

Bedankt voor het downloaden van dit artikel. De artikelen uit de (online)tijdschriften van Uitgeverij Boom zijn auteursrechtelijk beschermd. U kunt er natuurlijk uit citeren (voorzien van een bronvermelding) maar voor reproductie in welke vorm dan ook moet toestemming aan de uitgever worden gevraagd.

Boom

Behoudens de in of krachtens de Auteurswet van 1912 gestelde uitzonderingen mag niets uit deze uitgave worden verveelvoudigd, opgeslagen in een geautomatiseerd gegevensbestand, of openbaar gemaakt, in enige vorm of op enige wijze, hetzij elektronisch, mechanisch door fotokopieën, opnamen of enig andere manier, zonder voorafgaande schriftelijke toestemming van de uitgever.

Voor zover het maken van kopieën uit deze uitgave is toegestaan op grond van artikelen 16h t/m 16m Auteurswet 1912 jo. Besluit van 27 november 2002, Stb 575, dient men de daarvoor wettelijk verschuldigde vergoeding te voldoen aan de Stichting Reprorecht te Hoofddorp (postbus 3060, 2130 KB, www.reprorecht.nl) of contact op te nemen met de uitgever voor het treffen van een rechtstreekse regeling in de zin van art. 16l, vijfde lid, Auteurswet 1912.

Voor het overnemen van gedeelte(n) uit deze uitgave in bloemlezingen, readers en andere compilatiewerken (artikel 16, Auteurswet 1912) kan men zich wenden tot de Stichting PRO (Stichting Publicatie- en Reproductierechten, postbus 3060, 2130 KB Hoofddorp, www.cedar.nl/pro).

No part of this book may be reproduced in any way whatsoever without the written permission of the publisher.

info@boomamsterdam.nl
www.boomuitgeversamsterdam.nl

Evaluatie van de psychometrische eigenschappen van de Rosenberg zelfwaardeschaal in een poliklinisch psychiatrische populatie

Jonas Everaert¹, Ernst H.W. Koster¹, Rik Schacht², & Rudi De Raedt¹

SAMENVATTING

Deze studie onderzoekt de psychometrische eigenschappen van de Nederlandstalige versie van de 'Rosenberg Self-Esteem Scale' in een poliklinisch psychiatrische steekproef. De resultaten tonen een hoge interne consistentie en ondersteunen de constructvaliditeit van de vragenlijst. Er werd een eendimensionale factorstructuur gevonden met globale zelfwaarde als latente variabele. Hierbij dienden methodeartefacten die geassocieerd zijn met de negatief verwoorde items in rekening gebracht te worden. Onze bevindingen komen overeen met de resultaten uit eerder onderzoek met de Nederlandstalige versie van de RSES en legitimeren het gebruik van de lijst in klinische groepen voor zowel onderzoeksdoel-einden als klinische toepassingen.

INLEIDING

Zelfwaarde is een belangrijk psychologisch construct. Verschillende psychiatrische stoornissen gaan vaak samen met een laag zelfbeeld (Silverstone & Salsali, 2003) waarbij verstoringen in het zelfbeeld betrokken kunnen zijn bij de ontwikkeling of de instandhouding van psychopathologie (vb. schizofrenie: Barrowclough, Tarrier, Humphreys, Ward, Gregg & Andrews, 2003; depressie: Franck & De Raedt, 2007; eetstoornissen: Ghaderi & Scott, 2001). Een gedegen assessment van het zelfwaardeconcept is dus van cruciaal belang. De meest gebruikte vragenlijst van globale zelfwaarde is de Rosenberg Self-Esteem Scale

1. Universiteit Gent, België

2. RGC Zeeuws Vlaanderen, Nederland

Postbus 80140, 3508 TC Utrecht

Correspondentieadres: Jonas Everaert, Universiteit Gent, Vakgroep Experimenteel-Klinische en Gezondheidspsychologie, Henri Dunantlaan 2, B-9000 Gent, België. Tel: +0032 09 264 94 42,

Fax: +0032 09 264 64 89, e-mail adres: Jonas.Everaert@UGent.be

(RSES; Rosenberg, 1965). Deze vragenlijst bestaat uit 10 items en heeft specifiek tot doel de algemene *affectieve* evaluatie van het zelf te meten (Rosenberg, 1979).

In de laatste decennia is er uitvoerig psychometrisch onderzoek verricht naar de betrouwbaarheid, validiteit en factorstructuur van het Engelstalige origineel en diverse vertalingen van de RSES. In steekproeven van onder andere studenten (Pullman & Allik, 2000), adolescenten en volwassenen (Corwyn, 2000), sociaal fobische patiënten (Banos & Guillen, 2000) en druggebruikers (Wang, Siegal, Falck & Carlson, 2001) werd aangetoond dat de RSES beschikt over een hoge interne consistentie (Schmitt & Allik, 2005) en een goede test-hertest betrouwbaarheid (Pullmann & Allik, 2000; Robins, Hendin & Trzesniewski, 2001). Ondersteuning voor de constructvaliditeit blijkt uit de gerapporteerde correlatiepatronen met theoretisch gerelateerde en onge-relateerde (sub)schalen, zoals de big five persoonlijkheidsdimensies (Aluja, Rolland, Garcia & Rossier, 2007; Pullmann & Allik, 2000), depressiesymptomen, ervaren stress, optimisme, levenstevredenheid, negatief en positief affect (Greenberger, Chen, Dmitrieva & Farruggia, 2003; Robins et al., 2001).

Het psychometrisch onderzoek naar de factorstructuur van de RSES was minder eenduidig dan het betrouwbaarheid- en validiteitsonderzoek (Franck, De Raedt, Barbez & Rosseel, 2008; Marsh, Scalas & Nagengast, 2010). Hoewel aanvaard wordt dat de RSES het ééndimensionaal construct zelfwaarde meet, werd deze factorstructuur niet consistent teruggevonden omwille van methode-effecten die voornamelijk geassocieerd zijn met de negatieve verwoording van sommige items (Quilty, Oakman & Risko, 2006; Corwyn, 2000; Tomás & Oliver, 1999).

Momenteel zijn er twee verschillende Nederlandstalige versies van de RSES beschikbaar. In deze bijdrage geven we de voorkeur aan de vertaling van Franck en collega's (2008) boven de versie uit Bruynooghe, Bracke en Verhaeghe (2003). Ten eerste omdat Franck et al. (2008) gebruik maken van hetzelfde responsformaat als in de origineel Engelstalige versie (een 4-punten schaal), waar de vertaling uit Bruynooghe et al. (2003) een 5-punten schaal hanteert. Ten tweede is het onduidelijk op welke wijze de vertaling door Bruynooghe en collega's (2003) tot stand kwam. De versie van Franck et al. (2008) kwam tot stand via de standaard vertaalprocedure (forward en back translation; zie meetinstrumenten). Ten slotte werden methode-effecten geassocieerd met de positief verwoorde items niet onderzocht in Bruynooghe et al. (2003), maar wel voor de versie van Franck et al. (2008).

De vertaling van Franck en collega's (2008) werd gevalideerd in een *niet-klinische* steekproef van 442 respondenten waaronder studenten, bedienden, arbeiders, werklozen en gepensioneerden. Naast een hoge interne consistentie (Cronbach's $\alpha = .86$) werd er evidentie gevonden voor de constructvaliditeit wat bleek uit de correlaties tussen de Nederlandstalige RSES en de big five persoonlijkheidsdimensies. Specifiek werd enerzijds een sterke negatieve samenhang

gevonden tussen de globale zelfwaardescores en neuroticisme, en anderzijds positieve correlaties tussen de RSES totaalscores met extraversie en consciëntieusheid. Franck et al. (2008) onderzochten ook de factorstructuur van de Nederlandstalige RSES met behulp van exploratorische (EFA) en confirmatorische (CFA) factoranalyses. Bij de CFA werd de fit van drie verschillende modellen met elkaar vergeleken. Een ééndimensioneel model zonder methode-effecten versus een tweefactormodel waarbij elke factor het type itemverwoording (positief, negatief) representeerde versus een ééndimensioneel model met twee residuele covarianties tussen twee itemparen als methodeartefacten (één geassocieerd met de negatief verwoorde items en een ander met de positief geformuleerde items). De resultaten van de factoranalyses toonden dat een één-factoroplossing het meest was aangewezen en methode-effecten in rekening moeten worden gebracht om een aanvaardbare fit met de data te verkrijgen. Op basis van hun onderzoeksresultaten concluderen Franck et al. (2008) dat de psychometrische eigenschappen van de Nederlandstalige RSES overeenstemmen met de goede kwaliteiten van de originele uitgave en de Nederlandstalige versie een adequaat instrument is om de globale zelfwaardering te meten.

Studies naar de psychometrische eigenschappen van de Nederlandstalige RSES zijn momenteel schaars. Gegeven het wijdverspreide gebruik van de vragenlijst in klinische settings, is verdere psychometrische validatie binnen klinische steekproeven vereist. In deze bijdrage worden de psychometrische kwaliteiten (interne consistentie, constructvaliditeit, factorstructuur) van de Nederlandstalige versie nagegaan in een heterogene poliklinisch psychiatrische steekproef.

METHODE

Deelnemers

De totale steekproef bestaat uit 327 patiënten (236 vrouwen) die gerekruteerd werden via het Regionaal Geestelijk gezondheidszorg Centrum (RGC) Zeeuws-Vlaanderen, een geïntegreerde tweedelijns ggz-voorziening in Nederland. In het RGC kunnen mensen met eender welke psychiatrische en/of psychosociale klacht terecht, weliswaar enkel na indicatie voor specialistische behandeling en/of begeleiding. De gemiddelde leeftijd van de respondenten is 37,76 jaar ($SD = 12,13$; spreiding = 17 – 77 jaar). Patiënten zijn afkomstig uit het ambulante centrum ($n = 43$; 31 vrouwen), de deeltijdbehandeling ($n = 161$; 145 vrouwen), de paaz ($n = 4$; 3 vrouwen), het hostel ($n = 1$, 1 man) of namen deel aan een therapie-module. Deze laatste groep bestaat uit 44 patiënten (40 vrouwen) uit een dialectisch gedragstherapeutische vaardigheidstraining voor personen met een borderline persoonlijkheidsstoornis (DGT), 71 patiënten (44 vrouwen) uit de mindfulness based cognitieve therapie of stressreductie training en, ten slotte, 3 vrouwen uit een stabilisatiecursus voor personen met complexe post-traumatische stressstoornis.

Meetinstrumenten

Rosenberg Self-Esteem Scale – Nederlandstalige versie (RSES; Franck et al., 2008). De vertaling gebeurde met de hulp van 4 onafhankelijke tweetalige vertalers. De origineel Engelstalige RSES werd eerst naar het Nederlands vertaald door 3 vertalers met het Nederlands als moedertaal. Een consensus werd bereikt na vergelijking van de verschillende versies en bespreking van de inconsistenties. Vervolgens werd deze versie door een vierde persoon, met als moedertaal het Engels, naar het Engels vertaald en werd de originele Engelstalige vragenlijst vergeleken met deze *back translation*. Opnieuw werden inconsistenties besproken en gecorrigeerd. De lijst bestaat, zoals aangegeven, uit 10 items waarop respondenten per stelling op een 4-punten schaal aangeven in welke mate men akkoord gaat (score 0: 'helemaal niet akkoord' – score 3: 'helemaal akkoord'). Na omkering van de negatief geformuleerde items en somming van de ruwe itemscores, wordt een totaalscore bekomen die kan variëren van 0 tot 30. Een hogere totaalscore is indicatief voor een meer positieve globale zelfwaardering.

Symptom Check List – 90 - Revised (SCL-90-R; Arrindell & Ettema, 2003). De SCL-90-R is een multidimensionele screeninglijst die peilt naar recent ervaren lichamelijke en psychische klachten. Op 90 items met een vijfpuntsschaal (1 = 'helemaal niet' 5 = 'heel erg') beoordelen respondenten welke symptomen men de afgelopen week heeft ervaren. De items omschrijven symptomen uit 8 klachtgebieden (angst, agorafobie, depressie, somatische klachten, wantrouwen en interpersoonlijke sensitiviteit, insufficiëntie van denken en handelen, slaapproblemen, woede en hostiliteit) en de totaalscore is een maat voor algemeen disfunctioneren. De multidimensionele structuur, validiteit en betrouwbaarheid van de SCL-90-R worden door psychometrisch onderzoek ondersteund (Arrindell & Ettema, 2003; Evers, van Vliet-Mulder & Groot, 2005/03).

RAND-36 Health Survey (Van der Zee & Sanderman, 1993). De RAND-36 is een zelfbeoordelingsinstrument dat peilt naar de algemene gezondheidstoestand. De lijst bestaat uit 36 items met een variërend responsformaat van minimum 2 tot maximum 6 antwoordalternatieven. Er zijn 8 verschillende schalen: fysiek functioneren, sociaal functioneren, rolbeperkingen door fysische gezondheidsproblemen, rolbeperkingen door emotionele problemen, mentale gezondheid, vitaliteit, pijn, algemene gezondheidsbeleving en gezondheidsverandering. Scores op een honderdpuntschaal (min. 0 – max. 100) worden verkregen door een transformatie na omkering van negatief verwoorde items en het optellen van de ruwe itemscores. Hogere scores geven een indicatie voor een betere gezondheidstoestand. Nederlands onderzoek (Van der Zee & Sanderman, 1993) rapporteert voor de RAND-36 een goede betrouwbaarheid en validiteit.

Procedure

Deze studie vond plaats in het Regionaal Geestelijk gezondheidszorg Centrum Zeeuws-Vlaanderen. In het kader van een psychodiagnostisch onderzoek of effectenevaluatie van de behandelingsvoortgang werd de vragenlijstdata via

de verantwoordelijke behandelaars verzameld. Patiënten gaven mondeling hun toestemming om de gegevens te gebruiken voor onderzoeksdoeleinden. Vanwege praktische redenen kwam het voor dat niet het volledige vragenlijstpakket kon worden meegegeven. Hierdoor is de steekproefgrootte voor verschillende analyses soms verschillend.

RESULTATEN

Beschrijvende statistieken

De totale zelfwaardescores op de Nederlandstalige RSES variëren van 2 tot 30 ($M = 13.91, SD = 5.87$). Een t -test voor onafhankelijke steekproeven toont een significant geslachtsverschil in de totale zelfwaardescores, $t(325) = -2.22, p < .05$, met een kleine effect size Cohen's $d = .27$. Mannelijke deelnemers rapporteren een significant hogere globale zelfwaarde ($M = 15.07, SD = 5.84$) in vergelijking met vrouwelijke deelnemers ($M = 13.47, SD = 5.83$). In tabel 1 worden de gemiddelden en standaarddeviaties voor ieder item weergegeven.

Tabel 1. Items, factorladingen, descriptieve statistieken voor de Nederlandstalige RSES.

items	FL-EFA	FL-CFA	M	SD
1 Over het algemeen ben ik tevreden met mezelf	.81	.76	1.26	.79
2 Bij momenten denk ik dat ik helemaal niet deug	.56	.59	1.32	.89
3 Ik heb het gevoel dat ik een aantal goede kwaliteiten heb	.58	.46	2.00	.65
4 Ik ben in staat dingen even goed te doen als de meeste andere mensen	.65	.51	1.68	.79
5 Ik heb het gevoel dat ik niet veel heb om trots op te zijn	.74	.76	1.54	.86
6 Het is ongetwijfeld zo dat ik me bij momenten nutteloos voel	.62	.64	.98	.80
7 Ik heb het gevoel dat ik een waardevol iemand ben, minstens evenwaardig aan anderen	.78	.69	1.49	.81
8 Ik wou dat ik meer respect voor mezelf kon opbrengen	.57	.60	.96	.89
9 Al bij al ben ik geneigd mezelf een mislukking te voelen	.79	.84	1.42	.91
10 Ik neem een positieve houding aan ten opzichte van mezelf	.73	.66	1.27	.81

Noot. FL-EFA = factorlading op de eerste factor voor ieder item bij de exploratorische factoranalyse; FL-CFA = factorlading op de eerste factor voor ieder item bij de confirmatorische factoranalyse; M = gemiddelde score op het item in kwestie op een schaal van 0 tot 3.

Betrouwbaarheid

De interne consistentie van de RSES is hoog (Cronbach's $\alpha = .89$). Deze alfa-waarde is vergelijkbaar met de gerapporteerde interne consistentie uit het voorgaande onderzoek van Franck en collega's (2008). De gemiddelde inter-itemcorrelatie bedraagt .46 ($SD = .11$) en de alle waarden liggen tussen .22 en .66. Hieruit blijkt dat de items die de Nederlandstalige RSES samenstellen voldoende samenhangen zonder redundant te zijn.

Validiteit

Om de validiteit van de RSES te evalueren werden de totale zelfwaardescores gecorreleerd met de subschalen van de SCL-90-R en de RAND-36. Alle correlaties bleken statistisch significant ($p < .05$; zie tabel 2). Ondersteuning voor convergente validiteit blijkt uit de sterkere correlaties tussen de totaalscores op de RSES en theoretisch verwante schalen zoals het algemeen disfunctioneren (DIS), $r(214) = -.65, p < .001$, angstklachten, $r(214) = -.51, p < .001$, depressiesymptomen (DEP), $r(214) = -.67, p < .001$, en onvrede met het zelf in relatie met andere mensen (SEN), $r(214) = -.62, p < .001$. Anderzijds tonen de relationele analyses zwakke samenhangen tussen de totale RSES score en theoretisch minder gerelateerde constructen zoals fysiek functioneren (FF), $r(182) = .17, p < .05$, pijn (P), $r(182) = .25, p < .01$, rolbeperkingen door fysieke gezondheidsproblemen (RFG), $r(182) = .40, p < .001$, en gezondheidsverandering (GV), $r(182) = .15, p < .05$. Deze bevindingen onderbouwen de divergente validiteit van de Nederlandstalige RSES.

Tabel 2. Correlatiecoëfficiënten tussen RSES en subschalen van de SCL-90-R en de RAND-36

	SCL-90-R (n = 214)								
	DIS	AGO	ANG	DEP	SOM	IN	SEN	HOS	SLA
RSES	-.65***	-.49***	-.51***	-.67***	-.41***	-.54***	-.62***	-.40***	-.32***

Tabel 2. (vervolg)

	RAND-36 (n = 182)								
	FF	SF	RFG	REG	MG	VIT	P	AGB	GV
RSES	.17*	.31***	.19**	.40***	.39***	.40***	.25**	.45***	.15*

Noot 1. DIS = algemeen disfunctioneren (totaalscore), AGO = agorafobie, ANG = angst, DEP = depressie, SOM = somatische klachten, IN = insufficiëntie van denken en handelen, SEN = wantrouwen en interpersoonlijke sensitiviteit, HOS = hostiliteit, SLA = slaapproblemen, FF = fysiek functioneren, SF = sociaal functioneren, RFG w= rolbeperkingen door fysieke gezondheidsproblemen, REG = rolbeperkingen door emotionele problemen, MG = mentale gezondheid, VIT = vitaliteit, P = pijn, AGB = algemene gezondheidsbeleving, GV = gezondheidsverandering. Noot2. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

Factorstructuur

Exploratorische en confirmatorische factoranalyses werden uitgevoerd op de 10 items waaruit de RSES is samengesteld. De exploratorische factoranalyse geïnterpreteerd via parallelanalyse (Hayton, Allen, & Scarpello, 2004) toonde een oplossing met één latente factor (globale zelfwaarde). Dit komt overeen met de resultaten van Franck et al. (2008). De weerhouden factor verklaarde 47.27% van de totale variantie. In tabel 1 worden factorladingen voor ieder item weergegeven.

Vervolgens werd de factorstructuur van de Nederlandstalige RSES onderzocht door middel van confirmatorische factoranalyse. De fit van de modellen werd geëvalueerd aan de hand van volgende goodness-of-fit indexen: de χ^2 statistiek, Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA), Comparatieve fit Index (CFI), Tucker-Lewis Index (TLI). Een aanvaardbaar model bezit een niet statistisch significante χ^2 waarde, een RMSEA kleiner dan of gelijk aan .08 en, ten slotte, TLI en CFI waarden hoger dan .90. De volgende 5 modellen werden getoetst. Model 1, een éénfactormodel met globale zelfwaarde als latente variabele. Model 2, een twee factorstructuur met als de eerste factor de positief geformuleerde items omvat en de tweede factor de negatief verwoorde items. De aanwezigheid van methode-effecten werd nagegaan via drie verschillende modellen volgens een correlated-uniqueness model. Hierbij worden methode-effecten geoperationaliseerd door middel van correlaties tussen de residuele covarianties van de items. Model 3 tot en met model 5 gaan uit van een eendimensionale structuur met zelfwaarde als latente variabele en brengen methode-effecten in rekening via de integratie van de correlaties tussen de fouttermen van de negatieve items (model 3), de positieve items (model 4) of beiden (model 5). Tabel 3 geeft voor ieder model de verschillende goodness-of-fit indexen weer.

Tabel 3. Goodness-of-fit indexen

	df	$\chi^2(df)$	RMSEA	CFI	TLI
Model 1	35	187.52***	.12	.95	.94
Model 2	34	129.88***	.09	.97	.96
Model 3	25	66.52***	.07	.99	.98
Model 4	25	92.82***	.09	.98	.96
Model 5	15	30.36***	.06	1.00	.99

Noot1. * $p < .05$ *** $p < .001$

We vinden dat de χ^2 statistieken over de gehele lijn significant zijn, wat indicatief is voor een minder goede fit van de modellen. Omdat dit vaker voorkomt in grotere steekproeven en een significante χ^2 statistiek aldus het gebrek aan een

goede fit overdrijft, wordt de fit beter geëvalueerd met behulp van de $RMSEA$, CFI en TLI fitindexen. In lijn met eerder onderzoek (Corwyn, 2000; Franck et al., 2008; Tomás & Oliver, 1999) toont de vergelijking van de verscheidene fitindexen een superieure fit van modellen die methode-effecten in rekening brengen. Noch voor het éénfactormodel (model 1) noch voor het tweefactormodel (model 2) werd een aanvaardbare fit gevonden ($RMSEA$ waarde $> .08$). In tegenstelling tot model 4 ($RMSEA > .08$) beschikt model 5 over zeer goede fitindexen ($RMSEA = .06$; $CFI = 1.00$, $TLI = .99$), maar bleken de parameterschattingen niet statistisch significant ($p > .05$). Gezien het niet spaarzame karakter van dit model hoeft het niet te verwonderen dat een dergelijke goede fit met de data wordt gevonden. Model 3 bezit een goede fit ($RMSEA < .08$, $CFI = .99$, $TLI = .98$), wat suggereert dat methode-effecten geassocieerd met de negatief verwoorde items adequaat de data representeren. In model 3 bereiken alle parameters het minimum significantieniveau ($p < .05$) en variëren de foutcorrelaties van .09 tot en met .35. De factorladingen voor model 3 worden in tabel 1 weergegeven.

DISCUSSIE

De $RSES$ is internationaal het meest gehanteerde meetinstrument van het zelfwaardeconcept en kent ook in Nederland en België een wijdverspreid gebruik. Ondanks het frequente gebruik werd de validatiestudie van Frank et al. (2008) niet gerepliceerd binnen een klinische steekproef. De huidige studie onderzocht de psychometrische kwaliteiten van deze vragenlijst in een Nederlandse groep van poliklinische psychiatrische patiënten.

In dit onderzoek werd een gemiddelde zelfwaardescore gevonden ($M = 13.91$, $SD = 5.87$) die beduidend lager ligt dan de totaalscores die gevonden worden in niet-klinische steekproeven (vb.: $M = 20.9$, $SD = 4.4$; Franck et al., 2008). Deze observatie ligt in lijn van wat we verwachten op basis van de aard van onze steekproef en andere studies die de associatie tussen zelfwaarde en psychiatrische aandoeningen onderzochten (Silverstone & Salsali, 2003).

Onze bevindingen ondersteunen de betrouwbaarheid en validiteit van de $RSES$ op verschillende manieren. Ten eerste, werd er een hoge interne consistentie gevonden die vergelijkbaar is met alfawaarden uit de voorgaande studie van Franck en collega's (2008) en zelfs iets hoger ligt dan de gemiddelde Cronbach's α van niet-Nederlandstalige versies ($\alpha = .82$; Schmitt & Allik, 2005). Ten tweede werd de validiteit onderzocht door de totaalscores op de $RSES$ te correleren met de subschalen van de $SCL-90-R$ en de $RAND-36$. Het gevonden correlatiepatroon toont de verwachte convergente en divergente validiteit van de Nederlandstalige $RSES$. Er werden hogere correlaties gevonden met nauw gerelateerde psychologische fenomenen zoals depressie- en angstsymptomen, algemeen disfunctioneren en ontevredenheid over het zelf in relatie tot anderen. De sterkte van de samenhang tussen de Nederlandstalige $RSES$ en depressiesymptomen, was vergelijkbaar met een eerder onderzoek

van Greenberger et al. ($r = -.64$; 2003), maar opvallend hoger dan deze die door Robins et al. (2001) werd gevonden ($r = -.34$). Ondersteuning voor de divergente validiteit blijkt uit de zwakkere correlaties met theoretisch minder gerelateerde constructen zoals pijn, fysiek functioneren, gezondheidsverandering, rolbeperkingen door fysieke problemen.

Deze studie onderzocht de factorstructuur van de Nederlandstalige RSES door middel van exploratorische en confirmatorische factoranalyses. Hierbij leidde de exploratorische factoranalyse tot een oplossing met één latente factor en zodoende werden de resultaten uit Franck et al. (2008) gerepliceerd. De confirmatorische factoranalyses lieten zien dat, indien methode effecten niet in rekening werden gebracht, noch het eenfactormodel noch het tweefactormodel een aanvaardbare fit met de data had. Wanneer methode-effecten wel in rekening werden gebracht, vonden we dat het model met één factor en methodeartefacten geassocieerd met de negatief verwoorde items de beste fit vertoonde. Hiermee onderschrijven onze resultaten de consensus aangaande de eendimensionele factorstructuur van de RSES en de bevindingen dat methode-effecten primair geassocieerd zijn met de negatief geformuleerde items (Corwyn, 2000; Quilty et al., 2006; Tomás & Oliver, 1999). Anders dan in de studie van Franck et al. (2008) bleken in dit onderzoek de methode-effecten in verband met de positief geformuleerde items niet van significante invloed te zijn. Dit omdat er geen acceptabele fit werd gevonden van het model met gecorrleerde residuele covarianties in verband met de positief verwoorde items. Er moet vermeld worden dat het verschil in fit met het model dat foutcorrelaties betreffende de negatieve items in rekening brengt vrij klein is.

Op basis van de resultaten uit het onderzoek van Franck en collega's (2008) in een niet-klinische steekproef en onze bevindingen in een klinische steekproef, kunnen we stellen dat de Nederlandstalige uitgave van de RSES een betrouwbare en valide maat is voor de globale zelfwaardering. De lijst is geschikt voor zowel onderzoeksdoeleinden als klinische toepassingen binnen heterogene patiëntenpopulaties. Te meer omdat de Nederlandstalige versie kort en gratis verkrijgbaar is, raden we het gebruik van de lijst aan.

DANKWOORD

Speciale dank gaat naar Steven van den Eede voor de hulp bij de factoranalyses.

SUMMARY

The current study investigated the psychometric properties of the Dutch version of the Rosenberg Self-Esteem Scale in a clinical sample. The results show a high internal consistency and evidence for the convergent and divergent validity of the scale. In line with previous research, we

found that the RSES measures one factor, if method effects were taken into account. These method artifacts were associated with the negatively-worded items. Our findings build upon previous research with the Dutch RSES and suggest that the use of the scale for clinical and research purposes is legitimate.

LITERATUUR

- Aluja, A., Rolland, J.P., Garcia, L.F., & Rossier, J. (2007). Dimensionality of the Rosenberg Self-Esteem Scale and its relationships with the three- and the five-factor personality models. *Journal of Personality Assessment*, *88*, 246-249.
- Arrindell, W.A., & Ettema, J.H.M. (2003). *SCL-90: Handleiding bij een multidimensionale psychopathologie-indicator*. Lisse: Swets & Zeitlinger.
- Banos, R.M., & Guillen, V. (2000). Psychometric characteristics in normal and social phobic samples for a Spanish version of the Rosenberg Self-Esteem Scale. *Psychological Reports*, *87*, 269-274.
- Barrowclough, C., TARRIER, N., Humphreys, L., Ward, J., Gregg, L., & Andrews, B. (2003). Self-esteem in schizophrenia: Relationships between self-evaluation, family attitudes, and symptomatology. *Journal of Abnormal Psychology*, *112*, 92-99.
- Bruynooghe, K., Bracke, P., & Verhaeghe, M., (2003). De psychometrische eigenschappen van een Nederlandstalige versie van de Rosenberg-zelfwaarderingsschaal. *Diagnostiek-wijzer*, *6*, 136-145.
- Corwyn, R.F. (2000). The factor structure of global self-esteem among adolescents and adults. *Journal of Research in Personality*, *34*, 357-379.
- Evers, A., Van Vliet-Mulder, J.C., & Groot, C. J. (2000). *Documentatie van tests en testresearch in Nederland (Suppl. 2005/03)*. Assen: Van Gorcum & Comp.
- Franck, E., & De Raedt, R. (2007). Self-esteem reconsidered: Unstable self-esteem outperforms level of self-esteem as vulnerability marker for depression. *Behaviour Research and Therapy*, *45*, 1531-1541.
- Franck, E., De Raedt, R., Barbez, C., & Rosseel, Y. (2008). Psychometric properties of the Dutch Rosenberg Self-Esteem Scale. *Psychologica Belgica*, *48*, 25-35.
- Ghaderi, A., & Scott, B. (2001). Prevalence, incidence and prospective risk factors for eating disorders. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, *104*, 122-130.
- Greenberger, E., Chen, C. S., Dmitrieva, J., & Farruggia, S. P. (2003). Item-wording and the dimensionality of the Rosenberg Self-Esteem Scale: do they matter? *Personality and Individual Differences*, *35*, 1241-1254.
- Hayton, J.C., Allen, D.G., & Scarpello, V. (2004). Factor retention decisions in exploratory factor analysis: A tutorial on parallel analysis. *Organizational Research Methods*, *7*, 191-205.
- Marsh, H.W., Scalas, L.F., & Nagengast, B. (2010). Longitudinal Tests of Competing Factor Structures for the Rosenberg Self-Esteem Scale: Traits, Ephemeral Artifacts, and Stable Response Styles. *Psychological Assessment*, *22*, 366-381.
- Pullmann, H., & Allik, J. (2000). The Rosenberg self-esteem scale: Its dimensionality, stability, and personality correlates in Estonian. *Personality and Individual Differences*, *28*, 701-715.
- Quilty, L.C., Oakman, J.M., & Risko, E. (2006). Correlates of the Rosenberg self-esteem scale method effects. *Structural Equation Modeling-a Multidisciplinary Journal*, *13*, 99-117.
- Robins, R.W., Hendin, H.M., & Trzesniewski, K.H. (2001). Measuring global self-esteem: Construct validation of a single-item measure and the Rosenberg self-esteem scale. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *27*, 151-161.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.

- Rosenberg, M. (1979). *Conceiving the self*. New York: Basic Books.
- Silverstone, P., & Salsali, M. (2003). Low self-esteem and psychiatric patients: Part I - The relationship between low self-esteem and psychiatric diagnosis. *Annals of General Hospital Psychiatry*, 2, 2.
- Schmitt, D.P., & Allik, J. (2005). Simultaneous administration of the Rosenberg Self-Esteem Scale in 53 nations: Exploring the universal and culture-specific features of global self-esteem. *Journal of Personality and Social Psychology*, 89, 623-642.
- Tomás, J.M., & Oliver, A. (1999). Rosenberg's self-esteem scale: Two factors or method effects. *Structural Equation Modeling*, 6, 84-98.
- Van der Zee, K.I., & Sanderman, R. (1993). *Het meten van de algemene gezondheidstoestand met de RAND-36. Een handleiding*. Groningen: Noordelijk Centrum voor Gezondheidsvraagstukken.
- Wang, J., Siegal, H.A., Falck, R.S., & Carlson, R.G. (2001). Factorial Structure of Rosenberg's Self-Esteem Scale Among Crack-Cocaine Drug Users. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 8, 275 - 286.