MEETRESULTATEN INTERPRETEREN IN DE KLINISCHE PSYCHOLOGIE

EDWIN DE BEURS, GERARD FLENS & GUIDO WILLIAMS

Edwin de Beurs, Gerard Flens en Guido Williams doen een voorstel voor een uniforme meetschaal en hoe meetresultaten samen met de patiënt zijn te bespreken. Ze beschrijven hoe betekenis kan worden gegeven aan meetresultaten. Ook beschrijven ze wanneer een verandering in score over de tijd een indicatie is van een wezenlijke verandering in de klinische toestand van de patiënt. De Beurs c.s. sluiten af met zes concrete aanbevelingen voor betekenisverlening aan meetresultaten.

EEN AANTAL VOORSTELLEN

MEETRESULTATEN INTERPRETEREN IN DE KLINISCHE PSYCHOLOGIE

INLEIDING

Gebruik van meetinstrumenten in de klinische psychologie wordt al geruime tijd gepropageerd en hun toepassing in het kader van Routine Outcome Monitoring (ROM) neemt hand over hand toe. Veel professionals in de zorg zijn echter onvoldoende vertrouwd met meetresultaten en voelen zich onvoldoende toegerust om de patiënt goed voor te lichten over de gegevens die ROM oplevert. Het helpt daarbij niet dat de gebruikte meetinstrumenten in de ggz allemaal hun eigen meetschalen hebben en er talloze cryptische afkortingen voor subschalen worden gebruikt. Hierdoor is eerst een grondige studie van het meetinstrument vereist, alvorens iets met de scores aan te kunnen vangen. Een medicus heeft het wat dat betreft iets makkelijker met een enkele schaal voor koorts, een enkele schaal voor bloeddruk en een enkele schaal voor de hemoglobinewaarde van het bloed. Ook is kennis over de interpretatie van scores, met name waar het gaat om verandering in de score over de tijd, nog onvoldoende verspreid. Zo gaapt er een kloof tussen de klinimetrie (het vakgebied dat onderzoek doet naar de kwaliteit van metingen en meetinstrumenten) en de klinische praktijk. Wanneer we patiënten vragen om zelf-rapportage meetinstrumenten in te vullen over hun klachten of functioneren, dan moeten we de meetresultaten ook op een begrijpelijke wijze manier uitleggen aan de patiënt. Een professional in de ggz neemt klinische beslissingen om de behandeling voort te zetten, te wijzigen of te stoppen samen met de patiënt en bij voorkeur onderbouwd met een juiste interpretatie van betrouwbare meetgegevens.

Voor dit artikel hebben we ons tot doel gesteld een brug te slaan tussen de psychometrie en de klinische praktijk. We doen dit door een aantal concrete en praktische handvatten te bieden voor hoe meetresultaten vertaald kunnen worden in patiëntvriendelijke en relevante informatie, die gebruikt kan worden in de dagelijkse klinische praktijk. Maar voor we dat kunnen doen, zullen we een paar bekende begrippen uit de psychometrie bespreken. We doen dat aan de hand van een korte casus.

Mevrouw Vermeulen (29) is door haar huisarts verwezen vanwege een depressie. De huisarts heeft een antidepressivum voorgeschreven, maar dat heeft onvoldoende baat opgeleverd en zo is patiënte doorverwezen naar een ggz-instelling. Er wordt besloten tot een behandeling met cognitieve gedragstherapie (CGT) in wekelijkse zittingen. Voorafgaande aan de behandeling zijn twee meetinstrumenten afgenomen: de *Beck Depression Inventory* (BDI-II) en de *Brief Symptom Inventory* (BSI). Mevrouw Vermeulen reageert goed op de behandeling: na drie maanden is haar stemming

Er gaapt een kloof tussen de klinimetrie en de klinische praktijk

opgeklaard. Samen met haar behandelaar wordt besloten de frequentie van de zittingen terug te brengen tot aanvankelijk tweewekelijks en later maandelijks contact. Weer drie maanden later is het gunstige resultaat van de behandeling in stand gebleven. Drie en zes maanden na de eerste meting zijn dezelfde instrumenten afgenomen voor de evaluatie van de behandeling. De uitslagen van de testafnames op de drie meetmomenten zijn te zien in tabel 1.

Hoe kunnen we deze resultaten nu begrijpen en zinvol met elkaar vergelijken? Voor we hier verder op ingaan, staan we eerst stil bij ruwe scores en gestandaardiseerde T-scores en hoe die zich tot elkaar verhouden.

RUWE SCORES EN MEETSCHALEN

Volgens internationaal onderzoek scoort iemand zonder klachten niet hoger dan 8 op de BDI-II (Beck & Steer, 1987). Een score van 9-13 wordt als minimaal depressief beschouwd; een score 14-19 als indicatief voor milde depressie, 20-28 als gemiddelde en 29 of hoger als ernstige depressie. Een score <9 geeft remissie van depressie aan. Voor de BSI wordt voor vrouwen tot 30 uit de algemene bevolking de volgende betekenis aan scores toegekend: 0.00-0.06 is zeer laag; 0.07-0.15 is laag; 0.16-0.18 is beneden gemiddeld; 0.29-0.45 is gemiddeld; 0.46-0.68 is boven gemiddeld; 0.69-1.55 is hoog; 1.56-4.00 is zeer hoog (De Beurs, 2011).

Een ruwe score op een meetinstrument geeft een positie aan op een schaal. Een schaal heeft een theoretisch bereik: de somscore voor de ernst van de symptomatologie op de *Beck Depression Inventory* kan een waarde aannemen van 0 tot 63. Bij de *Brief Symptom Inventory* (BSI; Derogatis, 1975) wordt de totaalscore berekend als de gemiddelde score op 53 items op een vijfpuntschaal en hier heeft de score een theoretisch bereik van 0 tot 4. Een score heeft daarnaast ook een praktisch bereik: de scores die in de klinische praktijk daadwerkelijk worden aangetroffen. Bij de BDI ligt dit praktische bereik tussen de 0 en 55; bij de BSI tussen de 0 en 3. Hogere scores komen nauwelijks voor. Voor elk meetinstrument zijn de meeteenheden en de range van ruwe scores weer anders en dat is niet handig voor het dagelijks gebruik. Er zijn uniforme meetschalen voor psychische concepten voorgesteld, net zoals voor het meten van temperatuur (Celsius), gewicht (grammen) of afstand (kilometers).

T-SCORES ALS GEMEENSCHAPPELIJK TAAL

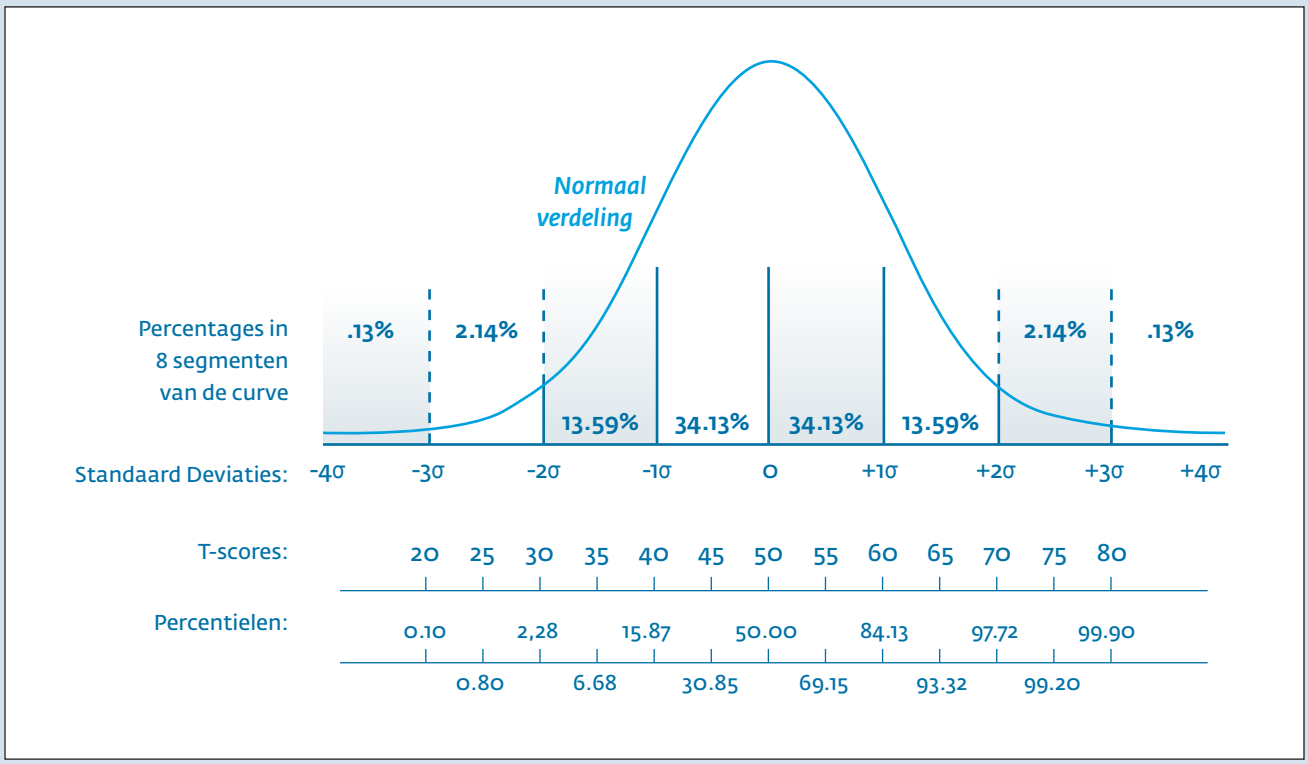
Als uniforme meetschaal of maat voor testuitslagen hebben we eerder de normaal verdeelde T-score voorgesteld (De Beurs, 2010). De T-score heeft een gemiddelde van 50 en een standaarddeviatie van 10 (McCall, 1922). Normaal-verdeelde schalen zijn betekenisvol te interpreteren, omdat alle scores een directe relatie hebben met percentielen. Percentielen verdelen een schaal in honderd groepen van gelijke grootte; elk percentiel geeft het percentage personen van de normgroep aan met een lagere score. Een concreet voorbeeld hiervan is de score

TABEL 1. TOTAALSCORES OP DE BDI-II EN DE BSI VAN EEN PATIËNT OP DRIE MEETMOMENTEN

		VOORMETING	TUSSENMETING	NAMETING
BDI-II	ruwe score	28	10	8
	betekenis	gemiddelde depressie	minimale depressie	depressie in remissie
	T-score	64	53	51
	betekenis	hoog	gemiddeld	gemiddeld
BSI	ruwe score	0.83	0.38	0.31
	betekenis	hoog	gemiddeld	gemiddeld
	T-score	63	53	51
	betekenis	hoog	gemiddeld	gemiddeld

Noot: Voor de omzetting van ruwe BDI-scores naar TBDI-II hebben we gebruik gemaakt van de formule $T_{BDI-II}=0.00031x^3 - 0.0325x^2 + 1.56x + 39.212$ op basis van tabel A3 in Choi et al. (2014) en de formule $T_{BSI}=10,5 * LN(x + 0,03) + (4,2x) + 61,2$ voor de BSI op basis van het normatieve bevolkingssample beschreven in de BSI-handleiding (De Beurs, 2011).

FIGUUR 1. GRAFISCHE WEERGAVE VAN PERCENTIELE EN T-SCORES ONDER DE NORMAALVERDELING.



op de Cito-toets die vaak wordt afgenomen bij kinderen op de lagere school. Heeft een kind een percentielscore van 95 op de Cito-toets behaald, dan had slechts 5% van de leerlingen een hogere score. De percentielschaal geeft dus direct de positie aan in de vergelijkingsgroep. Toegepast op T-scores betekent een score van bijvoorbeeld 70 (2 sd's hoger dan het gemiddelde) dat 97.7% van de normgroep een lagere score heeft en slechts 2.3% een hogere score heeft.

Figuur 1 geeft de normaalverdeling weer en de twee vaak gebruikte schaalverdelingen onder de normaalverdeling, T-scores en percentielscores. Figuur 2 geeft in meer detail de relatie weer tussen T-scores en percentielscores, in feite de cumulatieve normaalverdeling voor $\mu=50$ en $\sigma^2=10$). Tussen T=45 en 55 is de relatie nagenoeg lineair (de rode stippellijn (y=4x-150 is de lineaire relatie; de percentielscore=4*T-score min 150), maar voor hogere of lagere scores is dit verband duidelijk niet-lineair. Iemand met een T-score van 60 zou bij een lineair verband een percentielscore van 90 hebben, maar heeft feitelijk een percentielscore van 84.1. Voor T-scores geldt dat 68.3% van de normgroep een score heeft tussen 40 en 60, 95% een T-score tussen 30 en 70 en 99.8% een T-score tussen 20 en 80. Slechts 0.1% van de normgroep heeft een score van 20 of lager en 0.1% een score van 80 of hoger.

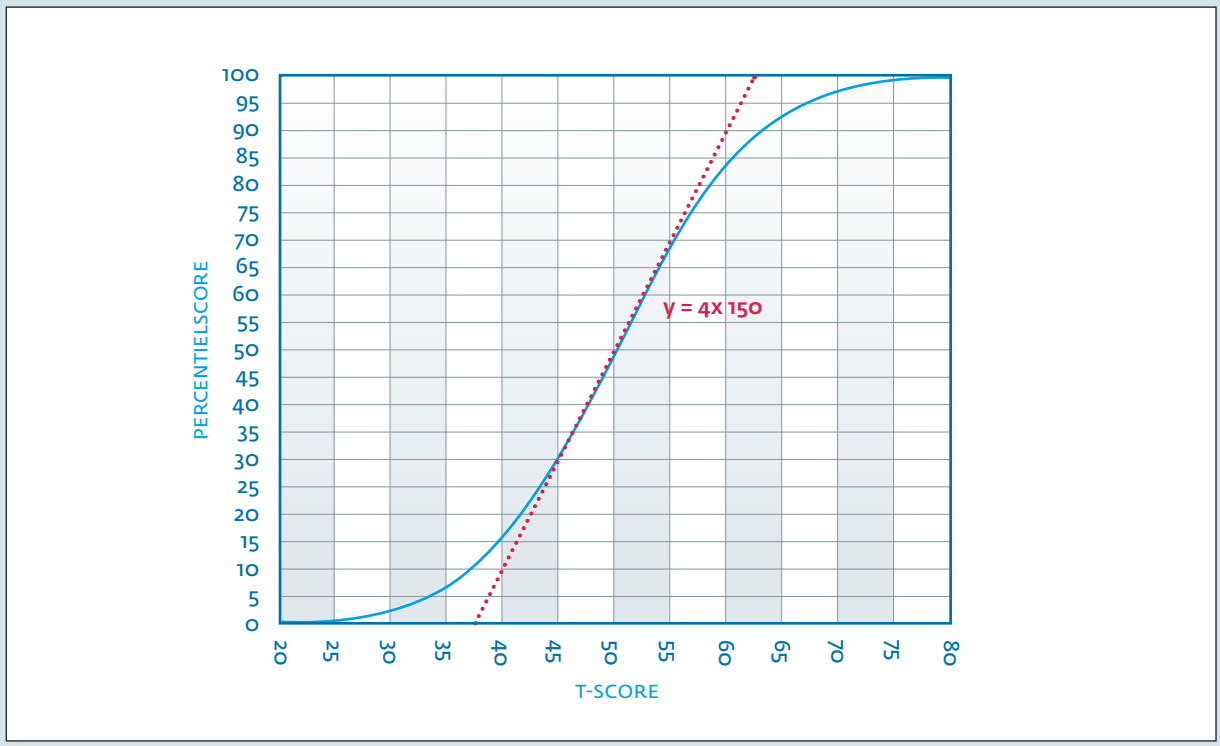
Een voordeel van de T-score is dat we het meetniveau mogen beschouwen als een interval-schaal. Percentielscores zijn niet in gelijke intervallen verdeeld over de gehele schaal (zie ook figuur 1 en figuur 2); daarom kunnen T-scores van elkaar worden afgetrokken en percentielscores niet. Voordeel van percentielscores is dat ze in het alledaagse taalgebruik wel makkelijk te begrijpen zijn. Beide type scores kunnen elkaar zo mooi aanvullen.

BETEKENIS GEVEN AAN EEN ENKELE SCORE

VERSCHILLENDE NORMGROEPEN

Wie is langer: een vrouw van 175 centimeter of een man van 179 centimeter? Wanneer je ze naast elkaar zet natuurlijk de man. Maar de vrouw is vergeleken met andere vrouwen langer dan de man is vergeleken met andere mannen. De percentielscore voor de vrouw is 75 (slechts 25% van de vrou-

FIGUUR 2. DE RELATIE TUSSEN DE T-SCORE EN DE PERCENTIELSCORE, LINEAIR VOOR SCORES ROND HET GEMIDDELDE, MAAR VOOR HOGE OF LAGE SCORES NIET.



wen is langer), voor de man is de percentielscore 25 (75% van de mannen is langer). We hebben in dit geval dus een relatief grote vrouw met een relatief kleine man vergeleken.

Dit voorbeeld toont aan dat een score op een algemene meetschaal (centimeters) een absolute betekenis heeft, maar dat je een referentiegroep of normgroep kunt kiezen om een score een relatieve betekenis te geven: een score is hoog, gemiddeld of laag in vergelijking met die normgroep. De betekenis van een score, waaronder ook de T-score, is dus relatief en gebaseerd op een referentiegroep (de normgroep). Dat kan de algemene Nederlandse bevolking zijn of een subgroep daarbinnen, bijvoorbeeld patiënten of mannen en vrouwen. Wat men als referentiegroep kiest, bepaalt de betekenis van de score; scores zijn altijd relatief ten opzichte van een normgroep.

Voor de T-score hebben we eerder voorgesteld patiënten als referentiegroep te nemen (De Beurs, 2010). Nadeel van deze insteek is dat niet altijd duidelijk is hoe de normgroep van patiënten is samengesteld (zijn het ambulant behandelde patiënten, opgenomen patiënten, eerstelijns-, basis ggz of specialistische ggz-patiënten, patiënten aan het begin of aan het eind van hun behandeling?). En de aard van de referentiegroep is van belang voor een juiste interpretatie van het gevonden meetresultaat.

Sinds 2010 zijn er een aantal ontwikkelingen geweest om meetresultaten te harmoniseren. Voorbeelden zijn het PROMIS-initiatief in de Verenigde Staten (Cella et al., 2007), het voorstel van een Duitse groep onderzoekers om depressiematen te standaardiseren (Wahl et al., 2014), het Amerikaanse voorstel om voor bestaande angstmaten een gemeenschappelijke meetschaal te hanteren (Schalet et al., 2014) en het voorstel van ICHOM (Obbarius et al., 2017) om via een conversietabel scores op veelgebruikte meetinstrumenten, zoals de PHQ-9 en de GAD-7, om te zetten van ruwe scores naar T-scores. Hierbij is voor T-scores telkens de algemene bevolking als referentiegroep gekozen. We pleiten ervoor om aan te sluiten bij deze internationale conventie. Voor een goede ijking is het belangrijk dat de bevolkingssteekproef

representatief is en qua samenstelling goed overeenkomt met de Nederlandse bevolking (Flens et al., 2017). Een score van 50 is in dat geval de score van de gemiddelde Nederlander en patiënten zullen voorafgaande aan de behandeling meestal tussen de 60 en 70 scoren.

Dit voorstel is al toegepast bij de gegevens in tabel 1 van mevrouw Vermeulen. Zij scoort bij de voormeting 64 en 63 op respectievelijk de BDI-II en de BSI en bij nameting met 51, net 1 punt hoger dan het bevolkingsgemiddelde.

BETROUWBAARHEID VAN DE SCORE De bruikbaarheid van een meetresultaat of score hangt samen met de betrouwbaarheid en de validiteit[1] van een meetinstrument. Op validiteit komen we kort terug in een later gedeelte van dit artikel (sectie responsiviteit). De betrouwbaarheid van een meetinstrument wordt op verschillende manieren vastgesteld (Maruyama & Ryan, 2014)[2]. Dat kan door na te gaan of de scores van verschillende beoordelaars overeenstemmen (interbeoordelaarsbetrouwbaarheid) of door vast te stellen of het meetresultaat bij herhaalde afname van een test hetzelfde blijft (de test-hertest betrouwbaarheid), waarbij we ervan uitgaan dat de gemeten respondent in de tussentijd niet verandert. De betrouwbaarheid kan ook bepaald worden door na te gaan of de ene helft van de test hetzelfde resultaat geeft als de andere helft (split-half betrouwbaarheid). Ten slotte kunnen we vaststellen of de losse items van een instrument onderling samenhangen (interne consistentie van de test). Deze betrouwbaarheidsindex wordt meestal bij zelfrapportage-meetinstrumenten gebruikt en om deze reden bevatten zelfrapportage meetinstrumenten vaak meerdere items die telkens op een iets andere manier naar hetzelfde vragen.

Betrouwbaarheid wordt uitgedrukt in een getal tussen 0.00 en 1.00; hoe hoger de waarde, hoe betrouwbaarder het instrument. Voor uitspraken over groepen patiënten wordt een betrouwbaarheid van r=.70 als goed omschreven (Egberink, Janssen & Vermeulen, 2009). Een relatief onbetrouwbare score per individu in de groep kan toch tot een betrouwbare score van de gehele groep leiden, omdat individuele meetfouten worden uitgemiddeld. Wanneer echter een beslissing over een individuele patiënt genomen moet worden op basis van een score (bijvoorbeeld wel of niet een behandeling starten of staken), dan is een hoger betrouwbaarheidsniveau van minimaal r=.90 vereist (Egberink et al., 2009) of zelfs r=.95 (Nunnally & Bernstein, 1994).

DE BETROUWBAARHEID VAN EEN INDIVIDUELE SCORE (X=T+E) Volgens de klassieke testtheorie is de waargenomen score (X) na een testafname bij een individu opgebouwd uit de ware score (T) en een meetfout (E). De meetfout komt tot stand doordat een respondent het item niet goed leest of niet goed begrijpt, etc. Hoe onbetrouwbaarder het instrument, des te groter de meetfout is en des te groter het verschil is tussen de waargenomen score en de ware score. De (on) betrouwbaarheid van de geobserveerde score wordt vaak aangegeven met een soort foutenmarge rondom de gevonden waarde, bijvoorbeeld het 95% betrouwbaarheidsinterval (Confidence Interval of CI95). Dit betrouwbaarheidsinterval wordt zo gekozen dat, als we de test oneindig vaak zouden afnemen, de ware score van de patiënt in 95% van de gevallen binnen het betrouwbaarheidsinterval zal vallen.

De breedte van het betrouwbaarheidsinterval hangt af van de betrouwbaarheid van het instrument en van hoe zeker je wilt zijn (een keuze van de gebruiker voor bijvoorbeeld 80%, 95% of 99%). De breedte van het interval wordt dus in eerste instantie bepaald door de standaardmeetfout van het instrument (Standard Error of measurement of SE). Die waarde wordt weer afgeleid van de spreiding in scores op de meetschaal en de betrouwbaarheidsindex ($SE=SD*\sqrt{(1-r)}$; $CI95=T \pm 1.96*SE$)[3].

Een voorbeeld met getallen: De SE van T-score waarbij gemeten is met een instrument met een betrouwbaarheid van r=.90 is: $10 * \sqrt{(1-.90)}=3.16$. Onder de normaalverdeling betekent dit dat er ongeveer 2/3de (het 68% betrouwbaarheidsinterval van deze score of CI68) kans is dat de ware score zich bevindt binnen een interval van ± 3.16 schaalpunt.

1 De validiteit van een meetinstrument geeft aan in hoeverre het instrument meet wat het beoogt te meten: iemands gewicht meet je beter met een weegschaal dan met een meetlint.

2 We beperken ons hier tot betrouwbaarheid zoals gedefinieerd in de klassieke testtheorie omdat vooralsnog de meerderheid van meetinstrumenten in de Nederlandse ggz ontwikkeld is volgens deze theorie. Bij andere benaderingen, zoals de Item Respons Theorie, wordt betrouwbaarheid anders beschouwd en vastgesteld. We verwijzen de geïnteresseerde lezer naar Embretson en Reise (2013).

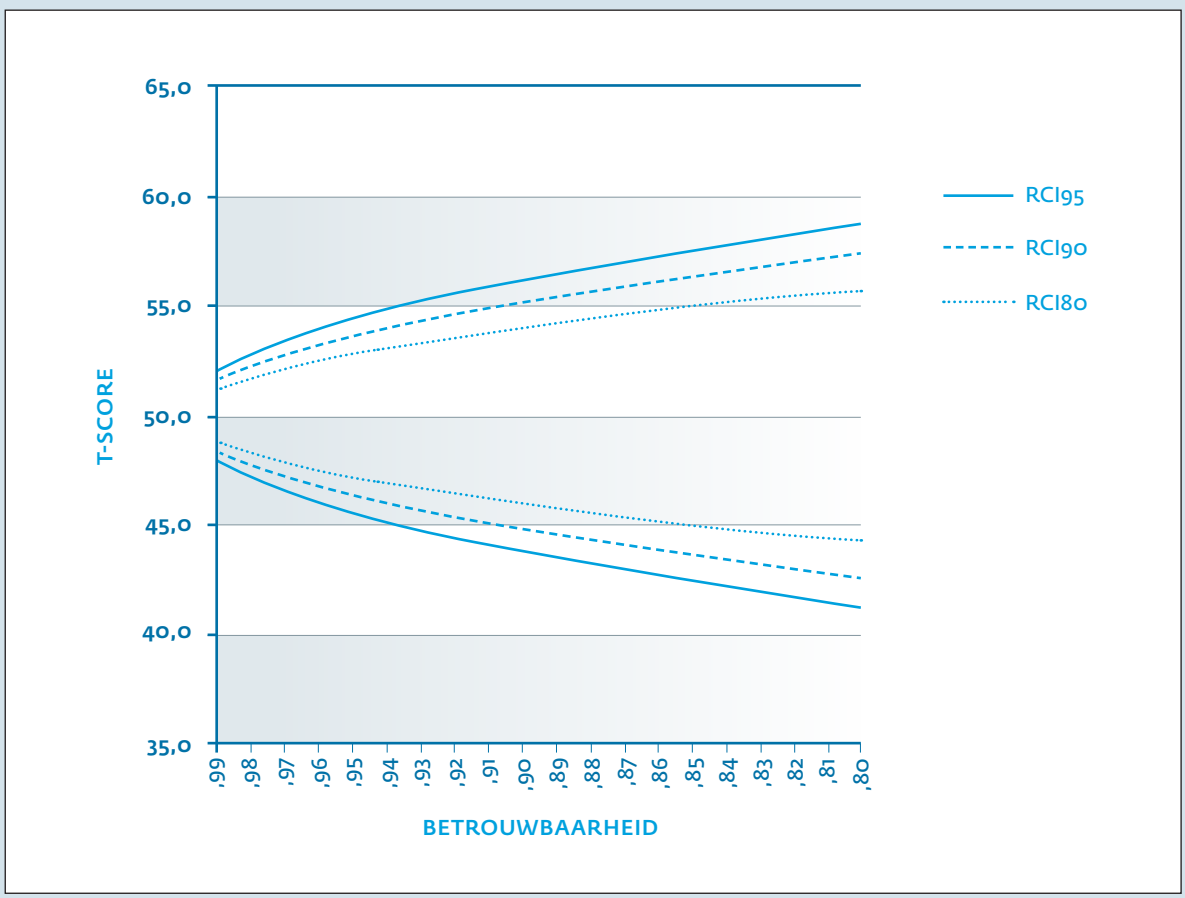
3 Er zijn twee manieren om een betrouwbaarheidsinterval te construeren. Naast de hierboven beschreven betrouwbaarheidsintervallen op basis van de standaardmeetfout kan het interval ook berekend worden op basis van de standaardschattingsfout (zie Lek, Van de Schoot-Hubeek, Kroesbergen & Van de Schoot, 2017). In het laatste geval wordt een aanvullende correctie toegepast, vermenigvuldigen met de wortel uit de betrouwbaarheid. SE wordt dan volgens een formule van Kelley (1947): $CI95 = T \pm 1.96*SE*$. Hiermee wordt ook rekening gehouden met 'regression to the mean', het fenomeen van de verhoogde kans op een minder extreme score bij een herhaalde afname van een meetinstrument. Voor geobserveerde extreme scores verschuift het betrouwbaarheidsinterval dan richting het gemiddelde. De geïnteresseerde lezer verwijzen we graag naar het zeer leesbare artikel van Lek et al. (2017).

CI68 is geen gebruikelijk betrouwbaarheidsinterval, CI95 wel. Bij een meetinstrument met een betrouwbaarheid van r=.90 is het 95% betrouwbaarheidsinterval (CI95) ± 6.20; het 90% betrouwbaarheidsinterval (CI90) ± 5.20; het 80% betrouwbaarheidsinterval (CI80) ± 4.05. Hoe zekerder je wilt zijn van de ware score, des te breder het interval wordt: bij een meting met een betrouwbaarheid van r=.90 weten we bij een score van 50 met 80% zekerheid dat de ware score zich bevindt tussen 45.95 en 54.05 en met 95% zekerheid dat de ware score zich bevindt tussen 43.80 en 56.20. De omvang van het betrouwbaarheidsinterval is dus afhankelijk van de gewenste zekerheid van een juiste uitspraak. Met 100% zekerheid kunnen we stellen dat de ware score van een patiënt tussen -oneindig en +oneindig zal liggen, maar dat is niet erg informatief.

Naast de gewenste zekerheid (95, 90 of 80%) bepaalt ook de betrouwbaarheid van het meetinstrument de omvang van het betrouwbaarheidsinterval. Figuur 3 geeft de relatie weer tussen de betrouwbaarheid van een test (op de x-as) en drie betrouwbaarheidsintervallen (CI95, CI90 en CI80) van het meetresultaat uitgedrukt in T-scores. We zien in figuur 3 dat pas bij een testbetrouwbaarheid van r>.93 een betrouwbaarheidsinterval van ±5 T-score punten bereikt wordt. Bij een betrouwbaarheidscoëfficiënt van r=.99 is het 95% betrouwbaarheidsinterval (CI95) ±2 T-score punten.

De betrouwbaarheid van een meting bij een individu neemt toe als we vragen stellen die relevant zijn voor het te meten concept en goed aansluiten bij de problematiek van de patiënt (items met een hoge informatiewaarde). Verder neemt de betrouwbaarheid toe naarmate we herhaaldelijk

FIGUUR 3. DE RELATIE TUSSEN DE BETROUWBAARHEID VAN EEN TEST EN HET 95%, 90% EN 80% BETROUWBAARHEIDSINTERVAL.



naar min of meer hetzelfde vragen (door bijvoorbeeld meer items toe te voegen aan het meetinstrument). Hiermee wordt ook duidelijk dat instrumenten die maar uit een enkel item bestaan (bijvoorbeeld de GAF-score van de DSM-IV) eigenlijk geen betrouwbare informatie op kunnen leveren over een individuele patiënt.

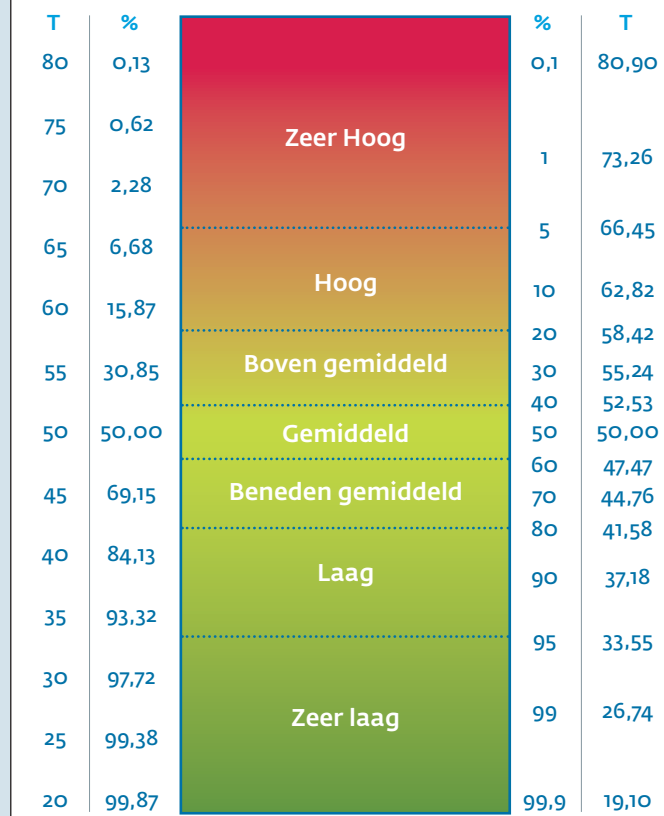
Het betrouwbaarheidsinterval rondom een meetresultaat geeft aan tussen welke waarden de 'ware' score van patiënt zich meestal zal bevinden. Het 95% betrouwbaarheidsinterval bij een testbetrouwbaarheid van r=.95 geeft een interval van ± 4.4 T-score punten rond de gevonden waarde; het 90% betrouwbaarheidsinterval bij een testbetrouwbaarheid van r=.95 geeft een interval van ± 3.7 T-score punten; het 90% betrouwbaarheidsinterval bij een testbetrouwbaarheid van r=.90 geeft een interval van ± 5.2 T-score punten. (Bij de eerste auteur van het artikel is een brochure voor de patiënt op te vragen waarin met foutbalken het 95% betrouwbaarheidsinterval is aangegeven.)

WANNEER IS EEN SCORE HOOG, GEMIDDELD OF LAAG?

Hoe verfijnd we betekenis aan een score kunnen toekennen, hangt af van de precisie van de meting. De precisie of de betrouwbaarheid wordt uitgedrukt in de standaardmeetfout of de Standard Error of measurement (SE). Bij een relatief onbetrouwbare meting kunnen we bij het geven van een betekenis aan de score niet verder gaan dan een indeling in drie niveaus: laag (T < 45; 0-31%), gemiddeld (T 45–55; 31-69%) en hoog (T > 55; 69 tot 100%).

Bij een meer betrouwbare meting is een indeling in zeven categorieën gebruikelijk. Percentages in de populatie worden dan doorgaans als volgt omschreven: zeer laag (0-5%), laag (5-20%), beneden gemiddeld (20-40%) gemiddeld (40-60%) boven gemiddeld (60-80%), hoog (80-95%) en zeer hoog (95-100%). Omdat de normaal verdeelde T-scores een directe relatie hebben met percentielscores kunnen deze niveaus zowel in T-scores als in percentielscores worden uitgedrukt. Dit wordt weergegeven in figuur 4 voor zeven niveaus. Links staan T-scores en corresponderende cumulatieve percentages; rechts percentielen en corresponderende T-scores; in het midden staan betekenissen die aan een score worden gegeven wanneer men zeven niveaus hanteert. Zeven niveaus hanteren vergt overigens wel aanzienlijke precisie van het instrument; bij een meetinstrument met een grote meetfout is het bijvoorbeeld onzinnig om onderscheid te maken tussen een gemiddelde en een bovengemiddelde score.

FIGUUR 4. T-SCORES, STANDAARD-SCORES EN PERCENTIELEN EN DE BIJBEHORENDE BETEKENIS..



VERANDERING OVER DE TIJD

In de klinische praktijk monitoren we niet alleen om te weten te komen hoe hoog een patiënt scoort ten opzichte van een normgroep, maar willen we ook vaststellen of in de loop van de tijd de score betekenisvol verandert. Dan weten we of de behandeling aanslaat of niet. Als er niets verandert in de scores, dan is dat iets om te bespreken met de patiënt en kunnen behandelaar en patiënt overwegen om de behandeling over een andere boeg te gooien, zoals een ander medicament of een andere behandelmodaliteit of de behandeling staken. Als er juist wel iets verandert in de scores, dan kan de behandelaar evalueren met de patiënt of de behandeldoelen zijn behaald en de behandeling daarmee afgerond kan worden. Hoe kunnen meetresultaten hierbij helpen?

De score van mevrouw Vermeulen op de BDI-II veran-

derde van 64 bij de voormeting naar 53 bij de tussenmeting en naar 51 bij de nameting. Wat betekent een verschuiving met 11 punten? En is de tweede verschuiving met 2 punten nog betekenisvol?

BETEKENIS TOEKENNEN AAN VERANDERING IN SCORE OVER DE TIJD Bij het vergelijken van twee scores geeft de verschilscore de mate van verandering aan. Om scores van elkaar af te mogen trekken is een normaal verdeelde schaal vereist. Is de schaal niet normaal verdeeld, dan is een verschil tussen twee scores in het lage scoregebied bijvoorbeeld niet hetzelfde als een verschil tussen twee scores in het hoge scoregebied.

Een uitwerking met een concreet getallenvoorbeeld van dit probleem en de wijze waarop T-scores hier een oplossing voor bieden is te vinden in De Beurs (2010) of De Beurs en Flens (2017). Het omzetten van ruwe scores naar de normaal verdeelde T-scoreschaal is dus niet alleen een goed idee om individuele scores betekenis te geven; het is zelfs noodzakelijk om verschilscores tussen twee metingen te mogen berekenen (De Beurs, 2010). Percentielscores – hoewel intuïtief aantrekkelijk – mogen überhaupt niet van elkaar worden afgetrokken.

RESPONSIVITEIT Wanneer we in de klinische praktijk willen meten of een behandeling effect heeft en tot verbetering heeft geleid, speelt een ander belangrijk kenmerk van een meetinstrument een rol: de responsiviteit of de gevoeligheid om verandering te detecteren. De responsiviteit wordt bepaald door de validiteit van het meetinstrument en door de betrouwbaarheid.

Om met de validiteit te beginnen: een meetinstrument is responsiever naarmate het beter meet wat is beoogd te bereiken met de behandeling. Zo toonden Dingemans en Van Furth (2017) recent aan dat bij patiënten met een eetstoornis de *Eating Disorders Evaluation Questionnaire* (EDEQ) aanzienlijk responsiever is dan de *Brief Symptom Inventory* (De Beurs & Zitman, 2006). De meetinstrumenten meten ook verschillende constructen: eetstoornis-symptomatologie en algemene psychopathologie. De resultaten wijzen uit dat het ene construct meer verandert dan het andere. Bij een eetstoornis is de EDEQ dus beter geschikt om verandering in symptomatologie te meten dan de BSI.

Generieke schalen, zoals de totaalscore op de BSI of de OQ-45 blijken over het algemeen minder responsief dan meetinstrumenten die zijn toegesneden op een specifieke doelgroep of het specifieke probleem dat behandeld wordt (Van der Mheen et al., 2017). Deze algemene uitspraak behoeft echter wel enige nuancering: specifieke subschalen van de BSI en de OQ-45 blijken veel responsiever dan de meer globale totaalscore op deze meetinstrumenten en komen qua responsiviteit in de buurt van stoornisspecifieke meetinstrumenten voor stemmings- of angststoornissen (De Beurs et al., 2018; Schawo et al., 2019).

OPNIEUW BETROUWBAARHEID De betrouwbaarheid van het meetinstrument is medebepalend voor de responsiviteit. Aan een onbetrouwbare meting is weinig af te lezen, zoals is gebleken in onze eerdere uitleg over betrouwbaarheid. Dit geldt ook voor het detecteren van verandering over tijd. Een kleine verandering over de tijd kan berusten op een toevallige fluctuatie in score. Zo'n toevallige fluctuatie kan optreden vanwege onbetrouwbaarheid van het meetinstrument. Scores schommelen nu eenmaal over de tijd binnen hun betrouwbaarheidsinterval. Bij een grote verandering in score kunnen we met meer zekerheid concluderen dat we te maken hebben met een werkelijke verandering in ernst, dan bij een kleine verandering in score.

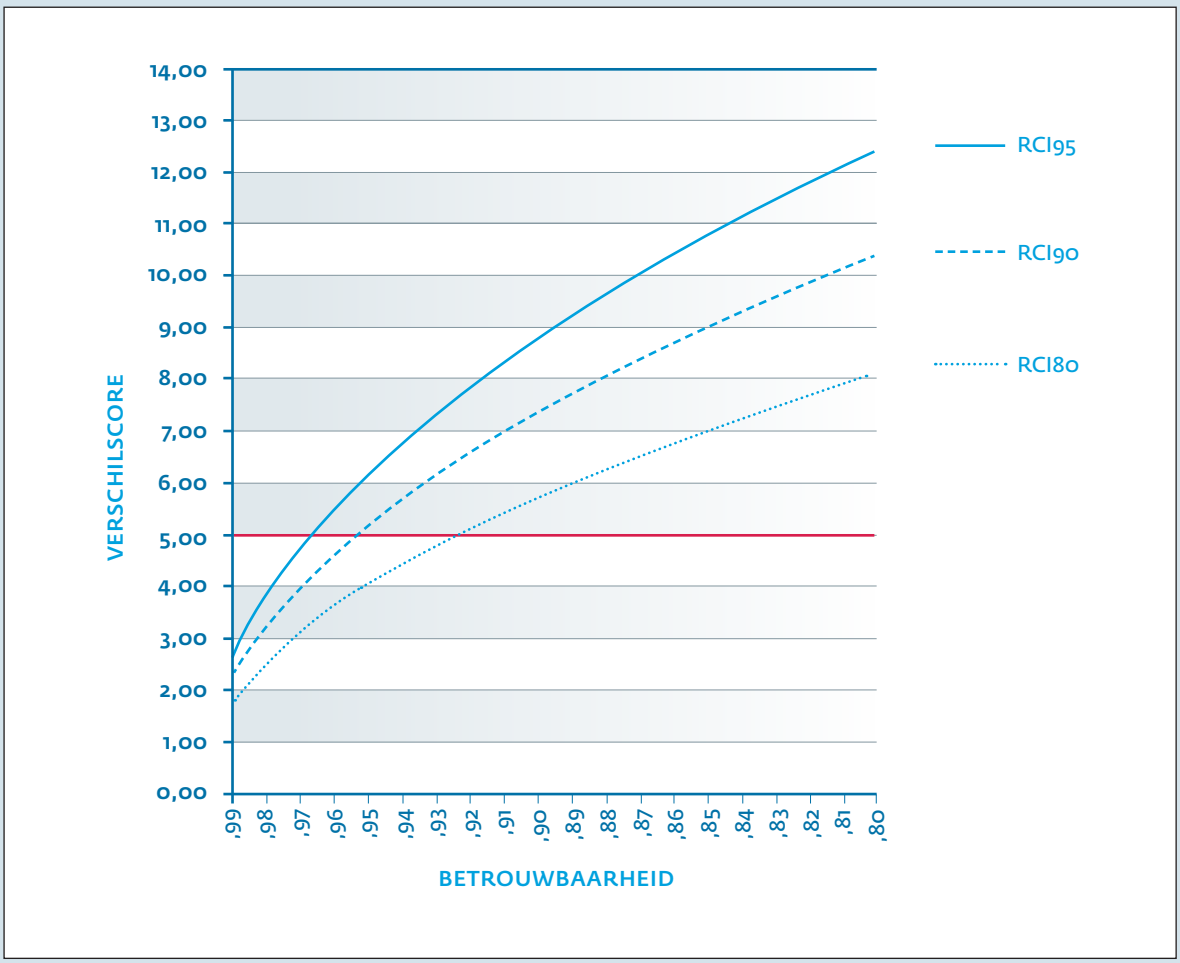
Maar hoe groot moet de scoreverandering zijn om er redelijk zeker van te zijn dat we een betrouwbare verandering zien? Jacobson en collega's (Jacobson & Revenstorf, 1988; Jacobson et al., 1999) hebben hiervoor een methode ontwikkeld.

STATISTISCH BETROUWBARE VERANDERING Als het verschil tussen twee scores groter is dan een toevallige schommeling vanwege meetonbetrouwbaarheid, dan spreken we van een statistisch betrouwbaar verschil. Een kleinere verandering is toe te schrijven aan onbetrouwbaarheid van de verschilscore; een grotere verandering is 'echt' en wordt ook wel Reliable Change genoemd. De grenswaarde voor betrouwbare verandering op een instrument heet de Reliable Change Index (RCI). Tabel 2 biedt een overzicht van RCI-waarden bij vier testbetrouwbaarheden (r=.97, 95 en 90) en bij diverse niveaus van zekerheid dat je een juiste uitspraak doet (bijvoorbeeld RCI95, RCI90 of RCI80)[4]. Een verandering in T-score op de BSI tot 4.8 punten kan toegeschreven worden aan meetonbetrouwbaarheid, en vanaf 5 of meer is er met 95% zekerheid een statistisch betrouwbare verandering bereikt.

Figuur 5 biedt deze informatie ook, maar nu voor meer betrouwbaarheidscoëfficiënten. Met figuur 5 is vast te stellen hoe groot de verschilscore moet zijn bij een bepaalde

4 Drie formules zijn hierbij van belang: (1) RCI=DT/SDIFF, (2) SDIFF= en (3) SE=SD*;

FIGUUR 5. DE RELATIE TUSSEN DE BETROUWBAARHEID VAN DE TEST EN DE BENODIGDE VERSCHILSCORE BIJ DRIE NIVEAUS VAN WAARSCHIJNLIJKHEID (95%, 90% EN 80%) VAN EEN JUISTE UITSPRAAK OVER VERANDERING.

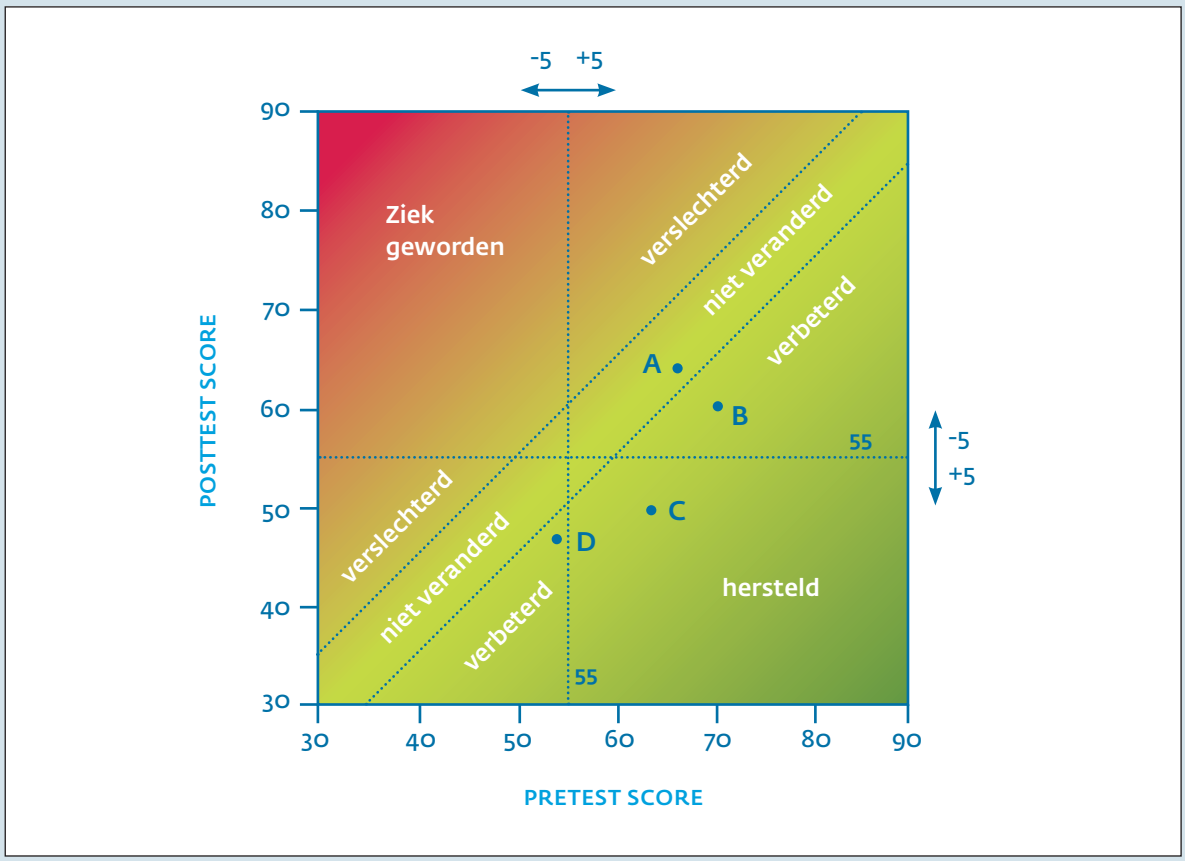


TABEL 2. BETROUWBAARHEIDSCOËFFICIËNT R EN DE RELIABLE CHANGE INDEX BIJ DRIE NIVEAUS VAN ZEKERHEID

TESTBETROUWBAARHEID (R)	RCI95	RCI90	RCI80
0.97	4.80	4.03	3.14
0.95	6.20	5.20	4.05
0.90	8.77	7.36	5.73

betrouwbaarheid van de testscore om met 80%, 90% of 95% zekerheid vast te stellen dat er sprake is van een statistische betrouwbare verandering. Als de test een betrouwbaarheid heeft van r=.95 (weergegeven op de x-as), dan kunnen we bij een verschilscore (weergegeven op de y-as) van 5.20 of meer met 90% zekerheid (RCI90) aannemen dat de patiënt werkelijk veranderd is; er is 10% kans dat ten onrechte wordt geconcludeerd dat de patiënt veranderd is.

FIGUUR 6. SCHEMATISCHE WEERGAVE VAN BEHANDELUITKOMSTEN VOLGENS DE TWEE CRITERIA VOOR STATISTISCHE BETROUWBARE EN KLINISCH RELEVANTE VERANDERING.



We stellen voor als grenswaarde voor betrouwbare verandering een verschil van meer dan 5 punten[5]. Dit is een halve standaarddeviatie en komt qua omvang overeen met wat een minimaal waarneembare verandering is ('minimally detectable' en 'minimally important difference'; Jaeschke, Singer & Guyatt, 1989; Norman, Sloan & Wyrwich, 2003; Sloan, Cella & Hays, 2005).[6] Dit veronderstelt bij 90% zekerheid over een juiste uitspraak een zeer betrouwbaar meetinstrument (op zijn minst r=.95). De meeste gebruikte meetinstrumenten in de klinische psychologie halen dit betrouwbaarheidsniveau niet. Bij geringere betrouwbaarheid van het instrument is een verschil van 5 punten te weinig en zou de grens eerder op 10 punten of nog hoger moeten liggen. Dit onderstreept nog eens de noodzaak om betrouwbare meetinstrumenten te gebruiken voor uitspraken over individuen.

KLINISCH BETEKENISVOLLE VERANDERING Een tweede concept dat Jacobson en collega's hebben geïntroduceerd gaat over de klinische betekenis van verandering. Een patiënt kan statistische betrouwbaar veranderen (verbeteren), maar bij de nameting nog steeds een hoge score hebben. Van klinisch

5 Voor RCI95 DT/SDIFF=1.96; SE=2.52. Dit betekent dat de betrouwbaarheid van het instrument r=.97 moet zijn om DT=5 te mogen hanteren als grenswaarde.

6 Jaeschke, Singer & Guyatt (1989) stelden een verschuiving van een halve punt op een zevenpuntschaal voor als een verandering die detecteerbaar is voor patiënten (een 'anchor based' criterium); bij Norman, Sloan & Wyrwich, (2003) en Sloan, Cella & Hays, (2005) gaat het om een 'distribution-based' of statistisch criterium; zie ook De Vet et al. (2006).

betekenisvolle verandering (Clinical Significance of CS) spreken ze wanneer de score van een respondent niet alleen statistisch betrouwbaar verandert, maar ook een grensscore passeert die de overgang van ziek naar gezond markeert. Deze grensscore kan berekend worden volgens de formule $CS=s_2*M_1+s_1*M_2 / s_1+s_2$.

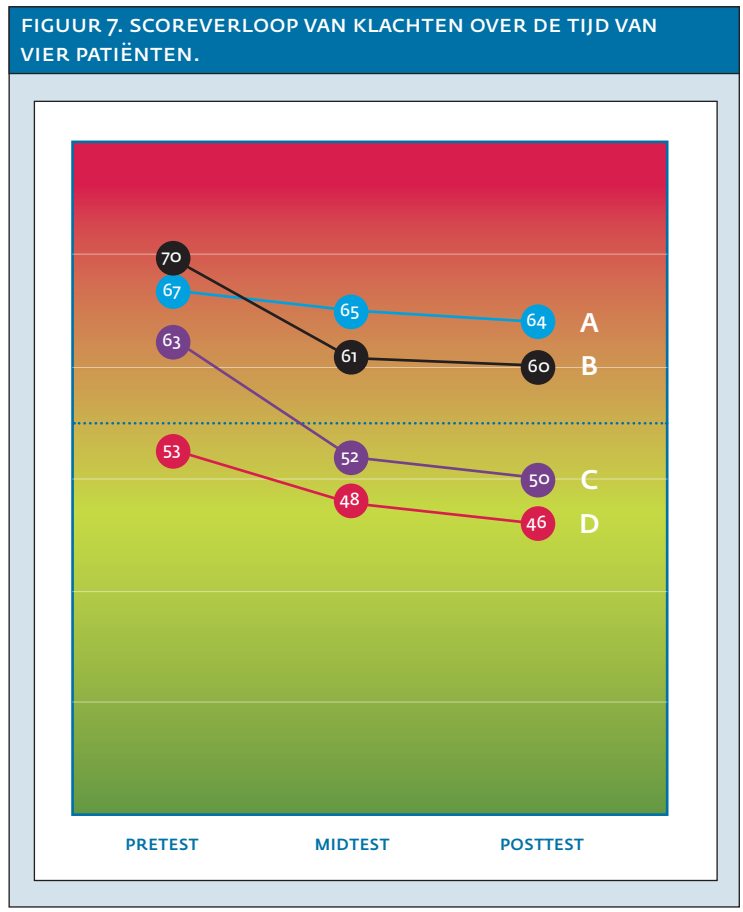
Bij gebruik van een meetinstrument waarop de zieke populatie bij de voormeting gemiddeld T=65 scoort en de gezonde populatie T=50 zouden we dit snijpunt op 57.5 kunnen stellen. In onderzoek naar de bruikbaarheid van meetinstrumenten voor screeningsdoeleinden worden vaak optimale afkappunten voorgesteld, bijvoorbeeld voor algemene psychopathologie: BSI ≥0.58 (De Beurs, 2011); OQ-SD-SD ≥34 (Timman, De Jong & De Neve-Enthoven, 2017); voor depressie: PHQ-9 ≥8; CES-D ≥18; BDI-II ≥17; voor Angststoornissen: MASQ-GA ≥23; GAD-7 ≥7; Panas ≥21; (Choi et al., 2014; Schalet et al., 2014; Wahl et al., 2014). Na T-score transformatie liggen deze afkappunten allemaal rond de 60. PROMIS gebruikt als afkappunt T=55. Een grenswaarde van T=55 is strenger dan de grenswaarden voor 'caseness' op veelgebruikte instrumenten en iets lager dan de berekende waarde, maar een veilige keuze, totdat we zeker weten dat succesvol behandelde patiënten in meerderheid onder de T=60 of T=57.5 scoren.

KLINISCHE BEHANDELUITKOMST Gebruik van beide grensscores (verschilscore > 5 en overschrijden van de grensscore CS=55) levert vijf klinisch herkenbare behandeluitkomsten op: de respondent is hersteld (zowel RCI als CS), verbeterd (alleen RCI), niet veranderd (de verandering is kleiner dan RCI), verslechterd (alleen RCI, maar in de 'verkeerde' richting) en ziek geworden (zowel RCI als CS). De laatste twee categorieën komen minder voor en kunnen samengenomen worden.

De uitkomsten zijn schematisch weergegeven in figuur 6. De voormetingscore staat op de x-as en de nametingscore op de y-as. In figuur 6 wordt een patiënt met een nagenoeg gelijke score bij voor- en nameting (respectievelijk 67 en 64) geplaatst in de diagonale band 'niet veranderd' (patiënt A). Een patiënt met een score bij de voormeting van 70 en bij de nameting van 60 valt in het 'verbeterd' gebied (patiënt B). Een patiënt met een voormeting score van 63 en een nameting score van 50 is 'hersteld' (patiënt C).

Ten slotte zijn de scores weergegeven van een patiënt met een voormetingscore van 53 en een nametingscore van 46; deze patiënt scoorde bij de voormeting al onder de grensscore en is dus alleen verbeterd (patiënt D). Figuur 7 illustreert het verloop van klachten over de tijd bij dezelfde vier patiënten met nu ook hun scores halverwege de behandeling.

FIGUUR 7. SCOREVERLOOP VAN KLACHTEN OVER DE TIJD VAN VIER PATIËNTEN.



NIEUWE ONTWIKKELINGEN

Ter ondersteuning van klinische beslissingen bij individuele patiënten (continueren of stoppen, op- of afschalen van de behandeling) zijn uiterst betrouwbare en valide meetinstrumenten noodzakelijk. Een betrouwbaarheid van r=.70 of .80 is voor het vergelijken van gemiddelde scores van groepen patiënten acceptabel, maar voor bruikbare informatie over individuele patiënten moet de betrouwbaarheid van het instrument hoger zijn, bij voorkeur r=.95 of hoger.

Een hoge betrouwbaarheid kan gerealiseerd worden met veel items, maar lange meetinstrumenten zijn niet klantvriendelijk en te veel vragen stellen over hetzelfde brengt het risico met zich mee dat de respondent na veel gelijksoortige items de beantwoording niet meer serieus ter hand neemt. Recent is er een meetmethode geïntroduceerd in de Neder-

landse ggz om tegemoet te komen aan dit dilemma: computergestuurd adaptief testen (CAT). Deze meetmethode is op de Item Respons Theorie gebaseerd en behelst dat uit een verzameling van items (een zogenaamde itembank) vragen worden voorgelegd tot een score met een hoge betrouwbaarheid is bereikt. Gaandeweg de test worden steeds beter passende items aangeboden. Met zes tot acht vragen is zo een meetbetrouwbaarheid van r=.95 of meer te behalen. Hiermee kunnen we goed uit de voeten om verandering bij individuele patiënten statistisch betrouwbaar vast te stellen. Een uitgebreide bespreking van CAT valt buiten het bestek van dit artikel, maar is recent geboden door Flens en De Beurs (2017) en door Williams, Flens & De Beurs (2017). Inmiddels is de validatie van CAT's voor depressie en angst voor het Nederlandse taalgebied bijna afgerond en zijn CAT's in ontwikkeling voor tal van andere aan gezondheid gerelateerde concepten, waaronder het functioneren (zie www.healthmeasures.net/promis en www.dutchflemispromis.nl).

TER AFSLUITING

Samenvattend hebben we zes aanbevelingen gedaan:

1) We stellen opnieuw de T-score voor als universele maat voor testresultaten van klinische meetinstrumenten, echter nu geijkt op de algemene bevolking;
2) Voor het meten van individuen in de ggz is de betrouwbaarheid van het meetinstrument bij voorkeur minimaal r=.95; rond de T-score presenteren we het CI95 betrouwbaarheidsinterval;
3) We gebruiken zeven betekenisniveaus (5, 20, 40, 60, 80 en 95 percentiel), met omschrijvingen van 'zeer laag' tot 'zeer hoog'.
4) Op de T-score meetschaal is een verandering van meer dan 5 punten statistisch 90% betrouwbaar.
5) De grensscore voor de overgang van ziek naar gezond is T=55;
6) Om de behandeluitkomst klinisch betekenisvol te duiden stellen we vijf categorieën voor: hersteld (zowel RCI90 als CS), verbeterd (alleen RCI90), niet veranderd (de verandering is kleiner dan RCI90), verslechterd (alleen RCI90, maar in de 'verkeerde' richting) en ziek geworden (zowel RCI90 als CS).

We hopen met deze aanbevelingen een bijdrage te leveren die leidt tot meer uniformiteit in hoe we meetresultaten in de ggz interpreteren. Uniformiteit komt een goed begrip van meetresultaten ten goede en kan leiden tot een toename van het gebruik van meetinstrumenten in de klinische praktijk.

Essentieel voor een brede invoering van ROM in de ggz is optimale ondersteuning van de behandelaar met bruikbare en toegankelijke software. Om die reden roepen we ontwikkelaars van software graag op om bij het presenteren van meetresultaten onze aanbevelingen in hun applicaties door te voeren. Ten slotte hopen we met dit artikel testontwikkelaars aan te moedigen om het meetinstrumentarium te verbeteren en opleiders om aan te sturen op verantwoord testgebruik.

OVER DE AUTEURS

Edwin de Beurs werkt als senioronderzoeker bij GGZ-instelling Arkin en als hoogleraar ROM en Benchmarking aan de sectie Klinische Psychologie van de Universiteit Leiden. Drs. Gerard Flens werkt als Product Owner GGZ Dataportaal bij Akwa GGZ en doet als buiten promovendus van de Universiteit Leiden onderzoek naar computergestuurde adaptieve tests voor angst en depressie. Drs. Guido Williams werkt als klinisch psycholoog bij GGZ-instelling Dimence en doet als buitenpromovendus van de Universiteit Leiden onderzoek naar computergestuurde adaptieve tests voor functioneren. Correspondentie over dit artikel: e.de.beurs@arkin.nl. Bij hem is een brochure opvraagbaar met een korte toelichting van respectievelijk scores en verandering in score over de tijd om te gebruiken bij uitleg aan de patiënt.

Summary

INTERPRETATION OF MEASUREMENT RESULTS IN CLINICAL PSYCHOLOGY

E. DE BEURS, G. FLENS & G. WILLIAMS

This article deals with measurement and the interpretation of scores on clinical psychological tests. The use of a uniform measurement scale is proposed as well as how to present measurement results to the patient. We describe the meaning of measurement results: When do we call a score high, when low? When do we consider a change in score over time as a statistically reliable change and when is a (change in) score indicative of symptomatic or functional recovery? We provide specific recommendations to give meaning to measurement results and visualization of the data. After reading this article, you will be able to interpret T-scores, explain to patients what their measurement results mean and use this information for shared decision making with the patient about the further course of treatment (to stop, continue, switch, intensify or reduce the intensity of treatment).

Literatuur

Beck, A.T. & Steer, R.A. (1987). *Manual for the revised Beck Depression Inventory*. San Antonio, TX: Psychological Corporation.

Cella, D., Yount, S., Rothrock, N., Gershon, R., Cook, K. et al. (2007). The Patient-Reported Outcomes Measurement Information System (PROMIS): progress of an NIH Roadmap cooperative group during its first two years. *Medical Care, 45*(5, S1), S3-S11. doi:10.1097/01.mlr.0000258615.42478.55

Choi, S.W., Schalet, B., Cook, K.F. & Cella, D. (2014). Establishing a common metric for depressive symptoms: Linking the BDI-II, CES-D, and PHQ-9 to PROMIS Depression. *Psychological Assessment, 26*(2), 513=527. doi:10.1037/a0035768

de Beurs, E. (2010). De genormaliseerde T-score, een 'euro' voor testuitslagen [The normalised T-score: A euro for test results]. *Maandblad Geestelijke Volksgezondheid, 65*, 684-695. Retrieved from www.sbggz.nl

de Beurs, E. (2011). *Handleiding Brief Symptom Inventory* (2nd ed.). Leiden: Pits BV.

de Beurs, E. & Flens, G. (2017). Gebruik van verschillende meetinstrumenten: de getransformeerde T-score en equivalente responsiviteit. In E. de Beurs, L. Warmerdam & M. Barendregt (Eds.), *Behandeluitkomsten: bron voor kwaliteitsbeleid in de GGZ [Treatment outcome: source of quality management in Mental Health Care]* (pp. 225-238). Amsterdam: Boom Uitgevers.

de Beurs, E., Meesters, Y., Vissers, E., Schoevers, R.A., Carlier, I.V. & Van Hemert, A.M. (2018). Comparative responsiveness of generic versus disorder-specific instruments for depression: an assessment in three longitudinal datasets *Journal of Depression and Anxiety, Accepted for publication*. doi:10.1002/da.22809

de Beurs, E. & Zitman, F.G. (2006). De Brief Symptom Inventory (BSI): De betrouwbaarheid en validiteit van een handzaam alternatief voor de SCL-90 [The Brief Symptom Inventory: Reliability and validity of a handy alternative for the SCL-90]. *Maandblad Geestelijke Volksgezondheid, 61*, 120-141.

de Vet, H.C., Terwee, C.B., Ostelo, R.W., Beckerman, H., Knol, D.L. & Bouter, L.M. (2006). Minimal changes in health status questionnaires: distinction between minimally detectable change and minimally important change. *Health and Quality of Life Outcomes, 4*(1), 54.

Derogatis, L.R. (1975). *The Brief Symptom Inventory*. Baltimore, MD.: Clinical Psychometric Research.

Dingemans, A.E. & Van Furth, E.F. (2017). Het meten van verandering tijdens behandeling voor eetstoornissen: Een vergelijking van twee algemene en specifieke vragenlijsten [Measuring change during the treatment of eating disorders: a comparison of two types of questionnaires] *Tijdschrift voor Psychiatry, 59*(5), 278-285. doi:http://www.tijdschriftvoorpsychiatrie.nl/assets/articles/59-2017-5-artikel-dingemans.pdf

Egberink, I., Janssen, N. & Vermeulen, C. (2009). COTAN Documentatie (www. cotandocumentatie. nl). *Amsterdam: Boom test uitgevers*.

Embretson, S.E. & Reise, S.P. (2013). *Item response theory for psychologists*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Flens, G., & de Beurs, E. (2017). De toekomst van ROM: computergestuurd adaptief testen. *Tijdschrift voor Psychiatrie, 59*(12), 767-774.

Flens, G., Smits, N., Terwee, C.B., Dekker, J. Huijbrechts, I. et al. (2017). Development of a Computerized Adaptive Test for Anxiety based on the Dutch-Flemish version of the PROMIS Item Bank. *Assessment, 24*(4). doi:10.1177/1073191117746742

Jacobson, N.S. & Revenstorf, D. (1988). Statistics for assessing the clinical significance of psychotherapy techniques: Issues, problems and new developments. *Behavioral Assessment, 10*, 133-145.

Jacobson, N.S., Roberts, L.J., Berns, S.B. & McGlinchey, J.B. (1999). Methods for defining and determining the clinical significance of treatment effects: Description, application, and alternatives. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 67*(3), 300-307.

Jaeschke, R., Singer, J. & Guyatt, G.H. (1989). Measurement of health status. *Controlled Clinical Trials, 10*(4), 407-415. doi:10.1016/0197-2456(89)90005-6

Kelley, T.L. (1947). *Fundamentals of statistics*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

Lek, K., Van de Schoot-Hubeek, W., Kroesbergen, E., & van de Schoot, R. (2017). Het betrouwbaarheidsinterval in intelligentietests. Hoe zat het ook weer? *De Psycholoog, 52*(11), 10-24.

Maruyama, G. & Ryan, C.S. (2014). *Research methods in social relations*: John Wiley & Sons.

McCall, W.A. (1922). *How to measure in education*. New York: MacMillan.

Norman, G.R., Sloan, J.A. & Wyrwich, K.W. (2003). Interpretation of changes in health-related quality of life: The remarkable universality of half a standard deviation. *Medical Care, 41*(5), 582-592. doi:10.1097/00005650-200305000-00004

Nunnally, J.C. & Bernstein, I.R. (1994). *Psychometric theory* (3th ed.). New York: McGraw-Hill.

Obbarius, A., Van Maasakkers, L., Bear, L., Clark, D.M., Crocker, A.G. et al. (2017). Standardization of health outcomes assessment for depression and anxiety: recommendations from the ICHOM Depression and Anxiety Working Group. *Quality of Life Research, 26*, 1-15. doi:10.1007/s11136-017-1659-5

Schalet, B.D., Cook, K.F., Choi, S.W. & Cella, D. (2014). Establishing a common metric for self-reported anxiety: Linking the MASQ, PANAS, and GAD-7 to PROMIS Anxiety. *Journal of Anxiety Disorders, 28*(1), 88-96. doi:10.1016/j.janxdis.2013.11.006

Schawo, S., Carlier, I.V., Van Hemert, A.M. & De Beurs, E. (2019). Measuring treatment outcome in patients with anxiety disorders: A comparison of the responsiveness of generic and disorder-specific instruments. *Journal of Anxiety Disorders, 64*, 55-63. doi:10.1016/j.janxdis.2019.04.001

Sloan, J.A., Cella, D. & Hays, R.D. (2005). Clinical significance of patient-reported questionnaire data: another step toward consensus. *Journal of Clinical Epidemiology, 58*(12), 1217-1219. doi:10.1016/j.jclinepi.2005.07.009

Timman, R., De Jong, K. & De Neve-Enthoven, N. (2017). Cut-off scores and clinical change indices for the Dutch Outcome Questionnaire (OQ-45) in a large sample of normal and several psychotherapeutic populations. *Clinical Psychology & Psychotherapy, 24*(1), 72-81. doi:10.1002/cpp.1979

Van der Mheen, M., ter Mors, L.M., Van den Hout, M.A. & Cath, D.C. (2017). Routine outcome monitoring bij de behandeling van angststoornissen: diagnosespecifieke versus generieke meetinstrumenten. *Tijdschrift voor Psychiatrie, 59*. doi:http://www.tijdschriftvoorpsychiatrie.nl/assets/articles/60-2018-1-artikel-vandermheen.pdf

Wahl, I., Löwe, B., Bjorner, J.B., Fischer, F., Langs, G. et al. (2014). Standardization of depression measurement: a common metric was developed for 11 self-report depression measures. *Journal of Clinical Epidemiology, 67*(1), 73-86. doi:10.1016/j.jclinepi.2013.04.019

Williams, G., Flens, G. & De Beurs, E. (2017). Computer Adaptief Testen Moderne meettechniek voor uitkomstmaten. *PsyXpert, 3*(4), 14-21. doi:https://www.psyxpert.nl/tijdschrift/editie/artikel/t/computergestuurd-adaptief-testen-cat