

De derde en vierde auteur zijn werkzaam bij de Afdeling Reumatologie, Gelre Ziekenhuizen, Apeldoorn. De andere auteurs zijn werkzaam bij de Faculteit Gedragswetenschappen, Universiteit Twente, Enschede.

Correspondentieadres: dr. Peter ten Klooster, Universiteit Twente, Afdeling Psychologie & Communicatie van Gezondheid & Risico, Postbus 217, 7500 AE Enschede.
E-mailadres:
p.m.tenklooster@utwente.nl.

Optimisme en/of pessimisme: factorstructuur van de Nederlandse Life Orientation Test-Revised

SUMMARY

Optimism and/or pessimism: Factor structure of the Dutch Life Orientation Test-Revised

This study examined the construct validity of the Dutch Life Orientation Test-Revised (LOT-R) in two samples; one sample of patients with psychiatric disorders ($n=157$) and one sample of patients with rheumatoid arthritis (RA, $n=83$). Confirmatory factor analyses showed that the LOT-R was not sufficiently unidimensional and could be better explained by two underlying factors consisting of positively and negatively worded items, respectively. This two-factor solution fitted the data significantly better than the one-factor solution in both groups, but satisfied all criteria for good model fit in the psychiatric patient sample only. One-factor models allowing correlated error terms between the positively or negatively worded items performed equally better than the original one-factor solution in both groups, indicating that the two factors may be the result of the specific wording of the items. However, the two factors were differentially associated with other relevant psychological constructs and correlation patterns differed substantially between both populations, indicating possible conceptual differences between optimism and pessimism. Overall, the findings suggest that the positively and negatively worded items of the Dutch LOT-R do not reflect a true unidimensional construct, but two underlying factors which may reflect a complex combination of methodological artefact and substantive differences. Therefore, researchers using the Dutch LOT-R are encouraged to not only rely on total scale scores, but to use additional sub-scores for optimism and pessimism to better examine possible relationships and effects in optimism research.

Inleiding

Door de sterke opkomst van de 'positieve psychologie' benadering is er de laatste jaren een hernieuwde interesse zichtbaar in het meten van concepten als hoop en optimisme. Optimisme wordt doorgaans beschouwd als een relatief stabiel persoonlijkheidskenmerk, dat in de literatuur op twee

manieren wordt geconceptualiseerd. Enerzijds wordt optimisme geconceptualiseerd als de wijze waarop mensen achteraf de oorzaken van gebeurtenissen verklaren (*explanatory style optimism*). Optimisme wordt binnen deze benadering gezien als een algemene gewoonte om de oorzaken van een negatieve gebeurtenis niet aan zichzelf toe te schrijven en te beschouwen als iets tijdelijks en alleen van toepassing op die specifieke situatie (Peterson & Seligman, 1984). Anderzijds wordt optimisme vaak geconceptualiseerd als de verwachtingen die mensen over het algemeen voorafgaand aan gebeurtenissen hebben (*dispositional optimism*). Optimisme wordt binnen deze benadering beschouwd als de algemene neiging om positieve uitkomsten in het leven te verwachten (Scheier & Carver, 1985). Dispositioneel optimisme blijkt net als dispositionele hoop geassocieerd te zijn met allerlei positieve gezondheidsuitkomsten, zoals betere omgang met stressoren, beter psychisch en lichamelijk welbevinden en meer succesvolle interventieprogramma's en behandelingen (Achat, Kawachi, Spiro, DeMolles, & Sparrow, 2000; Chang, 1998; Nes & Segerstrom, 2006; Scheier & Carver, 1992; Shepperd, Maroto, & Pbert, 1996).

De *Life Orientation Test* (LOT) van Scheier en Carver (1985) is wereldwijd het meest gebruikte instrument voor het meten van dispositioneel optimisme. Hoewel Scheier en Carver (1985) in zowel exploratieve als confirmatieve factoranalyses sterke aanwijzingen vonden dat de LOT uit twee factoren bestond, waarbij de positief en negatief geformuleerde items elk hun eigen factor vormden, concludeerden zij dat het zinvoller was de LOT als een unidimensionele schaal te beschouwen. De score op de LOT wordt doorgaans dan ook berekend als een totale score die de positie van een persoon op de dimensie pessimisme versus optimisme weergeeft. In de loop der tijd is er veel controverse ontstaan over deze veronderstelde unidimensionaliteit, waarbij een persoon dus niet tegelijkertijd zowel optimistisch als pessimistisch kan zijn, en zijn er talrijke studies uitgevoerd naar de dimensionaliteit van de LOT. Hoewel sommige studies suggereerden dat de LOT voldoende unidimensioneel was (Hjelle, Belongia, & Nesser, 1996; Steed, 2002; Williams, 1992), werd in de meeste factoranalyses aangetoond dat de LOT uit een afzonderlijke optimisme- en pessimisiefactor bestaat (Chang, Maydeu-Olivares, & D'Zurilla, 1997; Chang & McBride-Chang, 1996; Kubzansky, Kubzansky, & Masselko, 2004; Marshall & Lang, 1990; Marshall, Wortman, Kusulas, Hervig, & Vickers, 1992; Robinson-Whelen, Kim, MacCallum, & Kiecolt-Glaser, 1997). Deze tweedimensionale factorstructuur werd ook gevonden

in onafhankelijke Nederlandse vertalingen van de LOT (Hanssen & Peters, 2009; Mook, Kleijn, & Van der Ploeg, 1992; Vinck, Wels, Arickx, & Vinck, 1998). De laatstgenoemde onderzoekers concludeerden echter net als Scheier en Carver (1985) dat het opdelen van de schaal in twee subschalen voor de meeste doeleinden geen substantiële waarde toevoegt.

De verkorte en gereviseerde versie van de LOT, de LOT-R (Scheier, Carver, & Bridges, 1994), lijkt dezelfde problemen met betrekking tot dimensionaliteit te vertonen. Net als bij zijn voorganger komen uit factoranalyses op de LOT-R doorgaans twee factoren naar voren (Creed, Patton, & Bartrum, 2002; Herzberg, Glaesmer, & Hoyer, 2006; Lai & Yue, 2000; Nakano, 2004). Het blijft echter veelal de vraag of de twee factoren daadwerkelijk verschillende onderliggende constructen weerspiegelen of simpelweg een methodologisch artefact zijn, dat wordt veroorzaakt door de positieve dan wel negatieve formulering van de items (Kubzansky, et al., 2004; McPherson & Mohr, 2005). Hoewel de LOT-R ook in Nederlands onderzoek in toenemende mate wordt gebruikt, is er tot op heden geen onderzoek verricht naar de onderliggende factorstructuur in Nederlandse populaties. Duidelijkheid over de dimensionaliteit van de LOT-R is echter belangrijk voor het goed interpreteren van data verzameld met het instrument en voor het betrouwbaar en valide scoren van personen. Wanneer de items van de LOT-R verschillende onderliggende dimensies meten, is het berekenen van een totale score op alle items tezamen niet psychometrisch onderbouwd en kan dit leiden tot onjuiste conclusies met betrekking tot de gevonden scores en over- of onderschatting van gevonden relaties en effecten.

In dit artikel wordt de dimensionaliteit van de Nederlandse LOT-R onderzocht in twee populaties, te weten relatief jonge personen met een psychiatrische aandoening en oudere personen met reumatoïde artritis (RA). Voor deze sterk verschillende populaties is gekozen omdat de dimensionaliteit van de LOT-R mogelijk afhangt van de specifieke populatie waarin optimisme wordt onderzocht. Zo bleek in eerder onderzoek dat optimisme en pessimisme steeds meer onafhankelijk van elkaar kunnen gaan optreden naarmate de leeftijd van de onderzoekspopulatie hoger wordt (Herzberg, et al., 2006; Mroczek, Spiro, Aldwin, Ozer, & Bosse, 1993). Bovendien is gesuggereerd dat personen met een ernstige en pijnlijke lichamelijke aandoening, zoals RA, zowel optimisme als (defensief) pessimisme actief kunnen gaan gebruiken in het omgaan (*coping*) met de ziekte (Benyamini, 2005).

Allereerst wordt met behulp van confirmatieve factoranalyses (CFA's) in beide populaties getoetst of de Nederlandse LOT-R kan worden beschouwd als een unidimensionele schaal voor optimisme of twee, deels onafhankelijke, optimisme- en pessimismede factoren meet. In tegenstelling tot exploratieve factoranalyses en klassieke testtheorie, biedt CFA de mogelijkheid om de geschiktheid van vooraf gedefinieerde factorstructuren statistisch te toetsen en te vergelijken. Bovendien kan met CFA worden onderzocht of eventuele multidimensionaliteit wordt veroorzaakt door een methode-effect, zoals de formuleringsrichting van de items in de verschillende factoren, in plaats van inhoudelijke verschillen tussen de dimensies (Brown, 2006). Vervolgens wordt de constructvaliditeit van het 1-factormodel en het 2-factorenmodel van de LOT-R nader verkend aan de hand van correlaties met andere psychologische constructen waarvan in eerder onderzoek is vastgesteld dat deze conceptueel gerelateerd zijn aan optimisme. Zo werd in eerder onderzoek gevonden dat totaalscores op de LOT-R matig tot sterk positief correleerden met hoop (Magaletta & Oliver, 1999; Snyder, et al., 1991) en zelfeffectiviteit (Chemers, Watson, & May, 2000; Magaletta & Oliver, 1999) en matig tot sterk negatief met depressieve klachten (Achat, et al., 2000; Scheier & Carver, 1985; Scheier, et al., 1994). Daarnaast werd meer recentelijk aangetoond dat optimisme, als onderdeel van persoonlijke *empowerment*, matig negatief correleerde met gevoelens van schuld en schaamte (Rüsch, et al., 2007). Indien de subschalen voor optimisme en pessimisme in verschillende mate samenhangen met deze externe variabelen, geeft dit ondersteuning voor mogelijk inhoudelijke verschillen tussen de twee dimensies (Chang, D'Zurilla, & Maydeu-Olivares, 1994; Marshall, et al., 1992).

Methode

Respondenten

Voor dit onderzoek werd gebruik gemaakt van data verzameld in twee studies; een studie bij psychiatrisch patiënten en een studie bij patiënten met RA. De belangrijkste kenmerken van beide steekproeven en de scores op de gebruikte meetinstrumenten staan vermeld in Tabel 1. De eerste steekproef betrof een selectie van volwassen ambulante cliënten van een regionaal centrum voor geestelijke gezondheidszorg (zie Brouwer, Meijer, Weekers, & Baneke, 2008; Meijer & Baneke, 2004). In totaal vulden 157 personen in het kader van psychologisch of psychodiagnostisch onderzoek de LOT-R in als onderdeel van een grotere batterij vragenlijsten. De steekproef bestond voor bijna 60% uit

vrouwen en de gemiddelde leeftijd van de patiënten was 34 jaar. Afgaande op het veelgebruikte afkappunt van 50 op de *Zung Depression Scale*, was bij bijna 60% van de patiënten sprake van ten minste milde depressie. De tweede steekproef was afkomstig uit een cross-sectioneel survey-onderzoek onder patiënten met RA (Ten Klooster, et al., 2008). Honderd opeenvolgende RA-patiënten die de reumatologische polikliniek van een regionaal ziekenhuis bezochten, werd gevraagd mee te werken aan het onderzoek. In totaal namen 86 patiënten deel aan het onderzoek en 83 van hen vulden de vragenlijst volledig in. Alle patiënten waren 18 jaar of ouder en voldeden aan de diagnostische criteria van de *American Rheumatism Association* (Arnett, et al., 1988). De steekproef bestond uit meer vrouwen (77%) en de gemiddelde leeftijd van de patiënten met RA was met 62 jaar beduidend hoger dan die van de patiënten met een psychiatrische aandoening. De zelfgerapporteerde ernst en impact van RA op het dagelijks leven, was gemeten aan de hand van een pijnschaal en de verschillende dimensies van de *Arthritis Impact Measurement Scales 2 Short Form* (Taal, Rasker, & Riemsma, 2003), was in deze groep vrij hoog vergeleken met de doorsnee RA-populatie.

Meetinstrumenten

Life Orientation Test- Revised (LOT-R) De LOT-R meet dispositioneel optimisme aan de hand van 10 items, waarvan drie positief geformuleerde items, drie negatief geformuleerde items en vier 'filler' items die het doel van de test enigszins dienen te verbergen en niet worden gebruikt bij het scoren van de vragenlijst (zie Tabel 2 voor de inhoud van de gescoorde items). De items van de LOT-R werden beantwoord op een 8-punts Likertschaal van 1 ('absoluut niet mee eens') tot 8 ('absoluut mee eens'). Voor de eindscores op de verschillende schalen worden de betreffende itemscores gesommeerd, waarbij hogere eindscores wijzen op een hoger niveau van optimisme op de totale schaal en hoger optimisme dan wel pessimisme op twee subschalen. De interne consistentie (Cronbachs α) van de LOT-R en van de subschalen van positief en negatief geformuleerde items is voor beide steekproeven vermeld in Tabel 2.

Naast de LOT-R werden in beide onderzoeken een aantal bekende en gevalideerde vragenlijsten afgenomen die de variabelen hoop, zelfeffectiviteit, depressie en schuld en schaamte meten waarvan in eerder onderzoek werd gevonden dat deze conceptueel verband houden met optimisme.

Tabel 1. Kenmerken van de respondenten.

	Psychiatrische aandoening (n= 157)	Reumatoïde arthritis (n=83)
Geslacht		
Man	41.3%	22.6%
Vrouw	58.7%	77.4%
Leeftijd in jaren	33.7 (10.6)	62.2 (13.8)
Opleidingsniveau		
Laag (basisschool, vmbo)	31.6%	39.5%
Middelbaar (mbo, havo, vwo)	47.1%	22.5%
Hoog (hbo, universiteit)	21.3%	38.0%
Ziekte duur in jaren	-	15.4 (12.4)
Zung Depressie Schaal (range 20-80)	51.9 (10.9)	-
Score $\geq 50^a$	59.7%	-
Pijn (range 0-10) ^b	-	4.4 (2.4)
Arthritis Impact Measurement Scales 2 Short Form ^c		
Fysieke gezondheid (range 0-10)	-	4.0 (1.3)
Psychische gezondheid (range 0-10)	-	4.3 (1.1)
Symptomen (range 0-10)	-	6.3 (2.0)
Sociale interactie (range 0-10)	-	5.4 (1.0)
Life Orientation Test-Revised		
Totale score (range 6-48)	24.4 (9.2)	31.8 (6.3)
Subschaal optimisme (range 3-24)	12.2 (5.2)	17.2 (4.0)
Subschaal pessimisme (range 3-24)	14.7 (5.4)	12.3 (4.6)
Dispositional Hope Scale		
Pathways (range 4-32)	-	24.3 (4.5)
Agency (range 4-32)	-	22.8 (4.9)
Totale score (range 4-32)	-	46.7 (8.8)
Test of Self-Conscious Affect		
Schaamte (range 16-80)	49.6 (10.9)	43.8 (11.5)
Schuld (range 16-80)	62.6 (10.3)	63.3 (8.9)
Externalisatie (range 16-80)	39.2 (8.5)	35.8 (6.6)
Onverschilligheid (range 11-55)	28.1 (7.4)	28.2 (6.4)
Experience of Shame Scale		
Karakterschaamte (range 12-48)	31.5 (8.2)	15.9 (5.8)
Gedragsschaamte (range 9-36)	24.9 (6.3)	13.6 (5.4)
Lichaamsschaamte (range 4-16)	10.7 (3.9)	5.9 (3.1)
Totale score (range 25-100)	67.4 (16.5)	35.4 (13.1)
Arthritis Self-Efficacy Scale		
Omgaan met pijn (range 1-5)	-	3.2 (1.1)
Omgaan met andere symptomen (range 1-5)	-	3.6 (0.8)
Totale score (range 1-5)	-	3.4 (0.9)

^a Scores ≥ 50 zijn indicatief voor depressie. ^b Gerapporteerd op een numerieke schaal van 0 ('helemaal geen pijn') tot 10 ('ondraaglijke pijn'). ^c De scores op de schalen zijn genormaliseerd van 0 tot 10 waarbij hogere scores duiden op een slechtere gezondheid.

Tabel 2. Gestandaardiseerde factorloadingen en fit indices van het 1-factormodel en het gecorrleerde 2-factorenmodel voor de LOT-R.

	Psychiatrische aandoening (n= 157)				Reumatoïde artritis (n=83)			
	1-factormodel	2-factorenmodel F=.772		1-factormodel	2-factorenmodel F=.113		Optimisme	Pessimisme
	Optimisme $\alpha = .80$	Optimisme $\alpha = .75$	Pessimisme $\alpha = .74$	Optimisme $\alpha = .58$	Optimisme $\alpha = .72$	Pessimisme $\alpha = .63$		
1. Op momenten van onzekerheid en twijfel, heb ik toch meestal de beste verwachtingen.	.576	.624	.554	.682	.677	.413		
3. Als er iets in mijn leven mis kan gaan, dan gaat het ook mis.	.517		.750	.097	.766	.763		
4. Ik ben altijd optimistisch over mijn eigen toekomst.	.656		.758	.742				
7. Ik verwacht eigenlijk nooit dat de dingen zullen lopen zoals ik graag zou willen dat ze lopen.	.711			.139				
9. Ik reken er meestal niet op dat mij iets goeds zal overkomen.	.820		.864	.084	.724	.718		
10. Over het algemeen verwacht ik dat me meer goede dingen dan slechte dingen zullen overkomen.	.739	.806		.738				
χ^2	60.862	29.256		59.810	30.866			
$SB\chi^2$	28.013	13.325		42.523	21.303			
Df	9	8		9	8			
RMSEA	.116	.065		.213	.142			
NNFI	.935	.980		.466	.762			
CFI	.961	.989		.680	.873			
SRMR	.076	.049		.167	.078			

χ^2 = Normal theory weighted least squares chi-square; $SB\chi^2$ = Satorra-Bentler scaled chi-square; df = degrees of freedom; RMSEA = root mean square error of approximation; NNFI = non-normed fit index; CFI = comparative fit index; SRMR = standardized root mean square residual.

Dispositional Hope Scale (DHS) Bij de patiënten met RA werd de DHS afgenomen om algemene hoop te meten (Snyder, et al., 1991). De schaal bestaat uit 12 items die worden beantwoord op een 8-punts Likert-schaal van 1 ('absoluut niet mee eens') tot 8 ('absoluut mee eens'). Vier items meten 'agency' of wel de motivatie van de respondent om doelen te bereiken en vier andere items meten 'pathways' ofwel de mate waarin de respondent in staat is om manieren te vinden om doelen te bereiken. De overige vier items zijn *filler* items en worden niet gebruikt bij het scoren van de schaal. Gezien de zeer hoge correlatie tussen de *agency* en *pathways* constructen kan de DHS als een unidimensionele schaal gescoord worden (Brouwer, et al., 2008). De scores op de items worden gesommeerd, waarbij hogere scores wijzen op een hoger niveau van hoop. De interne consistentie van de DHS bij de RA-patiënten was .82 voor *pathways*, .73 voor *agency* en .85 voor de totale schaal.

Arthritis Self-Efficacy Scale (ASES) Bij de groep patiënten met RA werd bovendien de ASES afgenomen (Lorig, Chastain, Ung, Shoor, & Holman, 1989; Taal, et al., 1993). Deze ziektespecifieke schaal meet de door patiënten gepercipieerde zelfeffectiviteit in het omgaan met de gevolgen van chronische reuma. Twee van de drie bestaande subschalen werden meegenomen in het onderzoek onder patiënten met RA, te weten zelfeffectiviteit in het omgaan met pijn (5 items) en zelfeffectiviteit in het omgaan met andere symptomen, zoals vermoeidheid en frustraties (6 items). Over deze twee subschalen mag een totaalscore berekend worden (Lorig, et al., 1989). Alle items worden beantwoord op een 5-punts Likertschaal lopend van 1 ('volledig eens') tot 5 ('volledig oneens'). De scores op de items worden gemiddeld, waarbij hogere scores duiden op een hogere zelfeffectiviteit. De interne consistentie in dit onderzoek was .88 voor de totale schaal, .86 voor pijn en .77 voor overige symptomen.

Zung Depression Scale (ZDS) De aanwezigheid van depressieve symptomen bij de patiënten met een psychiatrische aandoening werd gemeten met de ZDS (Dijkstra, 1974; Zung, 1965). De ZDS bestaat uit 20 items die worden gescoord op een 4-punts Likertschaal van 1 ('zelden of nooit') tot 4 ('bijna altijd of altijd'). Na het hercoderen van de positief geformuleerde items worden de scores opgeteld, waarbij hogere scores duiden op meer depressieve symptomen. Scores op de ZDS ≥ 50 worden doorgaans als indicatief voor depressie beschouwd. De interne consistentie van de ZDS in de huidige steekproef was zeer hoog met een Cronbachs α van .88.

Test of Self-Conscious Affect-3 (TOSCA-3) Bij beide groepen werd de TOSCA-3 afgenomen. Deze schaal meet de dispositionele geneigdheid van individuen voor gevoelens van schaamte en schuld (Tangney, Dearing, Wagner, & Gramzow, 2000). De vragenlijst bestaat uit 16 korte, realistische scenario's. Bij ieder scenario wordt de respondent gevraagd bij vier of vijf mogelijke reacties aan te geven hoe waarschijnlijk het is dat hij of zij bij een dergelijke situatie op deze wijze zou reageren. Er wordt gescoord op een 5-punts Likertschaal lopend van 1 ('niet waarschijnlijk') tot 5 ('zeer waarschijnlijk'). De itemscores over de verschillende situaties worden opgeteld, resulterend in vier schaalcores voor schaamte, schuld, externalisatie van schuld en onverschilligheid. De interne consistentie van de subschalen bij de patiënten met psychiatrische aandoeningen en de patiënten met RA bedroeg respectievelijk .71 en .83 voor schaamte, .74 en .72 voor schuld, .64 en .51 voor externalisatie en .69 en .56 voor onverschilligheid. De interne consistentie van de laatste twee subschalen was met name bij de patiënten met RA laag, maar wel vergelijkbaar met de waarden gerapporteerd voor de originele Engelse (Tangney, 1996) en Nederlandstalige versies (Luyten, Fontaine, & Corveleyn, 2002).

Experience of Shame Scale (ESS) Beide groepen vulden bovendien de ESS in (Andrews, Qian, & Valentine, 2002). In tegenstelling tot de scenariogebaseerde TOSCA-3, meet de ESS directe ervaringen van de respondent met specifieke gevoelens van schaamte in het afgelopen jaar. De schaal bestaat uit 25 items die de mate van ervaren schaamte meten met betrekking tot het eigen karakter, het gedrag en het lichaam. Ieder item wordt beantwoord op een 4-punts Likertschaal van 1 ('helemaal niet') tot 4 ('heel erg'). De scores op de items worden gesommeerd, waarbij hogere scores wijzen op meer gevoelens van schaamte. De interne consistentie van de ESS in dit onderzoek was zeer hoog, met $\alpha = .89$ en .93 voor karakterschaamte, .89 en .94 voor gedrags-schaamte en .87 en .91 voor lichaamsschaamte voor respectievelijk de patiënten met psychiatrische aandoeningen en de RA-patiënten. De interne consistentie voor de totale schaal was .94 in de psychiatrische groep en .97 in de RA-groep.

Statistische analyses

De beschrijvende analyses, de interne consistentie en de correlatieanalyses werden uitgevoerd met SPSS 16.0 (SPSS Inc., Chicago, IL) en de confirmatieve factoranalyses werden uitgevoerd met behulp van LISREL 8.80 (Scientific Software International, Lincolnwood, IL).

Twee factormodellen werden getoetst en vergeleken voor beide steekproeven: een 1-factormodel waarbij alle items laden op optimisme, en een gecorreleerd, 2-factorenmodel waarbij de positief geformuleerde items laden op optimisme en de negatief geformuleerde items op pessimisme. Voor de LISREL-analyses werden de negatief geformuleerde items omgeschaald. Vanwege het ordinale karakter van de LOT-R items werd er een polychorische correlatiematrix geschat. Deze matrix werd gebruikt in de LISREL-analyses die werden uitgevoerd op basis van de maximum likelihood schattingsmethode. Aangezien het 1-factormodel en het gecorreleerde 2-factorenmodel genest zijn, werd de Satorra-Bentler chi-kwadrat van beide modellen gebruikt om statistisch te toetsen welk factormodel het best paste bij de data in elk van de patiëntengroepen (Satorra & Bentler, 2001). Zoals aangeraden door Hu en Bentler (1998), werden daarnaast de volgende fit indices gebruikt: de non-normed fit index (NNFI; ook bekend als de Tucker-Lewis index), de comparative fit index (CFI), de standardized root mean square residual (SRMR) en de root mean square error of approximation (RMSEA). Criteria voor goede fit werden gedefinieerd als waarden rond of hoger dan .95 voor de NNFI en CFI en rond of lager dan respectievelijk .08 en .06 voor de SRMR en RMSEA (Hu & Bentler, 1998).

Om te controleren of eventuele multidimensionaliteit mogelijk veroorzaakt werd door de formulering van de betreffende items, werden aanvullend in beide groepen twee 1-factormodellen getoetst, waarbij correlaties werden toegestaan tussen de meetfouten ('errortermen') van respectievelijk de positief dan wel negatief geformuleerde items (zie o.a. Horan, DiStefano, & Motl, 2003; Vautier, Raufaste, & Cariou, 2003).

Om meer inhoudelijk zicht te krijgen op de mate waarin en de wijze waarop optimisme en pessimisme mogelijk inhoudelijk verschillende constructen meten, werden aanvullend Pearson correlaties berekend tussen de brede optimisiefactor, de smalle optimisiefactor, of de pessimisiefactor enerzijds en de geselecteerde constructen van hoop, zelfeffectiviteit, depressieve symptomen, schaamte en schuld anderzijds.

Resultaten

De resultaten van de confirmatieve factoranalyses in beide steekproeven staan beschreven in Tabel 2. Het 1-factormodel had een redelijke fit in de groep patiënten met een psychiatrische aandoening, maar voldeed niet aan de criteria voor de RMSEA en NNFI. In de groep patiënten met RA paste het unidimensionele model zeer slecht en voldeed het aan geen van de gestelde fit

criteria. Opvallend voor deze steekproef waren de zeer lage factorladingen van de oorspronkelijk negatief geformuleerde items in deze steekproef.

Het gecorreleerde 2-factorenmodel presteerde in beide steekproeven beter dan het 1-factormodel en had beduidend hogere NNFI- en CFI-waarden en lagere RMSEA- en SRMR-waarden. De Satorra-Bentler (SB) tests bevestigden bovendien dat het 2-factorenmodel de data beter beschreef dan het unidimensionele model voor zowel de psychiatrische patiënten ($\Delta SB\chi^2(1)=15.889, p<.001$) als de RA-patiënten ($\Delta SB\chi^2(1)=27.112, p<.001$). Hoewel het 2-factorenmodel in de groep psychiatrische patiënten voldeed aan alle fit criteria, liet ook dit model matige fit indices zien in de groep RA-patiënten. De factorladingen van de items op de optimisme- en pessimisiefactoren waren nu echter voldoende hoog en vergelijkbaar met die in de groep psychiatrische patiënten. De correlatie tussen de onderliggende factoren was relatief hoog in de groep psychiatrische patiënten ($r=.773$), maar veel lager in de groep patiënten met RA ($r=.101$).

Tabel 3 beschrijft de fit indices van de modellen waarbij de formulering van de items werd gemodelleerd als een methode-effect door correlaties aan te brengen tussen de errortermen van respectievelijk de positief en negatief geformuleerde items. Zowel bij de psychiatrische patiënten als bij de RA-patiënten vertoonden deze modellen een duidelijk en significant betere fit dan het 1-factormodel ($\Delta SB\chi^2(3)=18.216-27.939, p's<.001$). Fit indices waren vergelijkbaar met die van het 2-factorenmodel, waarbij het model met een methode-effect voor de negatieve formulering bij de psychiatrisch patiënten zelfs beter presteerde. De correlaties van de LOT-R als unidimensionele schaal en van de afzonderlijke optimisme en pessimisme subschalen met andere psychologische constructen (Tabel 4) lieten meerdere conceptuele verschillen tussen de factoren zien. Zo correleerde de optimisiefactor uit de 2-factorenoplossing matig tot sterk met verschillende psychologische constructen zoals hoop en zelfeffectiviteit bij RA-patiënten en schaamte bij psychiatrische patiënten. Pessimisme correleerde beduidend minder sterk tegengesteld met dezelfde constructen, waardoor de correlaties van de totaalscores gedrukt werden of zelfs niet langer significant bleken. Bovendien verschilde het patroon van correlaties sterk binnen beide groepen. Zo correleerde optimisme uit de 2-factorenoplossing bij de psychiatrische patiënten negatief met alle aspecten van schaamte, terwijl deze aspecten niet of minder sterk gecorreleerd waren bij patiënten met RA. Over het algemeen vertoonde de pessimisiefactor duidelijk minder sterke

verbanden met de andere psychologische constructen dan de optimisatiefactor uit de 2-factorenoplossing. Binnen de groep patiënten met RA correleerde pessimisme slechts met externalisatie, onverschilligheid en

gedragsschaamte. Bij de patiënten met een psychiatrische aandoening was pessimisme alleen geassocieerd met depressieve symptomen.

Tabel 3. Fit indices van de modellen met methode-effecten (gecorrleerde errortermen) als gevolg van de formuleringsrichting van de items.

	Psychiatrische aandoening (n= 157)		Reumatoïde artritis (n=83)	
	Positieve items	Negatieve items	Positieve items	Negatieve items
χ^2	24.267	18.115	37.049	31.282
SB χ^2	10.763	7.344	21.762	21.652
df	6	6	6	6
RMSEA	0.071	0.038	0.130	0.178
NNFI	0.976	0.993	0.815	0.626
CFI	0.990	0.997	0.926	0.850
SRMR	0.045	0.037	0.176	0.076

χ^2 = Normal theory weighted least squares chi-square; SB χ^2 = Satorra-Bentler scaled chi-square; df = degrees of freedom; RMSEA = root mean square error of approximation; NNFI = non-normed fit index; CFI = comparative fit index; SRMR = standardized root mean square residual.

Discussie

De resultaten van deze studie laten zien dat de items van de Nederlandse versie van de LOT-R geen volledig unidimensionele schaal vormen en beter passen bij een model met twee gecorrleerde onderliggende factoren. Deze 2-factorenstructuur, die mogelijk zowel het gevolg is van daadwerkelijke conceptuele verschillen tussen optimisme en pessimisme als van de specifieke formulering van de items, paste voor zowel patiënten met psychiatrische aandoeningen als voor patiënten met RA beter bij de data dan de 1-factoroplossing. Het 2-factorenmodel voldeed echter alleen bij de groep patiënten met psychiatrische aandoeningen aan alle criteria voor goede fit.

Binnen de groep patiënten met RA voldeed ook het 2-factorenmodel niet aan de gestelde criteria voor goede fit. De matige fit van deze factoroplossing in de groep patiënten met RA is mogelijk een gevolg van het relatief kleine aantal respondenten in deze groep, aangezien de factorladingen op beide constructen voldoende hoog zijn en sterk overeenkomen met die in de psychiatrische patiëntengroep. Bovendien blijken met name de gebruikte NNFI en RMSEA fit criteria gevoelig voor het onterecht verwerpen van goede modellen bij relatief kleine steekproeven (Hu & Bentler, 1998). Verder onderzoek naar de LOT-R in een grotere groep RA-patiënten is echter nodig om de factoriële

validiteit en bruikbaarheid van de schaal binnen deze patiëntengroep definitief te kunnen bevestigen.

Hoewel het 1-factormodel bij de psychiatrische patiënten onvoldoende bij de data paste, waren de twee factoren in deze groep nog relatief sterk gecorrleerd. Op basis van vergelijkbare correlaties bij de originele LOT, concludeerden onder andere Scheier en Carver (1985) en Vinck et al. (1998) destijds dat de LOT als een unidimensionele schaal beschouwd kon worden. Bij de groep patiënten met RA was de correlatie tussen beide factoren echter zeer laag, wat er mogelijk op duidt dat de positief en negatief geformuleerde items in deze groep bijna volledig onafhankelijke constructen meten. De bevinding dat de correlatie tussen beide factoren bij de RA-patiënten beduidend lager was dan bij de psychiatrische patiënten houdt wellicht verband met de hogere leeftijd van de respondenten in de RA-groep. In eerdere onderzoeken bij oudere populaties werden immers regelmatig lagere correlaties gevonden dan bij jongere volwassenen (Benyamini, 2005; Mroczek, et al., 1993). In een onderzoek onder meer dan 46.000 respondenten bevestigden Herzberg et al. (2006) recentelijk dat een 1-factormodel voor de LOT-R over alle leeftijdsgroepen ongeschikt was, maar dat bij toenemende leeftijd de correlatie tussen beide factoren zelfs steeds verder afnam. Hieruit werd dan ook geconcludeerd dat optimisme en pessimisme steeds meer onafhankelijk van elkaar werden naarmate de leeftijd van de respondenten toenam (Herzberg, et al., 2006).

Tabel 4. Pearson correlaties van de LOT-R met andere uitkomstmaten.

	Psychiatrische aandoening (n=157)						Reumatoïde artritis (n=83)			
	1-factormodel		2-factorenmodel		1-factormodel		2-factorenmodel		Pessimisme	
	Optimisme	Pessimisme	Optimisme	Pessimisme	Optimisme	Pessimisme	Optimisme	Pessimisme	Optimisme	Pessimisme
Dispositional Hope Scale										
Pathways	-	-			.544**			.614**		-.203
Agency	-	-			.507**			.583**		-.179
Totale score	-	-			.550**			.619**		-.178
Arthritis Self-Efficacy Scale										
Omgaan met pijn	-	-			.191			.258*		-.016
Omgaan met andere symptomen	-	-			.366**			.402**		-.129
Totale score	-	-			.300*			.357**		-.077
Zung Depressie Schaal	-.594**			.447**						
Test of Self-Conscious Affect										
Schaamte	-.185			-.084				-.186		.258
Schuld	.104			-.163				-.047		-.007
Externalisatie	-.005			.043				.072		.466**
Onverschilligheid	.052			.115				.100		.309*
Experience of Shame Scale										
Karakterschaamte	-.180			-.159				-.217		.142
Gedragsschaamte	-.190			-.105				-.347**		.238*
Lichaamsschaamte	-.293*			-.027				-.128		.107
Totale score	-.231*			-.127				-.269*		.186

* p<.05; ** p<.01 (tweezijdig)

De afzonderlijke subscores voor optimisme en pessimisme vertoonden een verschillende samenhang met de aanvullend gemeten psychologische constructen. Hierbij vertoonde de optimismeschaal uit de 2-factorenoplossing consistent meer en sterkere correlaties met de andere constructen dan de pessimismeschaal. Dit komt overeen met de recente bevindingen van Hanssen en Peters (2009) ten aanzien van de oorspronkelijke LOT, hoewel de verschillen tussen optimisme en pessimisme in de huidige studie beduidend groter zijn dan door hen werd geconstateerd. Verder waren er opvallende verschillen in het patroon van correlaties tussen de twee groepen patiënten. Bij patiënten met RA bleek optimisme vooral positief samen te hangen met de positieve mechanismen van hoop bij het bereiken van doelen en zelfeffectiviteit met betrekking tot reumapijn en reumasymptomen. Pessimisme daarentegen correleerde opvallend positief met defensieve mechanismen als externalisatie (de oorzaak buiten de eigen persoon zoeken) en onverschilligheid bij schuld- en schaamtesituaties. Bij patiënten met een psychiatrische aandoening bleek optimisme vooral negatief samen te hangen met de verschillende aspecten van schaamte en met depressieve symptomen, terwijl pessimisme hier geen of minder verband mee hield. Ook eerdere studies vonden dat de optimisme- en pessimismeschalen van de LOT(-R) verschillend correleerden met bijvoorbeeld depressie (Herzberg, et al., 2006), angst en stress (Robinson-Whelen, et al., 1997), stemming en persoonlijkheid (Marshall, et al., 1992) en *coping* (Long & Sangster, 1993). Deze bevindingen worden veelal geïnterpreteerd als een aanwijzing voor inhoudelijke, conceptuele verschillen tussen optimisme en pessimisme. Hierbij dient echter het nodige voorbehoud gemaakt te worden, aangezien alleen correlaties met andere schalen onvoldoende bewijs leveren voor daadwerkelijk onafhankelijke factoren (Spector, Van Katwyk, Brannick, & Chen, 1997). Specifieke patronen van correlaties zouden bijvoorbeeld ook deels veroorzaakt kunnen zijn door overlap in woordgebruik of de formuleringsrichting van de items tussen schalen.

Een beperking van dit onderzoek is dat de gebruikte LOT-R een eigen vertaling van de originele Engelstalige versie betreft, die reeds meerdere jaren wordt gebruikt bij het onderzoek onder psychiatrische patiënten. De exacte formulering van verschillende items in deze versie wijkt echter enigszins af van eerdere, reeds gevalideerde, Nederlandse vertalingen. Bovendien werd in het onderzoek gebruik gemaakt van een 8-punts Likertschaal, in tegenstelling tot de oorspronkelijke 5-puntsschaal. Aangezien het onbekend is in hoeverre

deze verschillen de huidige resultaten hebben beïnvloed, dienen de bevindingen te worden bevestigd in studies waarbij gebruik wordt gemaakt van een officieel gevalideerde Nederlandse versie van de LOT-R.

De resultaten van dit onderzoek geven ten slotte geen eenduidig antwoord op de vraag of de twee factoren van de LOT-R daadwerkelijk worden veroorzaakt door conceptuele verschillen tussen optimisme en pessimisme of slechts het gevolg zijn van de specifieke formulering van de items. Hoewel uit de correlatieanalyses bleek dat de positief en negatief geformuleerde items wisselend verband hielden met andere psychologische constructen, lieten de factoranalyses zien dat er een methode-effect is, maar tevens dat een 2-factorenmodel aannemelijker is dan een 1-factormodel. Het lijkt aannemelijk dat de twee factoren van de LOT-R worden veroorzaakt door een complexe combinatie van unieke conceptuele verschillen tussen de positief en negatief geformuleerde items, zoals Hanssen en Peters (2009) recentelijk concludeerden, en methode-effecten veroorzaakt door hun formulering.

Mede aangezien een unidimensioneel model met gecorreleerde errortermen meer complexe scoringsregels met zich mee zou brengen, verdient het aanbeveling de positief en negatief geformuleerde items van de Nederlandse LOT-R afzonderlijk te scoren als subschalen en niet slechts te volstaan met een totale score over alle items. Omschalen van de negatieve items en alleen het berekenen van één totale optimismescore zou immers een vertekend beeld van onderzoeksresultaten kunnen geven. Nader onderzoek blijft echter nodig om te achterhalen wat exact de invloed van de formulering van de items op de factorstructuur van de LOT-R is en of de negatieve items nu daadwerkelijk pessimisme meten of bijvoorbeeld algemene negatieve affectiviteit. Aanvullende correlatieanalyses met andere relevante psychologische constructen, zoals gegeneraliseerde zelfeffectiviteit en zelfvertrouwen en algemeen positief en negatief affect, zouden meer licht kunnen werpen op de afzonderlijke inhoudsvaliditeit van beide factoren in verschillende populaties.

Literatuur

- Achat, H., Kawachi, I., Spiro, A., DeMolles, D., & Sparrow, D. (2000). Optimism and depression as predictors of physical and mental health functioning: The normative aging study. *Annals of Behavioral Medicine*, 22, 127-130.
- Andrews, B., Qian, M., & Valentine, J. D. (2002). Predicting depressive symptoms with a new measure of shame: The Experience of Shame Scale. *British Journal of Clinical Psychology*, 41, 29-42.

- Arnett, F. C., Edworthy, S. M., Bloch, D. A., McShane, D. J., Fries, J. F., Cooper, N. S., et al. (1988). The American Rheumatism Association 1987 revised criteria for the classification of rheumatoid arthritis. *Arthritis and Rheumatism*, 31, 315-324.
- Benyamini, Y. (2005). Can high optimism and high pessimism co-exist? Findings from arthritis patients coping with pain. *Personality and Individual Differences*, 38, 1463-1473.
- Brouwer, D., Meijer, R. R., Weekers, A. M., & Baneke, J. J. (2008). On the dimensionality of the Dispositional Hope Scale. *Psychological Assessment*, 20, 310-315.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guilford Press.
- Chang, E. C. (1998). Dispositional optimism and primary and secondary appraisal of a stressor: Controlling for confounding influences and relations to coping and psychological and physical adjustment. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74, 1109-1120.
- Chang, E. C., D'Zurilla, T. J., & Maydeu-Olivares, A. (1994). Assessing the dimensionality of optimism and pessimism using a multimeasure approach. *Cognitive Therapy and Research*, 18, 143-160.
- Chang, E. C., Maydeu-Olivares, A., & D'Zurilla, T. J. (1997). Optimism and pessimism as partially independent constructs: Relationship to positive and negative affectivity and psychological well-being. *Personality and Individual Differences*, 23, 433-440.
- Chang, L., & McBride-Chang, C. (1996). The factor structure of the Life Orientation Test. *Educational and Psychological Measurement*, 56, 325-329.
- Chemers, M. M., Watson, C. B., & May, S. T. (2000). Dispositional affect and leadership effectiveness: A comparison of self-esteem, optimism, and efficacy. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 26, 267-277.
- Creed, P. A., Patton, W., & Bartrum, D. (2002). Multidimensional properties of the LOT-R: Effects of optimism and pessimism on career and well-being related variables in adolescents. *Journal of Career Assessment*, 10, 42-61.
- Dijkstra, P. (1974). De zelfbeoordelingsschaal voor depressie van Zung. In H. M. van Praag & H. G. M. Rooymans (red.), *Stemming en ontstemming* (pp. 98-120). Amsterdam: Erven Bohn.
- Hanssen, M. M., & Peters, M. L. (2009). Is optimisme gezond en pessimisme ongezond? Over de uniek voorspellende waarde van de Levensoriëntatietest ten aanzien van stressgerelateerde klachten. *Psychologie & Gezondheid*, 37, 298-307.
- Herzberg, P. Y., Glaesmer, H., & Hoyer, J. (2006). Separating optimism and pessimism: A robust psychometric analysis of the Revised Life Orientation Test (LOT-R). *Psychological Assessment*, 18, 433-438.
- Hjelle, L., Belongia, C., & Nesser, J. (1996). Psychometric properties of the life orientation test and attributional style questionnaire. *Psychological Reports*, 78, 507-515.
- Horan, P. M., DiStefano, C., & Motl, R. W. (2003). Wording effects in self-esteem scales: Methodological artifact or response style? *Structural Equation Modeling*, 10, 435-455.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3, 424-453.
- Klooster, P. M. ten, Taal, E., Eggelmeijer, F., Woerkom, J. M. van, Christenhusz, L. C. A., Drossaert, C. H. C., et al. (2008). Guilt and shame in rheumatoid arthritis (RA) and controls. *Indian Journal of Rheumatology*, 3, 539.
- Kubzansky, L. D., Kubzansky, P. E., & Maselko, J. (2004). Optimism and pessimism in the context of health: bipolar opposites or separate constructs? *Personality and Social Psychology Bulletin*, 30, 943.
- Lai, J. C. L., & Yue, X. (2000). Measuring optimism in Hong Kong and mainland Chinese with the revised Life Orientation Test. *Personality and Individual Differences*, 28, 781-796.
- Long, B. C., & Sangster, J. I. (1993). Dispositional optimism/pessimism and coping strategies: Predictors of psychosocial adjustment of rheumatoid and osteoarthritis patients. *Journal of Applied Social Psychology*, 23, 1069-1091.
- Lorig, K., Chastain, R. L., Ung, E., Shoor, S., & Holman, H. R. (1989). Development and evaluation of a scale to measure perceived self-efficacy in people with arthritis. *Arthritis and Rheumatism*, 32, 37-44.
- Luyten, P., Fontaine, J. R. J., & Corveleyn, J. (2002). Does the Test of Self-Conscious Affect (TOSCA) measure maladaptive aspects of guilt and adaptive aspects of shame? An empirical investigation. *Personality and Individual Differences*, 33, 1373-1387.
- Magaletta, P. R., & Oliver, J. M. (1999). The hope construct, will, and ways: Their relations with self-efficacy, optimism, and general well-being. *Journal of Clinical Psychology*, 55, 539-551.
- Marshall, G. N., & Lang, E. L. (1990). Optimism, self-mastery, and symptoms of depression in women professionals. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59, 132.
- Marshall, G. N., Wortman, C. B., Kusulas, J. W., Hergiv, L. K., & Vickers, R. R. (1992). Distinguishing optimism from pessimism: Relations to fundamental dimensions of mood and personality. *Journal of Personality and Social Psychology*, 62, 1067-1074.
- McPherson, J., & Mohr, P. (2005). The role of item extremity in the emergence of keying-related factors: An exploration with the Life Orientation Test. *Psychological Methods*, 10, 120-131.
- Meijer, R. R., & Baneke, J. J. (2004). Analyzing psychopathology items: a case for nonparametric item response theory modeling. *Psychological Methods*, 9, 354-368.
- Mook, J., Kleijn, W. C., & Ploeg, H. M. van der (1992). Positively and negatively worded items in a self-report measure of dispositional optimism. *Psychological Reports*, 71, 275-278.
- Mroczek, D. K., Spiro, A., 3rd, Aldwin, C. M., Ozer, D. J., & Bosse, R. (1993). Construct validation of optimism and pessimism in older men: findings from the normative aging study. *Health Psychology*, 12, 406-409.

- Nakano, K. (2004). Psychometric properties of the life orientation test-revised in samples of Japanese students. *Psychological Reports, 94*, 849-855.
- Nes, L. S., & Segerstrom, S. C. (2006). Dispositional optimism and coping: A meta-analytic review. *Personality and Social Psychology Review, 10*, 235-251.
- Peterson, C., & Seligman, M. E. (1984). Causal explanations as a risk factor for depression: Theory and evidence. *Psychological Review, 91*, 347-374.
- Robinson-Whelen, S., Kim, C., MacCallum, R. C., & Kiecolt-Glaser, J. K. (1997). Distinguishing optimism from pessimism in older adults: is it more important to be optimistic or not to be pessimistic? *Journal of Personality and Social Psychology, 73*, 1345-1353.
- Rüsch, N., Corrigan, P. W., Bohus, M., Jacob, G. A., Brueck, R., & Lieb, K. (2007). Measuring shame and guilt by self-report questionnaires: A validation study. *Psychiatry Research, 150*, 313-325.
- Satorra, A., & Bentler, P. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika, 66*, 507-514.
- Scheier, M. F., & Carver, C. S. (1985). Optimism, coping, and health: Assessment and implications of generalized outcome expectancies. *Health Psychology, 4*, 219-247.
- Scheier, M. F., & Carver, C. S. (1992). Effects of optimism on psychological and physical well-being: Theoretical overview and empirical update. *Cognitive Therapy and Research, 16*, 201-228.
- Scheier, M. F., Carver, C. S., & Bridges, M. W. (1994). Distinguishing optimism from neuroticism (and trait anxiety, self-mastery, and self-esteem): a reevaluation of the Life Orientation Test. *Journal of Personality and Social Psychology, 67*, 1063-1078.
- Shepperd, J. A., Maroto, J. J., & Pbert, L. A. (1996). Dispositional optimism as a predictor of health changes among cardiac patients. *Journal of Research in Personality, 30*, 517-534.
- Snyder, C. R., Harris, C., Anderson, J. R., Holleran, S. A., Irving, L. M., Sigmon, S. T., et al. (1991). The will and the ways: Development and validation of an individual-differences measure of hope. *Journal of Personality and Social Psychology, 60*, 570-585.
- Spector, P. E., Van Katwyk, P. T., Brannick, M. T., & Chen, P. Y. (1997). When two factors don't reflect two constructs: How item characteristics can produce artifactual factors. *Journal of Management, 23*, 659-677.
- Steed, L. G. (2002). A psychometric comparison of four measures of hope and optimism. *Educational and Psychological Measurement, 62*, 466-482.
- Taal, E., Rasker, J. J., & Riemsma, R. P. (2003). Psychometric properties of a Dutch short form of the Arthritis Impact Measurement Scales 2 (Dutch-AIMS2-SF). *Rheumatology (Oxford), 42*, 427-434.
- Taal, E., Riemsma, R. P., Brus, H. L., Seydel, E. R., Rasker, J. J., & Wiegman, O. (1993). Group education for patients with rheumatoid arthritis. *Patient Education and Counseling, 20*, 177-187.
- Tangney, J. P. (1996). Conceptual and methodological issues in the assessment of shame and guilt. *Behaviour Research and Therapy, 34*, 741-754.
- Tangney, J. P., Dearing, R. L., Wagner, P. E., & Gramzow, R. (2000). *The Test of Self-Conscious Affect-3 (TOSCA-3)*. Fairfax, VA: George Mason University.
- Vautier, S., Raufaste, E., & Cariou, M. (2003). Dimensionality of the Revised Life Orientation Test and the status of filler items. *International Journal of Psychology, 38*, 390-400.
- Vinck, J., Wels, G., Arickx, M., & Vinck, S. (1998). Optimisme gemeenten: Validatie van de Nederlandse Levensoriëntatietest bij jongeren. *Gedrag & Gezondheid, 26*, 79-90.
- Williams, D. G. (1992). Dispositional optimism, neuroticism, and extraversion. *Personality and Individual Differences, 13*, 475-477.
- Zung, W. W. K. (1965). A self-rating depression scale. *Archives of General Psychiatry, 12*, 63-70.