

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](http://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](http://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](mailto:info@boomamsterdam.nl)  
[www.boomuitgeversamsterdam.nl](http://www.boomuitgeversamsterdam.nl)

# Bijna Perfect: Onderzoek naar de validiteit en betrouwbaarheid van de Nederlandstalige Almost Perfect Scale-Revised in een poliklinisch psychiatrische steekproef

*Chris K.W. Schotte<sup>1,2</sup>, Gaetane de Gheldere<sup>2</sup>, Leen Bastiaansen<sup>3</sup>, Marie Vandekerckhove<sup>2</sup> en Jolande Van de Griendt<sup>3</sup>*

## SAMENVATTING

Slaney, Rice, Mobley, Trippi & Ashby (2001) ontwikkelden de Almost Perfect Scale-Revised om de adaptieve en maladaptieve aspecten van perfectionisme te meten. De huidige studie onderzoekt de psychometrische kwaliteiten – factorstructuur, interne consistentie en begripsvaliditeit – van de vragenlijst in een Nederlandse klinische psychiatrische steekproef (n=567).

De exploratieve en confirmatorische factoranalyses repliceerden op adequate wijze de onderliggende dimensies ‘High Standards’, ‘Discrepancy’ and ‘Order’. De drie APS-R schalen bezitten een goede interne consistentie en vertonen een adequate convergente validiteit. In tegenstelling echter tot eerdere bevindingen in studentensteekproeven worden in de huidige klinische groep hogere correlaties gevonden tussen metingen van adaptieve – het hanteren van hoge normen – en maladaptieve aspecten van perfectionisme. De APS-R is zeker bruikbaar als instrument voor onderzoeksdoeleinden; voor klinische toepassingen is verder onderzoek in volwassen normatieve steekproeven nodig.

1 *Universitair Ziekenhuis Brussel, Dienst Klinische Psychologie*

2 *Vrije Universiteit Brussel, Faculteit Psychologie en Educatiewetenschappen, Vakgroep Klinische en Levenslooppсихologie (KLEP)*

3 *HSK Groep, Wetenschappelijk bureau, Arnhem*

*Correspondentieadres: Christiaan Schotte, Universitair Ziekenhuis Brussel,*

*Dienst Klinische Psychologie, Laarbeeklaan 101, 1090 Jette, België*

*Tel.: Voice: 32-2-476 3461, E-mail: christiaan.schotte@uzbrussel.be*

## INLEIDING

Gedurende de voorbije decennia kreeg het begrip perfectionisme in de klinische psychologie veel aandacht. Een mogelijke verklaring voor dit fenomeen is dat perfectionisme vaak gerelateerd wordt aan psychologische distress en psychopathologie (Pacht, 1984) zoals angst (Alden, Bieling & Wallace, 1994), depressie (Hewitt & Dyck, 1986; Hewitt & Flett, 1991), obsessief-compulsieve stoornis (Sorotzkin, 1985) en in het bijzonder eetstoornissen (Axtell & Newlon, 1993; Bardone-Cone et al., 2007; Chang, Ivezaj, Downey, Kashima & Morady, 2008; Pliner & Haddock, 1996).

Ondanks de groeiende belangstelling bestaat er vandaag de dag nog steeds geen eenduidigheid in de persoonlijkheidspsychologie over de wetenschappelijke onderbouwing van zowel de conceptualisatie als de meting van perfectionisme. Sinds de jaren '90 lijkt er wel een consensus te bestaan waarbij perfectionisme als een multidimensioneel construct beschouwd wordt (Stoeber & Otto, 2006). De invulling in specifieke persoonlijkheidskenmerken en de differentiatie tussen adaptieve en maladaptieve componenten blijven echter punten van discussie. Twee groepen auteurs beschouwen perfectionisme als multidimensioneel: de groep rond Paul Hewitt (Hewitt & Flett, 1991) en Randy Frost en zijn medewerkers (Frost, Marten, Lahart & Rosenblate, 1990). Hewitt onderscheidt drie voornamelijk interpersoonlijke dimensies met name zelf-georiënteerd, ander-georiënteerd en sociaal voorgeschreven perfectionisme. Frost et al. (1990) omschrijven zes meer inhoudelijke dimensies: 'personal standards', 'excessive concerns about making mistakes', 'self-doubt', 'parental expectations', 'parental criticism', and 'preference for organization'. Beide onderzoeksgroepen meten de beschreven dimensies met zelfbeoordelingsvragenlijsten, die elk de naam Multidimensional Perfectionism Scale kregen. Onder meer op basis van onderzoek met deze instrumenten wordt in recente onderzoeksp paradigma's de nadruk gelegd op twee hogere orde dimensies, die omschreven worden als adaptief en maladaptief perfectionisme (Bieling, Israeli & Antony, 2004; Frost, Heimberg, Holt, Mattia & Neubauer, 1993; Rice, Ashby & Slaney, 1998; Stumpf & Parker, 2000). Adaptieve perfectionisten beogen hoge doch realistische doeleinden en zijn gemotiveerd door positieve bekrachtiging zoals zelfvoldoening en een hoger zelfwaarde gevoel (Frost et al., 1990; Hamachek, 1978; Terry-Short, Owens, Slade & Dewey, 1995.) Bij het neurotisch of maladaptief perfectionisme worden daarentegen extreem hoge normen vooropgesteld, zijn faalangst en negatieve bekrachtiging de drijfveer en wordt een distress-component benadrukt die zich uit in de vorm van ontevredenheid, problematische zelfregulatie en interpersoonlijke moeilijkheden.

Uitgaande van een focus op deze dichotomisatie ontwikkelden Slaney, Rice, Mobley, Trippi, Ashby en Johnson (1996) de eerste versie van de Almost Perfect Scale - Revised (APS-R). Net als de huidige APS-R (Slaney, Rice, Mobley, Trippi, & Ashby, 2001) bestond de vragenlijst uit drie subschalen, waarbij

'High Standards' – hoge standaarden en hoge verwachtingen voor prestaties – en 'Order' – de voorkeur voor organisatie, orde en netheid – beiden de adaptieve dimensie peilden en 'Discrepancy' de maladaptieve component evalueerde door de nadruk te leggen op de perceptie dat men continu faalt om aan de vooropgestelde hoge eisen te beantwoorden (Frost et al., 1990; Hamachek, 1978; Terry-Short et al., 1995).

De theoretische onderbouwing, de zorgvuldige ontwikkeling (Slaney, Rice & Ashby, 2002; Slaney et al., 2001) en de heldere structuur, waarbij zowel de adaptieve als de maladaptieve componenten van perfectionisme benadrukt worden evenals de bondigheid en gebruiksvriendelijkheid van het instrument waren argumenten om een Nederlandstalige versie van de APS-R te ontwikkelen. Het is echter een gegeven dat het onderzoek naar de APS-R overwegend in studentengroepen verricht is: bevindingen over de APS-R in volwassen normgroepen of klinische steekproeven ontbreken. Dit legt een beperking op de generalisatie van de beschikbare validiteits- en betrouwbaarheidsgegevens. Het huidig onderzoek stelt zich dan ook tot doel om aspecten van betrouwbaarheid en begripsvaliditeit – factoriële validiteit, convergente en divergente validiteit ten opzichte van de Frost Multidimensional Perfectionism Scale (FMPS; Frost et al., 1990) – van de Nederlandstalige versie van de APS-R in een grote Nederlandse poliklinische psychiatrische steekproef te evalueren.

## METHODE

### *Deelnemers en procedure*

De onderzoekssteekproef bestaat uit cliënten van de HSK groep, een Nederlandse landelijke Geestelijke Gezondheidszorginstelling, die ambulante (psycho)therapeutische hulp aanbiedt, en 26 vestigingen kent. Binnen de onderzoeksperiode – tussen 1 mei en 31 augustus 2009 – bedroeg het totaal aantal nieuwe cliënten in de HSK vestigingen 1478. De belangrijkste klinische DSM-IV-TR As I hoofddiagnosen bij aanmelding waren: aanpassingsstoornissen (35%), somatoforme stoornissen (22.3%), stemmingsstoornissen (16,8%) en angststoornissen (15.8%). De APS-R werd aan nieuwe cliënten aangeboden in het kader van een diagnostisch onderzoek bij een aanmelding voor therapie. In de studieperiode werd het diagnostisch onderzoek aangevuld met een bundel bestaande uit een 'informed consent' formulier, de ADP-IV vragenlijst (Assessment van DSM Persoonlijkhedsstoornissen – IV; Schotte, De Doncker, Van Kerckhoven, Vertommen & Cosyns, 1998) en twee perfectionisme vragenlijsten, te weten de APS-R (Slaney et al., 2001) en de FMPS (Frost et al., 1990). Duizend bundels werden over de 26 vestigingen verdeeld: uiteindelijk werden 567 bundels terug ontvangen waarin instemming tot deelname via het 'informed consent' formulier gegeven werd en waarbij minstens één van de twee perfectionismemetingen ingevuld was.

De huidige onderzoeksgroep is dus een steekproef uit de groep van 1478 cliënten die 567 personen omvat (57% vrouwen), variërend in leeftijd van 17 tot 70 jaar ( $M = 40.17$ ,  $SD = 10.99$ ). De steekproef kan als hoog opgeleid omschreven worden: 46.8% hogergeschoold (universitair en niet-universitair hoger onderwijs), 51.4% middengeschoold en 1.9% laaggeschoold (lager onderwijs).

De prevalentie van As II stoornissen werd onderzocht met behulp van de ADP-IV. Aan de hand van de ADP-IV werd een prevalentie van 24.51% gevonden voor de voor de aanwezigheid van een persoonlijkheidsstoornis. Hiervoor werd het minst strenge scoringsalgoritme ' $T > 4 \& D > 1$ ', dat een screeningsfunctie heeft, gehanteerd (Schotte, De Doncker & Courjaret, 2007). De meest prevalentie diagnose was de obsessief-compulsieve persoonlijkheidsstoornis (10.8%), gevolgd door de vermijdende (7.9%) en de borderline (7.4%) persoonlijkheidsstoornissen.

### *Instrumenten*

*The Almost Perfect Scale-Revised (APS-R)*. De APS-R (Slaney et al., 2001) is een zelfbeoordelingsvragenlijst, bestaande uit 23 beweringen betreffende persoonlijkheidseigenschappen en -karakteristieken die beoordeeld dienen te worden aan de hand van een 7-punten Likert schaal, waarbij score 1 staat voor 'helemaal niet akkoord' met de bewering en score 7 voor 'helemaal mee akkoord'. Er zijn drie subschalen, te weten 'Discrepancy' (12 items), 'High Standards' (7 items) en 'Order' (4 items). In dit onderzoek is de Nederlandstalige versie van de APS-R van Slaney et al. (2001) gebruikt, vertaald door Schotte en De Doncker (2004).

De APS-R kent een lange en intensieve ontwikkelingsgeschiedenis (Slaney, Rice & Ashby, 2002). Slaney en Johnson (1992) probeerden als eersten de dichotomisatie van het construct perfectionisme te operationaliseren met de Almost Perfect Scale vragenlijst, die bestond uit 32 items en 4 factoren: 'Standards and Order Scale', 'Anxiety Scale', 'Interpersonal and Counseling Relationship Scale' en de 'Procrastination Scale'. Uit kwantitatief en kwalitatief onderzoek bleek echter dat deze 4 factoren niet de essentie van perfectionisme omvatten en bovendien eerder de negatieve dimensie van perfectionisme belichtten (Slaney, Rice & Ashby, 2002). Slaney en Ashby (1996) kwamen aan de hand van kwalitatief interviewonderzoek tot de bevinding dat het stellen van hoge normen een kernelement van perfectionisme was en dat orde, netheid en organisatie vaak vermeld werden, meestal in combinatie met de hoge normen. Perfectionisme bleek echter ook frequent met distress geassocieerd: dit stemt overeen met de algemene onderzoeksbevinding die aangeeft dat perfectionisme een multidimensioneel construct is met zowel positieve als negatieve dimensies. Uit het kwalitatief onderzoek bleek verder dat de distress geassocieerd werd met een discrepantie tussen enerzijds de hoge normen die de proefpersonen zichzelf opleggen en anderzijds de perceptie en interpretatie dat men de vooropgestelde normen niet behaalt. Dit discrepantieconcept

vormde de aanleiding voor de ontwikkeling van de eerste APS-R (Slaney et al., 1996) die initieel 39 items bevatte. Op grond van factoranalytisch onderzoek werd de uiteindelijke 23-item versie met de drie subschalen weerhouden. 'Discrepancy' verwijst naar de discrepantie die men ervaart tussen de hoge standaarden die men zich oplegt en de uiteindelijke gepercipieerde (onder) prestatie. 'High Standards' wijst naar het niveau waarop iemand hoge standaarden en hoge verwachtingen voor zijn/haar prestaties vooropstelt; dit niveau is onafhankelijk van de uiteindelijke evaluatie van de prestaties. De derde schaal 'Order' verwijst naar de voorkeur voor organisatie, orde en netheid.

#### *The Frost Multidimensional Perfectionism Scale (FMPS)*

De FMPS (Frost et al., 1990) is een zelfbeoordelingsvragenlijst met 35 items die peilen naar perfectionistische cognities, attitudes en gedragingen die de participanten dienen te beoordelen op basis van een 7 punten-Likert schaal variërend van 1 'helemaal niet akkoord' tot 7 'helemaal akkoord'. De vragenlijst heeft 6 subschalen in de oorspronkelijke versie: 'Concern Over Mistakes' (9 items), 'Personal Standards' (7 items), 'Parental Criticism' (4 items), 'Parental Expectations' (5 items), 'Doubts About Actions' (4 items) en 'Organization' (6 items). Onderzoek met behulp van exploratieve en confirmatorische factoranalyse (e.g. Harvey, Pallant & Harvey, 2004; Stöber, 1998) – dat bevestigd werd in de huidige steekproef met de Nederlandstalige versie (De Paepe, 2010) – wijst echter op 4 basisdimensies, namelijk één maladaptieve factor 'Negative Projections' (NEG PROJ), die in feite 'Concern Over Mistakes' en 'Doubts About Actions' integreert, voorts één ouderlijke factor 'Parental Influence' (PAR INF), die de twee 'Parental' schalen verenigt en tot slot twee neutrale factoren 'Organization' (ORG: identiek aan de oorspronkelijke 'Organization') en 'Achievement Expectations' (ACH EXP: quasi identiek aan de oorspronkelijke 'Personal Standards'). Vanuit het convergentiebegrip en voorafgaand onderzoek (Rice, Ashby & Slaney, 2007; Slany et al., 2001) worden hoge correlaties verwacht tussen de APS-R en FMPS schalen die soortgelijke constructen meten: enerzijds tussen de maladaptieve 'Discrepancy' en 'Concern Over Mistakes' en 'Doubts About Actions' en anderzijds tussen het adaptieve 'High Standards' en 'Personal Standards' en tussen de adaptieve 'Order' en 'Organization' schalen. Bovendien verwachten we eerder divergentie en bijgevolg relatief lagere correlaties tussen de schalen die maladaptieve en adaptieve aspecten van perfectionisme meten.

#### *Data-analyse*

De evaluatie van de begripsvaliditeit van de APS-R vangt aan met het onderzoek naar de interne structuur van de APS-R door middel van zowel exploratieve principaal componentenanalyse als confirmatorische factoranalyse op itemniveau. Om te bepalen hoeveel factoren weerhouden worden voor de

exploratieve analyse maken we gebruik van het Kaiser-criterium (1960), de scree test (Cattell, 1966) en de parallel-analyse (Horn, 1965). Zowel het Kaiser-criterium als de scree-plot methode leiden vaak tot een overschatting van het aantal factoren. De parallel-analyse blijkt een meer objectieve en nauwkeurigere strategie om het aantal te weerhouden factoren te bepalen (Hubbard & Allen, 1987; Zwick & Velicer, 1986): deze methode (Horn, 1965) berust op een vergelijking van de verkregen eigenwaarden met eigenwaarden verkregen uit een willekeurige dataset met eenzelfde aantal variabelen en deelnemers. Factoren met een eigenwaarde groter dan de eigenwaarden uit de willekeurige dataset dienen weerhouden te worden. De bekomen principaal componentenoplossing wordt vervolgens met behulp van de Varimax rotatie gerooteerd naar een orthogonale structuur (Kline, 1993). Met behulp van LISREL 8.72 (Jöreskog & Sörbom, 2005) wordt een confirmatorische factoranalyse uitgevoerd om de exploratieve hypothese over de onderliggende structuur te toetsen. De covariantie matrixen met bijkomende fit indicatoren werden geanalyseerd en als schattingsmethode werd de 'maximum likelihood' methode gebruikt. De 'goodness of fit' indicatoren rapporteren in welke mate de geobserveerde en geschatte covariantie matrix niet statistisch van elkaar verschillen. Kline (1998) stelt dat tenminste 4 testen positief moeten zijn om een model als een goed model te beschouwen: de Chi-kwadraat test, de Non Normed Fit Index (NNFI), de Standardized Root Mean Square Residual (SRMR) alsook één van de volgende indicatoren, te weten de Goodness of Fit Index (GFI), Normed Fit Index (NFI) of Comparative Fit Index (CFI) moeten adequaat zijn. Tevens wordt de Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) waarde bepaald.

Tenslotte wordt met behulp van Pearson correlaties de associatie onderzocht tussen de schalen van de APS-R (Slaney et al., 2001) en van de FMPS (Frost et al., 1990) om de convergente en divergente validiteit te bestuderen.

## RESULTATEN

### *Factor analytisch onderzoek: de onderliggende dimensies van de APS-R*

#### *Factoranalytisch onderzoek: exploratieve analyse*

Zowel de parallel-analyse, de scree-plot als het Kaiser criterium indiceren een 3-factorenmodel als oplossing. Een drempelwaarde van .40 werd weerhouden om de itemladingen op de factoren als significant te interpreteren. Tabel 1 presenteert de APS-R items en de drie-factorenoplossing die 58% van de totale variantie verklaart. De oplossing weerspiegelt perfect de oorspronkelijke schaalstructuur (Slaney et al. 2001) waarbij Factor 1 de items van de 'Discrepancy' schaal omvat, de tweede factor de 'Order' subschaal representeert en de items van Factor 3 significant en uniek laden op de 'High Standards' subschaal.

**Tabel 1:** Exploratieve principale componentenstructuur na varimax rotatie van de APS-R

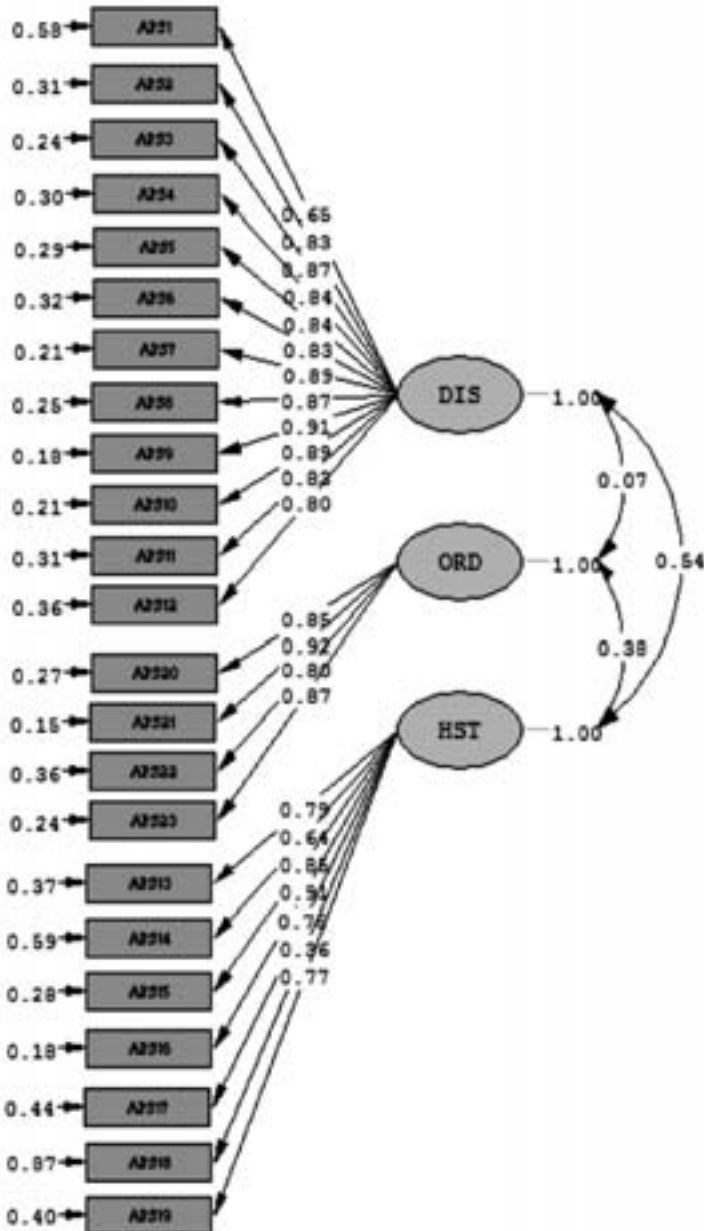
Items APS-R	Factor1 (Discrepancy)	Factor2 (Order)	Factor 3 (High Standards)	h <sup>2</sup>
1. Ik voel me dikwijls gefrustreerd omdat ik mijn doelen niet kan bereiken.	.64			.42
2. Het beste dat ik doe lijkt nooit goed genoeg voor me.	.79			.70
3. Zelden kan ik aan mijn hoge standaarden voldoen.	.83			.75
4. Mijn best doen lijkt nooit genoeg.	.82			.72
5. Ik ben nooit tevreden met wat ik bereikt/volbracht heb.	.84			.72
6. Ik maak me er dikwijls zorgen over dat ik niet aan mijn eigen verwachtingen beantwoord.	.79			.67
7. Mijn prestaties beantwoorden slechts zelden aan mijn normen.	.86			.77
8. Ik ben nooit tevreden, zelfs wanneer ik weet dat ik mijn best gedaan heb.	.83			.72
9. Slechts zelden ben ik in staat om aan mijn eigen hoge normen voor prestaties te beantwoorden.	.86			.77
10. Ik ben nooit tevreden over mijn prestaties.	.87			.77
11. Ik heb vrijwel nooit het gevoel dat wat ik heb gedaan goed genoeg was.	.81			.68
12. Vaak voel ik me teleurgesteld na het uitvoeren van een taak omdat ik weet dat ik het beter had kunnen doen.	.78			.64
13. Ik heb hoge maatstaven voor mijn prestaties op het werk of op school.			.78	.66
14. Indien je niet veel verwacht/eist van jezelf, zal je nooit slagen.			.64	.48
15. Ik heb hoge verwachtingen voor mezelf.			.76	.69
16. Ik hanteer hoge maatstaven voor mezelf.			.83	.79
17. Ik verwacht het beste van mezelf.			.76	.65
18. Ik probeer mijn best te doen bij al wat ik doe.			.44	.33
19. Ik heb een sterke behoefte om naar uitmuntendheid te streven.			.72	.66
20. Ik ben een ordelijk persoon.		.84		.74
21. Netheid is belangrijk voor me.		.90		.84
22. Ik vind dat dingen altijd op hun plaats moeten staan/gezet worden.		.84		.71
23. Ik hou er van om altijd georganiseerd en gedisciplineerd te zijn.		.85		.80
Eigenwaarde	8.36	3.22	4.09	
% Verklaarde variatie	.36	.14	.18	

*Noot:* Alleen de factorladingen >.40 worden weergegeven. *h*<sup>2</sup> indiceert de itemcommunaliteit.



*Factoranalytisch onderzoek: confirmatorische analyse*

Figuur 1 presenteert de drie-factorenstructuur, die zowel in het oorspronkelijk onderzoek van Slaney et al. (2001) en in de huidige exploratieve analyse verkregen werd.



**Figuur 1:** Confirmatorische factoranalyse van de APS-R: het drie-factorenmodel

*Noot:* APS-R schalen: Discrepancy (DIS), Order (ORD) en High Standards (HST)

Voor een goede model fit dient de Chi-kwadraat test niet significant te zijn, wat in het huidig onderzoek niet het geval is ( $\chi^2(227, n=567) = 1698.39, p < .00$ ). Hierbij dient echter opgemerkt te worden dat een significante Chi-kwadraat test vaak gevonden wordt bij grote steekproeven. Marsh, Balla & McDonald (1988) stellen dat deze specifieke model fit indicator te gevoelig is voor de steekproefgrootte en volgens Bentler (1990) blijken de veronderstellingen omtrent de chi-kwadraat index niet valide. Bijgevolg kan het model op basis van de significante chi-kwadraat test niet verworpen worden en lijkt het relevant te kijken naar andere fit indicatoren die niet afhankelijk zijn van de steekproefgrootte zoals de Non Normed Fit Index (NNFI) en de Comparative Fit Index (CFI). Een goed model moet een NNFI groter of gelijk aan .95 kennen (Hu & Bentler, 1999; Schumacker & Lomax, 2004). Het huidig model voldoet aan deze voorwaarde (NNFI=.95).

Voor de Standardized Root Mean Square Residual (SRMR) indicator geldt dat hoe dichter de SRMR bij nul ligt hoe meer het model een perfecte fit benadert: een SRMR waarde onder .05 wijst op een goede fit, een SRMR waarde onder .08 wijst op een adequate fit (MacCallum, Browne, & Sugawara, 1996). De verkregen SRMR waarde van .072 wijst op een adequate fit van het model. Daarentegen blijkt de Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) waarde echter te hoog (.107 met 90% BI (.10 -.11)). Men spreekt van een goede model fit wanneer de RMSEA kleiner of gelijk is aan .05 en van een adequate fit als de RMSEA kleiner of gelijk is aan .08 (Schumacker & Lomax, 2004). Hu en Bentler (1999) suggereren dat de RMSEA waarde kleiner of gelijk aan .06 moet zijn om van een goede fit model te kunnen spreken. De CFI is tenslotte een index van model fit die het theoretisch model vergelijkt met een slecht passend model en ligt tussen .00 en 1.00. Hoe dichter de index bij 1.00 ligt, hoe beter het model past bij de data. Om een model als aanvaardbaar te beschouwen moet de CFI als drempelwaarde volgens Bentler (1992) .90 halen en volgens Hu en Bentler (1999) .95. In het huidig onderzoek wordt een goede CFI (.96) gevonden.

Aangezien enkele fit indicatoren niet optimaal waren (RMSEA, SRMR) werd er gekeken naar de gestandaardiseerde residuen en de modificatie-indicatoren. De modificatie-indicatoren geven de verwachte daling in  $\chi^2$  weer (d.w.z. de verwachte verbetering van de fit) voor verschillende mogelijke wijzigingen in het model, doch resulteerden niet in zinvolle suggesties om de fit van het verkregen model substantieel te verbeteren.

Kort samengevat kan op basis van de gevonden fit-indicatoren gesteld worden dat het drie-factorenmodel met de dimensies 'Discrepancy', 'Order' en 'High Standards' dat gerepresenteerd wordt in Figuur 1, een aanvaardbare weergave is van de structuur van de APS-R in de huidige onderzoekssteekproef. De structuurcoëfficiënten liggen in ons onderzoek tussen .36 en .92, waarbij de lading op item 18 de laagste is. Voor de overige twee factoren worden hoge structuurcoëfficiënten tussen .65 en .92 gevonden.

*De interne consistentie van de APS-R schalen*

Tabel 2 presenteert de interne consistentie van de drie subschalen van de APS-R: telkens worden coëfficiënten verkregen die rond het 0.90 niveau variëren. Voor de subschalen worden gemiddelde inter-item correlaties bekomen tussen .51 en .70.

**Tabel 2:** Resultaten interne betrouwbaarheid en itemanalyse voor de APS-R

APS-R Schalen	n	Aantal items	Cronbach's $\alpha$	Gemiddelde inter-item correlatie	Item-totaal correlatie		
					Min	Max	M
Discrepancy	540	12	.96	.67	.60	.85	.79
High Standards	548	7	.87	.51	.33	.80	.65
Order	558	4	.90	.70	.73	.83	.78

*De intercorrelaties tussen de APS-R schalen*

De intercorrelaties tussen de drie schalen brachten aan het licht dat 'High Standards' matig correleert met 'Order' ( $r=.38$ ;  $p < .01$ ) en sterker met 'Discrepancy' ( $r=.48$ ;  $p < .01$ ); tussen de schalen 'Discrepancy' en 'Order' is er geen verband ( $r=.08$ ;  $p < .05$ ).

*De relatie van de APS-R met sociodemografische variabelen*

Tabel 3 presenteert de effecten van geslacht op de APS-R schaalscores. Uit deze resultaten kan afgeleid worden dat vrouwen in de huidige steekproef significant hogere scores behalen op 'Discrepancy' en op 'Order'. De effectgrootte van deze verschillen blijkt echter klein (Cohen's  $d < .30$ ). Voor de factor 'High Standards' worden geen significante geslachtsverschillen gevonden.

**Tabel 3:** Variantieanalyses met geslacht als onafhankelijke variabele en de APS-R schalen als afhankelijke variabelen

APS-R schalen	Mannen (n=241)		Vrouwen (n=319)		F en df	p
	M	SD	M	SD		
Discrepancy	36.75	16.48	40.96	18.89	(1,532) = 07.30	.007
High Standards	33.23	08.24	33.53	09.06	(1,540) = 00.16	.69
Order	17.77	06.05	19.58	06.17	(1,550) = 11.76	.0007

De relatie tussen de APS-R en leeftijd werd geëvalueerd aan de hand van Pearson correlaties. Tussen leeftijd en 'High Standards' werd een niet-significante correlatie van  $-.08$  bekomen, terwijl significante ( $p < .05$ ) doch lage correlaties geobserveerd werden met 'Discrepancy' ( $r = -.20$ ) en 'Order' ( $r = .12$ ).

De variable 'schoolse opleiding' werd in een ordinale schaal getransformeerd, variërend van laag (lager onderwijs) naar midden tot hoog (hoger onderwijs). De Spearman correlatie met de APS-R bedroeg .13 voor de 'High Standards' schaal ( $p < .05$ ); niet-significante correlaties werden verkregen voor 'Discrepancy' ( $r = -.05$ ) en Order ( $r = -.07$ ).

*De convergente en divergente validiteit van de APS-R ten opzichte van de Frost MPS*

Tabel 4 presenteert de samenhang tussen de 6 oorspronkelijke schalen van de FMPS en de APS-R. Voor de 'Discrepancy' schaal werden hoge correlaties vastgesteld met de FMPS schalen 'Concern Over Mistakes', 'Doubts About Actions' en 'Personal Standards'. De correlaties met beide Frost Parental scales bevonden zich op het .30 niveau, terwijl de correlatie met 'Organization' naar verwachting laag was.

De 'High Standards' APS-R schaal heeft een opvallend hoge correlatie met 'Personal Standards'; tevens werd een duidelijke correlatie met 'Concern Over Mistakes' en een iets lagere correlatie met 'Doubts About Actions' vastgesteld. De correlaties met beide Frost Parental scales bevonden zich rond het .25 niveau.

De correlatie tussen 'Order' en de FMPS 'Organization' schaal bedroeg bijna .90, wat er op wijst dat beide schalen een quasi identiek construct meten. 'Order' correleerde op het .30 niveau met 'Personal Standards' terwijl – enigszins gelijklopend – 'Organization' op het .40 niveau correleerde met 'High Standards'. Er werd geen noemenswaardig verband tussen 'Order', de Frost 'Parental schalen', 'Doubts About Actions' en 'Concern Over Mistakes' gevonden.

**Tabel 4:** Pearson correlaties tussen de schalen van de APS-R en de originele zes Frost Multidimensional Perfectionism Scales

APS-R schalen	FMPS schalen					
	CM	PS	PE	PC	DBTS	ORG
Discrepancy	.71*	.58*	.28*	.32*	.63*	.13*
High Standards	.49*	.75*	.27*	.22*	.33*	.44*
Order	.16*	.33*	.10*	.05	.09*	.88*

\*: Correlaties significant op  $p < .05$ .

Noot: 'Concern Over Mistakes' (CM); 'Personal Standards' (PS); 'Parental Expectations' (PE); 'Parental Criticism' (PC), 'Doubts About Actions' (DBTS); 'Organization' (ORG)

Tabel 5 geeft de correlaties tussen de APS-R en de schalen van de vier-factoren oplossing voor de FMPS (De Paepe, 2010; Harvey et al., 2004; Stöber, 1998). De reeds vastgestelde hoge correlaties tussen convergente constructen worden bevestigd: 'Discrepancy' correleert sterk met 'Negative Projections', 'Order'

correleert zeer hoog met 'Organization' en 'High Standards' correleert sterk met 'Achievement Expectations' en matiger met 'Organization'. Toch worden ook hier hoge correlaties geobserveerd tussen de adaptieve en maladaptieve aspecten van perfectionisme: tussen 'Discrepancy' en 'Achievement Expectations' en tussen 'High Standards' en 'Negative Projections'.

*Tabel 5:* Pearson correlaties tussen de schalen van de APS-R en de schalen van de vier-factorenoplossing voor de Frost Multidimensional Perfectionism Scales

APS-R schalen	FMPS schalen			
	NEG PROJ	ORG	PAR INF	ACH EXP
Discrepancy	.74*	.13*	.32*	.57*
High Standards	.47*	.44*	.27*	.74*
Order	.16*	.88*	.10*	.32*

\*: Correlaties significant op  $p < .05$ .

Noot FMPS schalen: 'Negative Projections' (NEG PROJ); 'Organization' (ORG); 'Parental Influence' (PAR INF); 'Achievement Expectations' (ACH EXP).

#### *Interpretatie van de schaalscores van de APS-R*

Ter informatie geeft Tabel 6 gemiddelde schaalwaarden en cutoff waarden uit voorafgaand APS-R onderzoek. Rice en Ashby (2007) ontwikkelden met behulp van clusteranalyses, discriminantanalyses en *Receiving Operating Characteristics Curves* (ROC) analyses in meerdere steekproeven van Amerikaanse studenten ( $n=1537$ ) beslissingsregels en APS-R cutoff scores om studenten in clusters te classificeren op het gebied van perfectionisme. De 'High Standards' schaal wordt gebruikt om perfectionisme te indiceren: een cutoff score vanaf 42 indiceert perfectionisme, terwijl lagere scores studenten als niet-perfectionisten identificeren. De groep perfectionisten wordt aan de hand van de 'Discrepancy' schaal verder geclassificeerd als maladaptief bij een cutoff van 42 en als niet-maladaptief bij een lagere score. De 'Order' schaal bleek niet essentieel voor het operationaliseren van deze classificatie.

Tabel 6 presenteert eveneens de kwartielscores voor de drie APS-R schalen in de huidige klinische groep: bij deze dient wel in aanmerking genomen dat op basis van de Kolmogorov-Smirnov toets geen van de schalen in de huidige steekproef beantwoordt aan de normale verdeling.

## **DISCUSSIE**

Het huidige onderzoek is de eerste studie die de validiteit van de APS-R in een klinische, ambulante psychiatrische steekproef evalueert, dit in tegenstelling tot het traditionele APS-R onderzoek dat voornamelijk in studentengroepen plaatsgevonden heeft. De huidige steekproef is een relatief hoog opgeleide

**Tabel 6:** De APS-R schalen: gemiddelde waarden, cutoff scores en percentiel-scores in diverse onderzoeken.

Onderzoek	Proefgroep	APS-R schalen					
		Discrepancy		High Standards		Order	
		M	SD	M	SD	M	SD
Grzegorek et al., 2004:	Studenten (n=273):						
	-Cluster "Nonperfectionisten"	41.72	10.37	34.76	04.39	16.24	04.20
	-Cluster "Adaptieve perfectionisten"	31.41	06.58	42.44	03.86	22.17	03.48
	-Cluster "Maldaptieve perfectionisten"	55.25	08.72	43.07	03.57	22.93	03.13
Rice & Ashby, 2007	Studenten (n=1537)	M	SD	M	SD	M	SD
		39.80	15.22	42.45	05.46	21.22	04.63
	Cutoff scores voor:						
	- 'Niet-perfectionisten'				<42		
	- 'Adaptieve perfectionisten'	<42	en		≥42		
	- 'Maldaptieve perfectionisten'	≥42	en		≥42		
Ashby, Rice & Kutchins, 2008	Volwassen heteroseksuele koppels	M	SD	M	SD	M	SD
	- Mannen (n=197)	37.99	13.15	41.30	04.73	-----	-----
	- Vrouwen (n=197)	36.18	14.43	40.81	05.11	-----	-----
	- Allen (n=394)	37.09	13.82	41.06	04.92	-----	-----
Huidig onderzoek	Poliklinische psychiatrische patiënten (n=567)	M	SD	M	SD	M	SD
		39.16	18.0	33.43	08.74	18.84	06.18
	Percentielscores:						
	Pc 25		24		29		15
	Pc 50		38		35		20
Pc 75		53		40		24	

poliklinische groep patiënten (57% vrouwen) met als hoofdaanmeldingsklachten aanpassings-, angst-, stemmings- en somatoforme stoornissen. Op basis van de ADP-IV vragenlijst ( $T > 4$  &  $D > 1$  scoringsalgoritme; Schotte et al., 2007) noteren we een lage prevalentie van ongeveer 25% As II stoornissen, die voornamelijk in Cluster C gesitueerd worden. Deze As II prevalentie ligt iets hoger dan deze van 20.6% die Schotte et al. (1998) bekwamen in een steekproef van de Vlaamse bevolking (n=659), maar is beduidend lager dan de prevalentie van 70.2% die vastgesteld werd in een residentiële Vlaamse psychiatrische steekproef met een hoge prevalentie van klinische As II diagnoses (n=487; Schotte et al., 2004).

Een belangrijk aspect van de evaluatie van de begripsvaliditeit van een vragenlijst omvat het factoranalytisch onderzoek naar de onderliggende structuur. De resultaten van de exploratieve principaal componentenanalyse ondersteunen in de huidige klinische steekproef quasi 'perfect' de driefactorenstructuur van de APS-R met de dimensies 'High Standards', 'Order' en 'Discrepancy'. Hierbij laden alle 23 items voldoende hoog op de theoretisch verwachte en in eerder onderzoek empirisch gevonden factoren (Slaney et al., 2001; Zhang, 2008). Anderzijds legde de confirmatorische factoranalyse van de APS-R enkele zwakheden op het vlak van de model fit bloot, die op basis van

de literatuur en de voorafgaande exploratieve factoranalyse niet verwacht werden. Voor de Engelse en Chinese versies van de APS-R worden immers vrij goede model fit indicatoren gerapporteerd (Slaney et al., 2001; Slaney et al., 2002; Wang, Slaney & Rice, 2007; Zhang, 2008); voor de Japanse versie wordt het 3-factorenmodel ondersteund, maar op basis van 21 items (Nakano, 2009). In de huidige steekproef bleek de goodness of fit van het 3-factoren model matig, waarbij vooral de te hoge RMSEA waarde opvalt. De verkregen structuurcoëfficiënten van de items in de confirmatorische analyse komen grotendeels overeen met deze van Slaney et al. (2001). Het opvallendste verschil is de lage structuurcoëfficiënt (.36) van item 18 *'Ik probeer mijn best te doen bij al wat ik doe'*. Dit item kende ook de laagste lading (.44) bij de exploratieve factoranalyse. Op basis van de andere fit indicatoren – NNFI, CFI, SRMR – die gekwalificeerd werden als 'adequaat' of 'goed' kan besloten worden dat het model gepresenteerd in Figuur 1 een aanvaardbare weergave is van de onderliggende structuur van de Nederlandstalige APS-R in de huidige steekproef.

Het onderzoek naar de interne consistentie van de APS-R schalen resulteerde in adequate indexen van interne betrouwbaarheid, die zich tussen .80 en .95 situeren in de westerse studies (Ashby & Rice, 2002; Ashby, Rice & Kutchins, 2008; Clark, Lelchook, & Taylor, 2010; Pearson & Gleaves, 2006; Rice et al., 2007; Rice & Ashby, 2007; Rice, Vergara & Aldea, 2006; Shumaker & Rodebaugh, 2009; Slaney et al., 2001). In de Aziatische en Turkse studies variëren de Cronbach alfa's tussen .68 en .90 (Nakano, 2009; Öngen, 2009; Wang et al., 2007; Zhang, 2008). In de huidige studie werden Cronbach alfa's tussen .87 en .96 verkregen, hetgeen een zeer goede interne consistentie reflecteert.

Bij het beschouwen van de intercorrelaties tussen de APS-R schalen valt de significante en hoge positieve correlatie ( $r = .48$ ) tussen 'Discrepancy' en 'High Standards' op. In studentensteekproeven blijken deze dimensies essentieel ongerelateerd te zijn, wat blijkt uit de lage negatieve of positieve correlaties (Grzegorek, Slaney, Franze & Rice, 2004; Nakano, 2009; Rice & Ashby, 2007; Rice et al., 2007; Slaney et al., 2001). Een uitzondering wordt gevonden door Wang et al. (2007) die bij Chinese studenten eveneens een significante positieve correlatie ( $r = .37$ ) vaststelden. Wang, Yuen en Slaney (2009) merken hierbij op dat in vergelijking met de Amerikaanse steekproeven Chinese studenten hoger scoren op Discrepancy en wijzen in de richting van mogelijke cultureel gedertermineerde verschillen. In de huidige studie wordt ook een verhoogde correlatie tussen deze APS-R metingen van maladaptief en adaptief perfectionisme verkregen. De huidige steekproef bestaat echter uit ambulante patiënten die gedecompenseerd zijn, een vraag om psychologische hulp hebben en te kampen hebben met klachten en symptomen, zoals depressie, angst en somatisch disfunctioneren. Een mogelijke verklaring voor de verhoogde correlatie kan dan ook liggen in het gegeven dat de aanwezigheid van deze klachten ervoor zorgt dat men het moeilijk vindt om aan de eigen normen en standaarden te beantwoorden, dat men het gevoel heeft te falen of zelfs dat men zich 'gefaald'

voelt: adaptief perfectionisme (o.a. het aanhouden van hoge maatstaven) kan dan in een dergelijke belevingscontext minder adaptief worden en meer naar de maladaptieve pool neigen.

De overige intercorrelaties zijn in overeenstemming met eerdere bevindingen (Rice & Ashby, 2007; Rice et al., 2007; Slaney et al., 2001): een zeer lage correlatie op het .10 niveau tussen 'Discrepancy' en 'Order' enerzijds en een significante positieve correlatie tussen 'High Standards' en 'Order' rond het .40 niveau. Deze laatste bevinding wordt bevestigd door kwalitatief interviewonderzoek waarin ordelijkheid en organisatie door perfectionistische proefpersonen als een centraal element van hun visie op perfectionisme aangehaald werd (Slaney & Ashby, 1996; Slaney, Chadha & Mobley, 2000). Tevens wordt de samenhang tussen beide factoren gerechtvaardigd door de theorie achter de APS-R, waarbij deze 2 factoren hetzelfde latent construct meten, namelijk de positieve/adaptieve dimensie van perfectionisme.

Aan de hand van het correlatieonderzoek tussen de APS-R en de FMPS kan zeker gesteld worden dat er sprake is van een goede convergente validiteit tussen de schalen die overeenkomende concepten meten. Het maladaptieve 'Discrepancy' correleert hoog (.60-.70 niveau) met 'Concern Over Mistakes' en 'Doubts About Actions' en met 'Negative Projections'; terwijl de adaptieve 'High Standards' schaal van de APS-R rond .75 correleert met 'Personal Standards' en met 'Achievement Expectations'. De correlatie tussen de beide schalen die ordelijkheid meten benadert het .90 niveau. Tussen de schalen van de APS-R en de ouderlijke schalen van de FMPS ('Parental Expectations' en 'Parental Criticism'/'Parental Influences') worden net zoals in voorafgaand onderzoek (e.g. Slaney et al., 2001) eerder lage correlaties genoteerd.

Op basis van de onderliggende theoretische verwachtingen en het voorafgaand onderzoek worden lage correlaties verwacht tussen de schalen die divergente constructen – de adaptieve en maladaptieve aspecten van perfectionisme – meten. Wanneer de APS-R schaal 'Order' als adaptief construct afgezet wordt ten opzichte van de maladaptieve FMPS schalen dan worden inderdaad correlaties onder het .20 niveau verkregen. Anderzijds wordt – gelijkaardig met de reeds vermelde hoge intercorrelatie tussen de APS-R schalen 'Discrepancy' en 'High Standards' onderling – een onverwacht hoge correlatie van bijna .60 tussen 'Discrepancy' en respectievelijk 'Personal Standards' en 'Achievement Expectations' geobserveerd. In dezelfde zin worden correlaties bekomen tussen de adaptieve APS-R 'High Standards' schaal op het .50 niveau met de maladaptieve FMPS 'Concern Over Mistakes' en 'Negative Projections' schalen. Zoals reeds gesteld wordt uitgegaan van de hypothese dat deze hoge correlaties tussen de adaptieve en maladaptieve varianten van perfectionisme beïnvloed worden door de klinische aard van de huidige steekproef. Een argument voor deze hypothese kan gevonden worden in de vergelijking van de gemiddelde APS-R schaalscores in de huidige steekproef met de gemiddelde schaalscores van 1537 Amerikaanse studenten (Rice & Asby, 2007)



en van de volwassen partners in de studie van Asby et al. (2008). De gemiddelde waarden voor de 'Discrepancy' schaal blijken statistisch niet te verschillen ( $p > .40$ ), wel worden significant lagere schaalscores verkregen voor 'High Standards' ( $p < .001$ ) in de huidige steekproef (zie Tabel 6). In vergelijking met beide andere groepen hanteert de huidige klinische steekproef dus beduidend lagere prestatieverwachtingen en -maatstaven en wordt een lager niveau van adaptief perfectionisme bekomen; tegelijkertijd blijkt het maladaptief perfectionisme, dat zich uit in het gevoel van gepercipieerde discrepantie tussen de persoonlijke normen en prestaties, quasi gelijk in de drie beide steekproeven. Hoewel het voorbarig is om op basis van het huidige onderzoeksparadigma verklaringen voor deze bevinding naar voren te brengen, kan de hypothese gesteld worden dat de aanwezigheid van psychische klachten de verwachtingen en maatstaven die mensen zich stellen negatief beïnvloedt, maar dat dit duidelijk niet geldt voor het gevoel van falen en ontevredenheid ten opzichte van de eigen prestaties, dat stabiel blijft of toeneemt.

Dit onderzoek is tot op heden de eerste studie die de APS-R evalueert in een volwassen klinische steekproef: de psychometrische kwaliteiten van de Nederlandstalige APS-R kunnen als bevredigend omschreven worden. De APS-R laat toe om – in tegenstelling tot de Multidimensional Perfectionism Scales (Frost et al., 1990; Hewitt & Flett, 1991) – rechtstreeks te differentiëren tussen adaptatief en maladaptief perfectionisme. Toch beklemtoont de huidige bevinding dat de adaptieve en maladaptieve vormen van perfectionisme niet zo onafhankelijk van elkaar zijn als werd aangenomen op basis van het onderzoek bij studenten de nood aan verder onderzoek in andere groepen en klinische steekproeven. De resultaten in deze studie ondersteunen dus globaliter het gebruik van de APS-R als onderzoeksinstrument. Het is de hoop van de auteurs dat deze versie een impuls geeft om het theoretisch onderzoek naar perfectionisme in het Nederlands taalgebied te stimuleren. Het onderzoek in de Amerikaanse studentengroepen en in de huidige steekproef geeft beperkt bruikbare normen gebaseerd op cutoff scores en kwartielscores, die enige richting kunnen geven bij de interpretatie van de APS-R scores. Voor een verantwoord gebruik in de klinische setting, onder meer bij het evalueren van klinisch significante therapie-effecten (Jacobson & Traux, 1991), is er absoluut nood aan verder normeringsonderzoek in steekproeven van de algemene bevolking.

#### SUMMARY

Almost Perfect: A study into the validity and reliability of the Dutch translation of the *Almost Perfect Scale-Revised* in a psychiatric outpatient sample

In order to evaluate the adaptive and maladaptive aspects of perfectionism Slaney, Rice, Mobley, Trippi & Ashby (2001) developed the Almost Perfect Scale-Revised. The present study investigates the psychometric qualities – factorial structure, internal consistency and construct validity – of the scale in a Dutch clinical psychiatric sample (n=567).

The exploratory and confirmatory factor analyses of the APS-R replicate adequately the dimensions ‘High Standards’, ‘Discrepancy’ and ‘Order’. The three APS-R scales possess good internal consistencies and demonstrate adequate convergent validity.

However, in contrast with previous findings in student populations, the present study revealed higher correlations between measurements of adaptive – having high standards – and maladaptive aspects of perfectionism. The APS-R has utility as an instrument for research practice; for its clinical usefulness data in adult normative samples are requested.

**Keywords:** perfectionism, questionnaire, APS-R, psychometric properties, clinical sample

#### LITERATUUR

- Alden, L.E., Bieling, P.J., & Wallace, S.T. (1994). Perfectionism in an interpersonal context: A self-regulation analysis of dysphoria and social anxiety. *Cognitive Therapy and Research*, 18, 297–316.
- Ashby, J. & Rice, K.G. (2002). Perfectionism, dysfunctional attitudes and self-esteem: A structural equation analyses. *Journal of Counseling and Development*, 80, 197-203.
- Ashby, J.S., Rice, K.G., Kutchins, C.B. (2008). Matches and mismatches: Partners, perfectionism, and premarital adjustment. *Journal of Counseling Psychology*, 55, 125-132.
- Axtell, A., & Newlon, B.J. (1993). An analysis of Adlerian life themes of bulimic women. *Individual Psychology: Journal of Adlerian Theory, Research & Practice*, 49, 58-67.
- Bardone-Cone, A.M., Wonderlich, S.A., Frost, R.O., Bulik, C.M., Mitchell, J.E., Uppala, S., & Simonich, H. (2007). Perfectionism and eating disorders: Current status and future directions. *Clinical Psychology Review*, 27, 384-405.
- Bentler, P.M (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- Bentler, P.M. (1992). On the fit of models to covariances and methodology to the Bulletin. *Psychological Bulletin*, 112, 400-404.
- Bieling, P.J., Israeli, A.L., & Antony, M.M. (2004). Is perfectionism good, bad, or both? Examining models of the perfectionism construct. *Personality and Individual Differences*, 36, 1373-1385.
- Cattell, R.B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 245-276.
- Clark, M.A., Lelchook, A.M., & Taylor, M.L. (2010). Beyond the Big Five: How narcissism, perfectionism, and dispositional affect relate to workaholism. *Personality and Individual Differences*. 48, 786-791.
- De Paepe, D. (2010). *De Frost Multidimensional Perfectionism Scale: Onderzoek naar de validiteit en betrouwbaarheid van de Nederlandstalige versie*. Unpublished Master thesis, Vrije Universiteit Brussel.
- Frost, R.O., Heimberg, R.G., Holt, C.S., Mattia, J.I., & Neubauer, A.L. (1993). A comparison of two measures of perfectionism. *Personality and Individual Differences*, 14, 119-126.

- Frost, R.O., Marten, P., Lahart, C., & Rosenblate, R. (1990). The dimensions of perfectionism. *Cognitive Therapy and Research, 14*, 449-468.
- Grzegorek, J. L., Slaney, R.B., Franze, S., & Rice, K.G. (2004). Self-criticism, dependency, self-esteem, and grade point average satisfaction among clusters of perfectionists and nonperfectionists. *Journal of Counseling Psychology, 51*, 192-200.
- Harvey, B., Pallant J., & Harvey, D. (2004). An Evaluation of the Factor Structure of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale. *Educational and Psychological Measurement, 64*, 1007-1018.
- Hamacheck, D.E. (1978). Psychodynamics of normal and neurotic perfectionism. *Psychology, 15*, 27-33.
- Hewitt, P.L., & Dyck, D.G. (1986). Perfectionism, stress, and vulnerability to depression. *Cognitive Therapy and Research, 10*, 137-142.
- Hewitt, P.L., & Flett, G.L. (1991). Dimensions of perfectionism in unipolar depression. *Journal of Abnormal Psychology, 100*, 98-101.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika, 30*, 179-185.
- Hu, L., & Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*, 1-55.
- Hubbard, R., & Allen, S.J. (1987). An empirical comparison of alternative methods for principal component extraction. *Journal of Business Research, 15*, 173-190.
- Jacobson, N.S., & Traux, P. (1991). Clinical significance: A statistical approach to defining meaningful change in psychotherapy research. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 59*, 39-49.
- Jöreskog, K.G., & Sörbom, D. (2005). LISREL 8.72 for Windows [Computer software], Scientific Software International, Lincolnwood, IL.
- Kaiser, H.F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement, 20*, 141-151.
- Kline, P. (1993). *The handbook of psychological testing*. London: Routledge.
- Kline, R.B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. NY: Guilford Press.
- MacCallum, R.C., Browne, M.W., & Sugawara, H.M. (1996). Power analysis and determination of sample size in covariance structure modeling. *Psychological Methods, 1*, 130-149.
- Marsh, H.W., Balla, J.R., & McDonald, R.P. (1988). Goodness of fit indexes in confirmatory factor analysis: The effect of sample size. *Psychological Bulletin, 103*, 391-410.
- Nakano, K. (2009). Perfectionism, self-efficacy and depression: Preliminary analysis of the Japanese version of the almost perfect scale-revised. *Psychological Reports, 104*, 896-908.
- Öngen, D.E. (2009). The relationship between perfectionism and aggression among adolescents. *Procedia-Social and Behavioral Sciences, 1*, 1073-1077.
- Pearson, C A., & Gleaves, D.H. (2006). The multiple dimensions of perfectionism and their relation with eating disorder features. *Personality and Individual Differences, 41*, 225-235.
- Pliner, P., & Haddock, G. (1996). Perfectionism in weight-concerned and -unconcerned women: An experimental approach. *International Journal of Eating Disorder, 19*, 381-389.
- Rice, K.G., & Ashby, J.S. (2007). An efficient method for classifying perfectionists. *Journal of Counseling Psychology, 54*, 72-85.
- Rice, K.G., Ashby, J.S., & Slaney, R.B. (1998). Self-esteem as a mediator between perfectionism and depression: A structural equations analysis. *Journal of Counseling Psychology, 45*, 304-314.
- Rice, K.G., Ashby, J.S., & Slaney, R.B. (2007). Perfectionism and the five factor model of personality. *Assessment, 14*, 385-398.
- Rice, K.G., Vergara, D.T., & Aldea, M.V. (2006). Cognitive-affective mediators of perfectionism and college student adjustment. *Personality and Individual Differences, 40*, 463-473.

- Schotte, C.K.W., & De Doncker (2004). Nederlandstalige versie van de APS-R, met toestemming van de oorspronkelijke auteurs. Edegem, Universitair Ziekenhuis Antwerpen.
- Schotte, C.K.W., De Doncker, D., & Courjaret J. (2007). De ADP-IV: Vragenlijst voor DSM-IV én gedragstherapeutische diagnostiek. *Gedragstherapie*, 40, 113-125.
- Schotte, C.K.W., De Doncker, D., Dmitruk, D., Van Mulders, I., D'Haenen, H., & Cosyns, P. (2004). The ADP-IV questionnaire: Differential validity and concordance with the semi-structured interview. *Journal of Personality Disorders*, 18, 405-419.
- Schotte, C.K.W., & De Doncker, D., Van Kerckhoven C., Vertommen, H., & Cosyns, P. (1998). Self-Report Assessment Of The DSM-IV Personality Disorders. Measurement Of Trait And Distress Characteristics: The ADP-IV. *Psychological Medicine*, 28, 1179-1188
- Schumacker, R.E., & Lomax, R.G. (2004). *A beginner's guide to structural equation modeling, Second edition*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Shumaker, E.A., & Rodebaugh, T. L. (2009). Perfectionism and social anxiety: Rethinking the role of high standards. *Journal of Behaviour Therapy and Experimental Psychiatry*, 40, 423-433.
- Slaney, R.B., & Ashby, J.S. (1996). Perfectionists: Study of a criterion group. *Journal of Counseling and Development*, 74, 393-398.
- Slaney, R.B., Chadha, N., Mobley, M., & Kennedy, S. (2000). Perfectionism in Asian Indians: Exploring the meaning of the construct in India. *The Counseling Psychologist*, 28, 10-31.
- Slaney, R.B., & Johnson, D.G. (1992). The Almost Perfect Scale. Unpublished manuscript, Pennsylvania State University, State college.
- Slaney, R.B., Rice, K.G., & Ashby, J.S. (2002). A programmatic approach to measuring perfectionism: The almost perfect scales. In G. L. Flett & P. L. Hewitt (Eds.), *Perfectionism: Theory, research, and treatment* (pp. 63-88). Washington, DC: American Psychological Association.
- Slaney, R.B., Rice, K.G., Mobley, M., Trippi, J., & Ashby, J.S. (2001). The almost perfect scale-revised. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 34, 130-145.
- Slaney, R.B., Mobley, M., Trippi, J., Ashby, J.S., & Johnson, D.G. (1996). *Almost perfect scale-revised*. Unpublished manuscript, Pennsylvania State University State College.
- Slaney, R.B., Rice, K.G., & Ashby, J.S. (2002). A programmatic approach to measuring perfectionism: The almost perfect scales. In G. L. Flett & P. L. Hewitt (Eds.), *Perfectionism: Theory, research, and treatment* (pp. 63-88). Washington, DC: American Psychological Association.
- Sorotzkin, B. (1985). The quest for perfection: Avoiding guilt or avoiding shame? *Psychotherapy*, 22, 564-571.
- Stöber, J. (1998). The Frost Multidimensional Perfectionism Scale: More perfect with four (instead of six) dimensions. *Personality and Individual Differences*, 24, 481-491.
- Stoeber, J., & Otto, K. (2006). Positive conceptions of perfectionism: Approaches, evidence, challenges. *Personality and Social Psychology Review*, 10, 295-319.
- Stumpf, H., & Parker, W.D. (2000). A hierarchical structural analysis of perfectionism and its relation to other personality characteristics. *Personality and Individual Differences*, 28, 837-852.
- Terry-Short, L.A.; Owens, R.G., Slade, P.D.; Dewey, M.E. (1995). Positive and negative perfectionism. *Personality and Individual Differences*, 18, 663-668.
- Wang, K.T., Slaney, R.B., & Rice, K.G. (2007) Perfectionism in Chinese university students from Taiwan: A study of psychological well-being and achievement motivation. *Personality and Individual Differences*, 24, 1279-1290.
- Wang, K.T., Yuen, M. & Slaney, R.B (2009) Perfectionism, depression, loneliness, and life satisfaction: A study of high school students in Hong Kong. *The Counseling Psychologist*, 37, 249-274.
- Zhang, Xiu-Ge (2008). Applicability of Chinese Almost Perfect Scale - Revised in junior high school students. *Chinese Mental Health Journal*, 22, 895-898.
- Zwick, W.R., & Velicer, W.F. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin*, 99, 432-442.