

Behandelvoorkeuren, patiëntwaardering en behandeluitkomst in ggz en verslavingszorg

Een prospectief onderzoek

H.R. AARSSE, W. VAN DEN BRINK, M.W.J. KOETER

ACHTERGROND Patiëntwaardering wordt gezien als kwaliteitsindicator van de zorg. Het is echter onduidelijk door welke factoren patiëntwaardering wordt bepaald.

DOEL Bepalen in welke mate de discrepantie tussen behandelvoorkeuren en de feitelijke behandeling bijdraagt aan de voorspelling van patiëntwaardering, drop-out en behandelresultaat.

METHODE In 4 locaties van de ambulante ggz en verslavingszorg werd een naturalistisch cohortonderzoek met 5 meetmomenten verricht. Er waren uiteindelijk 240 deelnemers, 83 uit de ggz en 157 uit de verslavingszorg. De voorspellende waarde van voorkeursdisconfirmatie voor waardering, drop-out en behandelresultaat werd vastgesteld middels logistische-regressieanalyses.

RESULTATEN Voorkeursdisconfirmatie over de vorm en de inhoud van de behandeling had een negatieve invloed op patiëntwaardering. Drop-out werd niet door disconfirmatie voorspeld, maar in de verslavingszorg had voorkeursdisconfirmatie wel een negatief effect op het behandelresultaat.

CONCLUSIE Het minimaliseren van voorkeursdisconfirmatie kan positieve effecten hebben op patiëntwaardering en kan een bijdrage leveren aan het bereiken van een gunstig behandelresultaat.

[TIJDSCHRIFT VOOR PSYCHIATRIE 46(2004)6, 347-356]

TREFWOORDEN behandelresultaat, behandelvoorkeuren, patiëntwaardering

Patiëntwaardering wordt door steeds meer zorginstellingen gemeten (De Veer e.a. 2000). Desondanks is er nog veel onduidelijkheid over de factoren die patiëntwaardering bepalen. Impliciet wordt verondersteld dat patiëntwaardering als kwaliteitsindicator van de zorg (Vuori 1987) voornamelijk wordt bepaald door kenmerken van de behandeling. Verantwoorde zorg, zoals genoemd in de Kwaliteitswet zorginstellingen (Ministerie van Volksgezondheid, Welzijn en Sport 1996), betekent doeltreffende, doelmatige en patiëntgerichte zorg. In patiëntgerichte benaderingen spelen verwachtingen, wensen en voorkeuren een belangrijke rol

(Little e.a. 2001). In hoeverre patiëntgerichtheid van de behandeling voorspellend is voor patiëntwaardering en behandeluitkomst is de focus van het hier gepresenteerde onderzoek.

Het voldoen aan verwachtingen en patiëntwaardering worden vaak met elkaar in verband gebracht (Thomson & Suñol 1995), maar veel empirische ondersteuning hiervoor is er niet (Linder-Pelz 1982; Sitzia & Wood 1997). Dit komt doordat veel patiënten geen expliciete verwachtingen hebben over een behandeling (Owens & Batchelor 1996) en doordat de verwachtingen zowel positieve als negatieve gebeurtenissen betreffen (Noble e.a.

2001). Dit is inherent aan de definitie van verwachtingen als (cognitieve) kansinschattingen van het optreden van gebeurtenissen, waarbij de wenselijkheid ervan geen rol speelt.

Wensen of voorkeuren daarentegen hebben een sterkere affectieve lading dan verwachtingen en het tegemoetkomen eraan heeft waarschijnlijk meer effect op de patiënt en daarmee op het behandelproces. Dit blijkt onder meer uit het onderzoek van Bleyen e.a. (1998) waarin een patiëntgerichte indicatiestelling, middels het systematisch doornemen van voorkeuren, de kans op vroege uitval verminderde. In een ander onderzoek waarin behandelvoorkeuren en de feitelijke behandeling met elkaar werden vergeleken, bleek voorkeursdisconfirmatie (het niet overeenkomen van voorkeuren voor behandeling en feitelijk uitgevoerde behandelingen) negatief samen te hangen met de werkrelatie en de patiëntwaardering (Bleyen e.a. 1999). Het tegemoetkomen aan behandelvoorkeuren lijkt dus een belangrijke voorspeller van patiëntwaardering. Echter, in een onderzoek waarin patiënten werden ingedeeld op grond van type voorkeur bleek deze indeling niet van invloed op de beoordeling van de behandeling (Ross e.a. 1993). Evenmin bleek in een onderzoek van Bakker e.a. (2000) tegemoetkoming aan voorkeuren voor niet-medicamenteuze behandeling van paniekstoornissen invloed te hebben op de behandeluitkomst. In dit onderzoek werd patiëntwaardering niet gemeten. De invloed van voorkeursdisconfirmatie op patiëntwaardering en op de behandeluitkomst is nog maar weinig onderzocht. Verduidelijking hiervan is nodig in verband met een spanningsveld tussen enerzijds de Wet op de geneeskundige behandelovereenkomst (WGBO; 1994) en de 'zorg op maat benadering', en anderzijds een *evidence-based* benadering waarin optimaal gebruikgemaakt wordt van de kennis over de effectiviteit van behandelingen en waarin overeenstemming en de voorkeur van de patiënt geen primaire leidraad lijken te zijn.

Patiëntwaardering wordt in veel onderzoek naar voorspellers van patiëntwaardering geconceptualiseerd als een eendimensionale, generieke

maat (Vervaeke 1994; Bleyen e.a. 1999; Perreault e.a. 1996). Patiëntwaardering kan echter beter worden beschouwd – en gemeten – als een multidimensionaal concept dat betrekking heeft op meerdere proces- en uitkomstaspecten van de behandeling (Marshall e.a. 1996). Dit doet meer recht aan de complexiteit van de behandel-evaluatie. Bovendien zijn er aanwijzingen dat patiënten deze dimensies goed weten te onderscheiden (Möller-Leimkühler e.a. 2002). Ten slotte kan een verschil in invloed van voorkeursdisconfirmatie op verschillende aspecten van patiëntwaardering verklaard worden doordat niet alle behandelkenmerken voor patiënten even belangrijk zijn (Van Wijngaarden & Schene 1995; Zastowny e.a. 1995).

Het doel van het hier beschreven onderzoek was te bepalen in hoeverre voorkeursdisconfirmatie een negatieve invloed heeft op patiëntwaardering en behandeluitkomst. Hierbij zijn zowel de voorkeursdisconfirmatie als de patiëntwaardering multidimensionaal gemeten. In aanvulling op Bleyen e.a. (1999) die onderzoek deden in de klinische setting, is dit artikel gericht op de ambulante setting. Bovendien is niet alleen gekeken naar de invloed van disconfirmatie op de initiële fase van de behandeling, maar ook naar latere fases en naar het beloop na de beëindiging van de behandeling. Verwacht werd dat voorkeursdisconfirmatie een negatieve invloed zou hebben op patiëntwaardering en behandelresultaat en dat het de kans op drop-out zou vergroten.

METHODE

Onderzoeksopzet en deelnemers

Deelnemers Het onderzoek was een naturalistisch cohortonderzoek en werd uitgevoerd in vier locaties in de ambulante verslavingszorg en ambulante ggz. De doelgroep in de verslavingszorg betrof patiënten die geïndiceerd waren voor kortdurende behandeling voor alcohol- en/of gokproblemen, waarbij in één locatie werd behandeld volgens het viergesprekkenmodel. In de

ggz waren de patiënten geïndiceerd voor kortdurende (psychotherapeutische) behandeling, waarbij in één locatie volgens het vijfgesprekkenmodel werd behandeld.

Er waren vijf meetmomenten: voorafgaand aan de behandeling (T₀), na de tweede/derde behandelsessie (T₁), bij de afsluiting van de behandeling (T₂), follow-up één maand (F₁) en drie maanden (F₂) na het einde van de behandeling. Alle deelnemers gaven vooraf schriftelijk *informed consent* en ontvingen na het invullen van elke follow-up een cadeaubon.

Van de 258 deelnemers kwamen er 88 uit de ggz en 170 uit de verslavingszorg. De deelnemers waren gemiddeld 37,6 jaar (standaarddeviatie (SD) 11,6 jaar). Deelnemers uit de verslavingszorg waren significant gemiddeld ouder (39,6 jaar; SD 10,4) dan die uit de ggz (30,4 jaar; SD 11,4 jaar; t-toets (256) = 6,3, $p < 0,05$). Dit komt vooral doordat 1 ggz-locatie uitsluitend studenten behandelde. In de verslavingszorg waren meer mannelijke (75%) dan vrouwelijke deelnemers, het omgekeerde gold voor de ggz (34% mannen).

Van de onderzoeksdeelnemers startten er 18 (7% van 258 deelnemers) niet met de behandeling. De redenen daarvoor zijn niet precies bekend; een aantal zagen van de behandeling af, anderen kwamen niet opdagen. Zij zijn niet in de analyses opgenomen. Van de 240 patiënten die wel begonnen, 83 uit de ggz en 157 uit de verslavingszorg, voltooiden 168 (70%) patiënten de behandeling in overleg met de behandelaar en beëindigden 72 patiënten (30%) de behandeling voortijdig (drop-out). Eenviertig van de drop-outs bleven weg zonder bericht. Van de 168 deelnemers die de behandeling in overleg beëindigden, vulden 116 de T₂-vragenlijst in. De eerste follow-up werd door 147 deelnemers (61% van 240) geretourneerd en de tweede follow-up door 144 (60% van 240).

Responders (144; 60%) en non-responders (96; 40%) verschilden niet significant in demografische kenmerken of persoonlijkheidskenmerken. De enige uitzondering was een significant hogere score van de responders op de persoonlijkheidsdimensie 'openheid'. Bovendien waren er onder de

non-responders meer drop-outs dan onder de responders (46% versus 19%; $\chi^2 = 19,1$; $p < 0,001$), zodat de drop-outs waarschijnlijk zijn ondervertegenwoordigd. In de discussie wordt nader ingegaan op de mogelijke effecten van deze verschillen op de bevindingen.

Instrumenten en operationalisaties

Patiëntwaardering Patiëntwaardering werd gemeten met de Cliënt Satisfactie Monitor-R (CSM-R; Aarsse & Van den Brink 2002). Deze vragenlijst is gebaseerd op de vragenlijsten die zijn gebruikt in landelijk onderzoek in de ggz en de verslavingszorg (Kooi & Donker 1991; Jongerius e.a. 1994). De CSM-R is multidimensionaal en bestaat uit stellingen waarmee men het geheel eens (score = 6) tot en met geheel oneens (score = 1) kan zijn. Voor dit artikel werden de volgende schalen gebruikt: de 'communicatieschaal' (7 items) betreft de informatie en het overleg tijdens de behandeling; de 'hulpverlenerschaal' (9 items) omvat de bejegening en de deskundigheid van de behandelaar; en de 'resultaatschaal' (5 items) evalueert het behandelresultaat. De betrouwbaarheid van deze schalen was op alle meetmomenten goed (Cronbachs alfa's 0,85 – 0,96).

Net als in veel andere onderzoeken werd overwegend positief geantwoord, waardoor de variatie beperkt was. Om onderscheid aan te brengen tussen patiënten die meer en minder tevreden waren, werd het volgende indelingscriterium gebruikt: als op minstens 1 item van een schaal een 4 ('beetje eens') of lager werd gescoord, werd de patiënt beschouwd als 'minder tevreden' over dat aspect. Als op alle items van een schaal 5 of 6 werd gescoord, werd de patiënt beschouwd als 'tevreden'.

Voorkeursdisconfirmatie Voorkeursdisconfirmatie werd gemeten door op T₀ de behandelvoorkeuren te inventariseren en op T₁ de realisatie van deze voorkeuren. Het verschil tussen beide is de voorkeursdisconfirmatie. De behandelvoorkeuren werden gemeten met een selectie van items

uit de *Itemset voor Persoonlijke Behandeltheorie-Vorm voorkeur* (IPBV; Vertommen e.a. 1997). Uit de oorspronkelijke IPBV werden 43 items geselecteerd waarop in een onderzoek van Vervaeke (1994) extreem werd gescoord, omdat voorkeursdisconfirmatie vooral ontstaat bij extreme voorkeuren. Deze voorkeuren zijn bovendien stabiel en vertegenwoordigen voor de patiënten belangrijke aspecten (Vervaeke 1994). Om de IPBV ook geschikt te doen zijn voor alle vormen van behandeling binnen de verslavingszorg werden aan deze set van 43 items 8 items toegevoegd die ontleend werden aan de leefgebieden van de *European Addiction Severity Index* (Kokkevi & Hartgers 1995). De volgende 7 behandelaspecten kunnen worden onderscheiden: plaats van de behandeling (3 items), vorm van de behandeling (11 items), inhoud van de behandeling (5 items), soort hulpverlener (12 items), relatie met de hulpverlener (9 items), focus van de behandeling (8 items) en activiteitsverdeling (3 items).

Op elk voorkeursitem kon als volgt worden geantwoord: 'ja, dat wil ik en dat moet'; 'ja, dat wil ik, maar het moet niet'; 'weet niet, geen voorkeur'; 'nee, dat wil ik niet, maar het mag'; en 'nee, dat wil ik niet en dat mag niet'. Het ja- of het needeel van de vraag wijst naar de richting van de voorkeur, het tweede deel naar de dwingendheid ervan. Om zicht te krijgen op de voorkeuren werd voor elke schaal de fractie extreme, of dwingende, voorkeuren vastgesteld door het aantal extreme voorkeuren te delen door het aantal items van de schaal (scorerange 0 - 1). Dit werd gedaan voor het aantal extreem positieve voorkeuren ('ja, dat wil ik en dat moet') en het aantal extreem negatieve voorkeuren ('nee, dat wil ik niet en dat mag niet') afzonderlijk.

De realisatie van de behandelkenmerken werd gemeten met een identieke lijst. De vraag was nu echter 'heeft u een behandeling die...', met de volgende antwoordmogelijkheden: 'ja, het is geheel zo'; 'ja, enigszins'; 'weet niet'; 'nee, meestal niet'; en 'nee, in het geheel niet'. In de realisatielijst werd dus niet gevraagd in hoeverre aan voorkeuren tegemoet werd gekomen, maar werd de feite-

lijke situatie, zoals gezien door de patiënt, geïventariseerd.

Voorkeursdisconfirmatie werd vastgesteld op grond van de scoringsmethode van Vervaeke (1994). Hierbij krijgt elk item een disconfirmatiescore van 0 tot 4, waarbij de waarde 4 wordt gegeven als een dwingende voorkeur geheel niet wordt gerealiseerd of een dwingende afkeur wel geheel wordt gerealiseerd (zie ook Bleyen e.a. 1999). De gemiddelde itemdisconfirmatiescore is de som van de discrepanties gedeeld door het aantal items. In dit onderzoek was de gemiddelde discrepantiescore per item 0,40 ($SD = 0,22$). Dit bleek iets lager dan Bleyen e.a. (1999) vonden in hun klinische groep (0,74; $SD = 0,21$). Omdat de verdeling van de disconfirmatiescores scheef was en omdat de scores moeilijk interpreteerbaar zijn, werd een onderscheid aangebracht in de deelnemers bij wie wel en bij wie geen disconfirmatie optrad. Het criterium voor disconfirmatie op een subschaal was daarbij een disconfirmatiescore van minstens 3 of 4 op minstens 1 item van de betreffende schaal. Voor de hele schaal gold dat op minstens 2 van de 51 items een 3 of 4 moest worden gescoord om te kunnen spreken van disconfirmatie. Bij deze drempelwaarde was bij 51% van de deelnemers sprake van enige voorkeursdisconfirmatie (zie tabel 1).

Ernst van de klachten en klinisch significante verbetering De ernst van de psychische problemen werd gemeten met de 12-item- en de 28-item-versie van de *General Health Questionnaire* (GHQ-12/28; Koeter & Ormel 1995). De GHQ-12 geeft een algemene indruk van het psychische onwelbevinden, waarbij chronische klachten meetellen in de score en werd in beide groepen op elk meetmoment afgenomen. De GHQ-28 geeft een indruk van depressie, angst, slaapklachten en sociaal disfunctioneren en werd in beide groepen op To afgenomen en op de overige meetmomenten alleen in de ggz-groepen. De betrouwbaarheid van beide lijsten was op alle meetmomenten goed (Cronbachs alfa 0,79 - 0,94, respectievelijk 0,89 - 0,96).

TABEL 1 Extreem positieve en extreem negatieve voorkeuren betreffende behandeling en de uiteindelijke voorkeursdisconfirmatie bij een cohort (n = 240) ambulante patiënten uit verslavingszorg en ggz

Voorkeursaspect (aantal items)	Extremes voorkeuren in fracties		Disconfirmatie
	Positief	Negatief	Totaal**
	Gemiddelde (SD)*	Gemiddelde (SD)*	%
Plaats van de behandeling	0,15 (0,17)***	0,41 (0,30)	1,8
Vorm van de behandeling	0,33 (0,21)***	0,12 (0,11)	38,1
Inhoud van de behandeling	0,42 (0,28)***	0,01 (0,06)	14,2
Soort hulpverlener (12)	0,06 (0,09)***	0,09*** (0,14)	28,3
Relatie met de hulpverlener	0,22 (0,21)***	0,07*** (0,10)	35,4
Focus van de behandeling	0,18 (0,13)***	0,11*** (0,20)	18,6
Activiteitsverdeling (3)	0,24 (0,19)***	0,21*** (0,27)	8,8
Totaalscore (51)	0,22 (0,13)***	0,11*** (0,04)	50,9

* gemiddeld aantal extreme voorkeuren, gedeeld door het aantal items van de schaal, scorebereik 0-1
 ** het percentage deelnemers met op minimaal 1 item per subschaal disconfirmatie (of op minimaal 2 items voor de totaalscore)
 *** positieve correlatie tussen de voorkeur en de disconfirmatieschaal met $p < 0,005$
 SD = standaarddeviatie

De ernst van de alcoholproblemen werd gemeten met de Alcohol Use Disorder Identification Test (AUDIT; Babor e.a. 1989). Dit is een 10-itemscreeningslijst voor potentieel problematisch alcoholgebruik die ook kan worden gebruikt om comorbiditeit in een psychiatrische populatie vast te stellen (Reinert & Allen 2002). De itemwaarden variëren van 0 tot 4 of 5. Een totaalscore groter of gelijk 8 wijst op mogelijk problematisch alcoholgebruik. De betrouwbaarheid op alle meetmomenten is goed (Cronbachs alfa 0,83 – 0,92).

‘Klinisch significante verbetering’ is een statistische methode waarbij een verandering in klachten niet alleen statistisch significant moet zijn, maar ook zodanig dat het klachtniveau gedaald is tot de score van de algemene bevolking (Jacobson & Truax 1991). Het gaat hier dus om een statistische benadering van het concept ‘genezing’. Dit is voor de GHQ-12 het geval als op deze vragenlijst 3 of lager wordt gescoord. De drempelwaarde voor de GHQ-28 is 6 (Koeter & Ormel 1995). Voor de AUDIT werd een score 8 als drempelwaarde gebruikt (Babor 1989). Patiënten bij wie de afname van de klachten statistisch significant was en die tijdens de vervolgmeting onder de drempelwaarden scoorden, zijn als klinisch significant verbeterd gedefinieerd. De overigen werden gezien als niet klinisch significant verbeterd.

Statistische analyse De invloed van voorkeursdisconfirmatie op patiëntwaardering en behandeluitkomst werd vastgesteld met behulp van logistische-regressieanalyse (Hosmer & Lemeshow 1989). Als eerste stap werd nagegaan of er interactie-effecten waren tussen de voorspelers en setting. Aangezien geen sprake was van significante interactie-effecten, werd het effect van voorkeursdisconfirmatie op patiëntwaardering en behandeluitkomst in de gecombineerde groep getoetst, waarbij gecorrigeerd werd voor setting. De klachten op het moment van de patiëntwaarderingsmeting (het toestandsbeeld) werden als covariaat in alle analyses opgenomen omdat het toestandsbeeld significant samenhang met voorkeuren, realisatie van voorkeuren en met patiëntwaardering.

RESULTATEN

Klachten bij aanmelding De ggz-groep scoorde hoger op de GHQ-12 (7,6; SD 2,6) en de GHQ-28 (19,5; SD 6,0) dan de verslavingszorggroep (6,1; SD 2,9; $t(238) = 4,1$; $p < 0,05$ respectievelijk 16,7; SD 7,1; $t(238) = 2,4$; $p < 0,05$). De verslavingszorggroep scoorde daarentegen duidelijk hoger voor alcoholproblemen (20,9; SD 8,5) dan de ggz-groep (7,4; SD 5,7; $t(238) = -13,5$; $p < 0,05$).

TABEL 2 Perce
op 4 meetmomenten
Meetmomenten

	T1	T2	F1	F2
Hele groep*				
n**	108	93	108	108
KSV met GHQ-12	17%	24%	26%	27%
ggz-groep				
n**	-	36	47	47
KSV met GHQ-28	-	6%	53%	45%
vz-groep				
n**	-	47	63	63
KSV met AUDIT	-	47%	47%	81%

* er waren geen significante verschillen tussen patiënten uit de verzlavingszorg en uit de ggz

** n van degenen die zowel T1, F1 als F2 hadden ingevuld; n op T2 is kleiner door de drop-outs zonder afsluitende sessie.

Op T1 werd alleen de GHQ-12 afgenomen.

T = meetmoment tijdens behandeling

F = meetmoment in follow-up

KSV = klinisch significante verbetering

GHQ = General Health Questionnaire

AUDIT = Alcohol Use Disorder Identification Test

Patiëntwaardering In beide settings gold dat meer deelnemers tevreden waren over de communicatie en de hulpverlener dan over het resultaat van de behandeling. Op elk meetmoment waren er meer tevreden deelnemers in de verzlavingszorg dan in de ggz. Deze verschillen kunnen voor een belangrijk deel worden toegeschreven aan verschillen in psychopathologie tussen beide behandelsettings (verzlavingszorg en ggz) (Aarsse & Van den Brink 2002).

Voorkeuren Gemiddeld werd 11,1 (SD 6,4) van de mogelijke 51 keren (22%) een extreem positieve voorkeur aangegeven en 5,8 (SD 4,4; 11%) keer een extreem negatieve voorkeur. Per voorkeursaspect staat in tabel 1 de gemiddelde fractie weergegeven van de extreem positieve en negatieve voorkeuren. Vooral betreffende de plaats, de inhoud en de vorm van de behandeling en de activiteitsverdeling bestonden duidelijke voorkeuren, terwijl er nauwelijks extreme voorkeuren waren over het soort hulpverlener (bijvoorbeeld man, vrouw, psychiater of psycholoog). Het item 'controle krijgen over problemen en klachten' had de meeste extreme voorkeuren (71%, schaal: 'vorm van de behandeling'). Het item met de meeste

extreme afkeuren was: een hulpverlener die zich afstandelijk opstelt (39%, schaal: 'relatie met de hulpverlener'). In de verzlavingszorg waren wat meer extreme voorkeuren op de schaal 'focus van de behandeling' dan in de ggz ($t(106) = 3,15$; $p = 0,003$). Op de overige schalen waren geen settingverschillen in het aantal extreme voorkeuren.

Voorkeursdisconfirmatie Op itemniveau bleek dat bij 3 items bij geen enkele deelnemer disconfirmatie optrad. Deze items hadden betrekking op de focus van de behandeling (alcoholgebruik of gokgedrag) en op de plaats van de behandeling (ambulant of klinisch). Bij 8 items bleek bij meer dan 10% van de deelnemers sprake te zijn van disconfirmatie. Het item met de meeste disconfirmatie (21,4%) had betrekking op de soort behandeling ('het leren van een methode om te ontspannen'). Op schaalniveau (zie tabel 1) bleek de meeste disconfirmatie bij de vorm van de behandeling (38%) en de relatie met de hulpverlener (35%). De minste disconfirmatie trad op bij de plaats van de behandeling en de activiteitsverdeling (12% en 9%). Deze laatste 2 schalen zijn daarom niet betrokken bij de logistische-regressieanalyses.

Op vragenlijstniveau bleek bij 51% van de deelnemers disconfirmatie bij minimaal 2 items. Hierbij waren geen settingverschillen aanwezig.

Klinisch significante verbetering Het percentage klinisch significante verbetering, volgens de GHQ-12, in de gecombineerde onderzoeksgroep op T2, F1 en F2, lag rond de 25% (zie tabel 2). In de ggz-groep verbeterde de symptomatologie volgens de GHQ-28 na afsluiting van de behandeling nog behoorlijk, blijkend uit 45% klinisch significante verbetering op F2. Ook in de verslavingszorggroep blijkt dat na afsluiting van de behandeling een voortgaande verbetering van de problemen optrad, tot 81% klinisch significante verbetering volgens de AUDIT op F2.

Voorspellende waarde van voorkeursdisconfirmatie voor patiëntwaardering De resultaten van de logistische-regressieanalyses laten zien (tabel 3) dat voorkeursdisconfirmatie vaker niet dan wel bijdraagt aan de voorspelling van patiëntwaardering. Ten tweede blijkt dat voorkeursdisconfirmatie vooral invloed heeft op de communicatie en de hulpverlener. Ten derde blijkt dat de invloed van voorkeursdisconfirmatie op tevredenheid zich vooral voordoet als de behandeling is afgesloten. Bovendien blijkt, met één uitzondering, dat de disconfirmatie in de verwachte richting bijdraagt aan de voorspelling van tevredenheid. Bij een strenger significantie criterium, waarbij

rekening wordt gehouden met het grote aantal testen dat werd uitgevoerd ($p < 0,005$), blijkt alleen disconfirmatie van de vormvoorkeuren de kans te verkleinen op tevredenheid over de hulpverlener.

Voorspellende waarde van voorkeursdisconfirmatie voor drop-out en behandeluitkomst Met drop-out en klinisch significante verbetering als afhankelijke variabelen werden dezelfde logistische-regressieprocedures gevolgd als hierboven. Voorkeursdisconfirmatie bleek drop-out ($n = 29$) niet te voorspellen. Evenmin werden klinisch significante verbetering volgens de GHQ-12, in de gecombineerde groep, en klinisch significante verbetering volgens de GHQ-28, in de ggz-groep, voorspeld door voorkeursdisconfirmatie. Voorkeursdisconfirmatie over de focus van de behandeling bleek in de verslavingszorggroep echter de kans op klinisch significante verbetering volgens de AUDIT op T2 te verkleinen (odds ratio = 0,01; 95%-betrouwbaarheidsinterval 0,001 – 0,12; $p < 0,009$). Deze bevinding wordt nader besproken in de discussie.

DISCUSSIE

In dit onderzoek werd de discrepantie tussen behandelvoorkeuren en de feitelijke behandeling (voorkeursdisconformatie) als voorspeller van patiëntwaardering en behandeluitkomst onderzocht

TABEL 3 Voorspellende waarden (significante odds ratio's) van voorkeursdisconfirmatie voor cliëntwaardering bij een cohort (n = 240) ambulante patiënten uit verslavingszorg en ggz

	Afhankelijke variabele: tevredenheid											
	Communicatie				Hulpverlener				Behandelresultaat			
Disconfirmatie:	T1	T2	F1	F2	T1	T2	F1	F2	T1	T2	F1	F2
Vorm van de behandeling	-	-	-	-	-	0,34	0,18*	0,29*	-	-	-	-
Inhoud van de	-	0,16	-	0,28	-	-	0,23	0,21	-	-	-	-
Soort hulpverlener	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	3,33	-
Relatie met de	-	-	0,31	0,31	-	-	-	-	-	-	-	-
Focus van de behandeling	0,27	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Totale disconfirmatie	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

De odds ratios's zijn op basis van een univariaat model, na correctie voor setting en toestandsbeeld met $p < 0,05$;
 * $p < 0,005$
 T = meetmoment tijdens behandeling
 F = meetmoment in follow-up

in de ambulante ggz en de ambulante verslavingszorg.

In zijn algemeenheid werd gevonden dat de voorkeursdisconfirmatie lager was dan in het eerdere onderzoek in een residentiële setting (Bleyen e.a. 1999). De voorkeursdisconfirmatie bleek toch invloed te hebben op de patiëntwaardering en in de verslavingszorggroep ook op het behandelresultaat. Drop-out bleek niet door voorkeursdisconfirmatie te worden voorspeld. Overeenkomstig Bleyen e.a. (1999) droeg de totale disconfirmatiescore niet bij aan de voorspelling van de patiëntwaardering, maar bleek disconfirmatie op subschaalniveau wel een aantal keer ontevredenheid te voorspellen. Hieruit komt het belang van een differentiële meting naar voren, omdat dan met de disconfirmatie op schaalniveau in de behandeling rekening gehouden kan worden.

Tegengesteld aan de verwachting bleek voorkeursdisconfirmatie over het soort hulpverlener de tevredenheid over het behandelresultaat positief te beïnvloeden. Dit kan echter wel een toevalsbevinding zijn, want deze is bij een overschrijdingskans van $p < 0,005$ niet meer significant, maar het is ook mogelijk dat in dit specifieke geval de disconfirmatie positief werkt. De disconfirmatie bestond namelijk uit extreme afkeuren van patiënten ten aanzien van de behandeling door een maatschappelijk werker of verpleegkundige. Patiënten in de verslavingszorg werden namelijk vooral behandeld door deze beroepsgroepen. Deze beroepsgroepen bereikten, al dan niet met een geprotocolleerde werkwijze, echter een goed behandelresultaat, met tevreden patiënten.

Tegengesteld aan de verwachting bleek voorkeursdisconfirmatie niet voorspellend voor drop-out. Dit kan onder meer verklaard worden door het lage niveau van disconfirmatie in dit onderzoek. Analoog aan de theorieën over verwachtingen wordt een zekere tolerantie voor disconfirmatie verondersteld, die een kritische grens moet bereiken om tot negatieve consequenties als drop-out te kunnen leiden (Thomson & Suñol 1995). Het kan zijn dat de kritische grens van voorkeursdisconfirmatie niet werd bereikt. De bevinding kan

echter ook verklaard worden door het kleine aantal drop-outs van wie voorkeursdisconfirmatie bekend was ($n = 29$). Bovendien kan er selectie zijn opgetreden van de drop-outs van wie disconfirmatiescores bekend zijn. Post hoc werd nagegaan of de voorkeursscores van de responders en de non-responders onder de drop-outs overeenkwamen. Dat bleek het geval te zijn. Gelet op de samenhang tussen de extreme voorkeuren en disconfirmatie is het daarom niet waarschijnlijk dat de disconfirmatie onder de non-responders veel hoger was.

Voorkeursdisconfirmatie bleek alleen in de verslavingszorg voorspellend te zijn voor behandelresultaat, en dan nog uitsluitend op T2. Dit betrof hier disconfirmatie over de focus van de behandeling. De behandeling in de verslavingszorg richtte zich voornamelijk op het alcoholgebruik terwijl veel patiënten ook aangaven voor psychische problemen behandeling te willen. Op itemniveau bleek dat de patiënten waarbij op dit punt disconfirmatie optrad, niet klinisch significant verbeterden volgens de AUDIT, terwijl van de overige patiënten wel een aanzienlijk percentage verbeterde. Dit kan betekenen dat de indicatiestellingsregel in het protocol niet goed is toegepast of dat binnen het protocol te weinig aandacht wordt geschonken aan de voorkeuren van de patiënten. Wat de oorzaak ook is, uit dit onderzoek blijkt dat dit negatieve consequenties kan hebben voor het behandelresultaat. Het kan dus zinnig zijn om in een vroeg stadium in de behandeling voorkeursdisconfirmatie vast te stellen.

Een mogelijke beperking van het onderzoek is de non-respons. Deze varieerde per meetmoment (30% op T1, 39% op F1 en 40% op F2). Er zijn aanwijzingen dat non-responders minder tevreden zijn over hun behandeling dan respondenten. Bovendien is aannemelijk dat de voorkeursdisconfirmatie hoger is bij de non-responders. In de totale groep bleek inderdaad dat er meer disconfirmatie tijdens de behandeling was bij de non-responders (68%) dan bij de responders (41%) in de follow-up ($\chi^2 = 6,8; p = 0,009$). Dit betekent wellicht dat de disconfirmatie niet direct leidt tot wegblijven uit de behandeling, maar wel tot verminderde

onderzoekstrouw. De vraag is of deze non-respons invloed heeft gehad op de bevindingen. Het is mogelijk dat door de kleinere steekproef minder significante samenhangen zijn gevonden dan geconstateerd zou zijn met medewerking van de non-respondenten. De richting van de samenhangen hoeft echter niet anders te zijn dan de geobserveerde resultaten.

Een laatste punt dat enige toelichting verdient, betreft het geringe percentage patiënten met een klinisch significante verbetering bij het einde van de behandeling en de toename van dit percentage 'genezen' patiënten in de follow-up-periode. Kennelijk hebben het gunstige effect van de behandeling en het natuurlijke beloop ervoor gezorgd dat na de beëindiging van de behandeling zoveel meer patiënten als genezen kunnen worden beschouwd. Een vergelijkbare situatie lijkt zich ook bij de verslavingszorggroep voor te doen. De algemene conclusie kan luiden dat de patiëntgerichtheid van de behandeling in zekere mate tot uitdrukking komt in de tevredenheid van de patiënten, en bovendien dat deze kan bijdragen aan een verbetering van het behandelresultaat.

LITERATUUR

- Aarssen, H.R., & van den Brink, W. (2002). *Patiëntstatisfactie in de geestelijke gezondheidszorg en de verslavingszorg. Een prospectief onderzoek naar determinanten en temporele relatie met behandeluitkomst*. Amsterdam: AIAR.
- Babor, T.F. (1989). *AUDIT: The Alcohol Use Disorders Identification Test. Guidelines for use in primary health care*. Genève: World Health Organization.
- Bakker, A., Spinhoven, P., van Balkom, A.J.L.M., e.a. (2000). Cognitive therapy by allocation versus cognitive therapy by preference in the treatment of panic disorder. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 69, 240-243.
- Bleyen, K., Vertommen, H., & van Audehove, C. (1999). Het belang van voorkeuren van patiënten in de beginfase van een residentiële behandeling. *Tijdschrift voor Psychiatrie*, 41, 267-276.
- Bleyen, K., Vertommen, H., & van Audehove, C. (1998). A negotiation approach to systematic treatment selection: An evaluation of its impact on the initial phase of psychotherapy. *European Journal of Psychological Assessment*, 14, 14-25.
- Hosmer, D.W., & Lemeshow, S. (1989). *Applied Logistic Regression*. NY: John Wiley.
- Jacobson, N.S., & Truax, P. (1991). Clinical significance: A statistical approach to defining meaningful change in psychotherapy research. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 59, 12-19.
- Jongerijs, J., Hull, H., & Derks, J. (1994). *Hoe scoort de verslavingszorg. Kwaliteitsbeoordeling door patiënten: een landelijk onderzoek*. Utrecht: NcGv.
- Koeter, M.W.J., & Ormel, J. (1995). *General Health Questionnaire. Nederlandse bewerking. Handleiding*. Lisse: Swets test services.
- Kokkevi, A., & Hartgers, C. (1995). EuropAsi: European adaptation of a multidimensional assessment instrument for drug and alcohol dependence. *European Addiction Research*, 1, 208-210.
- Kooi, R., & Donker, M. (1991). *Patiënten over de Riagg. Ontwerp en afname van een vragenlijst voor kwaliteitsbeoordeling door patiënten*. Utrecht: NcGv.
- Linder-Pelz, S. (1982). Social psychological determinants of patient satisfaction: a test of 5 hypotheses. *Social Science & Medicine*, 16, 583-589.
- Little, P., Everitt, H., Williamson, I., e.a. (2001). Preferences of patients for patient centred approach to consultation in primary care: observational study. *British Medical Journal*, 322, 486-472.
- Marshall, G.N., Hays, R.D., & Mazel, R. (1996). Health status and satisfaction with health care: results from the medical outcomes study. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 64, 380-390.
- Ministerie van Volksgezondheid, Welzijn en Sport. (1996). *Kwaliteitswet zorginstellingen*. Den Haag: Staatsblad, 80.
- Möller-Leimkühler, A.M., Dunkel, R., Müller, P., e.a. (2002). Is patient satisfaction a unidimensional construct? Factor analysis of the Munich Patient Satisfaction Scale (MPSS-24). *European Archives of Psychiatry and Clinical Neuroscience*, 252, 19-23.
- Noble, L.M., Douglas, B.C., & Newman, S.P. (2001). What do patients expect of psychiatric services? A systematic and critical review of empirical studies. *Social Science & Medicine*, 52, 985-998.
- Owens, D.J., & Batchelor, C. (1996). Patient satisfaction and the elderly. *Social Science & Medicine*, 42, 1483-1491.
- Perreault, M., Rogers, W.L., Leichner, P., e.a. (1996). Patients' requests and satisfaction with services in an outpatient psychiatric setting. *Psychiatric Services*, 47, 287-292.
- Reinert, D.F., & Allen, J.P. (2002). The Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT): a review of recent research. *Alcoholism, clinical and experimental research*, 26, 272-279.
- Ross, C.K., Steward, C.A., & Sinacore, J.M. (1993). The importance of patient preferences in the measurement of health care satisfaction. *Medical Care*, 31, 1138-1149.

- Sitzia, J., & Wood, N. (1997). Patient satisfaction: a review of issues and concepts. *Social Science & Medicine*, 45, 1829-1843.
- Thomsom, A.G., & Suñol, R. (1995). Expectations as determinants of patient satisfaction. Concept, theory and evidence. *International journal for quality in health care*, 7, 127-141.
- Veer, A. de, Theuws, A., Wagner, C., e.a. (2000). *Kwaliteitssystemen in de ggz*. Utrecht: Nivel, Trimbos.
- Vertommen, H., Vervaeke, G.A.C., & Bleyen, K. (1997). *Aangepaste versie van de Itemset voor Persoonlijke Behandeltheorie – Vorm Voorkeur en realisatie (Niet-gepubliceerde itemset)*. Leuven: Departement Psychologie, KU Leuven.
- Vervaeke G.A.C. (1994). *Voorkeursdisconfirmatie in de hulpverlening*. Proefschrift. Leuven: Katholieke Universiteit Leuven.
- Vuori, H. (1987). Patient satisfaction -- an attribute or indicator of quality of care? *QRB. Quality review bulletin*, 13, 106-108.
- Wijngaarden, B. van, & Schene, A.H. (1995). Patiënten beoordelen psychiatrische zorg: de vragenlijst Oordeel over de Ontvangen Behandeling. *Tijdschrift voor Sociale Gezondheidszorg*, 73, 11-18.
- Zastowny, T.R., Stratmann, W.C., Adams, E.H., e.a. (1995). Patient satisfaction and experience with health services and quality of care. *Quality Management in Health Care*, 3, 50-61.

SUMMARY

Treatment preference, patient satisfaction and treatment outcome. A prospective study – H.R. Aarsse, W. van den Brink, M.W.J. Koeter –

BACKGROUND Patient satisfaction is generally considered to be an indicator of the quality of care. However, it is unclear what factors determine patient satisfaction.

AIM To determine to what extent discrepancies between treatment preferences and the actual treatment provided affect the prediction of patient satisfaction, drop out and treatment outcome.

METHOD A naturalistic cohort study with 5 measurement points was conducted at 4 outpatient locations, each having facilities for mental health care and addiction care. The study population consisted of 258 persons, 88 being from mental health care and 170 from addiction care. Using logistic regression analysis the extent was tested to which the disconfirmation of treatment preferences (i.e. patients' treatment preferences were totally or partially disregarded) affected the prediction of patient satisfaction, drop out and treatment outcome.

RESULTS Patient satisfaction was found to be affected negatively when the form and content of the treatment did not correspond to patients preferences. Preference disconfirmation, however, did not predict drop out. In addiction care patient preference disconfirmation predicted a negative outcome.

CONCLUSION Patient satisfaction and treatment outcome may improve considerably if patients' treatment preferences are respected to a greater extent and preference disconfirmation is minimised.

[TIJDSCHRIFT VOOR PSYCHIATRIE 46(2004)6, 347-356]

KEY WORDS patient preference, patient satisfaction, treatment outcome

AUTEURS

H.R. AARSSE is psycholoog en was als wetenschappelijk medewerker verbonden aan het Amsterdam Institute for Addiction Research. Momenteel is zij als hoofd onderzoek en ontwikkeling verbonden aan OZC/Amstelmonde.

W. VAN DEN BRINK is arts en hoogleraar klinische epidemiologie Verslavingszorg en directeur van het AIAR.

M.W.J. KOETER is epidemioloog en als methodoloog verbonden aan het AIAR en AMC/De Meren.

Correspondentieadres: H.R. Aarsse, AIAR, Postbus 3907, 1001 AS Amsterdam.

E-mail: r.aarsse@ozcamstelmonde.nl.

Geen strijdige belangen meegedeeld.

Het artikel werd voor publicatie geaccepteerd op 1-12-2003.