

**Modelpassing van de Verkorte Profile of Mood States en  
meetinvariantie over mannen en vrouwen**

Jelte M. Wicherts en Harrie C.M. Vorst

aantal woorden tekst: 4945

Jelte M. Wicherts, Afdeling Psychologie, Psychologische  
Methodenleer, Universiteit van Amsterdam, Roetersstraat 15, 1018 WB  
Amsterdam, telefoon: 020-5256880, [J.M.Wicherts@uva.nl](mailto:J.M.Wicherts@uva.nl)

Harrie C.M. Vorst, Afdeling Psychologie, Psychologische  
Methodenleer, Universiteit van Amsterdam, Roetersstraat 15, 1018 WB  
Amsterdam, telefoon: 020-5256875, [H.C.M.Vorst@uva.nl](mailto:H.C.M.Vorst@uva.nl)

Noot:

Het onderzoek van Jelte Wicherts werd mede mogelijk gemaakt door  
een NWO-vernieuwingssubsidie op naam van C.V. Dolan. We danken Swets  
Test Publishers uit Lisse voor toestemming om een deel van de  
inleiding over te nemen uit de testhandleiding.

**Model fit of the Dutch Shortened Profile of Mood States and measurement invariance over gender**

Model fit of all items of the Dutch (Shortened) Profile of Mood States (POMS; McNair, Lorr & Droppleman; 1971; 1981; 1992) were studied, using data of 5880 psychology freshmen. In addition, multi-group confirmatory factoranalysis with mean and covariance structure was used to test for measurement invariance of the five scales with respect to gender. The five-factor model of all items showed good model fit, whereas the one-factor model had to be rejected. Strict measurement invariance over gender had to be rejected in case of four out of five scales. Only in the Fatigue scale all items were unbiased. Of the other scales a total of seven items were found to be biased with respect to gender. However, effect sizes and modification indices did not indicate strong violations of measurement invariance. Differences in scores of men and women can therefore be interpreted in terms of differences in moods.

[N of words=147]

## **Samenvatting**

Van de Nederlandstalige Verkorte versie van de Profile of Mood States (POMS; McNair, Lorr & Droppleman; 1971; 1981; 1992) is over de gegevens van 5880 eerstejaars psychologiestudenten onderzocht wat de passing is van twee meetmodellen: een één-factormodel voor Stemmingsverstoring en een factormodel met vijf covariërende stemmingsfactoren. Tevens is aan de hand van multi-groep confirmatieve factoranalyse met gemiddelden- en covariantiestructuur onderzocht of er sprake is van meetinvariantie van de afzonderlijke schalen over geslacht. De passing van het vijf-factormodel blijkt goed, terwijl het één-factormodel een onvoldoende passing laat zien. Alleen in schaal Vermoeid bleken alle items zuiver tegenover sekse. In de overige vier schalen bleek meetinvariantie te worden verworpen en waren in totaal zeven items onzuiver. Echter, de hoogte van de modificatie-indices en effectgroottes wijzen niet op grove schendingen van meetinvariantie. Verschillen en overeenkomsten in schaalcores van mannen en vrouwen kunnen derhalve geïnterpreteerd worden als verschillen in stemmingen.

[aantal woorden=146]

## **Inleiding**

Het doel van dit onderzoek is na te gaan of de Nederlandstalige versie van de Profile of Mood States (Verkorte POMS; Van der Ark, Marburger, Mellenbergh, Vorst & Wald, 2003) een passend meetmodel heeft en of de afzonderlijke schalen meetinvariant zijn over mannen en vrouwen. Modelpassing is van belang bij de inhoudelijke interpretatie van de schaal- of somscores en meetinvariantie bij de vergelijking van deze scores tussen mannen en vrouwen. Voordat we overgaan tot de beschrijving van dit onderzoek, schetsen we kort de voorgeschiedenis van de Verkorte POMS.

## **Ontstaansgeschiedenis**

De Profile Of Mood States (POMS) is ontwikkeld door McNair, Lorr en Droppleman (1971, 1981, 1992), die voortborduurden op werk van Nowlis en Green (1957) en van Sells, Barry, Trites en Chin (1956). Aanvankelijk bestond de POMS uit 55 items met elk vier antwoordmogelijkheden die zes stemmingsfactoren zouden meten (Lorr, McNair, Weinstein, Michaux & Raskin, 1961). Later volgde een constructieprogramma waarin uit zes factoranalytische studies bleek dat zes stemmingsfactoren door 65 items stabiel werden gemeten. Deze stemmingsfactoren zijn als volgt omschreven (McNair e.a., 1992):

**Tension-Anxiety.** Heightened musculoskeletal tension including reports of somatic tension and observable psychomotor manifestations.

**Depression-Dejection.** Depression accompanied by a sense of personal inadequacy.

**Anger-Hostility.** Anger and antipathy towards others.

**Vigor-Activity.** Vigorousness, ebullience, and high energy.

**Fatigue-Inertia.** Weariness, inertia and low energy level.

**Confusion-Bewilderment.** Bewilderment, muddleheadedness, appearing to be an organized-disorganized dimension of emotion.

Bovendien maken McNair e.a. (1992) melding van een somscore: de "Total Mood Disturbance Score". Dit is de optelling van vier (negatieve) stemmingen, waarvan de schaalscore "Vigor" wordt afgetrokken. De score op deze Stemningsverstoring zou van klinisch belang zijn. Na het verschijnen van de eerste handleiding is een toenemend aantal onderzoeken uitgevoerd met de POMS. De ruim 1300 studies (PsycINFO, 01-2003) hebben betrekking op het meten van emoties en stemmingen voor, tijdens, en na respectievelijk psychotherapie en psychotropische medicatie. De lijst werd ook gebruikt bij diagnostiek van patiënten, verstoring van stemmingen en stemmingswisselingen bij kankerpatiënten, bij verslaafden, bij farmacologisch onderzoek, bij sport en fysieke prestaties, bij stressonderzoek, bij slaaponderzoek, bij experimenteel opgewekte emoties of emotionele stimulatie, bij cross-sectioneel en longitudinaal correlatieel onderzoek naar gevoelens, stemmingen en persoonlijkheidskenmerken en bij psychometrisch onderzoek naar de structuur van emoties.

Shacham (1983) ontwikkelde met gegevens van 83 kankerpatiënten een verkorte versie van 37 items voor de zes emotiefactoren. Deze versie bleek goede psychometrische eigenschappen te hebben (Shacham, 1983). McNair, Lorr en Droppleman ontwikkelden een verkorte versie van 30 items voor de zes emotiefactoren. Op hun beurt construeerden Guadagnoli en Mor (1989) uit de oorspronkelijke POMS-items twee schalen met ieder zeven items voor respectievelijk Positief- en Negatief Affect. Diener (1999) wijst erop dat voor deze zuinige meting van twee emotie- of stemmingsdimensies ook neurologische argumenten zijn.

De oorspronkelijke lijst van 65 items is in het Nederlands vertaald door Cluydts die in Brussel promotieonderzoek deed naar

slaap, waarbij de POMS een belangrijke rol speelde. Slaapklachten of verminderde slaap bleken samen te hangen met negatieve stemmingen (Cluydts, 1979; Cluydts & Visser, 1980a, 1980b). In Nederland is de vertaalde POMS voor het eerst gebruikt door De Graaf in diens huisartsenpraktijk in Noord-Holland voor onderzoek naar slaapklachten en stemmingen (de Graaf, 1984). Poelstra (1984) heeft op dit bestand van 1040 huisartspatiënten diverse variabelen in relatie gebracht met slaapkwaliteit. Drie variabelen bleken na kruisvalidatie van belang voor de ervaren slaapkwaliteit: stemming gemeten met de POMS, leeftijd en medicijngebruik. Hetzelfde bestand heeft dienst gedaan bij de verkorting van de Nederlandse POMS door Wald (Wald, 1988; Wald & Mellenbergh, 1990). Het bestand bestond voor dit doel uit 972 personen die alle items van de Nederlandse POMS hadden ingevuld. Met behulp van diverse factor,- en betrouwbaarheidsanalyses over de 65 items is de verkorting uitgevoerd. De zeven latente stemmingen die gemeten zouden worden, zijn: Tension/Anxiety, Depression/Dejection, Anger/Hostility, Vigor/Activity, Fatigue/Inertia, Confusion/Bewilderment en Friendliness. Op grond van vier criteria resteerden 32 items die min of meer eenduidig vijf stemmingsgebieden zouden meten: Spanning, Depressie, Boosheid, Kracht en Vermoeidheid (Wald & Mellenbergh, 1990). Geformuleerd als stemming zijn dat: Gespannen, Depressief, Boos, Krachtig en Vermoeid. De schalen voor de twee overige stemmingsgebieden (Verward en Vriendelijk) konden niet gehandhaafd worden. De Verkorte Nederlandse POMS (kortweg de Verkorte POMS) bleek psychometrisch veelbelovend. Dat was ook de conclusie van De Groot (1991) die de Verkorte POMS heeft afgenomen bij een heterogene groep van 431 psychiatrische patiënten en de psychometrische aspecten van het instrument heeft onderzocht. De

vijf stemmingen bleken over verschillende patiëntengroepen invariant of equivalent gemeten te worden en met voldoende consistentie-betrouwbaarheid. De schalen zouden in de betreffende groepen slechts beperkte discriminante validiteit laten zien met diverse psychologische instrumenten. In 1995 is een interne handleiding verschenen (Van der Ark, Marburger, Mellenbergh, Vorst & Wald, 1995) omdat bleek dat de 32 items bij een groot aantal onderzoeken werden gebruikt zonder dat de beschikbare betrouwbaarheids- en validiteitsgegevens en normen algemeen verkrijgbaar waren. De Verkorte POMS is door Nederlandse onderzoekers veel gebruikt en enkele malen in (inter)nationale publikaties vermeld (bijv. Taphoorn, Heimans, Snoek, Lindeboom, Oosterink, Wolbers & Karim, 1992; Dekker, Tola, Aufdemkampe & Winckers, 1993; van Dun, Derix, Van Dam & Portegies, 1994; Mulder, Antoni, Emmelkamp, Veugelers, Sandfort, Van De Vijver & De Vries, 1995; van Zuuren, 1996; Eugster & Vingerhoets, 1998; Bekker, De Jong, Zijlstra & Landeghem, 2000).

### **Factoranalyses**

Het meetmodel van de vijf latente stemmingstrekken van de Verkorte POMS kan beschreven worden als een vijf-factormodel met gecorreleerde stemmingstrekken. De meting van de latente trek Stemmingsverstoring kan beschreven worden als een één-factormodel, waarbij alle items laden op de ene factor. Bij Stemmingsverstoring wordt immers een somscore berekend over alle items, na omscoring van de items van schaal Krachtig. Het lijkt niet waarschijnlijk dat beide meetmodellen tegelijkertijd van toepassing zijn, maar wel mogelijk gezien de relatief hoge intercorrelaties van de schalen. Indien beide modellen passen, dan zijn zowel de somscores voor de

specifieke stemmingstrekken als de totale somscore voor de Stemningsverstoring als goede schatters te beschouwen van de te meten trek. Wanneer een van de (of beide) modellen niet past (passen) dan zou(den) de betreffende schaalscore(s)/somscore(s) geen zuivere schatting geven van de latente stemmingstrek(ken). In dat geval moet overwogen worden bij de berekening van de schaalscores/somscores gebruik te maken van een alternatieve item-indeling, of items die niet in het model passen uit de score te elimineren. Het vijf-factormodel van de verkorte POMS bleek in eerder onderzoek bevredigend te passen (Wald & Mellenbergh, 1990; De Groot, 1991).

In dit onderzoek zal naast de passing van beide modellen ook gekeken worden naar meetinvariantie over mannen en vrouwen. Meetinvariantie over sekse impliceert dat items zuiver zijn tegenover sekse en dat er dus geen sprake is van item-partijdigheid (Mellenbergh, 1989). Alleen als meetinvariantie opgaat, kunnen verschillen of overeenkomsten in scores tussen mannen en vrouwen inhoudelijk worden geïnterpreteerd als respectievelijk verschillen of overeenkomsten in stemmingen. Item-partijdigheid kan bijvoorbeeld optreden wanneer de connotatie van een item (bijv. "mopperig") voor mannen anders is dan voor vrouwen. In dergelijke gevallen kan niet geconcludeerd worden dat het item hetzelfde meet bij mannen en vrouwen en kan een eventueel gemiddeldenverschil niet eenduidig geïnterpreteerd worden. Meetinvariantie zal hier worden getoetst aan de hand van multi-groep confirmatieve factoranalyse met gemiddelden- en covariantiestructuur. Met deze toets op meetinvariantie (in deze context ook wel factoriële invariante genoemd) worden parameters in het factormodel over beide groepen gelijkgesteld, zodat kan worden nagegaan of eventuele



sekseverschillen in gemiddelden en (co)varianties van de items kunnen worden toegewezen aan verschillen in gemiddelden en (co)varianties van (latente) factoren (Meredith, 1993). Dit is van belang voor de interpretatie van sekseverschillen zoals die vaak gevonden zijn bij het meten van stemmingen (zie bijv. McNair e.a., 1992; Van der Ark e.a., 2003).

## **Methode**

### *Proefpersonen*

Tijdens de jaarlijkse groepsgewijze afname van tests is tussen 1989 en 2000 bij eerstejaars psychologiestudenten aan de Universiteit van Amsterdam de verkorte POMS afgenomen. Er zijn volledige gegevens van in totaal 5880 personen, waarvan 1819 (31%) mannen. De leeftijd van proefpersonen varieert van 17 tot 61 jaar. De mannen (gem.=22,0, sd.=4,7) zijn significant ( $p < 0,01$ ) ouder dan de vrouwen (gem.=21,4, sd.=4,7). De effectgrootte van dit leeftijdsverschil is echter klein (0,13 sd-eenheden), zodat aan leeftijd verder geen aandacht zal worden besteed.

### *Verkorte Profile Of Mood States*

De verkorte POMS bestaat uit 32 stemmingsaanduidende bijvoegelijke naamwoorden met een numerieke Likert-schaal met vijf verbaal omschreven ankerpunten (0=past absoluut niet bij uw stemming en 4=past heel goed bij uw stemming).

De vijf schalen van de verkorte POMS zijn als volgt samengesteld: *Gespannen* (6 items; bijv. "zenuwachtig"), *Depressief* (8 items; bijv. "droevig"), *Boos* (7 items; bijv. "mopperig"),

*Krachtig* (5 items; bijv. "vol energie") en *Vermoeid* (6 items; bijv. "doodop").

De Verkorte POMS kan met een gevoels- of een stemmingsinstructie worden afgenomen. In dit onderzoek is gebruik gemaakt van de stemmingsinstructie. De stemmingsinstructie aan respondenten luidt samengevat: "Het is de bedoeling dat u aangeeft in welke mate de betekenis van het woord past bij uw gevoelens van de laatste tijd, vandaag inbegrepen".

#### *Toetsing van het meetmodel*

De toetsing van het meetmodel geschiedt door het passen van respectievelijk het vijf-factormodel en het één-factormodel. Het vijf-factormodel heeft vijf covariërende factoren en voldoet aan de zogenaamde "simple structure", wat inhoudt dat items van een schaal uitsluitend laden op desbetreffende stemmingsfactor. De passing van beide meetmodellen kan het best worden beoordeeld in vergelijking tot de passing van andere meetmodellen. Daartoe wordt naast de twee veronderstelde modellen een zestal alternatieve confirmatieve factormodellen gepast. Het eerste alternatieve model is een (oblique) vier-factormodel waarbij factoren *Krachtig* en *Vermoeid* uit het theoretisch vijf-factormodel worden samengevoegd tot één factor (desbetreffende items laden op één factor). Het tweede alternatieve meetmodel is eveneens een (oblique) vier-factormodel waarbij ditmaal de factoren *Gespannen* en *Depressief* zijn samengevoegd. Deze twee schalen lieten namelijk eerder een hoge correlatie zien (Wald & Mellenbergh, 1990). Verder worden er nog drie alternatieve modellen gepast die a-theoretisch en data-gestuurd zijn. Het betreft confirmatieve modellen gebaseerd op exploratieve factoranalyses uitgevoerd op de huidige dataset. De

configuratie van de factorladingen in deze confirmatieve modellen, met respectievelijk 2, 3, 4 en 6 (oblique) factoren, is gebaseerd op de promax-geroteerde factorladingen in de exploratieve analyse. Factorladingen in de exploratieve modellen met een waarde boven 0,30 worden vrij geschat in de daaropvolgende analyse van de confirmatieve modellen. De juistheid van de twee veronderstelde factormodellen kan zodoende worden beoordeeld in het licht van alternatieve modellen waarvan een tamelijk goede modelpassing kan worden verwacht.

#### *Stapsgewijze toets van Factoriële Invariantie over sekse*

Per schaal zal worden nagegaan of er sprake is van factoriële invariantie door stapsgewijs een één-factormodel te passen met toenemende restricties. Deze restricties houden in dat bepaalde parameters gelijk worden geschat over beide groepen. Hiermee kan worden getoetst of deze parameters sekse-invariant zijn. De vier stappen zoals die worden toegepast, reflecteren de vereisten voor strikt factoriële invariantie zoals dat door Meredith (1993) is gedefinieerd. Deze stappen zijn:

-Stap 1: gelijke, ongerestricteerde modellen. In deze stap wordt het factormodel in beide groepen afzonderlijk geschat. De factorladingen hebben dezelfde configuratie (elk item laadt op de ene factor), deze stap wordt derhalve ook wel aangeduid met configurele invariantie (Horn, McArdle & Mason, 1983).

-Stap 2: Factorladingen sekse-invariant. In deze stap worden de factorladingen voor hetzelfde factormodel gelijkgesteld over mannen en vrouwen. Dit wordt ook wel metrische invariantie genoemd (Horn e.a., 1983).

-Stap 3: Unieke/fout-varianties sekse-invariant. Dit impliceert dat niet alleen hetzelfde factormodel met gelijke factorladingen voor beide seksen gelijk gesteld zijn (stap 1 en 2), maar ook de nauwkeurigheid waarmee gemeten wordt gelijk is over beide groepen.

-Stap 4: Meetintercepten sekse-invariant. In deze stap worden de gemiddelden in het model betrokken, waardoor niet alleen eenzelfde factormodel met gelijke factorladingen en gelijke residuele varianties wordt vereist, maar ook de meetintercepten over beide groepen gelijk worden gesteld. Hierdoor is het mogelijk sekseverschillen in factorgemiddelden te onderzoeken. Gelijke meetintercepten kan duidelijkheid geven over de moeilijkheid of aantrekkelijkheid van een item voor beide groepen. Item-partijdigheid op het niveau van intercepten betekent dat de moeilijkheid/aantrekkelijkheid van een item verschilt over groepen, iets wat uniforme onzuiverheid genoemd wordt (Mellenbergh, 1989). Indien meetintercepten, factorladingen en unieke/fout varianties sekse-invariant zijn, wordt gesproken van strikt factoriële invariantie (Meredith, 1993).

Hoewel er blijkens deze stappen verschillende gradaties zijn van invariantie, heeft Meredith (1993) laten zien dat pas in stap 4 (strikt factoriële invariantie) sprake is van meetinvariantie over groepen en dat dus naast covariantie-structuur ook de gemiddeldenstructuur (intercepten) moet worden betrokken. Wanneer strikt factoriële invariantie opgaat, kan geconcludeerd worden dat in beide groepen hetzelfde construct wordt gemeten en dat alle verschillen/overeenkomsten in waargenomen scores tussen de groepen kunnen worden toegeschreven aan dat construct. Dit is niet verwonderlijk aangezien de enige toegestane groepsverschillen in

stap 4 liggen in het gemiddelde en de variantie van de factor en niet in het verband tussen items en de factor (oftewel de itemparameters). Meredith (1993) onderscheidt overigens ook nog (het minder stringente) sterk factoriële invariantie (ongelijke residuele varianties), daar wordt hier verder niet naar gekeken.

Bij elke stap kan de passing van het model worden vergeleken met de voorgaande stap, aangezien de modellen genest zijn. Wanneer de passing van het model bij het stellen van gelijkheidsrestricties verslechtert, kan worden geconcludeerd dat betreffende restricties niet houdbaar zijn en er sprake is van item-partijdigheid. Bij de beoordeling van de (relatieve) modelpassing kan worden gelet op de (verschil) chi-kwadraat met bijhorend aantal vrijheidsgraden (vg). De (verschil) chi-kwadraat is echter gevoelig voor de steekproefgrootte. Met de huidige grote steekproef (N=5880) betekent dit dat relatief kleine afwijkingen van het model tot significante chi-kwadragen leidt en dat modellen en gelijkheidsrestricties (te) snel verworpen worden. Derhalve worden vooral de passingsmaten RMSEA, NNFI, CFI, SRMR, AIC en de CAIC in de beschouwing betrokken. Van de RMSEA is bekend dat het betrekkelijk ongevoelig is voor steekproefgrootte. De RMSEA-waarde moet zo klein mogelijk zijn, vaak wordt een waarde kleiner dan 0,05 gezien als indicatief voor goede modelpassing (Browne & Cudeck, 1993). De NNFI geeft de relatieve passing ten opzichte van een zogenaamd nul-model van onafhankelijkheid. De CFI is een vergelijkbare maat die genormeerd is (bereik: 0-1) en door Cheung en Rensvold (2002) wordt aangeraden bij invariantietoetsing. Algemeen worden CFI- en NNFI-waarden boven de 0,95 gezien als indicatie voor goede modelpassing. De door Hu en Bentler (1998) aangeraden SRMR is een functie van de grootte van residuen. Voor de

SRMR wordt de vuistregel gehanteerd dat een waarde onder 0,08 een goede passing weergeeft (Hu & Bentler, 1999). De AIC en de CAIC zijn bruikbaar bij de vergelijking van geneste modellen omdat ze naast de modelpassing ook de zuinigheid (het aantal parameters) van een model betrekken. Bij deze maten geldt hoe kleiner, des te beter de passing. Het verschil tussen beide is dat de CAIC in vergelijking tot de AIC gevoeliger is voor de zuinigheid van het model.

In gevallen waarin één of meerdere gelijkheidsrestricties worden verworpen, zal worden gekeken naar de modificatie-indices teneinde te achterhalen welk(e) item(s) debet is (zijn) aan de verslechtering. Modificatie-indices zijn bij benadering de verandering in chi-kwadraat als de betreffende parameter vrij geschat wordt, hiermee kan worden beoordeeld welke items onzuiver zijn ten aanzien van sekse (Oort, 1996). Itemparameters met een hoge modificatie index zijn niet invariant en kunnen eventueel vrij worden geschat in een model dat partiële factoriële invariantie wordt genoemd (Byrne, Shavelson, & Muthén, 1989). Een dergelijk model is minder streng dan strikt factoriële invariantie, omdat het toch enkele verschillen in parameterschattingen toelaat. Het model van partiële invariantie kan licht werpen op de oorzaken en de ernst van de schending van meetinvariantie.

Voor de volledigheid merken we op dat per schaal één van de factorladingen op 1 gefixeerd wordt ten behoeve van schaling. Verder is in eerste instantie de matrix met covarianties van de error/unieke termen diagonaal, wat betekent dat de residuele termen ongecorrleerd zijn. Wanneer de passing van het model in de eerste stap onvoldoende is, kan worden overgegaan tot verbetering van de modelpassing middels het vrijlaten van een covariantie-term tussen

residuen. Een dergelijke covariantie-term impliceert een additionele factor in het model. Dit is nadelig omdat in de toets van factoriële invariantie deze impliciete factor niet gemodelleerd is (Meredith, 1993). Toch wordt voor deze mogelijkheid gekozen omdat het gebruik van passingsmaten bij het beoordelen van gelijkheidsrestricties vereist dat de passingsmaten gebaseerd zijn op een passend factormodel.

#### *Schattingsmethode*

De items zijn beantwoord op een vijfpunts Likert-schaal (0-4). De waargenomen variabelen zijn dus niet continu en zeker niet normaal verdeeld. Het gebruik van de maximale aannemelijkheidsschatter (Maximum Likelihood) is dus niet verantwoord aangezien deze uitgaat van multivariaat normaal verdeelde variabelen. Derhalve wordt gebruik gemaakt van de verdelingsvrije schatter (ADF; in Lisrel aangeduid met WLS) van Browne (1984). Bij deze schatter gebruiken we als invoer de polychorische covarianties. Dit zijn de geschatte covarianties van ordinale variabelen die men verwacht wanneer de achterliggende variabelen (bivariaat) normaal verdeeld zouden zijn. Hierbij wordt ervan uitgegaan dat de categorisatie in de vijf schaalpunten gebaseerd is op al dan niet het overschrijden van vier drempelwaarden ("thresholds").

We maken hier geen gebruik van polychorische correlaties omdat deze laatste een standaardisatie van de achterliggende scores binnen de groep zouden inhouden (omdat daarbij van de achterliggende variabelen het gemiddelde op 0 en de standaarddeviatie op 1 worden gezet). Daarmee zou de meetschaal voor mannen en vrouwen niet hetzelfde zijn. Bovendien is het de bedoeling hier uitspraken doen over de gemiddeldenstructuur en

daarom worden de respectievelijke drempelwaarden in beide groepen gefixeerd op 1, 2, 3 en 4 (zie: Jöreskog, 2001), waarna de gemiddelden en de covarianties van de items in een tussen de groepen vergelijkbare meetschaal kunnen worden vergeleken. Hiermee wordt dus aangenomen dat de drempelwaarden van de items gelijk zijn over mannen en vrouwen. Dit is noodzakelijk voor een goede vergelijking van de factorstructuur voor gemiddelden en covarianties over mannen en vrouwen. Voor het berekenen van de polychorische covarianties, de gemiddelden, alsmede van de wegingsmatrix (asymptotische covariantie matrix) wordt gebruikt gemaakt van het programma Prelis (Jöreskog & Sörbom, 2002). De factoranalyses worden uitgevoerd in Lisrel 8.54 (Jöreskog & Sörbom, 2002).

De toetsing van factoriële invariantie zal worden uitgevoerd per schaal. Dit heeft te maken met de voor de schatter vereiste asymptotische covariantie-matrix, welke bij het totale model (alle 32 items) zeer groot is (528 bij 528). Voor stabiele schattingen hiervan zijn in de mannengroep in feite te weinig observaties beschikbaar. Voor een analyse per schaal, met maximaal acht items, zijn de sekse-groepen wel voldoende groot. De toetsing van het vijf-factormodel en het één-factormodel zal worden uitgevoerd op de gegevens van de gehele groep. Overigens is ook bij die analyse de verhouding tussen de steekproefgrootte en het aantal parameters verre van ideaal. Vandaar dat we daarbij niet zondermeer gebruik zullen maken van eerder genoemde vuistregels (zie ook: Hu en Bentler, 1998) en we de passing van het één- en het vijf-factormodel beoordelen in vergelijking tot die van de zes alternatieve factormodellen.



## Resultaten

### Passing van het één- en vijf-factormodel

De passing van het één- en het vijf-factormodel is vastgesteld in de gehele steekproef, dus met mannen en vrouwen tezamen. De passingsmaten van deze twee theoretische modellen, alsmede de zes alternatieve factormodellen staan in tabel 1.

Tabel 1 ongeveer hier

Hoewel de  $\chi^2$  van alle modellen hoog is, is bekend dat deze maat zeer gevoelig is voor de steekproefgrootte. Wat verder opvalt is dat in termen van gebruikelijke vuistregels voor RMSEA, NNFI en CFI de passing van alle modellen voldoende is. Van groter belang is de relatieve passing van de modellen. Met uitzondering van één passingsmaat (SRMR<sup>1</sup> is beter voor model expl.6) geven alle passingsmaten aan dat het theoretische vijf-factormodel de beste passing geeft. Hieruit kan geconcludeerd worden dat het vijf-factormodel een goede beschrijving geeft van de itemresponsen.

We zien dat de passing van het één-factormodel slecht is. In strikte zin is geen sprake van een-dimensionaliteit. Echter, in het vijf-factormodel zien we dat de vijf stemmingsfactoren sterk gecorreleerd zijn. De correlaties variëren van -0,64 (tussen *krachtig* en *boos*) tot 0,95 (tussen *gespannen* en *depressief*). Deze samenhang kan worden verklaard middels een hogere orde factor die eveneens met Stemmingsverstoring kan worden aangeduid. De passing van dit het model met vijf ongecorreleerde eerste-orde factoren en een tweede-orde factor staat eveneens in tabel 1. De passing van het tweede-orde model is slechter dan het oorspronkelijke vijf-

factormodel. Hieruit kan worden opgemaakt dat de samenhang tussen de eerste orde factoren niet kan worden verklaard vanuit één achterliggende (2e orde) factor voor stemmingsverstroring. De conclusie luidt derhalve dat er ook op dit (factor-) niveau geen sprake is van een-dimensionaliteit.

### **Factoriële Invariantie over seksen per schaal**

De passingsmaten van de stapsgewijze toetsing van factoriële invariantie over sekse staan per schaal vermeld in tabel 2. Merk op dat alle passingsmaten behalve de SRMR berekend zijn over beide groepen.

Tabel 2 ongeveer hier

#### *Gespannen*

Uit de passingsmaten in tabel 2 valt op te maken dat de passing van het vrij geschatte één-factormodel (stap 1) van de schaal *Gespannen* in beide groepen goed is. Uit het vergelijk van de passingsmaten in de volgende stappen komt naar voren dat bij het gelijkstellen van de factorladingen (stap 2) en in mindere mate bij het gelijkstellen van intercepten (stap 4) de passing verslechtert. De parameters die gelijkgesteld worden in deze stappen zijn derhalve niet gelijk over mannen en vrouwen en dus is strikt factoriële invariantie voor deze schaal niet houdbaar. Bij het gelijkstellen van de factorladingen zien we de hoogste modificatie-index bij het item *onzeker* (mi=60). Bij het gelijkstellen van de intercepten wordt de hoogste modificatie-index (mi=26) gevonden bij het item *angstig*.

Deze twee items blijken onzuiver te zijn ten opzichte van sekse. Het vrijmaken van beide parameters levert de volgende passingsmaten:  $\chi^2$ (vg=32)=204,2, RMSEA=0,043, NNFI= 0,979, CFI=0,978,

SRMRm=0,036, SRMRv=0,035, AIC=248, CAIC=417. In vergelijking met de modellen in tabel 2 laat dit model een goede passing zien en dus lijkt partiële factoriële invariantie houdbaar. In dit model blijkt verder het factorgemiddelde van de vrouwen significant hoger te zijn dan dat van de mannen (z-waarde=34,63,  $p < 0,001$ ). De effectgrootte in termen van gepoolde binnengroeps-factorvariantie is middelmatig (0,24). Hieruit kan worden geconcludeerd dat vrouwelijke psychologiestudenten meer gespannen zijn dan mannelijke psychologiestudenten.

### *Depressief*

De passing van het één-factormodel van de schaal *Depressief* levert in de eerste stap (twee ongerestricteerde modellen) een matige passing op:  $\chi^2$ (vg=40)=671,0, RMSEA=0,073, NNFI=0,976, CFI=0,983, SRMRm=0,089, SRMRv=0,080, AIC=767, CAIC=1136. Het laten covariëren van de residuen van de items *Droefgeestig* en *Droevig* levert een aanzienlijke verbetering op van de passing (zie tabel 2, stap 1). Bij de passingsmaten van de meetinvariantie-stappen in tabel 2 is telkens uitgegaan van modellen met deze covariantie-term.

Uit de passingsmaten valt op te maken dat de gelijkheidsrestricties op factorladingen (stap 2) en op intercepten (stap 4) de passing doen verslechteren. Hetzelfde geldt in mindere mate voor het gelijkstellen van residuele varianties (stap 3). Uit een inspectie van de modificatie-indices komt naar voren dat de items *hulpeloos* (factorlading verschillend:  $\mu_i=89$ ) en *onwaardig* (intercept verschillend:  $\mu_i=89$ ) de belangrijkste boosdoenders zijn. Het vrijmaken van deze twee parameters levert een model met voldoende passing:  $\chi^2$ (vg=58)=541,9, RMSEA=0,053, NNFI=0,987, CFI=0,987, SRMRm=0,058, SRMRv=0,048, AIC=602, CAIC=832.

Twee van de acht items van de depressie-schaal blijken onzuiver te zijn. De passing van het model van partiële factoriële invariantie is daarentegen voldoende. Voorts blijkt in laatstgenoemde model het factorgemiddelde van de vrouwen significant hoger dan dat van de mannen ( $z$ -waarde=13,53,  $p < 0,001$ ). De effectgrootte is echter verwaasloorbaar klein (0,04 sd-eenheden).

#### *Boos*

Ook de passing van het één-factormodel van de schaal *Boos* laat te wensen over:  $\chi^2$ (vg=28)=708,9, RMSEA=0,091, NNFI=0,955, CFI=0,970, SRMRm=0,099, SRMRv=0,123, AIC=793, CAIC=1115. Het vrijmaken van de covariantie tussen de residuele termen van de items *kwaad* en *woedend* levert een aanzienlijk betere passing. Hiervan is uitgegaan bij de modellen waarvan de passingsmaten gerapporteerd zijn in tabel 2. Uit de passingsmaten komt naar voren dat het gelijkstellen van de residuele varianties (stap 3) samengaat met een verslechtering van de passing. Hetzelfde geldt voor de restrictie van gelijke intercepten (stap 4). Bij beide stappen blijkt het item *woedend* debet te zijn aan de achteruitgang van de passing ( $m_i=153$  bij residuele variantie en  $m_i=114$  bij gelijke interceptterm). Het vrijmaken van deze twee parameters levert wel een goede passing op:  $\chi^2$ (vg=43)=422,6, RMSEA=0,055, NNFI=0,984, CFI=0,983, SRMRm=0,063, SRMRv=0,061, AIC=477, CAIC=684. Het item *woedend* is dus duidelijk onzuiver ten aanzien van sekse, terwijl de overige zes items van deze schaal wel voldoen aan (partiële) factoriële invariantie. Het factorgemiddelde in dit model verschilt overigens niet significant tussen mannen en vrouwen.

### *Krachtig*

De passing van het ongeristricteerde één-factor model (stap 1) van de schaal *Krachtig* blijkt goed. Stappen 3 en 4 gaan gepaard met een verslechtering van de passing. Bij het gelijkstellen van de residuele varianties blijkt dit te worden veroorzaakt door het item *helder* ( $m_i=18$ ), bij het gelijkstellen van de intercepten blijkt het item *opgeruimd* ( $m_i=28$ ) de boosdoener. Het vrijmaken van beide parameters geeft een aanzienlijke verbetering van de passing:  $\chi^2(vg=21)=99,7$ ,  $RMSEA=0,036$ ,  $NNFI=0,994$ ,  $CFI=0,993$ ,  $SRMR_m=0,026$ ,  $SRMR_v=0,026$ ,  $AIC=138$ ,  $CAIC=284$ . Partiële factoriële invariantie blijkt derhalve houdbaar, terwijl de items *opgeruimd* en *helder* niet zuiver zijn tegenover sekse. Het factorgemiddelde van de vrouwen in het laatstgenoemde model blijkt voorts significant lager dan dat van de mannen ( $z=16,03$ ,  $p<0,001$ ). De effectgrootte is met een waarde van 0,14 klein te noemen.

### *Vermoeid*

De passing van het één-factor model van de schaal *Vermoeid* is voldoende. De passingsmaten in tabel 2 laten een ietwat gevarieerd beeld zien als het gaat om de gelijkheidsrestricties. Op grond van de  $RMSEA$ ,  $CAIC$  en  $NNFI$  lijkt strikt factoriële invariantie houdbaar. De  $AIC$ ,  $CFI$  en de  $SRMR$  van de mannen laten een ander beeld zien. De modificatie-indices zijn echter niet hoog, wat ons doet concluderen in deze schaal de gelijkheidsrestricties houdbaar zijn en de items zuiver zijn ten opzichte van sekse. Ten slotte valt bij deze schaal op dat het factorgemiddelde van de vrouwen significant hoger is dan dat van de mannen ( $z$ -waarde=54,14,  $p<0,001$ ). De effectgrootte is 0,13 en dus is sprake van een klein effect.

## Discussie

In de eerste analyses is gekeken naar de passing van de twee mogelijke meetmodellen van de Verkorte POMS: vijf specifieke stemmingen en een algemene (somscore) voor Stemmingsverstoring. Op grond van de resultaten kan geconcludeerd worden dat het vijf-factormodel een goede beschrijving geeft van de itemresponsen. De ongewogen schaalscores worden normaliter gebruikt als trekschatting, het zou echter correcter zijn om op grond van factor-oplossing factorscores te berekenen. Het is echter de vraag of deze omslachtige werkwijze veel aan de eenvoudige schaalscores toevoegt. Bij het vijf-factormodel hebben we de regressie-methode gebruikt om op grond van de ruwe (ordinale) scores de factorscores te berekenen. Deze schattingen correleren zeer hoog met de ongewogen schaalscores: 0,98 voor *Depressief*, 0,96 voor *Boos*, 0,99 voor *Vermoeid*, 0,96 voor *Krachtig* en 0,97 voor *Gespannen*. De schaalscores geven dus goede trekschattingen.

De passing van het één-factormodel is onvoldoende om te kunnen spreken van één-dimensionaliteit. Hieruit kan worden opgemaakt dat het berekenen van een totaalscore (Stemmingsverstoring) op grond van de factorstructuur niet verantwoord is. Wel hangen de vijf factoren in het vijf-factormodel sterk samen. Desalniettemin blijkt ook de passing van het model met een hogere orde factor onvoldoende om te kunnen spreken van één-dimensionaliteit. Het lijkt derhalve beter gebruik te maken van de afzonderlijke schaalscores.

De beide meetmodellen zijn niet voor mannen en vrouwen afzonderlijk gepast. Formeel gezien mag dus niet geconcludeerd worden dat beide modellen voor zowel mannen als vrouwen van

toepassing zijn. Echter, de gebleken invariantie over sekse voor de vijf specifieke schalen geeft enige aanwijzing dat beide meetmodellen waarschijnlijk ook voor mannen en vrouwen afzonderlijk zullen gelden (zie ook: Wald & Mellenbergh, 1990).

Bij de analyses per schaal kwam naar voren dat bij *Depressief* en *Boos* niet werd voldaan aan lokale onafhankelijkheid, omdat telkens een item-paar een te grote overlap liet zien. Bij de depressief-items *droevig* en *droefgeestig* lijkt dit een taalkwestie, bij *kwaad* en *woedend* is de reden minder voordehandliggend. Een dergelijke schending van lokale onafhankelijkheid betekent in feite dat desbetreffende schalen eventueel kunnen worden ingekort door een van de twee items te verwijderen.

Het toelaten van covarianties tussen residuen in factoranalyse is omstreden, het voegt immers een impliciete (niet-gemodelleerde) factor toe aan het model. Ten behoeve van de modelpassing bij het toetsen van meetinvariantie is besloten de residuele covarianties toch vrij te schatten. Een heranalyse van slechter passende modellen met niet-covariërende residuen leidde tot dezelfde conclusies betreffende de houdbaarheid van gelijkheids-restricties en de niet-invariante itemparameters. Het toevoegen van residuele covarianties lijkt dus geen effect te hebben gehad op resultaten van meetinvariantie-toetsing.

Met betrekking tot de meetinvariantie over sekse luidt de strikte conclusie dat bij vier van de vijf schalen van de Verkorte POMS geen sprake is van meetinvariantie over mannen en vrouwen. Alleen bij de schaal *Vermoeid* zijn alle items zuiver ten opzichte van sekse.

Tabel 3 ongeveer hier

Hoewel formeel moet worden geconcludeerd dat meetinvariantie over sekse onhoudbaar is, zijn de afwijkingen van strikt factorieel invariante meetmodellen bij de vier schalen niet groot. Zo is het aantal onzuivere items per schaal betrekkelijk klein. Bij de schalen *Depressief* (8 items), *Krachtig* (5 items) en *Gespannen* (6 items) zijn telkens twee items onzuiver. Bij de schaal *Boos* (7 items) is één item onzuiver. In tabel 3 staan de onzuivere items vermeld met daarbij de verschillen in parameterschattingen in de modellen waarbij rekening werd gehouden met de sekseverschillen. Deze modellen met partiële invariantie blijken goed te passen. Hoewel hierbij voorzichtigheid betracht moet worden (Byrne e.a., 1989), kan er wel de conclusie aan verbonden worden dat onzuiverheid op schaalniveau nauwelijks voorkomt. Daar komt bij dat de verschillen blijkens de modificatie-indices en effectgroottes klein zijn en dat deze in de praktijk niet veel invloed zullen hebben op de schaalscores. Een praktische oplossing voor een verantwoord vergelijk van mannen en vrouwen op de schalen van de verkorte POMS is de onzuivere items bij groepsvergelijkingen buiten beschouwing te laten.

Het toetsen op meetinvariantie tussen mannen en vrouwen wordt zelden gedaan. Dit is vreemd gezien het een centraal punt is in testvaliditeit. Bovendien worden (gemiddelde) verschillen in emoties tussen mannen en vrouwen vaak inhoudelijk geïnterpreteerd zonder dat is nagegaan of dit wel verantwoord is. De huidige analyses dragen bij aan de constructvaliditeit van de verkorte POMS en hebben laten zien dat dit instrument bij mannelijke en vrouwelijke psychologiestudenten hetzelfde meet en dat overeenkomsten en verschillen in gemiddelden tussen beide seksen inhoudelijk kunnen worden geduid.



## Literatuur

- Ark, L.A. van der, Marburger, D. , Mellenbergh, G.J. , Vorst, H.C.M. & Wald, F.D.M. (1995). *De Aangepaste PROFILE OF MOODS STATES (Aangepaste POMS); Handleiding en verantwoording*. Nijmegen: Berkhout-Nijmegen B.V.
- Ark, L.A. van der, Marburger, D. , Mellenbergh, G.J. , Vorst, H.C.M. & Wald, F.D.M. (2003). *Verkorte PROFILE OF MOODS STATES (Verkorte POMS); Handleiding en verantwoording*. Lisse: Swets Testing Services
- Bekker, M.H.J., Jong, P.F. de, Zijlstra, F.R.H., & Landeghem, B.A.J. (2000). Combining care and work: health and stress effects in male and female academics. *International Journal of Behavioral Medicine*, 7, 28-43.
- Browne, M. W. (1984). Asymptotically distribution-free methods for the analysis of covariance structures. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 37, 62-83.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen, & J. S. Long (Eds.), *Testing Structural Equation Models* (pp.136-162). Newbury Park: Sage Publications.
- Byrne, B.M., Shavelson, R.J., & Muthén, B. (1989). Testing for the equivalence of factor covariance and mean structure: the issue of partial measurement invariance. *Psychological Bulletin*, 105, 456-466.
- Cheung, G.W., & Rensvold, R.B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indices for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9, 233-255.
- Cluydts, R.J.G.(1979). *Gemoedstoestanden en slaap*. Proefschrift. Brussel: Vrije Universiteit Brussel.

- Cluydts, R., & Visser, P. (1980a). Mood and sleep I. Effects of the menstrual cycle. *Waking and sleeping, 4*, 193-197.
- Cluydts, R., & Visser, P. (1980b). Mood and sleep II. Effects of aversive pre-sleep stimulation. *Waking and sleeping, 4*, 199-203.
- Dekker, J., Tola, P., Aufdemkampe, G., & Winckers, M. (1993). Negative affect, pain and disability in osteoarthritis patients: the mediating role of muscle weakness. *Behavioral Research and Therapy, 31*, 203-206.
- Diener, E. (1999). Introduction to the special section on the structure of emotion. *Journal of Personality and Social Psychology, 78*, 803-804.
- Dun, R.E.C.S. van, Derix, M.M.A., Dam, F.S.A.M. van & Portegies, P. (1994). Cognitieve functies, overlevingsduur en stemming bij patiënten met AIDS en ARC. *Gedrag en Gezondheid, 22*, 16-25.
- Eugster, A. & Vingerhoets, A. (1998). De psychologische aspecten van kunstmatige inseminatie met de zaadcellen van de echtgenoot. Een exploratief onderzoek. *Gedrag en Gezondheid, 26*, 16-26.
- Graaf, W. de (1984). *Huisarts en slaapgedrag*. Proefschrift. Lisse: Swets en Zeitlinger.
- Groot, M.H. de (1991). Psychometrische aspecten van een stemmingsschaal (Verkorte POMS). *Gedrag en Gezondheid, 20*, 46-51.
- Guadagnoli, E., & Mor, V. (1989). Measuring cancer patients' affect: Revision and psychometric properties of the Profile of Mood States (POMS). *Psychological Assessment: A Journal of Consulting and Clinical Psychology, 1*, 150-154.

- Horn, J. L., McArdle, J. J., & Mason, R. (1983). When is invariance not invariant: A practical scientist's look at the ethereal concept of factor invariance. *The Southern Psychologist, 1*, 179-188.
- Hu, L., & Bentler, P.M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods, 3*, 424-453.
- Hu, L., & Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*, 1-55.
- Jöreskog, K.G. (2001). Analysis of ordinal variables part 4: Multiple groups. Gedownload op 12-11-2001 van de SSI Central Website: <http://www.ssicentral.com/lisrel/column10.htm>.
- Jöreskog, K.G., & Sörbom, D. (2002). *LISREL 8: Structural Equation Modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago: Scientific Software International.
- Lorr, M., McNair, D.M., Weinstein, G.J., Michaux, W.W., & Raskin, A. (1961). Meprobamate and chlorpromazine in psychotherapy. *Archives of General Psychiatry, 4*, 381-389.
- McNair, D.M., Lorr, M. & Droppleman, L.F. (1971, 1981, 1992). *Manual for the Profile of Mood States*. San Diego, CA: Educational and Industrial Testing Service.
- Mellenbergh, G. J. (1989). Item bias and item response. *International Journal of Educational Statistics, 13*, 127-143.
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika, 58*, 525-543.
- Nowlis, V., & Green, R.F. (1957). *The experimental analysis of mood*. Paper read at the International Congress of Psychology, Brussels.

- Oort, F.J. (1996). *Using restricted factor analysis in test construction*. Proefschrift. Universiteit van Amsterdam, Amsterdam.
- Poelstra, P.A.M. (1984). Relationship between physical, psychological, social, and environmental variables and subjective sleep quality. *Sleep*, 7, 255-260.
- Sells, S.B., Barry, J.R., Trites, D.K., & Chin, H.I. (1956). A test of the effects of pregnenolone methyl ether on subjective feelings of B-29 crews after twelve-hour mission. *Journal of Applied Psychology*, 40, 353-357.
- Shacham, S. (1983). A shortened version of the Profile of Mood States. *Journal of Personality Assessment*, 47, 305-306.
- Taphoorn, M.J.B., Heimans, J.J., Snoek, F.J., Lindeboom, J., Oosterink, B., Wolbers, J.G., & Karim, A.B.M.F. (1992). Assessment of the quality of life in patients treated for low-grade glioma: a preliminary report. *Journal of Neurology, Neurosurgery, and Psychiatry*, 55, 372-376.
- Wald, F.D.M. (1988). *Stageverslag POMS-afname*. Intern verslag vakgroep Psychologische Methoden, UvA. Amsterdam: UvA.
- Wald, F.D.M., & Mellenbergh, G.J. (1990). De verkorte versie van de Nederlandse vertaling van de Profile of Mood States (POMS). *Nederlands Tijdschrift voor de Psychologie*, 45, 86-90.
- Zuuren, F.J. van (1996). Omgaan met bedreigende medische situaties: een evaluatie van de Nederlandstalige Threatening Medical Situations Inventory (TMSI). *Gedrag en Gezondheid*, 24, 39-46.

**Tabel 1. passingsmaten van veronderstelde en alternatieve factormodellen**

<b>Model</b>	<b>#F</b>	<b>VG</b>	<b><math>\chi^2</math></b>	<b>RMSEA</b>	<b>NNFI</b>	<b>CFI</b>	<b>SRMR</b>	<b>AIC</b>	<b>CAIC</b>
<b>Verondersteld model</b>	5	454	4911	0.041	0.961	0.965	0.229	5059	5628
<b>Stemmingsverstoring</b>	1	464	7443	0.050	0.941	0.945	0.336	7571	8063
<b>kracht.&amp; verm. samen</b>	4	458	5869	0.045	0.953	0.957	0.248	6009	6547
<b>depr.&amp; gesp. samen</b>	4	458	5122	0.042	0.960	0.963	0.229	5262	5800
<b>exploratief 2</b>	2	460	6167	0.046	0.951	0.955	0.266	6303	6825
<b>exploratief 3</b>	3	460	5414	0.043	0.958	0.961	0.246	5550	6072
<b>exploratief 4</b>	4	457	5523	0.043	0.956	0.960	0.231	5665	6210
<b>exploratief 6</b>	6	446	5003	0.042	0.960	0.964	0.205	5167	5797
<b>2e orde model</b>	5+1	459	5358	0.043	0.958	0.961	0.245	5496	6026

Noot: #F = aantal factoren in model; VG = vrijheidsgraden.

**Tabel 2. Passingsmaten van stappen naar strikt factoriële invariantie per schaal**

Schaal	Stap	VG	$\chi^2$	RMSEA	NNFI	CFI	SRMRm	SRMRv	AIC	CAIC
<b>Gespannen</b>	<b>1</b>	18	118.7	0.044	0.978	0.987	0.026	0.023	191	467
	<b>2</b>	23	194.1	0.050	0.971	0.978	0.043	0.030	256	494
	<b>3</b>	29	242.2	0.050	0.972	0.972	0.053	0.038	292	484
	<b>4</b>	34	288.7	0.051	0.971	0.967	0.052	0.039	329	482
<b>Depressief</b>	<b>1</b>	38	358.7	0.054	0.987	0.991	0.059	0.044	459	843
	<b>2</b>	45	465.7	0.056	0.986	0.988	0.059	0.049	552	882
	<b>3</b>	53	538.2	0.056	0.986	0.987	0.064	0.051	608	877
	<b>4</b>	60	715.7	0.061	0.983	0.982	0.063	0.050	772	987
<b>Boos</b>	<b>1</b>	26	345.3	0.065	0.977	0.986	0.050	0.064	433	771
	<b>2</b>	32	387.6	0.062	0.980	0.984	0.059	0.062	464	755
	<b>3</b>	39	514.4	0.064	0.978	0.979	0.065	0.072	576	814
	<b>4</b>	45	644.2	0.067	0.976	0.974	0.066	0.072	694	886
<b>Krachtig</b>	<b>1</b>	10	69.9	0.045	0.990	0.995	0.013	0.024	130	360
	<b>2</b>	14	77.6	0.039	0.992	0.995	0.016	0.025	130	329
	<b>3</b>	19	109.6	0.040	0.992	0.992	0.034	0.027	152	313
	<b>4</b>	23	145.1	0.043	0.991	0.990	0.034	0.026	179	310
<b>Vermoeid</b>	<b>1</b>	18	391.4	0.084	0.979	0.987	0.055	0.048	464	740
	<b>2</b>	23	478.3	0.082	0.980	0.984	0.058	0.052	540	778
	<b>3</b>	29	518.6	0.076	0.983	0.983	0.069	0.051	569	761
	<b>4</b>	34	546.8	0.072	0.985	0.983	0.069	0.051	587	740

Noot: VG=vrijheidsgraden; SRMRm=SRMR voor mannen; SRMRv=SRMR voor vrouwen

**Tabel 3. Overzicht onzuivere items met vrij geschatte parameters, modificatie-indices en effectgroottes**

Schaal	Item	Parameter	Schatting		MI	Effect- grootte
			Mannen	Vrouwen		
<b>gespannen</b>	onzeker	factorlading	1.04	0.88	60	-
	angstig	intercept	-0.06	-0.22	26	0.07
<b>depressief</b>	hulpeloos	factorlading	1.01	1.17	89	-
	onwaardig	intercept	-0.52	-0.76	89	0.16
<b>boos</b>	woedend	res.variantie	1.22	2.19	153	-
	woedend	intercept	-0.61	-0.92	114	0.17
<b>krachtig</b>	opgeruimd	intercept	1.07	1.21	28	0.11
	helder	res.variantie	1.65	0.60	18	-

Noot: MI=modificatie-index; effectgroottes van intercepten zijn berekend in termen van (gepoolde binnen-groeps-) polychore standaarddeviatie van itemscores.

## **Voetnoot 1**

Opvallend zijn de hoge waarden van de SRMR. Hoewel Hu en Bentler (1998) bij WLS de voorkeur geven aan de SRMR, raadden ze af om hierbij gebruikelijke vuistregels te hanteren. Waarschijnlijk worden de hoge SRMR-waarden veroorzaakt door instabiele schatting van standaardfouten die gebruikt zijn bij het berekenen van gestandaardiseerde residuen.