



[www.DirectieveTherapie.nl](http://www.DirectieveTherapie.nl)

## Dank voor uw download

U kunt er natuurlijk uit citeren, graag zelfs, maar dan wel met bronvermelding. U mag dit artikel ook ruimhartig verspreiden mits het niet voor commerciële doeleinden is. In die gevallen pas na onze schriftelijke toestemming.

Opname in bloemlezingen en readers moedigen wij aan, maar wel graag eerst even overleggen.

Alle rechten van de artikelen liggen bij  
**de Stichting Cognitie en Psychose.**

Voor alle vragen:  
[info@gedachtenuitpluizen.nl](mailto:info@gedachtenuitpluizen.nl)

# De Family of Origin Scale-Dutch, FOS-D

## Psychometrie, validering en normering bij ambulante patiënten<sup>1</sup>

Alfred Lange, Marrit Bollema en Denise Fluri\*

---

### samenvatting

*De Family of Origin Scale-Dutch is een vragenlijst van 22 items die de door volwassen respondenten ervaren mate van Harmonie en Openheid in het gezin van herkomst meet. De lijst is gebaseerd op een Amerikaanse lijst die eveneens uit 22 items bestaat (Yelsma, Hovestadt, Anderson, & Nilsson, 2000). In een eerdere publicatie hebben Lange, Kiss, Jansen en Neerscholten (2003) de constructie en psychometrische kenmerken binnen een 'normale' populatie (niet in psychologische behandeling) beschreven. Het onderhavige onderzoek beschrijft de psychometrische kenmerken en normering binnen de populatie van personen die in ambulante psychologische behandeling zijn. Aan dit onderzoek hebben 412 respondenten meegewerkt, die in behandeling waren in diverse instellingen voor Geestelijke Gezondheid of in privé-praktijken. Exploratieve en confirmatieve factoranalyses (Lisrel) lieten dezelfde robuuste tweefactorstructuur zien als in de normale populatie. De onderscheiden subschalen Harmonie en Openheid vertonen een hoge interne consistentie ( $\alpha > .93$ ) en de test-hertestbetrouwbaarheid bleek hoog ( $r > .90$ ). Er zijn normtabellen opgesteld voor twee leeftijdsgroepen: geboren vóór 1967 en geboren in of na 1967.*

### Inleiding

Tegenwoordig twijfelt niemand eraan dat actuele denkprocessen voor een deel gekleurd worden door disfunctionele gedachteschema's die in het verleden zijn gevormd. Men heeft er steeds meer oog voor dat bepaalde cliënten het verleden nog niet achter zich hebben gelaten (Bedrosian & Bozicas, 1994; Lange, 2000, hfdst. 12).

Het verleden kan op diverse manieren een rol spelen bij psychische problemen in het heden. Het kan zijn dat patiënten traumatische belevenissen uit het verleden nog niet hebben verwerkt. Er kunnen onopgeloste conflicten zijn tussen cliënten en leden van het gezin van herkomst. Het kan ook zijn dat de sfeer in het gezin van herkomst dusdanig was dat het de ontwikkeling van het kind en daarmee de latere cliënt nadelig heeft beïnvloed. Die invloed van het gezin van herkomst kan weer doorspelen in het aangaan van nieuwe relaties en in de sfeer van een eventueel nieuw gezin, en gevolgen hebben voor kinderen in dat gezin (Berkvens & Robbe, 2002; Chiariello & Orvaschel, 1995). In die gevallen kan het in het kader van psychotherapie nodig zijn aandacht te besteden aan het verwerken van het verleden. Dit gebeurt dan voordat of terwijl de problemen in het heden worden opgelost.

---

\* PROF. DR. A. LANGE is verbonden aan de programmagroep Klinische Psychologie van de Universiteit van Amsterdam, Roetersstraat 15, 1018 WB Amsterdam. E-mail: a.lange@uva.nl  
Doctoraal student klinische psychologie van de UvA.  
Doctoraal student klinische psychologie van de UvA.

In disfunctionele gezinnen is niet alleen de harmonie vaak ver te zoeken, vaak is het voor de gezinsleden moeilijk meningen en emoties te uiten. Volgens de inhibitietheorie van Pennebaker (Harber & Pennebaker, 1992; Pennebaker, 1993) roept het niet kunnen uiten (inhibitie) van pijnlijke, angstige emoties een permanente staat van verhoogde fysiologische waakzaamheid op, die zowel somatisch als psychisch nadelige gevolgen heeft. Deze theorie verklaart de door hem vastgestelde positieve uitwerking van *disclosure* op het verwerken van traumatische ervaringen.

Uitgaande van die gedachte is het niet vreemd dat individuen uit gezinnen met een cultuur van 'niet uiten van emoties' verhoogd risico lopen op later psychisch disfunctioneren (Rapee, 1977). Het lijkt daarom niet overbodig om in de taxatiefase van behandelingen gereedschap te hebben om inzicht te krijgen in de manier waarop men in het gezin van herkomst met elkaar omging. Dit leidt tot meer begrip en inzicht van de cliënt, en kan ook van belang zijn om de manier van omgang van partners beter te begrijpen. Als beiden uit een harmonieus, open gezin komen, zal die er anders uitzien dan wanneer dit bij beiden niet het geval is, of bij de een wel en bij de ander niet. Het belang van goede diagnostiek met betrekking tot het gezin van herkomst wordt ook onderstreept door de vaak beschreven waarneming dat gezinspatronen zich herhalen (Boszormenyi-Nagy & Spark, 1973).

Gezien het belang van diagnostiek van gezinsvariabelen mag men verwachten dat hiervoor instrumenten zijn ontwikkeld. Binnen de intergenerationale gezinstherapie is de laatste jaren aandacht geweest voor het meetbaar maken van een concept dat pas recentelijk in de mode is geraakt: 'vergevingsgezindheid' (Pollard, Anderson, Anderson, & Jennings, 1998). Maar voor de kernbegrippen die het gezin van herkomst zouden moeten beschrijven, is vanuit die stroming weinig aan diagnostisch instrumentarium gegeneerd. Merkwaardigerwijs waren het gedragstherapeutische onderzoekers die dit wel hebben geprobeerd. Zo construeerden Perris, Jacobsson, Lindstrom, Von Knorring en Perris (1980) de EMBU (ofwel *Egna Minnen Beträffande Uppfostran*). In haar dissertatie beschrijft Gerlsma (1993) een Nederlandse bewerking van deze EMBU, een uit Scandinavië afkomstige vragenlijst van 80 items over verhoudingen in het gezin van herkomst. Er zijn twee subschalen: Verwerping en Emotionele Warmte. Uit haar onderzoek blijkt onder meer samenhang tussen psychopathologie op volwassen leeftijd en negatieve gevoelens over de opvoedingsstijl in het gezin van herkomst. De EMBU is nogal lang, niet gemakkelijk in te vullen, en wordt dan ook niet veel gebruikt. Een andere vragenlijst, de *Parental Bonding Instrument* (Parker, 1990), is gericht op de opvoedingsrelatie die terugblikkende volwassenen hebben met hun vader en moeder (ieder apart). Het gaat hierbij om twee dimensies: 'Care' en 'Overprotection' (Kooiman, Trijsburg, Spinhoven, Draijer, & Rooijmans, 2003).

Yelsma, Hovestadt, Anderson en Nilsson (2000) waren de eersten die zich niet concentreerden op de opvoedingsrelatie, maar probeerden de sfeer, in het bijzonder de mate van openheid in het gezin van herkomst, in kaart te brengen. Zij creëerden een Engelstalige vragenlijst waarmee op betrekkelijk snelle wijze kon worden vastgesteld hoe het in het ouderlijk gezin gesteld was met de mate van openheid, ofwel de 'Affective Expressive Atmosphere'. Een pilotstudy, met een 40-itemversie, leverde niet de beoogde unidimensionele lijst op, waarna zij het aantal items terugbrachten tot 22. De aldus ontstane lijst (uitspraken over de expressiviteit in het ouderlijk gezin met antwoordcategorieën variërend van 'strongly disagree' tot 'strongly agree') bleek binnen een studentenpopulatie zeer betrouwbaar (hoge Cronbach's alfa, Guttman's split-half

en test-hertestwaarden). In een ander onderzoek legden Yelsma, Hovestadt, Nilsson en Paul (1998) de vragenlijst samen met de *Toronto Alexithymia Scale* voor aan een grote groep studenten. Ze stelden vast dat er een significant verband was tussen de mate van 'expressiveness' in het gezin van herkomst en huidige alexithymie, ofwel moeilijkheden met het ervaren en uiten van emoties.

Lange, Kiss, Neerscholten en Jansen (2003) beschrijven hoe in een tweetal onderzoeken de Amerikaanse *Family of Origin and Expressiveness Scale* is vertaald en onderzocht binnen een Nederlandse populatie van psychotherapeuten en studenten. Uit hun onderzoek kwam een robuuste tweefactorstructuur naar voren met de subschalen Openheid en Harmonie. De schalen vertoonden hoge interne consistentie ( $\alpha > .91$ ). De hoge samenhang met een andere meting van de sfeer in het gezin van herkomst (*Parental Bonding Instrument*; Kooiman et al., 2003) gaf steun aan de validiteit. Bovendien werd een hoge correlatie gevonden tussen broers en zusters binnen de steekproef, wat erop wijst dat het niet alleen een subjectieve retrospectieve visie is die wordt gemeten, maar wel degelijk een onderliggend construct: de sfeer in het gezin van herkomst. Lange et al. (2003) stelden tevens normtabellen op voor deze 'normale' populatie. Het huidige onderzoek heeft tot doel de psychometrische eigenschappen en normgegevens te onderzoeken in de populatie waarvoor de vragenlijst uiteindelijk is bestemd: de groep van personen die in psychologische behandeling zijn. We noemen deze groep verder de 'patiëntengroep'. Bovendien wordt de test-hertestbetrouwbaarheid vastgesteld in een aparte, kleinere groep die niet in behandeling is.

## Methode

### Beschrijving van de FOS-D

De FOS-D, zoals beschreven in Lange et al. (2003), bestaat uit 22 items met vijf antwoordcategorieën. Elk item bevat een stelling over het gezin van herkomst. De respondent kan aangeven in hoeverre deze stelling op zijn gezin van toepassing is. Op elk item kan de score variëren van 1 tot 5 punten. De antwoordmogelijkheden zijn: 'sterk mee oneens' (1), 'oneens' (2), 'neutraal' (3), 'eens' (4), en 'sterk mee eens' (5). Er zijn 13 positieve en 9 negatieve items. De negatieve items worden omgescoord voor het berekenen van de schaalscores (Openheid, Harmonie en Totaalscore voor expressiviteit en sfeer). Hoe hoger de score, hoe positiever de perceptie van de respondent over de sfeer in het gezin van herkomst.

## Deelnemers

### Deelnemers in de patiëntengroep

Negenendertig behandelaars, werkzaam in een instelling of in een privé-praktijk in de ambulante geestelijke hulpverlening zijn per brief benaderd met het verzoek FOS-D-vragenlijsten bij hun cliënten af te nemen. Zesentwintig behandelaars reageerden positief op dit verzoek. De behandelaars gaven aan hoeveel vragenlijsten zij dachten te kunnen verwerken. Dit varieerde van 10 tot 150. Zij kregen de vragenlijsten per post en verdeelden die onder hun cliënten. Er was gekozen voor strikte anonimiteit; buiten de behandelaar was niemand op de hoogte van de naam van de cliënt. Elke vragenlijst was voorzien van een aparte brief met nauwkeurige uitleg over de achtergrond en procedure, en een door de eindbehandelaar in te vullen

diagnoseformulier. De behandelaars kregen ook voorgefrankeerde retourenveloppen waarin zijzelf of de cliënten de ingevulde vragenlijsten konden opsturen. In totaal zijn 938 vragenlijsten aan de behandelaars verstrekt, waarvan er 412 (44%) compleet ingevulde vragenlijsten geretourneerd zijn. Een deel van de uitgezette vragenlijsten kwam niet terug doordat sommige behandelaars niet alle vragenlijsten aan cliënten hadden doorgegeven. Het is onbekend hoe vaak dit precies voorkwam.

Uiteindelijk zijn de ontvangen vragenlijsten afkomstig van zestien behandelaars, verspreid over heel Nederland. De respons per behandelaar ligt tussen de 3 en 104 vragenlijsten.

Er waren 131 (32%) mannelijke en 274 (66%) vrouwelijke respondenten. Van zeven personen (2%) is het geslacht onbekend. De gemiddelde leeftijd is 38 jaar, variërend van 18 tot 71 jaar ( $SD = 11.0$ ). Veertien deelnemers (4%) hebben enkel basisonderwijs voltooid, 74 personen (18%) hebben lager voortgezet onderwijs gevolgd, 154 personen (37%) hebben het middelbaar voortgezet onderwijs gevolgd en 137 deelnemers (33%) hebben hoger voortgezet onderwijs gevolgd. Van 33 personen (8%) is het opleidingsniveau onbekend.

Twintig deelnemers (5%) waren enig kind, 124 (30%) waren oudste kind, 127 (31%) jongste kind en 107 respondenten (26%) hadden een 'tussenplaats' in het gezin. Van 34 respondenten (8%) is de plaats in het gezin onbekend. Honderddrieëndertig respondenten (32%) kwamen uit een gezin van niet meer dan twee kinderen, 144 (35%) uit een gezin met drie of vier kinderen en 99 deelnemers (24%) kwamen uit een gezin met vijf of meer kinderen. Het grootste gezin bestond uit 13 kinderen. Van 36 deelnemers (8%) zijn deze gegevens onbekend. Het gemiddelde is 3,7 kinderen per gezin van herkomst.

Er waren 170 deelnemers (41%) die geen godsdienstige achtergrond hadden, 99 (24%) was katholiek opgevoerd, 60 (15%) protestants, 36 (9%) gereformeerd. Er waren 6 personen met moslimachtergrond (2%). De rest was verdeeld over kleine godsdiensten (bijv. joods) of had de vraag niet ingevuld.

Tabel 1 laat zien welke prevalerende diagnoses de behandelaars hadden gegeven. Hierbij valt op dat de groep behoorlijk gemêleerd is, met uitschieters naar stemmingsstoornissen en relatieproblematiek. De behandelaars konden ook as-II-stoornissen aangeven. Meer dan de helft (63%) had geen of een uitgestelde as-II-diagnose. Als er wel een as-II-diagnose was, betrof het in de meeste gevallen cluster C (vermijdend, angstig, obsessief).

**Tabel 1** Overzicht en frequentie van de prevalerende as-i-diagnoses.

	N	%
Geen as-I-diagnose	4	1
Een aan middelen gebonden stoornis	43	10
Schizofrenie en andere psychotische stoornissen	2	1
Stemmingsstoornis	80	19
Angststoornis	57	14
Posttraumatische stress-stoornis	18	4
Somatoforme stoornis	20	5
Eetstoornis	24	6
Aanpassingsstoornis	15	4
Relatieproblematiek	89	22
Problematiek t.g.v. misbruik en verwaarlozing in het verleden	5	1
Andere problematiek	26	6
Diagnose onbekend	29	7
<i>Totaal</i>	<b>412</b>	<b>100</b>

\*omgescoorde items

### Deelnemers in de groep die niet in behandeling is

Voor het vaststellen van de test-hertestbetrouwbaarheid was het nodig een groep van circa vijftig respondenten te vinden die bereid waren om op niet strikt anonieme basis tweemaal (met een maand ertussen) de FOS-D in te vullen. Bij de klinische groep was strikte anonimiteit nodig waardoor herhaald contact (nodig voor test-hertest) niet mogelijk was. Daarom werd een aparte steekproef benaderd, waarbij werd gebruikgemaakt van de 'sneeuwbal'-methode. Deelnemers werden geworven in de vriendenkring van de onderzoekers en hun ouders (Kat & Roemer, 2003). Vijftig personen waren aldus bereid gevonden, 18 mannen (36%) en 32 vrouwen (64%). De gemiddelde leeftijd was 33 jaar ( $SD = 15,7$ ). Allen vulden de FOS-D tweemaal in. Vier deelnemers (8%) hadden lbo of mavo als hoogste opleiding. Zeven deelnemers (14%) hadden als hoogste opleiding mbo, havo, of vwo, en 39 deelnemers (78%) hbo of universitair onderwijs. Negen deelnemers (18%) hadden een protestantse opvoeding gehad, tien katholiek (20%), 31 deelnemers (62%) waren niet godsdienstig opgevoed.

### Meetinstrumenten

Naast de FOS-D werden de volgende vragenlijsten afgenomen:

- *Korte Biografische Vragenlijst*. De vragen hebben betrekking op sekse, plaats in het gezin, samenstelling van het gezin van oorsprong, huidige woonsituatie, relatievorm, leeftijd, schoolopleiding, religie, geboorteland ouders, geboorteland respondent en reden van behandeling.
- *Diagnoseformulier*. Op dit formulier kon de behandelaar aangeven waarvoor de cliënt in behandeling is. De behandelaars konden de DSM-IV-classificatie weergeven of de diagnose in eigen bewoordingen weergeven. In het laatste geval codeerden de onderzoekers de diagnose alsnog.
- *De verkorte Depressie Angst Stress Schaal* (DASS-21; De Beurs, Van Dyck, Marquenie, Lange, & Blonk, 2001) wordt gebruikt om aspecten van het algemeen psychisch functioneren vast te stellen. Het betreft de Nederlandse versie van de *Depression Anxiety Stress Scale* (Lovibond & Lovibond, 1995). De verkorte DASS bestaat uit 21 items; 7 items per subschaal. De interne consistentie van de drie subschalen is

uitstekend met Cronbach's alfa van .94 tot .97. De test-hertestbetrouwbaarheid is ruim voldoende tot hoog (van  $r = .75$  tot  $r = .89$ ).

## Verwerking van de gegevens

### Analyse van de items

Als iedereen op een bepaald item hetzelfde antwoord zou geven, 'discrimineert' dat item niet tussen mensen met een hoge of lage uiteindelijke score. Een histogram van de verdeling van antwoorden voor alle FOS-D-items liet zien dat bij geen enkel item opvallend veelgebruikte of juist niet-gebruikte antwoordmogelijkheden waren. De items hebben een goed onderscheidend vermogen (voor details van deze en andere analyses zie Bollema & Fluri, 2003). Vervolgens werd voor vier van de demografische variabelen (sekse, religie, opleiding en leeftijd) onderzocht in hoeverre bepaalde groepen verschillend scoren op elk van de 22 items. Er was op geen enkel item verschil tussen mannen en vrouwen. Hetzelfde geldt voor de diverse religies. Ten aanzien van opleiding was er alleen verschil in de beantwoording van één item: respondenten met hoger onderwijs hadden minder moeite gehad hun mening te uiten in het gezin van herkomst.

Leeftijd is een interessante variabele. Het is immers niet onaannemelijk dat de culturele veranderingen vanaf de jaren 1960-1970 eraan hebben bijgedragen dat er na die tijd meer openheid in het uiten van emoties was binnen gezinnen. De respondenten zijn derhalve in eerste instantie in vier groepen verdeeld: geboren voor 1950, tussen 1950-1960, tussen 1960 en 1970 en geboren na 1970. Bij tien items zijn er significante verschillen tussen deze groepen. De groep die is geboren na 1970 scoort significant hoger dan de andere groepen. Dit betekent dat deze respondenten hun gezin als harmonieuzer en opener ervaren dan de respondenten in de andere leeftijdsklassen. Dit maakt het wenselijk om een aparte normering voor verschillende leeftijdsgroepen op te stellen. Bij de andere demografische variabelen is geen enkele aanleiding voor aparte normgroepen.

### Factoranalyses

Om te beginnen is een principale componentenanalyse uitgevoerd (Brace, Kemp, & Snelgar, 2000). Er zijn drie principale componenten gevonden met een Eigenwaarde  $> 1$  (12.45, 1.11 en 1.03). De eerste drie principale componenten verklaren gezamenlijk 66% van de variantie. Hoewel het *screeplot* in de richting van een eenfactormodel wijst, is er, aan de hand van de Maximum Likelihood-factoranalyse, geroteerd met Promax, toch een eenfactor-, tweefactor- en een driefactormodel onderzocht. Dit is gedaan in navolging van Lange et al. (2003).

In het eenfactormodel wordt 57 procent van de variantie verklaard, bij een tweefactormodel neemt dit toe tot 62 procent en in een driefactormodel wordt 66 procent van de variantie verklaard. De factorladingen van alle 22 items, met uitzondering van item 19, zijn hoog in het eenfactormodel. Yelsma et al. (2000) noemen deze totaalschaal de 'Expressieve sfeer schaal'. In het tweefactormodel laden de meeste items hoog op een van de twee factoren. Veertien items laden overduidelijk op één factor, de andere acht items hebben een iets minder duidelijke lading, maar zijn toch goed te interpreteren. Tabel 2 laat per item zien hoe hoog de lading op beide factoren

is, waarbij de hoogste lading steeds is vetgedrukt. In het driefactormodel laden daarentegen weinig factoren duidelijk op de derde factor. Bovendien verklaart dit model slechts 5 procent extra variantie. Het driefactormodel is dan ook verder buiten beschouwing gelaten. In navolging van het onderzoek in de normale populatie (Lange et al., 2003), wordt ook hier gekozen voor het tweefactormodel. Hoewel de screeplot een eenfactormodel lijkt aan te geven en de correlatie tussen de twee factoren hoog is ( $r = .80$ ), zijn de twee factoren inhoudelijk goed van elkaar te onderscheiden: 'Harmonie' en 'Openheid'. De items die laden op de factor Harmonie hebben betrekking op de sfeer binnen het gezin zoals de respondent deze heeft ervaren. De items die laden op Openheid gaan over de door de respondent ervaren mate waarin men gevoelens kon uiten en hoe men in het gezin voor elkaar openstond.

Vervolgens is met behulp van Lisrel een confirmatieve factoranalyse uitgevoerd. Hierbij zijn de gegevens van beide onderzoeksgroepen (de vorige steekproef van niet-patiënten en de huidige patiëntensteekproef) vergeleken. De Lisrel-analyse rechtvaardigt de keuze voor het tweefactormodel. De tweefactoroplossing heeft een betere passing (overeenkomst tussen de oplossingen uit de beide studies) dan de eenfactoroplossing. Details van deze analyses en de hierna gepresenteerde analyse zijn te vinden bij Bollema en Fluri (2003) .

## **Robuustheid van de factorstructuur**

Lange et al. (2003) hadden al aangetoond dat de factorstructuur in hun groep van aangeschreven respondenten en de groep van zusters en broers in hun onderzoek identiek was. Vergelijking van de factorstructuur in die twee groepen en de door ons gevonden factorstructuur (tabel 2) bevestigt de robuustheid (zie Bollema & Fluri, 2003). Achttien items vallen op basis van de factorladingen duidelijk in dezelfde factor als in de normale groep. Bij de andere items (4, 7, 13 en 22) is het verschil in lading op de factoren niet zo groot. Op 'face value' lag het voor de hand ze in te delen in factor 1 (Harmonie). In de laatste kolom van de tabel is dit door middel van cursivering aangegeven.



**Tabel 2 De factorladingen in het geval van een eenfactormodel en de factorladingen en verdeling bij een tweefactor model (N = 412).**

Itemnr.		Eenfac- tormodel	Tweefactormodel		
		Factor 1	Factor 1 Harmonie	Factor 2 Open- heid	Factorver- deling
1	Gevoelig voor elkaars emoties	.47	<b>.39</b>	.22	1
2	Zaken kunnen uitpraten	.76	.19	<b>.72</b>	2
3	Makkelijk uitkomen voor mening	.77	-.00	<b>.91</b>	2
4	Gevoelens regelmatig genegeerd*	.50	.31	<b>.42</b>	1
5	Makkelijk eigen mening geven	.70	-.13	<b>.94</b>	2
6	Kille en negatieve sfeer*	.65	<b>.69</b>	.13	1
7	Open voor elkaars gevoelens	.60	.31	<b>.45</b>	1
8	Moeilijk mening uiten*	.48	-.02	<b>.69</b>	2
9	Warm en begrijpend gezin	.70	<b>.69</b>	.18	1
10	Emoties mochten niet geuit worden*	.69	.24	<b>.55</b>	2
11	Mening geven aangemoedigd	.67	-.01	<b>.82</b>	2
12	Conflicten meestal opgelost	.71	<b>.52</b>	.33	1
13	Begrepen worden zonder iets te zeggen	.59	.34	<b>.45</b>	1
14	Bepaalde gevoelens mochten niet*	.65	.09	<b>.67</b>	2
15	Conflicten zelden opgelost*	.72	<b>.48</b>	.38	1
16	Meestal onaangename sfeer*	.68	<b>.88</b>	-.06	1
17	Niemand gaf om gevoelens van anderen*	.58	<b>.61</b>	.14	1
18	Afwijkende mening ontmoedigd*	.53	.21	<b>.50</b>	2
19	Verantwoordelijkheid voor daden	.34	<b>.50</b>	.02	1
20	Luisteren naar elkaar aangemoedigd	.62	<b>.49</b>	.32	1
21	Gezellige maaltijden	.60	<b>.92</b>	-.15	1
22	Ongelijk ruiterlijk toegegeven door ouders	.58	.25	<b>.51</b>	1

\*omgescoorde items

## Overzicht van de items per subschaal

Box 1 geeft het overzicht van de subschalen zoals die op basis van voorgaande itemanalyses en factoranalyses naar voren zijn gekomen.

**Box I De voorgestelde subschalen van de fos-d met de originele itemnummers.**

<b>'Harmonie'-schaal:</b>	
1.	Mijn gezinsleden waren doorgaans gevoelig voor elkaars emoties.
4.	Binnen ons gezin werden mijn houding en gevoelens regelmatig genegeerd en bekritiseerd.*
6.	De sfeer binnen ons gezin was kil en negatief.*
7.	Mijn gezinsgenoten stonden open voor elkaars gevoelens.
9.	Ik herinner me ons gezin als zijnde warm en begrijpend.
12.	Meestal konden we conflicten binnen ons gezin wel oplossen.
13.	Soms voelde ik me binnen ons gezin begrepen zonder dat ik iets hoefde te zeggen.
15.	Conflicten werden in ons gezin zelden opgelost.*
16.	De sfeer in ons gezin was meestal onaangenaam.*
17.	In ons gezin gaf niemand om de gevoelens van de gezinsleden.*
19.	In ons gezin nam iedereen de verantwoordelijkheid voor zijn daden.
20.	Mijn ouders moedigden de gezinsleden aan naar elkaar te luisteren.
21.	De maaltijden bij ons thuis waren meestal een vriendelijke en gezellige aangelegenheid.
22.	Mijn ouders gaven het ruitertlijk toe wanneer ze ongelijk hadden.
<b>'Openheid'-schaal:</b>	
2.	Ik had het gevoel dat ik binnen ons gezin zaken kon uitpraten.
3.	Binnen ons gezin kon ik makkelijk uitkomen voor mijn mening en mijn gevoelens.
5.	Ik kon binnen ons gezin makkelijk mijn eigen mening geven.
8.	Ik vond het moeilijk mijn eigen mening te uiten binnen ons gezin.*
10.	Binnen ons gezin bestond een ongeschreven regel: je uit je gevoelens niet. *
11.	Mijn ouders moedigden me aan openlijk mijn mening te geven.
14.	In ons gezin mochten bepaalde gevoelens niet geuit worden.*
18.	Mijn ouders ontmoedigden het hebben van een eigen mening.*

\* Omgescorde items

**Interne consistentie van de FOS-D-schalen**

Allereerst is onderzocht hoe elk item samenhang met de som over de andere items van de betreffende schaal. Al deze itemtestcorrelaties bleken hoog te zijn, met  $r = .50$  als laagste en  $r = .85$  als hoogste. Vervolgens werd de interne consistentie van de schalen bepaald (Cronbach's  $\alpha$ ). Dit leverde de volgende waarden: voor Harmonie  $\alpha = .94$ ; voor Openheid  $\alpha = .93$  en voor de totaalscore Expressiviteit en Sfeer  $\alpha = .96$  (Bollema & Fluri, 2003).

**Test-hertestbetrouwbaarheid**

Voor zowel de totaalscore als voor de subschalen zijn de Pearson product-momentcorrelaties berekend over de 50 deelnemers die via de sneeuwbal-methode waren geworven. De correlaties lieten een hoge mate van betrouwbaarheid zien: FOS-D-Totaal,  $r = .96$ ; Harmonie,  $r = .94$  en Openheid,  $r = .93$ . Ook de hoogte van de scores bleken stabiel; de gemiddelden op de twee tijdstippen verschilden nauwelijks. Details van deze analyses zijn te vinden bij Kat en Roemer (2003).

## Validiteit

### Verschillen tussen patiënten en niet-patiënten

Tabel 3 geeft de gemiddelden en standaarddeviaties weer van de FOS-D-scores in de patiëntengroep, de normale groep van het huidige onderzoek en de normale groep in het onderzoek van Lange et al. (2003).

**Tabel 3 Gemiddelden fos-d-schalen in de verschillende populaties.**

Schalen	patiëntengroep N = 406		normalen N = 50		normalen Lange et al (2003), N = 457	
	M	SD	M	SD	M	SD
Harmonie	41.9	12.0	53.8	8.5	43.8	10.9
Openheid	23.0	8.1	31.9	5.8	22.9	7.2
FOS-D-Totaal	64.9	19.4	85.3	13.5	66.7	17.1

Tabel 3 laat zien dat de verschillen tussen de patiënten en de normale groep in het huidige onderzoek substantieel zijn. De verschillen tussen de gemiddelden zijn sterk significant in de voorspelde richting; voor alle  $p$ -waarden geldt  $p > .0001$  en voor de 'effect sizes' geldt steeds:  $d > 1.0$  (Bollema & Fluri, 2003). Anders dan verwacht zijn de verschillen tussen de patiëntengroep en de normale groep uit het onderzoek van Lange et al. (2003) te verwaarlozen. Dit zou met verschil in leeftijd te maken kunnen hebben. In het onderzoek van Lange et al. (2003) was immers gebleken dat de oudere respondenten een minder positieve kijk hadden op de sfeer in hun ouderlijke gezin. De relatie bleek niet lineair te zijn. Bollema en Fluri (2003) toonden aan dat er een duidelijk omslagpunt was. Deelnemers die in of na 1967 waren geboren, dus opgevoed in de 'Flower Power'-periode, zagen hun gezin van herkomst als veel positiever dan deelnemers die vóór 1967 waren geboren. De verschillen waren significant: voor Harmonie,  $p > .02$ ; voor Openheid,  $p > .0001$ , voor Totaal,  $p > .004$ . Aangezien de normale groep van Lange et al. (2003) gemiddeld 10 jaar ouder was dan onze patiëntengroep en zelfs 15 jaar ouder dan de normale test-hertestgroep uit ons onderzoek, hebben wij de drie steekproeven apart vergeleken met behulp van variantieanalyse voor de deelnemers die vóór 1967 waren geboren en degenen die in of na 1967 waren geboren. De verschillen bleken nu wel significant, in de voorspelde richting. De patiëntengroep scoorde op de totale FOS-D, zowel als op de subschalen in beide leeftijdsgroepen lager dan de twee normale groepen. Voor de groep van vóór 1967 geldt voor de FOS-D-Totaal:  $F(2,629) = 9.9$ ,  $p > .0001$ ; voor Harmonie:  $F(2,639) = 11.1$ ,  $p > .0001$ ; voor Openheid  $F(2,645) = 7.2$ ,  $p > .001$ . Voor de groep van na 1967 geldt voor de FOS-D-Totaal:  $F(2,216) = 16.8$ ,  $p > .00001$ ; voor Harmonie  $F(2,216) = 13.6$ ,  $p > .0001$ ; voor Openheid  $F(2,219) = 18.7$ ,  $p > .0001$ .

### Samenhang diagnose en FOS-D-scores

Bollema en Fluri (2003) stellen de gemiddelde scores op de FOS-D-schalen vast voor groepen respondenten met verschillende as-I- en as-II-diagnoses. Cliënten met eetstoornissen en angststoornissen kijken het meest positief terug op hun jeugd; cliënten met posttraumatische stress-stoornis en personen die in behandeling waren in verband met seksueel misbruik en verwaarlozing, het minst. Deze resultaten waren niet statistisch significant, al was er wel een duidelijke trend. Ten aanzien van de persoonlijkheidsstoornissen was er meer dan een trend. Er waren 114 personen die een as-II-diagnose hadden. Zij scoorden significant lager dan personen die geen persoonlijkheidsstoornis hadden: Harmonie,  $p > .0001$ ; Openheid,  $p > .0001$ ;

FOS-D-Totaal,  $p > .0001$ . De verschillende clusters binnen de groep persoonlijkheidsstoornissen laten ook verschillen zien. Respondenten met een cluster B-diagnose (borderline, antisociaal, narcistisch) scoren significant lager dan respondenten met een cluster C-diagnose (vermijdtend, angstig): Harmonie,  $p > .005$ ; Openheid,  $p > .03$ ; FOS-D-Totaal,  $p > .03$ .

## **Exploratie: samenhang FOS-D-score en depressie, angst, stress**

Aan 85 deelnemers uit de patiëntengroep was ook de DASS-21 uitgereikt. Hiervan stuurden 52 personen (10 mannen en 42 vrouwen) beide lijsten ingevuld terug. Er bleek geen noemenswaardig verband tussen de FOS-D-scores en de mate van depressie, angst en stress (Kat & Roemer, 2003).

## **Normtabellen voor ambulante patiënten**

Hiervoor zagen we al dat de itemanalyses met betrekking tot de meeste demografische en biografische variabelen geen aanleiding geven voor aparte normeringen. Alleen de verschillende leeftijdsgroepen bleken, net als bij Lange et al. (2003), te verschillen in de hoogte van de FOS-D-scores. Zoals eerder gemeld, het omslagpunt ligt bij 1967. Deelnemers die voor dat jaar waren geboren, scoorden significant lager dan degenen die in of na 1967 waren geboren. Dit geeft aanleiding aparte normtabellen te berekenen voor de groep van mensen die vóór 1967 zijn geboren en degenen die later zijn geboren. In de appendix worden die gepresenteerd.

## **Beschouwing**

We zijn erin geslaagd een grote groep van mensen die in behandeling zijn te benaderen. In totaal kregen alle behandelaars samen 938 lijsten. Als zij alle lijsten zouden hebben 'uitgeziet', zou de respons van 412 geretourneerde lijsten als 44 procent moeten worden beschouwd. Dit zou een alleszins redelijke respons zijn geweest. Waarschijnlijk mag men de respons iets hoger aanslaan, aangezien sommige behandelaars niet alle door hen ontvangen lijsten ook daadwerkelijk aan de cliënten hadden gegeven. Het is niet bekend om hoeveel lijsten het wat dat betreft gaat, maar het is aannemelijk dat de reële respons van de cliënten boven de 50 procent ligt.

De steekproef was niet alleen omvangrijk, maar ook gemêleerd. Er namen cliënten deel uit alle delen van het land, uit diverse typen instellingen en ook via privé-praktijken. De cliënten hadden verschillende soorten stoornissen. De heterogeniteit komt de externe validiteit ten goede en is van belang voor de generalisatie van de normtabellen naar de praktijk. Het is wel jammer dat de brede medewerking die wij kregen van gezondheidsinstellingen, toch slechts een gering aantal (zes) respondenten met een moslimachtergrond opleverde. Vergelijking van hun scores met die van respondenten met een andere religieuze (etnische) achtergrond is door dit geringe aantal onmogelijk. Het verdient aanbeveling apart onderzoek uit te voeren naar de sfeer in de gezinnen van deze bevolkingsgroep.

We vinden geen significante verschillen in FOS-D-scores tussen de verschillende religieuze groepen. Voor zover het gaat om moslims en joden is dit begrijpelijk, gezien de geringe aantallen waarin zij vertegenwoordigd waren. We vinden echter ook geen verschillen tussen personen die gereformeerd, protestants of niet-kerkelijk zijn opgevoed. Kennelijk zijn er andere variabelen die minstens zo belangrijk zijn voor de sfeer in het gezin dan wel of geen godsdienst, of de inhoudelijke kant van de godsdienst.

Het onderzoek van Lange et al. (2003) in een normale populatie liet zien dat de factorstructuur duidelijk, goed interpreteerbaar en robuust is; dat laatste gezien de identieke factoren die in de hoofdgroep en in de groep van zusters en broers naar voren kwam. De robuustheid wordt bevestigd in het huidige onderzoek. In de patiëntengroep vinden we dezelfde structuur, met hoge factorladingen die goed interpreteerbaar zijn in de subschalen Harmonie en Openheid. De interne consistentie van de schalen is uitstekend, dit geldt ook voor de test-hertestbetrouwbaarheid. Overigens blijkt in dit onderzoek, evenals in de normale groep, dat de twee schalen onderling hoog correleren en dat men eventueel ook de FOS-D-Totaal kan gebruiken als algemene maat voor de sfeer en expressiviteit in het gezin van herkomst.

Het zou mogelijk zijn geweest twee items, die zeer hoog met andere items correleren uit de FOS-D, te verwijderen. De FOS-D zou dan dus iets korter zijn geworden, wat een praktisch voordeel zou kunnen opleveren. Wij hebben ervan afgezien, omdat de FOS-D zoals die nu is gebleven, volledig overeenkomt met de oorspronkelijke Amerikaanse versie.

De psychometrische karakteristieken zien er bemoedigend uit. Dit geldt ook voor de validiteit. In de normale groep was al een hoge correlatie vastgesteld tussen de FOS-D en de PBI (Lange et al., 2003). In de patiëntengroep stellen we vast dat deelnemers met rapportage van trauma en verwaarlozing in het verleden minder gunstig denken over het gezin dat hun dit verleden heeft bezorgd. Dit ligt in de lijn der verwachtingen. Ook de significant negatievere sfeer die door deelnemers met persoonlijkheidsstoornissen wordt gerapporteerd was te verwachten, evenals het significant negatiever denken over hun ouderlijk gezin door de deelnemers met cluster B-diagnose (borderline, antisociaal) dan de deelnemers met andere persoonlijkheidsstoornissen.

De patiëntengroep scoorde lager op de FOS-D dan de twee normale groepen. Dit geeft steun aan de validiteit. Doordat leeftijd een belangrijke variabele is bij de invulling van de FOS-D, en de normale groep uit het onderzoek van Lange et al. (2003) gemiddeld veel ouder was ( $M = 48$  jaar) dan de patiëntengroep ( $M = 38$  jaar), werden de verschillen tussen patiënten en normale groep pas echt duidelijk na toetsing voor de twee leeftijdsgroepen apart: vóór 1967 geboren en de groep die in of na 1967 was geboren.

Bovendien zien we in het onderhavige onderzoek dat de patiëntengroep significant negatiever denkt over de Openheid en Harmonie in het gezin van herkomst dan de normale groep die via de sneeuwbal methode is geworven. Weliswaar is deze groep iets jonger (gemiddeld 33 jaar, versus gemiddeld 38 jaar in de patiëntengroep), maar bij constant houden van leeftijd blijven de verschillen in de voorspelde richting in stand.

Hoe dan ook: het genereren van aparte normtabellen voor een heterogene normale groep lijkt in ieder geval geïndiceerd, al zullen gebruikers van de FOS-D in de praktijk

vooral baat hebben bij de normtabellen voor patiënten die in behandeling zijn, met uitsplitsing voor twee leeftijdsgroepen. Het is hierbij van belang in de gaten te houden dat het door de culturele veranderingen niet om de absolute leeftijd gaat, maar om de periode waarin men is opgegroeid. Het omslagpunt 1967 is bepalend. Dit betekent dat personen die nu 37 zijn in de normgroep van vóór 1967 vallen. Over een jaar is dat anders. Iemand van 37 jaar zou dan in de andere normgroep vallen. Voor het hanteren van de normtabellen is dit geen enkel probleem, als men bij het hanteren ervan altijd blijft kijken naar het geboortjaar, 1967 als omslagpunt.

Leeftijd is ook op een andere manier van belang. Enkele respondenten vonden het een omissie dat niet was aangegeven welke leeftijd zij in gedachten moesten nemen bij het invullen van de lijst: 'Gaaf het om het ouderlijk gezin toen ik tien was, of toen ik zestien was?' De opmerkingen van deze respondenten zijn terecht. Zo stellen Hampson, Hyman en Beavers (1994) vast dat er verschillen zijn in de beoordeling door volwassenen van hun gezin van herkomst als zij verschillende perioden van hun jeugd in gedachten nemen. 'Gaan zij terug' naar toen zij zestien waren, dan zijn de herinneringen het meest negatief (meeste conflicten, minste cohesie, minste emotionele expressiviteit). Over de leeftijd van tien jaar waren ze het meest positief (minste conflicten, meeste cohesie, meeste positieve emotionele expressiviteit). Dit pleit ervoor om bij de instructie van de FOS-D een richtlijn te geven, bijvoorbeeld invullen over de periode waarin de respondent tussen twaalf en vijftien jaar was.

Bij een retrospectieve vragenlijst als de FOS-D is de causaliteitskwestie altijd in het geding. Het zou kunnen zijn dat de blik op het gezin van herkomst mede wordt bepaald door de huidige stoornis. De zeer hoge correlatie die Lange et al. (2003) vonden tussen zusters en broers wijst er echter op dat de perceptie van het gezin van herkomst niet voornamelijk wordt bepaald door subjectieve invulling vanuit het huidig functioneren, maar wel degelijk door wat in het ouderlijk gezin gebeurde. Ook de hiervoor gerapporteerde bevindingen van Hampson et al. (1994) wijzen hierop. Als de visie op het gezin van herkomst voornamelijk zou worden bepaald door het huidig functioneren, zou men geen verschillen mogen verwachten op grond van de periode die men in gedachten neemt.

De normering voor de patiëntengroep is gebaseerd op een grote, heterogene steekproef met alle voordelen van dien. De normering voor de normale groep zou herhaald kunnen worden met een meer heterogene steekproef dan in het onderzoek van Lange et al. (2003).

De FOS-D is een psychometrisch sterke en valide vragenlijst, die het mogelijk maakt in zeer korte tijd (ongeveer tien minuten) vast te stellen hoe de respondent het emotionele klimaat in het gezin van herkomst heeft ervaren. De FOS-D kan hierdoor gemakkelijk bijdragen aan empirisch onderzoek, bijvoorbeeld naar variabelen die psychopathologie beïnvloeden of variabelen die de mate van succes van bepaalde behandelingen bepalen. Ook voor de praktijk kan de FOS-D van belang zijn. Bij relatietherapie spoort men er bijvoorbeeld snel verschillen in de gezinsachtergrond van partners mee op. Grote verschillen in het emotionele klimaat in de ouderlijk gezinnen blijken vaak te leiden tot conflicten tussen partners (Bedrosian & Bozicas, 1994). Maar ook in individuele behandeling kan de FOS-D een faciliterende rol spelen. Bij lage scores is het verstandig om door te vragen naar de situatie in het gezin van herkomst, om eventuele specifieke misstanden op te sporen en te bezien of er een voor

de cliënt herkenbaar verband is tussen de problemen en hoe het in het ouderlijk gezin toeging. Voor het behandelplan is dit alles van belang. Ook hoge FOS-D-scores kunnen van invloed zijn op de behandeling. De positieve achtergrond die eruit blijkt, kan maken dat men bepaalde verklaringen voor huidig disfunctioneren kan uitsluiten. Bovendien kan een positieve gezinsachtergrond als sterk punt in de behandeling worden betrokken.

---

### **abstract**

*The Family of Origin Scale-Dutch is a 22-items inventory measuring the degree of Harmony and Openness in the family of origin of adult respondents. The inventory is based on an American list, which also comprises 22 items (Yelsma, Hovestadt, Anderson, & Nilsson, 2000). In a previous publication, Lange, Kiss, Neerscholten and Jansen (2003) described the construction, psychometric properties and validity in a non-clinical population. The present investigation describes the psychometric properties, validity and norm tables in a clinical population, comprising 412 patients in various mental health institutions in the Netherlands. Explorative and confirmative factor analyses (Lisrel) demonstrated the same robust factor structure as in the non-clinical population. The subscales Harmony and Openness show high internal consistency ( $\alpha > .93$ ) and test-retest reliability appeared to be high ( $r > .90$ ). Norm-tables were established for two age groups: born before 1967 and born in 1967 or later.*

### **Noot**

- 1 Dit onderzoek was niet totstandgekomen zonder de inzet van een groot aantal behandelaars en instellingen in den lande. Zij hebben de FOS-D afgenomen bij hun cliënten. Wij zijn hiervoor veel dank verschuldigd aan: Aagje Gest (PDI, Naarden), Rietje Schellekens (GGZ, Breda), Cees Roemer, Marcel Langendijk en Wilma Bakker (Brijderstichting, Alkmaar), Paul Rijnders (Emergis, Zeeland), Gerda Methorst en Colin van der Heiden (Ensis, Rotterdam), Wim Klijn (Geestgronden, Bennebroek), Martin Appelo (GGZ, Groningen), Harry Bollema, Migalda Sarucco, Frieda Aelen, Constance Smithuysen, Annette Heffels en de heer C. Smits. Conor Dolan heeft ons enorm geholpen met waardevolle methodologische adviezen en de voor ons ingewikkelde Lisrel-analyses. Tot slot gaat onze dank uit naar de respondenten die bereid waren om de vragenlijst in te vullen.

### **Referenties**

- Bedrosian, R.C., & Bozicas, G.D. (1994). *Treating family of origin problems: A cognitive approach*. New York: Guilford Press.
- Berkvens, E., & Robbe, M. (2002). De waarde van gezinsdiagnostiek. *Systeemtherapie*, 14(3), 130-147.
- Beurs, E. de, Dyck, R. van, Marquenie, L.A., Lange, A., & Blonk, R. (2001). De DASS: een vragenlijst voor het meten van depressie, angst en stress. *Gedragstherapie*, 34(1), 35-54.
- Bollema, M., & Fluri, D. (2003). *De factorstructuur en normering van de Family-of-Origin Scale-Dutch (FOS-D) in een klinische populatie*. Amsterdam: Programmagroep Klinische Psychologie, UvA.
- Boszormenyi-Nagy, I., & Spark, G.M. (1973). *Invisible loyalties: Reciprocity in inter-generational family therapy*. New York: Harper & Row.
- Brace, N., Kemp, R., & Snelgar, R. (2000). *SPSS for Psychologists. A guide to data analysis using SPSS for Windows*. Londen: MacMillan Press Ltd.
- Chiariello, M.A., & Orvaschel, H. (1995). Patterns of parent-child communication: relationship to depression. *Clinical Psychology Review*, 15 (5), 395-407. Nederlandse uitgave:

- Communicatiepatronen tussen ouders en kinderen in relatie tot depressie. *Gezinstherapie*, 1997, 8(1), 92-113.
- Gerlsma, C. (1993). *Parental rearing styles and psychopathological memories of parenting revisited*. Academisch proefschrift Groningen: Universiteit van Groningen.
- Hampson, R.B., Hyman, T.L., & Beavers, W.R. (1994). Age-of-Recall effects on family-of-origin ratings. *Journal of Marital and Family Therapy*, 20(1), 61-67.
- Harber, K.D., & Pennebaker, J.W. (1992). Overcoming traumatic memories. In S.A. Christianson (red.), *The handbook of emotion and memory; Research and theory* (pp. 359-387). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Kat, Y., & Roemer, A. (2003). *De test-hertest betrouwbaarheid van de Family of Origin Scale-Dutch*. Amsterdam: Programmagroep Klinische Psychologie, UvA.
- Kooiman, C.G., Trijsburg, R.W., Spinhoven, P., Draijer, N., Rooijmans, H.G.M. (2003). Childhood adversities as risk factors for alexithymia and other aspects of affect dysregulation in adulthood.. In C.G. Kooiman, *Alexithymia, childhood risk factors and unexplained physical symptoms*. Academisch proefschrift Leiden (hoofdstuk 5): Rijksuniversiteit Leiden.
- Lange, A. (2000). *Gedragsverandering in gezinnen*. (7e complete revisie) (665 pagina's). Groningen: Wolters-Noordhoff.
- Lange, A., Kiss, A., Jansen, F., & Neerschoten, C. (2003). De Family of Origin Scale-Dutch, FOS-D. *SYSTEEMTHERAPIE* 15(2), 103-115.
- Lovibond, S.H., & Lovibond, P.F. (1995). *Manual for the depression anxiety stress scales*. Sydney, Australia: Psychology Foundation.
- Parker, G. (1990). The Parental Bonding Instrument: A decade of research. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 25, 281-282.
- Pennebaker, J.W. (1993). Putting stress into words: Health, linguistic, and therapeutic implications. *Behaviour Research Therapy*, 31(6), 539-548.
- Perris, C., Jacobsson, H., Lindstrom, H., Knorrning, L. Von, & Perris, H. (1980). Development of a new inventory for assessing memories of parental rearing behaviour. *Acta Psychiatrica Scandinavia*, 61, 265-274.
- Pollard, M.W., Anderson, R.A., Anderson, W.T., & Jennings, G. (1998). The development of a family forgiveness scale. *Journal of Family Therapy*, 20(1), 95-109.
- Rapee, R.M. (1997). Potential role of childrearing practices in the development of anxiety and depression. *Clinical Psychology Review*, 17(1), 47-67. Nederlandse uitgave: De potentiële rol van de opvoeding bij de ontwikkeling van angst en depressie. *Gezinstherapie*, 1998, 9(2), 161-192.
- Yelsma, P., Hovestadt, A.J., Anderson, W.T., & Nilsson, J.E. (2000). Family-of-origin expressiveness, meaning, and relationship to alexithymia. *Journal of Marital and Family Therapy*, 26(3), 353-363.
- Yelsma, P., Hovestadt, A.J., Nilsson, J.E., & Paul (1998). Clients' positive and negative expressiveness within their families and alexithymia. *Psychological Reports*, 82, 563-569.

## Appendix

### Normtabellen voor ambulante patiënten

De normtabellen bestaan uit quintielen. Van de ruwe score van een respondent kan daardoor onmiddellijk worden afgelezen tot welke 20 procent van de normgroep de respondent behoort.. De normtabel voor mensen die voor 1967 zijn geboren, laat bijvoorbeeld zien dat een score tussen de 8 en 15 op de Openheidschaal als zeer laag moet worden beschouwd. Cliënten behoren met een dergelijke score tot de laagste 20 procent van de populatie van hun leeftijd. Een score van 16-18 is laag (slechts 20% van deze patiëntenpopulatie scoort lager); 19-22 duidt op een gemiddelde score, 23-29 op een hoge score en 30-40 op een zeer hoge score (80% van deze patiënten-leeftijdsgroep scoort lager op de Openheidschaal). Bollema en Fluri (2003) geven de precieze normtabellen voor alle schalen.



**Normtabellen fos-d voor de (ambulante) patiëntenpopulatie. Geboortejaar > 1967.**

Schaal	FOS-D-Totaal	Harmonie scores	Openheid Scores
zeer laag	22 - 44	14 - 29	8 -- 15
laag	45 - 55	30 - 37	16 -- 18
gemiddeld	56 - 66	38 - 43	19 -- 22
hoog	67 - 80	44 - 52	23 -- 29
zeer hoog	81 - 110	53 - 70	30 -- 40
M	61.78	40.33	21.51
SD	19.18	12.01	7.81
minimale score	22	14	8
maximale score	105	66	40
missing	5	3	5
N	223	225	223

**Normtabellen fos-d voor de (ambulante) patiëntenpopulatie. Geboortejaar ≥ 1967.**

Schaal	FOS-D-Totaal	Harmonie scores	Openheid Scores
zeer laag	22 - 50	14 - 32	8 -- 17
laag	51 - 61	33 - 40	18 -- 23
gemiddeld	62 - 74	41 - 48	24 -- 27
hoog	75 - 85	49 - 54	28 -- 32
zeer hoog	86 - 110	55 - 70	33 -- 40
M	67.74	43.38	24.82
SD	18.58	11.51	7.73
minimale score	26	17	10
maximale score	107	67	40
missing	3	3	2
N	145	145	146