'. Exploratieve schaalanalyse wees uit dat het patroon van interitemcorrelaties het best verklaard kon worden door drie latente eigenschappen: motivatie (10 items; Loevingers $H=0,48$), competentie (7 items; $H=0,56$) en zelfvertrouwen (4 items; $H=0,57$). In een confirmatieve toetsing werden dezelfde schalen gevonden. Via stapsgewijze meervoudige regressieanalyse werd 49% van de variantie in motivatiescores verklaard door twee onafhankelijke variabelen ontleend aan de Gedragsobservatieschaal voor de Intramurale Psychogeriatric (GIP): Apathie en Affect. Apathie en Cognitie verklaarden 31,2% van de variantie van de competentiescores. Variantie in zelfvertrouwen werd voornamelijk door de GIP-variabele Affect toereikend verklaard (37,9%). In confirmatieve regressieanalyses werden de coëfficiënten van de testgroep gebruikt. De GIP-variabelen verklaarden respectievelijk 39,6%, 29,2% en 23,1% van de variantie in motivatie, competentie en zelfvertrouwen. In een willekeurig gekozen subgroep van 56 deelnemers werden de test-hertest intraclass correlatiecoëfficiënten ($ICC_2(A,1)$) voor de drie aspecten van participatie bepaald: 0,77 voor motivatie, 0,85 voor competentie en 0,76 voor zelfvertrouwen. Met behulp van de subschalen van de Participatielijst kunnen individuele deelnemers aan psychogeriatric dagbehandeling objectief van elkaar worden onderscheiden en gepositioneerd op elk van de drie latente eigenschappen die de subschalen meten.

Trefwoorden: participeren, dementie, meetinstrumenten, Mokkenschaaalanalyse, constructvaliditeit, test-hertestbetrouwbaarheid

Dementie is een aandoening die voornamelijk oudere volwassenen treft en gepaard gaat met aantasting van diverse cognitieve functies.

Problemen met aandacht en geheugen staan op de voorgrond, maar bij sommige vormen van dementie ontstaan in een vroeg stadium veranderingen in gedrag of specifieke cognitieve functies, zoals taal of visuele waarneming. Stemningsveranderingen komen voor in de vorm van angst en depressie. Mensen met dementie raken geleidelijk aan meer en meer afhankelijk van anderen voor ondersteuning bij alledaagse activiteiten. Onvoldoende dagbesteding is een veelvoorkomend probleem bij kwetsbare ouderen.^{1,2}

Psychogeriatric dagbehandeling voor mensen met dementie ontstond in de jaren tachtig van de vorige eeuw.³ Dagbehandeling kent een gevarieerd aanbod aan activiteiten die zijn afgestemd op de mogelijkheden van de deelnemers. De activiteiten zijn sociaal, cognitief en fysiek stimulerend, door contact met medewerkers en andere deelnemers, cognitieve training en gymnastiek.⁴ Mantelzorgers voelen zich minder belast op dagen dat hun naaste deelneemt aan dagbehandeling.⁵ Volgens het theoretisch kader van de Wereldgezondheidsorganisatie (WHO) bevordert deelname aan dagbehandeling gezondheid en welzijn. Dagbehandeling ondersteunt de deelnemers bij het uitvoeren van activiteiten en vergemakkelijkt de participatie, in de zin van 'maatschappelijk betrokken zijn' en 'actief in diverse sociale rollen'.⁶⁻⁸ Wereldwijd onderzoek naar de psychische componenten van geluk en welbevinden laat zien dat de geluksbeleving toeneemt bij activiteiten die iemand als zinvol ervaart en waaraan hij plezier beleeft.⁹ Dat geldt ook voor oudere volwassenen in zorginstellingen, voor wie dagbesteding een essentieel onderdeel van de behandeling is, door hen actief te betrekken bij activiteiten die hun interesse hebben en hun functionele capaciteiten aanspreken.¹⁰⁻¹²

In Nederland wordt dagbehandeling vergoed op basis van de Algemene Wet Bijzondere Ziektekosten (AWBZ). Het overheidsorgaan Centrum indicatiestelling zorg (CIZ) beoordeelt wie recht hebben op AWBZ-zorg. Bij het CIZ stonden medio 2013 dertien duizend ouderen geregistreerd die in aanmerking kwamen voor psychogeriatric dagbehandeling.¹³

Ondanks het grote aantal ouderen dat gebruik maakt van psychogeriatric dagbehandeling, is nauwelijks onderzocht wat individuele deelnemers zelf aan hun deelname ervaren. Een belangrijke reden is dat de daarvoor geëigende instrumenten ontbreken. Er bestaan meetinstrumenten voor de kwaliteit van leven bij dementie, maar deze zijn niet specifiek gericht op de evaluatie van dagbehandeling.¹⁴ Onderzoek van de literatuur leverde diverse voorbeelden op van methoden om

deelnemersparticipatie te onderzoeken, maar deze zijn deels zeer arbeidsintensief, te globaal, of juist te specifiek gericht op bepaalde activiteiten.

Een arbeidsintensieve methode is die van de minutieuze observatie van concreet gedrag. Verspreid over een dag observeert een waarnemer gedurende drie tot vijftien minuten telkens hoe een patiënt reageert op een aangeboden activiteit.¹⁵ Ook de methode van *Dementia Care Mapping* (DCM) is gebruikt om stemming en betrokkenheid van deelnemers aan activiteiten te registreren.¹⁶ DCM vereist speciaal opgeleide observatoren. Gedurende een dagdeel of een bepaalde activiteit noteert een onopvallend aanwezige observator een aantal concreet waarneembare gedragingen.¹⁷ Een variant is de intensieve gevalstudie waarin de actieve betrokkenheid van een deelnemer wordt gevolgd door dagboeknotities bij te houden van sociaal gedrag, gemoedstoestand, behulpzaamheid, vermogen voor zichzelf op te komen, zelfvertrouwen en het vermogen om diverse emoties te uiten, zoals frustratie, irritatie, verdriet, en evident plezier.¹⁸

Een voorbeeld van een globale methode is onderzoek met een simpele vierpuntsschaal voor 'intensity of participation', variërend van 'suffen' tot 'actief bezig'.¹⁹ Ander onderzoek richt zich op specifieke activiteiten door toepassing van de 'Patient Activity Scale-Alzheimer's Disease'. Dit is een vragenlijst voor plezierige activiteiten, zoals een wandeling maken, contact met gezelschapsdieren, een puzzel maken, luisteren naar een voorgelezen verhaal, en planten verzorgen, waarbij wordt genoteerd hoe vaak de activiteit in de afgelopen twee weken voorkwam en of deze als plezierig werd ervaren.²⁰

Wat ontbreekt, is een vragenlijst die verschillende aspecten van participatie dekt, zoals plezier aan de deelname en de daarvoor benodigde capaciteiten, en die op een eenvoudige en eenduidige manier kan worden ingevuld door activiteitenbegeleiders op basis van hun observaties. In 2008 publiceerde dit tijdschrift een eerste aanzet voor een dergelijke gedragsobservatieschaal. Deze 'Participatielijst' telde 18 beweringen over patiënten in dagbehandeling, zoals 'Vindt het ochtendprogramma plezierig', 'Heeft tijdens een activiteit extra aanmoediging nodig'. Elk item werd door een activiteitenbegeleider beantwoord met 'ja', 'nee' of 'soms'. Zeventien items konden aan een schaalanalyse worden onderworpen. Psychometrische analyse leverde drie itemclusters op, waaronder één primaire schaal van negen items voor de kwaliteit van de

participatie, en twee kleinere schalen over motivatie en emotioneel evenwicht.²¹

Het hier te beschrijven vervolgonderzoek had vier doelen. Ten eerste werd gezocht naar nieuwe items om de oorspronkelijke itemverzameling aan te vullen. Met behulp van Mokkenschaalanalyse is de structuur van de uitgebreide itemverzameling onderzocht, evenals de schaalbaarheid van de items. Derde doel was de constructvaliditeit van items die samen een schaal vormden te onderzoeken met behulp van gelijktijdig verzamelde observaties van sociaal gedrag, cognitie en beleving, via de Gedragsobservatieschaal voor de Intramurale Psychogeriatric (GIP). Ten slotte werd de test-hertestbetrouwbaarheid van de verschillende aspecten van participatie vastgesteld, om reële verschillen te kunnen herkennen bij herhaalde metingen van participatie.

Methoden

Dit betreft een onderzoek naar de schaalbaarheid van items uit een nieuwe vragenlijst over participatie in psychogeriatric dagbehandeling. De oorspronkelijke Participatielijst werd uitgebreid met relevante items en voor 448 deelnemers aan dagbehandeling ingevuld door activiteitenbegeleiders. De items werden onderzocht op schaalbaarheid met behulp van Mokkenanalyse voor monotone homogeniteit. Na introductie van de onderzochte deelnemers komt in de volgende paragrafen de uitbreiding van de oorspronkelijke itemverzameling aan bod, alsmede de manier waarop de schaalbaarheid is onderzocht, de constructvaliditeit en de test-hertestbetrouwbaarheid.

Deelnemers

Potentiële kandidaten voor invulling van de Participatielijst waren de 473 opeenvolgende patiënten die van April 2007 tot December 2012 deelnamen aan psychogeriatric dagbehandeling in de twee afdelingen voor psychogeriatric dagbehandeling (Laren NH en Hilversum) waarvoor de onderzoeker werkzaam was. Deelnemers bezochten de dagbehandeling gemiddeld twee dagen per week. De Participatielijst werd door ervaren activiteitenbegeleiders ingevuld, voorafgaand aan de eerste zorgplanbespreking die ongeveer zes weken na aanvang van de dagbehandeling plaatsvond. Voor patiënten die al langer in dagbehandeling waren, werd de vragenlijst

ingevuld ter voorbereiding van de halfjaarlijkse zorgplanbesprekingen.

Van 25 deelnemers (5,3%) was geen compleet ingevulde vragenlijst beschikbaar, 21 van hen waren binnen drie weken met dagbehandeling gestopt, van de overige vier ontbraken gegevens op de items ‘Vindt het middagprogramma plezierig’ (2 keer) of ‘Voert gevraagde bewegingen (gymnastiek) goed uit’ (4 keer). Van 448 deelnemers waren volledig ingevulde vragenlijsten beschikbaar voor nadere analyse. Tussen aanvang van dagbehandeling en eerste invulling van de Participatielijst verliepen zes weken voor 30,1% van de deelnemers, en dertien weken voor 37,7%. Een derde (32,2%) was langer dan dertien weken in dagbehandeling toen voor hen de Participatielijst werd ingevuld. Ten behoeve van de analyses van de itemverzameling werd elke patiënt slechts één keer geïncludeerd.

Uitbreiding van de oorspronkelijke itemverzameling

De oorspronkelijke vragenlijst bevatte vooral items voor het meten van vaardigheden om aan het activiteitenprogramma deel te nemen, en relatief weinig items over sociaal gedrag, samenwerking en stemming.²¹ Daarom werd gezocht naar uitbreiding van de itemverzameling met items die deze aspecten meetbaar zouden kunnen maken.

Om te beginnen werd in bestaande vragenlijsten gezocht naar geschikte items. De Beoordelingsschaal voor Oudere Patiënten (BOP), de Beoordelingsschaal voor Psychische en Sociale problemen in het verzorgingshuis (BPS) en de Gedragsobservatieschaal voor de Intramurale Psychogeriatric (GIP) leverden zeven potentieel geschikte items op die nog niet in de eerste versie van de Participatielijst voorkwamen.²²⁻²⁴ De itempool werd uitgebreid met de veertig items van een meer recente vragenlijst over de kwaliteit van leven bij mensen met dementie in verpleeg- en verzorgingshuizen (Qualidem).²⁵ Onder toevoeging van een nieuw geformuleerd item (‘Is anderen behulpzaam’), ontstond een vragenpool van 48 items die op geschiktheid voor de tweede versie van de Participatielijst konden worden beoordeeld.

De 48 items werden op afzonderlijke kaartjes gedrukt en in een telkens andere, willekeurige volgorde voorgelegd aan ieder van zes ervaren activiteitenbegeleiders, met het verzoek de items te verdelen over drie categorieën: ‘geschikt’, ‘twijfelachtig’ of ‘niet geschikt’. De criteria voor ‘geschikte’ items waren: het genoemde gedrag is goed waarneembaar en komt voor bij minstens

10% van deelnemers aan dagbehandeling. Tevens moest een geschikt item betekenisvolle verschillen tussen deelnemers laten zien.

Minstens vier beoordelaars vonden zeventien van de 48 items geschikt. Deze items werden in een groepsdiscussie besproken, waarbij er tien afvielen. Een reden om een item uiteindelijk als ongeschikt af te wijzen was inhoudelijke overlap met items die al in de Participatielijst waren opgenomen (bijvoorbeeld: ‘Helpt graag mee met karweitjes’ en ‘Werkt mee wanneer dat gevraagd wordt’). Van sommige items was bij nader inzien niet duidelijk wat er precies mee werd bedoeld (bijvoorbeeld: ‘Houdt rekening met anderen’). Andere items zouden waarschijnlijk onvoldoende differentiëren tussen deelnemers (bijvoorbeeld: ‘Heeft contact met andere bezoekers’). Ten slotte werden ook items ongeschikt geacht die betrekking hadden op het gedrag van anderen (bijvoorbeeld: ‘Wordt afgewezen door andere bezoekers’).

Aan de zeven items die zowel in de eerste beoordelingsronde, als in de tweede discussieronde geschikt werden geacht, werden er drie toegevoegd die de activiteitenbegeleiders zelf hadden geformuleerd, op grond van hun ervaringen met deelnemers aan dagbehandeling (‘Reageert goed op humor’, ‘Toont initiatief’, en ‘Ontloopt activiteiten’). Uiteindelijk ontstond zo de tweede generatie van de Participatielijst met in totaal 27 items (17 uit de oorspronkelijke versie en 10 nieuwe items). Voor de 27 items werd eenmaal een willekeurige volgorde bepaald, met uitzondering van de eerste twee en het laatste item (zie Bijlage). Elk item heeft drie antwoordcategorieën (polytoom): ‘ja’, ‘soms’ en ‘nee’. De antwoordcategorieën werden gecodeerd als resp. 2, 1, en 0 voor items met een positieve connotatie, en omgekeerd (0, 1, 2) voor items met een negatieve connotatie.

Onderzoek naar structuur en schaalbaarheid

Structuur en schaalbaarheid van de 27 items zijn onderzocht op basis van het niet-parametrische schaalmodel van Mokken.^{26,27} Meer specifiek is gezocht naar schalen waarvan de items voldoen aan monotone homogeniteit. Het onderzoek verloopt in twee stappen.²⁸ De eerste is onderzoek naar de onderliggende structuur: zijn de items representatief voor hetzelfde psychologische construct (latente eigenschap) of meet de itemverzameling verschillende psychologische constructen? Voor elke latente eigenschap die aan de empirisch gevonden samenhang tussen

itemscores ten grondslag ligt, wordt vervolgens bepaald of de items voldoen aan monotone homogeniteit en aan de voorwaarde van voldoende discriminerend vermogen in de onderzochte populatie. Monotone homogeniteit betekent dat de waarschijnlijkheid van een positieve itemrespons toeneemt met de positie van de respondent op de latente eigenschap die het item pretendeert te meten. Het discriminerend vermogen van een item bepaalt in hoeverre de itemscore onderscheidend is tussen personen met een verschillende positie op de latente eigenschap. 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 (berekend als Loevingers H_{ij}), de schaalbaarheidscoëfficiënten H_i per item zijn significant positief (z -waarde $>1,645$) en de schaalbaarheidscoëfficiënt H voor de schaal is $\geq 0,30$ en significant positief ($z > 1,645$).²⁹

Mokkenschaalanalyse kent nog een derde stap, van onderzoek naar invariante itemordening (dubbele monotoniciteit).²⁸ Bij invariante itemordening zijn de items consistent geordend naar de mate waarin zij positief zijn voor de latente eigenschap.

Een model van invariante itemordening legt meer beperkingen op aan geschikte items en is daarmee restrictiever dan een model van (enkelvoudige) monotoniciteit. 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.

De nauwkeurigheid waarmee de som van de itemscores respondenten ordent op een latente eigenschap wordt uitgedrukt met de schaalbaarheidscoëfficiënt H . H kan variëren van 0,00 tot 1,00. Volgens een gangbare vuistregel wijst een H -coëfficiënt $>0,50$ op een sterke schaal. Coëfficiënten tussen 0,40 en 0,50 passen bij een matig sterke schaal, en coëfficiënten tussen 0,30 en 0,40 bij een zwakke schaal²⁶. De standaardfout (se) voor de H -coëfficiënten werd berekend met behulp van het programma *Mokken* in het softwarepakket R.³⁰ De standaardfout geeft een indicatie van de precisie waarmee H kan worden vastgesteld. Het 95%-betrouwbaarheidsinterval van H is $[H-1,96*se; H+1,96*se]$.

De mate waarin de somscore van een verzameling items een betrouwbare ordening

van respondenten toelaat, is niet alleen afhankelijk van 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 alfa).²⁹ λ_2 werd berekend met behulp van het programma *Mokken*. Cronbach's alfa en de standaardfout (se) van alfa werden berekend met het programma *Coefficientalpha* in het softwarepakket R.³¹

In dit onderzoek werd een exploratieve benadering gecombineerd met een confirmatieve benadering. Daartoe werd de groep van 448 deelnemers willekeurig gesplitst in een 'testgroep' van 224 deelnemers (voor een exploratieve analyse) en een even grote, onafhankelijke 'valideringsgroep' voor een confirmatieve analyse. Een exploratieve analyse zoekt binnen een verzameling items naar een of meer subsets die elk een schaal vormen. Hiervoor is een automatisch zoekproces gebruikt met behulp van het programma *Mokken Schaalanalyse voor Polytome items (MSP Win 5.0)*.²⁷ In de confirmatieve analyse werden de psychometrische kwaliteiten van de schalen uit de exploratieve analyse getoetst.

Constructvaliditeit

De constructvaliditeit van een itemverzameling werd onderzocht met behulp van een regressiemodel waarin drie gedragsaspecten (initiatief/sociaal gedrag, cognitie en beleving), zoals gemeten met de Gedragsobservatieschaal voor de Intramurale Psychogeriatric (GIP), als onafhankelijke variabelen werden gebruikt. De GIP is een gedragsbeoordelingsschaal met 82 items. Tachtig daarvan zijn van toepassing voor bezoekers van een dagbehandeling. Elk item vormt een vierpuntsschaal. De items zijn verdeeld over veertien subschalen van vijf tot zeven items die betrekking hebben op cognitie, affect en initiatief/sociaal gedrag.²³ Omdat vier items uit de GIP overlapt met items voor het participatieonderzoek (zie Bijlage), konden de GIP-schalen waarin deze items voorkomen niet worden gebruikt als onafhankelijk criterium voor valideringsonderzoek. Daarom is voor de regressieanalyses gebruik gemaakt van de scores op 28 items die de gestandaardiseerde korte versie van de GIP vormen en die geen

van alle voorkomen in de itemverzameling voor het participatieonderzoek. De items van de verkorte GIP zijn verdeeld over drie subschalen: Apathie (0–27), Cognitie (0–27) en Affect (0–30); tussen haakjes het scorebereik. Zij zijn maximaal representatief voor de drie gedragsdomeinen van respectievelijk initiatief/sociaal gedrag, cognitie en beleving die de GIP bestrijkt.³² Representatieve items uit de GIP-subschaal Apathie zijn: ‘Is bereid om desgevraagd iemand te helpen’, ‘Kijkt op als iemand binnenkomt of als er iets gebeurt’, ‘Suft weg tijdens gesprekken of bezigheden’ en ‘Schrikt op uit een soort droomtoestand als zij/hij wordt aangesproken’. Items in GIP-Cognitie hebben betrekking op desoriëntatie in tijd (‘Verwisselt heden en verleden’), geheugen (‘Onthoudt wat gevraagd wordt’), en niet-doelgericht herhalingsgedrag. Representatieve items uit de GIP-subschaal Affect zijn: ‘Lijkt zich ongelukkig te voelen’ en ‘Beweert dat anderen haar/hem niet mogen’. Hoge scores op de GIP-subschalen wijzen op meer beperkingen van respectievelijk initiatief of cognitie, of op meer affectieve ontregeling. De GIP en de Participatielijst werden door dezelfde activiteitenbegeleider, en min of meer gelijktijdig ingevuld, meestal in dezelfde week (96%). Vijf GIP-formulieren, die niet binnen vier weken na invulling van de Participatielijst beschikbaar kwamen, werden buiten de regressieanalyses gelaten.

De regressiemodellen voor onderzoek van de constructvaliditeit van de participatieschalen werden geanalyseerd op eventuele invloedrijke waarnemingen door *Cook's distances* te berekenen (criterium voor invloedrijke waarnemingen: *Cook's distance* > 1).³³ Van de gestandaardiseerde residuscores werd bepaald in hoeverre de verdeling afweek van de normaalverdeling (criterium: 95% tussen -1,96 en 1,96; 99% tussen -2,58 en 2,58).³³ Voor niet-constante variantie van residuscores (heteroscedasticiteit) werden de standaardfouten van de regressiecoëfficiënten gecorrigeerd met behulp van het programma *lmtest* in het softwarepakket R.³⁴

Test-hertestbetrouwbaarheid

Voor een subgroep van 56 opeenvolgende deelnemers werden de items van de Participatielijst twee keer ingevuld, met een interval van gemiddeld (mediaan) 45 dagen. De uitgebreide beschrijving van de deelnemende patiënten en procedures van het test-hertestonderzoek, dat tevens betrekking had op de test-hertestbetrouwbaarheid van de GIP, is

onderwerp van een afzonderlijke publicatie.³⁵ Voor de test-hertestbetrouwbaarheid werden de intraclass correlation coëfficiënt (ICC) en de standaardmeetfout (SEM) bepaald met behulp van een two-way random effects ANOVA-model, ook wel aangeduid als ‘case 2 model ICC(A,1)’ of ‘ICC2(A,1)’.^{36–38}

Resultaten

Deelnemers

Biografische gegevens zijn vermeld in Tabel 1. Van de deelnemers was 52,2% vrouw. Leeftijd varieerde van 46 tot 96 jaar (mediaan 80; gemiddelde 79,1; SD 6,9); 60,3% woonde samen, 39,7% alleen. Bij 94% werd een vorm van dementie vastgesteld, met een gemiddelde duur van 4,2 jaar (SD 3,1). Bij de overige 6% was de cognitieve stoornis niet ernstig genoeg voor de diagnose ‘dementie’.³⁹ De tabel onderscheidt de deelnemers naar de twee centra voor dagbehandeling. De meeste variabelen tonen geen noemenswaardige verschillen tussen locaties. Gestandaardiseerde verschilscores (Hedges’ *g*) ≤ 0,2 wijzen op een klein verschil, vanaf 0,5 en 0,8 is sprake van een middelgroot, respectievelijk groot verschil. Het 95%-betrouwbaarheidsinterval rond Hedges’ *g* is bepaald met behulp van de noncentrale *t*-verdeling.⁴⁰ Tabel 1 laat bij deelnemers aan de dagbehandeling in Laren NH gemiddeld meer cognitieve beperkingen en hulpbehoefendheid zien dan bij deelnemers in Hilversum.

Structuur van de itemverzameling

Exploratieve analyse van de interitemcorrelaties liet zien dat de verzameling van 27 items uiteenviel in drie subgroepen. Tien items lijken samen te hangen met motivatie (plezier beleven aan deelname, positief affect, bereid tot medewerking). Zie Tabel 2.

Een tweede cluster bevat zeven items die op individuele verschillen in competentie lijken te wijzen (begrip, werktempo, uitvoering). Het derde cluster bevat vier items die samenhangen met negatief affect en gemis aan zelfvertrouwen. De structuuranalyse liet zien dat zes van de 27 items niet in een zinvolle samenhang met elkaar of met andere items konden worden gebracht. Het betreft de items 4, 11, 18, 22, 23 en 26 (zie Bijlage voor iteminhoud en percentages per antwoordcategorie).

Monotone homogeniteit en discriminerend vermogen

Volgens de exploratieve analyse (in de ‘testgroep’) zijn de itempaarcoëfficiënten (H_{ij})

Tabel 1	Deelnemersgegevens naar twee centra voor psychogeriatrische dagbehandeling		
	Locatie		Verschil [95%-BI] ^d
Variabele	Laren NH n=231	Hilversum n=217	
Geslacht (vrouw/man; %)	55,8/44,2	48,4/51,6	0,07 [-0,02; 0,17]
Leeftijd (gemiddelde; SD)	79,6; 6,3	78,6; 7,4	0,15 [-0,04; 0,33]
Opleiding (lo of vbo/mavo of hoger; %)	44,6/55,4	52,5/47,5	0,08 [-0,01; 0,17]
Woonsituatie (alleen/samen; %)	41,6/58,4	37,8/62,2	0,04 [-0,05; 0,13]
Diagnose (dementie/anders; %)	94,4/5,6	93,5/6,5	0,01 [-0,04; 0,05]
Duur dementie in jaren (gemiddelde; SD)	4,1; 3,0 ^a	4,4; 3,2 ^b	-0,08 [-0,27; 0,12]
GIP Apathie (gemiddelde; SD)	3,8; 3,5	3,3; 3,2 ^c	0,14 [-0,05; 0,32]
GIP Cognitie (gemiddelde; SD)	3,6; 3,1	2,2; 2,2 ^c	0,52 [0,34; 0,71]
GIP Affect (gemiddelde; SD)	2,7; 3,0	2,1; 2,9 ^c	0,22 [0,03; 0,41]
GIP Hulpbehoevendheid (gemiddelde; SD)	7,8; 4,5	6,3; 3,7 ^c	0,37 [0,18; 0,55]

GIP Gedragsobservatieschaal voor de Intramurale Psychogeriatric (hoge scores wijzen op beperking of ontregeling)

^an=218

^bn=203

^cn=216

^dVerschillen tussen gemiddelden zijn gestandaardiseerd (*Hedges's g*).⁴⁰ Verschillen tussen percentages zijn gedeeld door 100. 95%-BI=95%-betrouwbaarheidsinterval

voor elk van de drie schalen (itemclusters) steeds positief. In Tabel 2 zijn de laagste z-waarden voor H_{ij} vermeld. Deze ($z=2,80$ en $z=1,96$) hebben betrekking op Motivatie-itempaar 7 en 15 ('Zoekt uitvluchten om niet te hoeven meedoen' (nee), respectievelijk 'Reageert goed op humor'). De laagste itempaar z-waarden (4,75 en 2,65) op de Competentieschaal gelden voor itempaar 19 en 27 ('Begrijpt wat je haar/hem duidelijk wil maken', resp. 'Voert gevraagde bewegingen (gymnastiek) goed uit'). In de Zelfvertrouwschaal heeft in de testgroep itempaar 10 en 21 ('Is somber of verdrietig', resp. 'Zegt zich 'dom' te voelen') de laagste z-waarde (5,57). In de valideringsgroep geldt de laagste z-waarde (2,30) voor het itempaar 14 en 21 ('Is snel overstuur als kleine dingen fout gaan', resp. 'Zegt zich 'dom' te voelen').

Alle items in een schaal hebben een significant positieve H_i ($z>1,645$). Er zijn geen schendingen of verstoringen van manifeste monotoniciteit. Voor elke schaal is H significant positief, en groter dan 0,30. De in Tabel 2 weergegeven itemclusters vormen matig sterke ($H>0,40$) tot sterke schalen ($H>0,50$). De resultaten van de exploratieve analyse laten de conclusie toe dat de items in de verschillende itemclusters voldoen aan

monotone homogeniteit en ieder voldoende discriminerend vermogen hebben in de onderzochte populatie. Cronbachs alfacoëfficiënten en Guttman's lambda 2 voor interne consistentie variëren rond 0,80 voor de drie schalen. Voor geen van de schalen leidde weglating van een item tot een hogere coëfficiënt alfa.

Deze resultaten werden in een confirmatieve analyse ('valideringsgroep') getoetst door uit te gaan van de schalen (itemcombinaties) uit de exploratieve analyse. De confirmatieve analyse levert dezelfde conclusies op als de exploratieve analyse voor wat betreft de itempaarcoëfficiënten (alle significant groter dan nul), de itemcoëfficiënten en de manifeste monotoniciteit. De 95%-betrouwbaarheidsintervallen [$H-1,96*se$; $H+1,96*se$] in 'testgroep' en 'valideringsgroep' overlappen elkaar grotendeels, wat de resultaten van de exploratieve analyse in een onafhankelijke steekproef confirmeert. Hetzelfde geldt voor Cronbachs alfa.

Uit Spearman's rangcorrelaties blijkt dat somscores op de Competentieschaal sterk samenhangen met somscores op de Motivatieschaal (zie Tabel 2; Spearman's $r_s>0,50$).⁴¹ Somscores op de schaal voor

Tabel 2	Participatielijst voor testgroep (exploratieve analyse) en valideringsgroep (confirmatieve analyse): gemiddelde item- en subschaalscores (M), itemcoëfficiënten (H _i) en schaalcoëfficiënten (H) met standaardfout (se) en z-waarde. Guttman's lambda 2 en Cronbach's alfa voor betrouwbaarheid en Spearman's rangcorrelaties tussen subschaalscores					
	Testgroep n=224			Valideringsgroep n=224		
	M	H _i (se)	Z	M	H _i (se)	Z
Motivatie-items (ja=2 tenzij anders vermeld)						
Werkt mee wanneer dat gevraagd wordt	1,95	0,53 (0,10)	13,12	1,94	0,59 (0,08)	13,67
Reageert goed op humor	1,93	0,43 (0,09)	11,23	1,92	0,38 (0,09)	9,82
Vindt het ochtendprogramma plezierig	1,85	0,50 (0,05)	16,61	1,87	0,52 (0,05)	16,21
Vindt het middagprogramma plezierig	1,84	0,49 (0,05)	16,29	1,81	0,49 (0,05)	15,88
Ontloopt activiteiten (nee=2)	1,83	0,50 (0,06)	16,52	1,84	0,47 (0,05)	14,96
Stemming is positief te beïnvloeden	1,80	0,51 (0,05)	16,86	1,84	0,39 (0,06)	12,56
Zoekt uitvluchten om niet te hoeven meedoen (nee=2)	1,71	0,47 (0,06)	15,83	1,75	0,51 (0,05)	16,30
Is geïrriteerd of ontevreden (nee=2)	1,71	0,43 (0,06)	13,91	1,68	0,47 (0,06)	13,61
Heeft tijdens een activiteit extra aanmoediging nodig (nee=2)	1,40	0,49 (0,05)	15,49	1,41	0,47 (0,04)	14,75
Toont initiatief	1,24	0,47 (0,05)	14,09	1,24	0,39 (0,06)	11,87
Motivatieschaal (0-20)						
M (SD)	17,27 (3,07)			17,29 (2,87)		
Aantal negatieve itempaarcoëfficiënten (H _{ij})	0		≥ 2,80	0		≥ 1,96
Aantal verstoringen van manifeste monotonie	0			0		
Schaalcoëfficiënt H (se)		0,48 (0,05)	32,33		0,46 (0,04)	29,87
Guttman's coëfficiënt lambda 2		0,84			0,82	
Cronbach's alfa (se)		0,79 (0,05)			0,79 (0,04)	

Tabel 2 (Continued)

	Testgroep <i>n</i> = 224		Valderingsgroep <i>n</i> = 224	
	M	H _i (se)	Z	M
Competentie-items (<i>j</i> =2 tenzij anders vermeld)				
Begrijpt wat je haar/hem duidelijk wil maken	1,79	0,53 (0,06)	14,87	1,79
Geeft antwoorden die niets te maken hebben met de vraag (<i>nee</i> =2)	1,71	0,51 (0,06)	15,11	1,67
Voert gevraagde bewegingen (gymnastiek) goed uit	1,67	0,46 (0,06)	13,99	1,74
Voert opdrachten zelfstandig uit	1,59	0,62 (0,04)	19,47	1,62
Het werktempo is voldoende	1,53	0,55 (0,05)	17,11	1,60
Heeft voor een activiteit voldoende aan algemene uitleg	1,43	0,67 (0,04)	20,12	1,43
Heeft moeite met het nemen van beslissingen (<i>nee</i> =2)	1,38	0,56 (0,05)	16,75	1,39
Competentieschaal (0-14)				
M (SD)	11,10 (3,12)			11,24 (2,80)
Aantal negatieve itempaarcoëfficiënten (H _{<i>ij</i>})	0		≥ 4,75	0
Aantal verstoringen van manifeste monotonie	0			0
Schaalcoëfficiënt H (se)		0,56 (0,04)	31,47	0,52 (0,04)
Guttman's coëfficiënt lambda 2		0,86		0,84
Cronbach's alfa (se)		0,86 (0,02)		0,84 (0,02)
Spearman's rangcorrelatie met Motivatie [95%-BI]		0,60 [0,51; 0,68]		0,53 [0,43; 0,62]

Tabel 2 (Continued)

	Testgroep		Valideringsgroep			
	M	H _i (se)	Z	M	H _i (se)	Z
Zelfvertrouwenitems (nee=2)						
				n=224		
Laat blijken zichzelf niets waard te vinden	1,83	0,71 (0,06)	14,52	1,79	0,54 (0,06)	11,64
Zegt zich 'dom' te voelen	1,74	0,54 (0,07)	12,08	1,68	0,39 (0,06)	8,69
Is snel overstuur als kleine dingen fout gaan	1,72	0,53 (0,08)	11,79	1,72	0,31 (0,07)	7,04
Is somber of verdrietig	1,68	0,55 (0,07)	11,62	1,72	0,41 (0,06)	9,18
Zelfvertrouwen-schaal (0-8)						
M (SD)	6,97 (1,58)			6,92 (1,40)		
Aantal negatieve itempaarcoëfficiënten (H _{ij})	0	0	≥ 5,57	0	0	≥ 2,30
Aantal verstoringen van manifeste monotonie	0	0		0	0	
Schaalcoëfficiënt H (se)	0,57 (0,06)	0,57 (0,06)	17,51	0,41 (0,06)	0,41 (0,06)	12,80
Guttman's coëfficiënt lambda 2	0,78	0,78		0,69	0,69	
Cronbach's alfa (se)	0,77 (0,05)	0,77 (0,05)		0,67 (0,05)	0,67 (0,05)	
Spearman's rangcorrelatie met Motivatie [95%-BI]	0,29 [0,17; 0,41]	0,29 [0,17; 0,41]		0,24 [0,11; 0,36]	0,24 [0,11; 0,36]	
Spearman's rangcorrelatie met Competentie [95%-BI]	0,22 [0,09; 0,34]	0,22 [0,09; 0,34]		0,25 [0,12; 0,37]	0,25 [0,12; 0,37]	

zelfvertrouwen staan relatief op zichzelf, gelet op de lage correlaties met Motivatie en Competentie (Spearman's $r_s < 0,30$).

Constructvaliditeit

Tabel 3 laat de resultaten zien van meervoudige regressieanalyses met telkens een van de drie aspecten van participatie (als afhankelijke variabelen) en drie GIP-scores als onafhankelijke variabelen: Apathie, Cognitie en Affect. De resultaten van de regressieanalyses zijn voor de 'testgroep' en de 'valideringsgroep' afzonderlijk weergegeven.

T-waarden $\leq -2,00$ of $\geq +2,00$ wijzen op variabelen die een onafhankelijke bijdrage leveren aan de verklaarde variantie in de afhankelijke variabele. Het participatieaspect Motivatie wordt in de 'testgroep' verklaard door twee GIP-variabelen: Apathie en Affect. Apathie en Affect verklaren 49% van de variantie in motivatiescores. Hogere scores op Apathie of Affectontregeling verlagen de somscore op het participatieaspect Motivatie. Voor verklaring van 31,2% van de variantie in Competentie zijn twee GIP-variabelen toereikend (Apathie en Cognitie). Aan verklaring van de variantie in Zelfvertrouwen dragen twee GIP-variabelen bij. De belangrijkste bijdrage komt van GIP-Affect: hoe sterker de affectieve ontregeling zoals met de GIP geregistreerd, des te lager het zelfvertrouwen volgens de Participatielijst. Individuele verschillen in alleen al de GIP-Afectscores verklaarden 37,9% van de variantie in Zelfvertrouwen. Daar kwam 1,2% verklaarde variantie bij doordat in de 'testgroep' een hogere score op Apathie geassocieerd was met een hogere score op Zelfvertrouwen (zie de positieve regressiecoëfficiënt en de t-waarde 1,94). Het is voorstelbaar dat een zekere mate van onverschilligheid het zelfvertrouwen beschermt. Het verband heeft in de 'valideringsgroep' dezelfde richting, maar is daar veel minder sterk dan in de 'testgroep'. In de 'valideringsgroep' werden individuele verschillen in Zelfvertrouwen voor 24,6% verklaard door de onafhankelijke variabelen. Dit relatief lage percentage verklaarde variantie hangt samen met de geringe betrouwbaarheid van de afhankelijke variabele (zelfvertrouwen) in termen van Guttman's lambda 2 of Cronbach's alfa (zie Tabel 2).^{29,42}

Tabel 3 toont ook de resultaten van een analyse van mogelijke anomalieën in de regressiemodellen. Er waren geen datapunten met een sterk afwijkend patroon (invloedrijke waarnemingen). De verdeling van gestandaardiseerde residuscores week in zeer

geringe mate af van de normaalverdeling. Met name de schattingen van relatief lage scores vertoonden afwijkingen. Rond 5% van de gestandaardiseerde residuscores was kleiner dan -1,96 (waar 2,5% op grond van een 95%-betrouwbaarheidsinterval normaal zou zijn); rond 2% van de gestandaardiseerde residuscores was kleiner dan -2,58 (waar 0,5% normaal zou zijn op grond van een 99%-betrouwbaarheidsinterval). In Figuur 1 zijn voor deelnemers in de 'valideringsgroep' de gestandaardiseerde residuscores afgezet tegen de door het regressiemodel geschatte scores op de Motivatieschaal. Deze afbeelding laat enkele relatief lage, respectievelijk hoge residuscores zien, evenals een grotere spreiding van residuscores voor lage geschatte waarden dan voor hogere waarden op de Motivatieschaal (heteroscedasticiteit).

Betrouwbaarheid van verschillen bij herhaalde metingen

Bij een subgroep van 56 opeenvolgende deelnemers is de Participatielijst met een interval van gemiddeld 45 dagen twee keer ingevuld. Tabel 4 laat zien dat de betrouwbaarheid van herhaalde metingen voor de drie aspecten van participatie (ICC) steeds groter was dan 0,75.

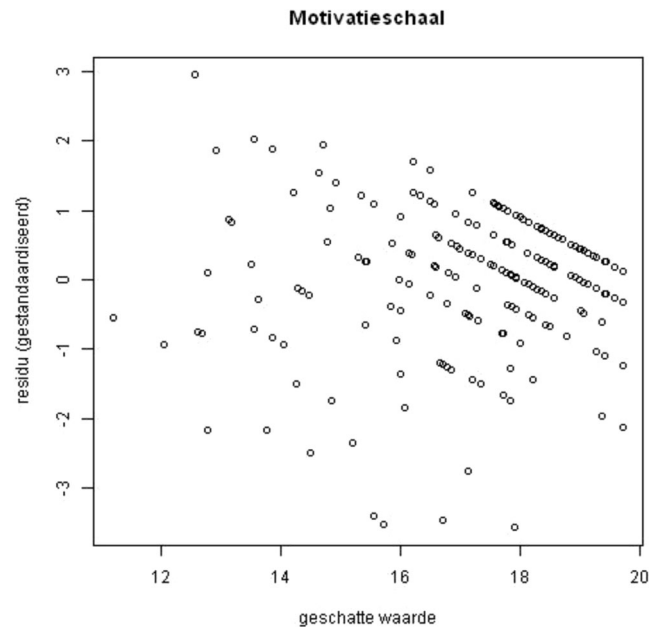
De standaardmeetfout (SEM) is bij een betrouwbaarheidscoëfficiënt $> 0,75$ kleiner dan de helft van een standaarddeviatie (SD). In dat geval neemt de nauwkeurigheid van een meting in verhouding tot die standaarddeviatie met meer dan 50% toe.³⁸ Voor het verschil van twee opeenvolgende metingen is de *minimal detectable difference* (MDD_{95}) berekend. Dat is het kleinste scoreverschil (positief of negatief) dat de drempel van toevalsfluctuaties overschrijdt.⁴³ Als het verschil tussen de twee scores van een patiënt in absolute waarde groter is dan de MDD_{95} , dat wil zeggen $\geq |2|$ voor Zelfvertrouwen en $\geq |3|$ voor Motivatie en Competentie, dan is het verschil significant. Een deelnemer die bijvoorbeeld op de Competentieschaal eerst 12 punten behaalt, en later 9, vertoont daarmee een teruggang van drie punten. Zo'n verschil is groter dan de *minimal detectable difference* (MDD_{95}) in Tabel 4. Een kleiner verschil is mogelijk geheel een gevolg van toevalsfluctuaties.

Discussie

Dit onderzoek leverde drie gedragsobservatieschalen op waarmee individuele deelnemers aan psychogeriatrische

Tabel 3	Analyse van regressiemodellen met participatieaspecten als afhankelijke en GIP-scores als onafhankelijke variabelen, voor deelnemers in de 'testgroep' en de 'valideringsgroep'									
	Testgroep (n=222)					Valideringsgroep (n=221)				
	Afhankelijke variabelen					Afhankelijke variabelen				
	Motivatie	Competentie	Zelfvertrouwen	Motivatie	Competentie	Zelfvertrouwen	Motivatie	Competentie	Zelfvertrouwen	
	B (se); t	B (se); t	B (se); t	B (se); t	B (se); t	B (se); t	B (se); t	B (se); t	B (se); t	B (se); t
Intercept	19,69 (0,21); 92,37	13,09 (0,23); 58,05	7,58 (0,13); 57,39	19,72 (0,21); 95,84	13,24 (0,21); 63,97	7,45 (0,12); 60,52				
GIP-Apathie	-0,30 (0,05); -5,63	-0,36 (0,07); -4,87	0,05 (0,03); 1,94	-0,36 (0,06); -5,82	-0,27 (0,05); -5,17	0,02 (0,03); 0,88				
GIP-Cognitie	-0,13 (0,08); -1,54	-0,21 (0,08); -2,60	-0,01 (0,04); -0,24	-0,15 (0,07); -2,06	-0,33 (0,07); -4,69	0,01 (0,04); 0,37				
GIP-Affect	-0,41 (0,06); -6,49	-0,05 (0,07); -0,68	-0,32 (0,04); -7,80	-0,29 (0,06); -5,04	0,02 (0,06); 0,35	-0,27 (0,04); -6,95				
R ²	49,8%	31,5%	39,1%	40,9% (39,6%)	31,5% (29,2%)	24,6% (23,1%)				
Modelanalyse	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)				
Cooks distance >1	0	0	0	0	0	0				
Gestandaardiseerde residuscores < -1,96	12 (5,4)	15 (6,8)	10 (4,5)	11 (5,0)	11 (5,0)	14 (6,3)				
Gestandaardiseerde residuscores > 1,96	3 (1,4)	2 (0,9)	4 (1,8)	2 (0,9)	1 (0,5)	0				
Gestandaardiseerde residuscores < -2,58	5 (2,3)	5 (2,3)	7 (3,2)	5 (2,3)	4 (1,8)	3 (1,4)				
Gestandaardiseerde residuscores > 2,58	1 (0,5)	0	1 (0,5)	1 (0,5)	0	0				

GIP Gedragsobservatieschaal voor de Intramurale Psychogeriatric; B regressiecoëfficiënt; se standaardfout gecorrigeerd voor heteroscedasticiteit; t t-waarde; R² percentage verklaarde variantie (voor de valideringsgroep ook berekend op basis van de regressiecoëfficiënten in de testgroep)



Figuur 1 Gestandaardiseerde residuscores in functie van geschatte waarden voor de Motivatieschaal van de Participatielijst (Motivatiescore= $19,72-0,36*\text{Apathie}-0,15*\text{Cognitie}-0,29*\text{Affect}$). Zie Tabel 3 (Valideringsgroep; $N=221$). De puntenwolk laat enige overmaat aan gestandaardiseerde residuscores $<-1,96$ en $<-2,58$ zien. Verder is duidelijk dat de spreiding van residuscores voor relatief lage (geschatte) motivatiescores groter is dan voor hoge motivatiescores, wat wijst op heteroscedasticiteit

dagbehandeling objectief van elkaar kunnen worden onderscheiden en gepositioneerd op de eigenschappen ‘motivatie’ (plezier beleven aan deelname), ‘competentie’ (vaardigheden) en ‘zelfvertrouwen’. De opzet van het onderzoek in een exploratief en een confirmatief deel maakte kruisvalidering van de resultaten in twee willekeurig samengestelde, onafhankelijke steekproeven mogelijk. Gelet op de resultaten van de confirmatieve analyse (‘valideringsgroep’) leverden de Mokkenanalyses voor monotone homogeniteit twee matig sterke schalen op (voor motivatie en zelfvertrouwen) en een sterke schaal (voor competentie). De drie schalen hebben voldoende discriminerend vermogen in de onderzochte populatie. De betrouwbaarheid in termen van Guttman

lambda 2 en Cronbachs alfa is voor de schalen Motivatie en Competentie hoog genoeg voor groepsonderzoek.⁴⁴ Voor een betrouwbare vaststelling van individuele verschillen (in plaats van verschillende groepsmiddelen) gelden andere criteria. Bij een betrouwbaarheid (coëfficiënt alfa of Guttman lambda 2) van 0,80 is de kans op een correcte classificatie ‘bovengemiddeld of benedengemiddeld’ 85%.²⁹ In de confirmatieve analyse was de betrouwbaarheid voor de schaal Zelfvertrouwen te laag. Bij een betrouwbaarheid van 0,60 is de kans op een correcte classificatie ‘bovengemiddeld of benedengemiddeld’ 78%, bij 0,70 is deze kans 81%. Gegeven de lage betrouwbaarheidscoëfficiënt (in de confirmatieve analyse) is de somscore op

Tabel 4 Scores voor drie subschalen van de Participatielijst: gemiddelden en standaarddeviaties bij eerste (M_1 ; SD_1) en tweede invulling (M_2 ; SD_2). $N=56$. De drie laatste kolommen geven de *intraclass correlation coefficient* ($ICC_{\text{agreement}}$), de *standaardmeetfout* ($SEM_{\text{agreement}}$) en de *minimal detectable difference* (MDD_{95}) berekend met een 95%-waarschijnlijkheidsinterval (MDD_{95})

Subschaal (min.-max.)	M_1	SD_1	M_2	SD_2	ICC	SEM	MDD_{95}
Motivatie (0-20)	18,2	2,1	18,3	2,1	0,77	1,01	2,8
Competentie (0-14)	11,8	2,5	11,6	2,5	0,85	0,95	2,6
Zelfvertrouwen (0-8)	7,0	1,4	6,9	1,5	0,76	0,70	1,9

Zelfvertrouwen minder geschikt om verschillen tussen personen betrouwbaar vast te stellen.

Betekenisanalyse

De resultaten van de regressieanalyses geven nader inzicht in de betekenis van de drie participatieschalen. De regressieanalyses laten zien dat Motivatie sterk gerelateerd is aan initiatief en interesse voor de (sociale) omgeving, zoals gemeten met de GIP-schaal Apathie, en aan emotioneel evenwicht (GIP-Affect). Het participatieaspect Competentie hangt inhoudelijk samen met cognitie en initiatief. Zelfvertrouwen blijkt vooral een affectief construct, gelet op de correlatie met de GIP-Afectscores.

Situering in de onderzoekstraditie

De hier gepresenteerde versie van een gedragsobservatieschaal voor participatie is het resultaat van een ontwikkeling die in 2003 begon. De eerste generatie van de Participatielijst werd getest bij 126 deelnemers aan psychogeriatrische dagbehandeling. Daarna is de lijst uitgebreid tot 27 items. Deze tweede generatie van de Participatielijst werd van 2007 tot 2012 afgenomen bij 448 deelnemers. Het ruime aantal deelnemers werd bereikt door twee afdelingen voor dagbehandeling bij het onderzoek te betrekken in plaats van één, zoals in het eerdere onderzoek. De derde generatie, en hier gepresenteerde versie van de Participatielijst telt 21 items die met elkaar drie latente eigenschappen vertegenwoordigen, van motivatie, competentie en zelfvertrouwen. Al is niet gezegd dat dit alle aspecten zijn die het verschil maken tussen een plezierige en een minder plezierige deelname aan dagbehandeling, ze betreffen wel enkele belangrijke indicatoren van subjectief welbevinden waarop behandeling van mensen met dementie gericht zou moeten zijn, zoals aandacht voor positief en negatief affect, humor, zelfgevoel en hulpvaardigheid.^{45,46} In vergelijking met eerder ontwikkelde methoden, geeft de hier ontwikkelde

vragenlijst een genuanceerder beeld van participatie dan een enkele vierpuntsschaal voor *'intensity of participation'* of een frequentietelling van activiteiten waaraan patiënten plezier beleven.^{19,20}

Kanttekeningen bij methode en analyse

Om het aantal deelnemers te vergroten werd het onderzoek uitgevoerd in twee gelijkwaardige afdelingen voor psychogeriatrische dagbehandeling. Hoewel verwijzing van patiënten, via een CIZ-indicatie, voor beide afdelingen op dezelfde manier verliep, waren de gemiddelde scores op de Gedragsobservatieschaal voor de Intramurale Psychogeriatric (GIP) voor de twee populaties niet gelijk. Deelnemers in beide afdelingen hadden echter met elkaar gemeen dat de geobserveerde beperkingen in het lage scorebereik van de GIP gesitueerd waren, in overeenstemming met de lichte tot matige dementie die bij hen was vastgesteld.

De hier gerapporteerde 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.

Met behulp van regressieanalyses is de theoretische interpreteerbaarheid (constructvaliditeit) van de Participatieschaal onderzocht. Een ander aspect van validiteit ziet op de praktische bruikbaarheid van het instrument (criteriumvaliditeit). Criteriumvaliditeit (het vermogen van de Participatielijst om andere variabelen te voorspellen) is hier niet expliciet onderzocht. Een 'andere variabele' zou bijvoorbeeld de uitslag op een vergelijkbaar meetinstrument kunnen zijn, zoals *Dementia Care Mapping*.¹⁶ Ook is onderzoek mogelijk naar de correlatie tussen de resultaten van de Participatielijst en die van kwalitatief onderzoek naar participatie, bijvoorbeeld via interviews.⁴⁷ De praktische bruikbaarheid van de Participatielijst wordt vooral ondersteund door de hier gerapporteerde psychometrische kwaliteiten die objectieve uitspraken over

individuele verschillen toestaan, evenals over test-hertestverschillen tussen twee metingen binnen dezelfde persoon.⁴⁸

Toepassing in de praktijk

De participatieschalen zijn voor activiteitenbegeleiders een bruikbaar instrument om van individuele deelnemers na te gaan in welke mate zij met plezier aan het programma van dagbehandeling meedoen, in hoeverre hun capaciteiten daarvoor toereikend zijn en in hoeverre deelname hun zelfvertrouwen bevordert. Gebruik van de Participatielijst in de klinische praktijk wordt in enkele casusvignetten beschreven.

Met de hier beschreven Participatielijst kan de mate waarin deelnemers aan psychogeriatrische dagbehandeling betrokken zijn bij het programma van activiteiten op een eenvoudige en gedifferentieerde wijze worden geregistreerd. Daarmee hebben behandelaars en activiteitenbegeleiders een instrument in handen dat hen feedback geeft over de kwaliteit van de participatie van een groep oudere patiënten die vanwege cognitieve beperkingen niet gemakkelijk in staat zijn om een eigen evaluatie eloquent en consistent tot uitdrukking te brengen.

Dankbetuiging

De auteur is de medewerkers van de twee afdelingen voor psychogeriatrische dagbehandeling van de verpleeghuizen De Stichtse Hof (Laren NH) en Zonnehoeve (Hilversum) bijzonder erkentelijk voor hun discussies over de opzet van het onderzoek en hun jarenlange bereidheid om de gebruikte vragenlijsten geduldig en nauwkeurig in te vullen. Voor analyse en weergave van de resultaten heb ik dankbaar gebruik gemaakt van de adviezen van dr. Jules Ellis, docent psychometrie bij het Onderwijsinstituut voor psychologie en kunstmatige intelligentie, Radboud Universiteit Nijmegen.

Een elektronische versie van de Participatielijst (21 items) is op de webpagina van dit Tijdschrift beschikbaar.

Casusvignetten

Bij een hoge motivatie om aan het programma deel te nemen, en een minder hoge competentie, wordt het zelfvertrouwen bij de ene deelnemer niet of nauwelijks aangetast, maar kan het bij een ander sterk verlaagd zijn.

Els (83) wordt op negen van de tien Motivatie-items zonder meer gunstig beoordeeld, behalve op de vraag of zij initiatief toont ('soms'). Haar competentie is matig, zij heeft soms extra uitleg en begeleiding nodig bij de activiteiten, heeft moeite met het nemen van beslissingen, en een wat vertraagd werktempo. Haar score van 9 op dit aspect van de participatie valt in het 23-ste percentiel (zie de Bijlage op de website van dit Tijdschrift), en is daarmee wat lager dan gemiddeld. Er is desondanks geen enkele aanwijzing voor negatief affect of aantasting van haar zelfvertrouwen, zoals de maximale score van 8 op Zelfvertrouwen laat zien.

Dat is anders bij Mieke (87), die maximaal gemotiveerd is voor deelname aan het programma, op Competentie lichte beperkingen laat zien met een score van 10 (30-ste percentiel), maar qua Zelfvertrouwen met een score van 3 op een zeer laag niveau uitkomt (percentielscore 2,5). Van Mieke is bekend dat zij vaak sombere gedachten uit. Gelet op haar enthousiaste deelname en het plezier dat zij aan de activiteiten beleeft (haar Motivatiescore is 20), is een depressieve stoornis onwaarschijnlijk. De medewerkers van de dagbehandeling betrekken haar bij activiteiten waarop zij niet kan falen, en ondersteunen haar met complimenten.

Frans (79) is hoogopgeleid en had in zijn werkzame leven professioneel veeleisende functies. Zijn competentie voor deelname aan de activiteiten laat niets te wensen over. Hij is echter weinig gemotiveerd (de score van 16 op Motivatie past bij een percentiele score van 26). Ook zijn zelfvertrouwen is met een score 4 (zesde percentiel) sterk verlaagd. Frans stelt het bijzonder op prijs wanneer medewerkers van de dagbehandeling en de psycholoog regelmatig de tijd nemen voor een individueel gesprek, over de 'zin' van zijn deelname aan de dagbehandeling. Deze gesprekken helpen hem om twee dagen per week aan de dagbehandeling te blijven deelnemen.

Bijlage. Participatie-items

Tabel 5		Items voor onderzoek van participatie, met vermelding van itemnummers uit een eerdere versie van de Participatielijst (P-Lijst 1) en uit gedragsobservatieschalen waaraan sommige items zijn ontleend. In de laatste drie kolommen: percentages per scorecategorie (N=448)								
	Item	P-Lijst 1	BOP	BPS	GIP	Qualidem	0	1	2	
1	Vindt het ochtendprogramma plezierig ^{a, b}	1	-	-	-	-	0,4%	13,4%	86,2%	
2	Vindt het middagprogramma plezierig ^{a, b}	2	-	-	-	-	1,1%	15,2%	83,7%	
3	Stemming is positief te beïnvloeden ^a	-	-	-	-	40	0,4%	17,0%	82,6%	
4	Andere bezoekers ondervinden hinder van haar/zijn gedrag	10	7	-	-	-	2,5%	18,8%	78,8%	
5	Toont initiatief ^a	-	-	-	-	-	20,5%	35,3%	44,2%	
6	Heeft voor een activiteit voldoende aan algemene uitleg ^a	4	-	-	-	-	8,5%	40,2%	51,3%	
7	Zoekt uitvluchten om niet te hoeven meedoen	17	-	-	-	-	4,0%	18,8%	77,2%	
8	Heeft tijdens een activiteit extra aanmoediging nodig	5	-	26	-	-	13,4%	32,8%	53,8%	
9	Heeft moeite met het nemen van beslissingen, ook bij kleine dingen	-	-	22	-	-	12,1%	37,3%	50,7%	
10	Is somber of verdrietig	-	8	-	-	-	2,0%	26,1%	71,9%	
11	(Lichamelijk) uithoudingsvermogen is voldoende ^a	8	-	-	-	-	13,8%	26,1%	60,0%	
12	Het werktempo is voldoende ^a	6	-	-	-	-	8,7%	26,1%	65,2%	
13	Voert opdrachten zelfstandig uit ^a	3	-	-	-	-	6,9%	25,4%	67,6%	
14	Is snel overstuur als kleine dingen fout gaan	12	-	18	12,6	-	5,1%	17,6%	77,2%	
15	Reageert goed op humor ^a	-	-	-	-	-	0,4%	6,9%	92,6%	
16	Is geïrriteerd of ontevreden	11	-	1	-	-	1,8%	26,6%	71,7%	
17	Geeft antwoorden die niets te maken hebben met de vraag	15	-	-	6,3	-	2,5%	26,3%	71,2%	
18	Maakt een afwezige indruk	13	-	-	3,3	-	1,3%	18,5%	80,1%	
19	Begrijpt wat je haar/hem duidelijk wil maken ^a	7	14	19	-	-	0,7%	19,4%	79,9%	
20	Ontloopt activiteiten	-	-	-	-	-	1,6%	12,9%	85,5%	
21	Zegt zich 'dom' te voelen	16	-	-	-	-	2,5%	24,1%	73,4%	
22	Is anderen behulpzaam ^a	-	-	-	-	-	12,1%	25,4%	62,5%	
23	Geeft aan zich te vervelen	-	-	-	-	13	1,8%	10,9%	87,3%	
24	Laat blijken zichzelf niets waard te vinden	-	-	-	-	37	1,6%	15,6%	82,8%	
25	Werkt mee wanneer dat gevraagd wordt ^a	14	23	6	5,5	-	0,0%	5,6%	94,4%	
26	Gaat met een of meer bezoekers om ^a	-	20	-	-	-	9,2%	19,2%	71,7%	
27	Voert gevraagde bewegingen (gymnastiek) goed uit ^a	18	-	-	-	-	4,7%	20,5%	74,8%	

P-Lijst 1 Participatielijst, eerste versie,²¹ BOP Beoordelingsschaal voor Oudere Patiënten,²² BPS Beoordelingsschaal voor Psychische en Sociale problemen in het verzorgingshuis,²⁴ GIP Gedragsobservatieschaal voor de Intramurale Psychogeriatric,²³ Qualidem Kwaliteit van leven bij mensen met dementie²⁵

^aVoor deze items is de codering van antwoordalternatieven als volgt: ja=2; soms=1; nee=0. Voor de andere items geldt de volgende codering: ja=0; soms=1; nee=2

^bDe beoordeling van deze items berust op observatie van het gedrag en spontane opmerkingen die erop duiden dat een deelnemer met overgave bezig is, blij geeft van enthousiasme, complimenten geeft, bij vertrek naar huis laat merken een plezierige dag te hebben gehad of laat weten graag weer terug te komen. In het ochtendprogramma van de dagbehandeling ligt de nadruk op cognitief stimulerende activiteiten, het middagprogramma is meer op ontspanning gericht en eindigt met groepsgymnastiek

Literatuur

1. Miranda-Castillo C, Woods B, Orrell M. People with dementia living alone: what are their needs and what kind of support are they receiving? *International Psychogeriatrics* 2010;22:607–617.
2. De Groot AJ, Spalburg BT, Allewijn M, Depla MFIA. Verborgen zorgbehoeften bij ouderen. Ambulante geriatrie consultatie in de praktijk, een dossieronderzoek. *Tijdschrift voor Gerontologie en Geriatrie* 2013;44:175–183.
3. Diesfeldt HFA. Dagbehandeling voor psychogeriatrische patiënten. In: Goedhard WJA, Knook DL, editors. *Geriatric-informatorium*. Houten: Bohn Stafleu Van Loghum, 1988: J4025-1 tot J4025-15.
4. Stokes G. From psychological interventions to a psychology of dementia. In: Hughes JC, Lloyd-Williams M, Sachs GA, editors. *Supportive care for the person with dementia*. Oxford: Oxford University Press, 2010: 159–169.
5. Zarit SH, Kim K, Femia EE, Almeida DM, Savla J, Molenaar PCM. Effects of adult day care on daily stress of caregivers: a within-person approach. *Journal of Gerontology: PSYCHOLOGICAL SCIENCES* 2011;66:538–546.
6. Wereldgezondheidsorganisatie. ICF, Nederlandse vertaling van de 'International Classification of Functioning, Disability and Health'. Houten: Bohn Stafleu Van Loghum, 2002.
7. Jette AM. Toward a common language of disablement. *Journal of Gerontology: MEDICAL SCIENCES* 2009;64A:1165–1168.
8. Huber M, Knottnerus JA, Green L, Van der Horst H, Jasad AR, Kromhout D, et al. How should we define health? *British Medical Journal* 2011;343:d4163.
9. Appelo M. De tafel van psychisch welbevinden. *Directieve therapie* 2013;33:255–257.
10. Bannink F. *Positieve psychologie in de praktijk*. Amsterdam: Hogrefe, 2009.
11. Kurz A, Clare L, Lautenschlager NT. Add life to years: psychosocial interventions for people with cognitive disorders. *International Psychogeriatrics* 2013;25:1389–1391.
12. Alzheimer Nederland & Vilans. *Zorgstandaard Dementie*, 2013.
13. Centraal indicatieorgaan zorg (CIZ). *CIZ Basisrapportage AWBZ*. Utrecht: Centraal indicatieorgaan zorg, 2013.
14. 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>.
15. Cohen-Mansfield J, Dakheel-Ali M, Marx MS. Engagement in persons with dementia: the concept and its measurement. *American Journal of Geriatric Psychiatry* 2009;17:299–307.
16. Brooker D, Duce L. Wellbeing and activity in dementia. A comparison of group reminiscence therapy, structured goal-directed group activity and unstructured time. *Aging and Mental Health* 2000;4:354–358.
17. Kuiper D, Dijkstra GJ, Tuinstra J, Groothoff JW. De invloed van Dementia Care Mapping (DCM) op moeilijk hanteerbaar gedrag van mensen met dementie en de arbeidstevredenheid van verzorgenden: een pilotstudie. *Tijdschrift voor Gerontologie en Geriatrie* 2009;40:102–112.
18. Sabat SR, Gladstone CM. What intact social cognition and social behavior reveal about cognition in the moderate stage of Alzheimer's disease. *Dementia. The International Journal of Social Research and Practice* 2010;9:61–78.
19. Kolanowski A, Litaker M, Buettner L, Moeller J, Costa PT. A randomized clinical trial of theory-based activities for the behavioral symptoms of dementia in nursing home residents. *Journal of the American Geriatrics Society* 2011;59:1032–1041.
20. Siedlecki KL, Tatarina O, Sanders L, Albert M, Blacker D, Dubois B, et al. Comparison of patient and caregiver reports of patient activity participation and its relationship to mental health in patients with Alzheimer's disease. *Journal of Gerontology: PSYCHOLOGICAL SCIENCES* 2009;64B:687–695.
21. Diesfeldt HFA. Participatie in psychogeriatrische dagbehandeling. Ontwikkeling van een meetinstrument. *Tijdschrift voor Gerontologie en Geriatrie* 2008;39:55–63.
22. Van der Kam P, Mol F, Wimmers MFHG. *Beoordelingsschaal voor Oudere Patiënten*. Deventer: Van Loghum Slaterus, 1971.
23. Verstraten PFJ, Van Eekelen CWJM. *Handleiding voor de GIP: Gedragsobservatieschaal voor de Intramurale Psychogeriatric*. Deventer: Van Loghum Slaterus, 1987.
24. Van Loveren-Huyben CMS, Van der Bom JA, Bronts PAJM. *Handleiding voor de BPS: Beoordelingsschaal voor Psychische en Sociale problemen in het verzorgingshuis*. Deventer: Van Loghum Slaterus, 1988.
25. Ettema T, De Lange J, Dröes RM, Mellenbergh D, Ribbe M. *Handleiding Qualidem. Een meetinstrument Kwaliteit van leven bij mensen met dementie in verpleeg- en verzorgingshuizen, versie 1*. Utrecht: Trimbo Instituut, 2005.
26. Sijtsma K, Molenaar IW. *Introduction to nonparametric item response theory*. London: Sage, 2002.
27. 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.

28. Stochl J, Jones PB, Croudace TJ. Mokken scale analysis of mental health and wellbeing questionnaire item responses: a nonparametric IRT method in empirical research for applied health researchers. *BMC Medical Research Methodology* 2012;12:74.
29. Ellis JL. Statistiek voor de psychologie, deel 5: factoranalyse en itemanalyse. Den Haag: Boom Lemma, 2013.
30. Van der Ark LA. Mokken scale analysis in R. *Journal of Statistical Software* 2007;20:1–19.
31. Zhang Z, Yuan KH. Robust coefficient alpha for non-normal and missing data: The R Foundation for Statistical Computing, 2013.
32. De Jonghe JFM, Ooms ME, Ribbe MW. Verkorte Gedragsobservatieschaal voor de Intramurale Psychogeriatric (GIP-28). *Tijdschrift voor Gerontologie en Geriatrie* 1997;28:119–123.
33. Dobson AJ, Barnett AG. An introduction to generalized linear models. Third edition. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC, 2008.
34. Hothorn T. Testing Linear Regression Models: The R Foundation for Statistical Computing, 2013.
35. Diesfeldt HFA. Wat is een reëel verschil bij herhaalde metingen met de Gedragsobservatieschaal voor de Intramurale Psychogeriatric (GIP)? Onderzoek bij deelnemers aan psychogeriatric dagbehandeling. *Tijdschrift voor Gerontologie en Geriatrie* 2013;44:166–174.
36. McGraw KO, Wong SP. Forming inferences about some intraclass correlation coefficients. *Psychological Methods* 1996;1:30–46.
37. De Vet HCW, Terwee CB, Knol DL, Bouter LM. When to use agreement versus reliability measures. *Journal of Clinical Epidemiology* 2006;59:1033–1039.
38. Streiner DL, Norman GR. Health measurement scales. A practical guide to their development and use. Fourth edition. Oxford: Oxford University Press, 2008.
39. American Psychiatric Association. Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, Fourth Edition. Washington, DC: American Psychiatric Association, 1994.
40. Kline RB. Beyond significance testing. Washington DC: American Psychological Association, 2004.
41. Cohen J. Statistical power analysis for the behavioral sciences. Second edition. Hillsdale: Lawrence Erlbaum, 1988.
42. Ponterotto JG, Charter RA. Statistical extensions of Ponterotto and Ruckdeschel's (2007) reliability matrix for estimating the adequacy of internal consistency coefficients. *Perceptual and Motor Skills* 2009;108:878–886.
43. Portney LG, Watkins MP. Foundations of clinical research. Applications to practice. Third edition. Upper Saddle River: Pearson Education, 2009.
44. Ponterotto JG, Ruckdeschel DE. An overview of coefficient alpha and a reliability matrix for estimating adequacy of internal consistency coefficients with psychological research measures. *Perceptual and Motor Skills* 2007;105:997–1014.
45. Kitwood T, Bredin K. Towards a theory of dementia care: Personhood and well-being. *Ageing and Society* 1992;12:269–287.
46. Sabat SR, Lee JM. Relatedness among people diagnosed with dementia: social cognition and the possibility of friendship. *Dementia* 2011;11:315–327.
47. Spector A, Gardner C, Orrell M. The impact of Cognitive Stimulation Therapy groups on people with dementia: views from participants, their carers and group facilitators. *Ageing and Mental Health* 2011;15:945–949.
48. Hoe J, Hancock G, Livingston G, Woods B, Challis D, Orrell M. Changes in the quality of life of people with dementia living in care homes. *Alzheimer Disease and Associated Disorders* 2009;23:285–290.