

Crossculturele equivalentie van de Nederlandstalige versie van de MMPI-A

Mercedes De Weerd en Jan Derksen



[S a m e n v a t t i n g]

Dit onderzoek ging na of de Nederlandstalige versie van de Minnesota Multiphasic Personality Inventory – Adolescenten (MMPI-A) gebruikt kan worden voor assessment van Vlaamse jongeren. De Vlaamse normgroep bestond uit 847 adolescenten variërend in leeftijd van 13 tot en met 18 jaar. In het kader van het test-hertestonderzoek werd bij 49 jongeren de MMPI-A tweemaal afgenomen, met een interval van twee maanden.

We vonden enkel een klinisch significant verschil (verschil van ≥ 5 Tpunten) bij de validiteitsschalen Trin en Vrin en bij de klinische hoofdschaal 7 (Pt). Test-hertestcorrelaties waren allemaal significant ($p < .01$) en hoger dan .56. De meeste schalen kenden een adequate interne consistentie (Cronbach's α tussen .60 en .89) behalve schaal 5 (Mf) ($\alpha = .45$ voor jongens, $\alpha = .34$ voor meisjes). Resultaten uit de factoranalyse kwamen in sterke mate overeen met de bevindingen in Nederland en de Verenigde Staten. Er werden vier factoren geïdentificeerd. We kunnen concluderen dat de constructvaliditeit behoorlijk goed is en dat de Nederlandstalige versie van de MMPI-A een betrouwbaar instrument is voor assessment bij Vlaamse jongeren tussen 13 en 18 jaar.

Inleiding

De adolescentie is een periode die zich kenmerkt door belangrijke veranderingen zowel op lichamelijk, hormonaal, emotioneel als cognitief vlak (Verhofstadt-Denève, 2003; de Wit, Slot & van Aken, 2007). Adolescenten in de leeftijdscategorie 13 tot 18 jaar vormen daardoor een duidelijke, van volwassenen te onderscheiden groep met een problematiek eigen aan hun leeftijd. Om eventuele problemen adequaat op te sporen en tijdig de juiste hulpverlening te bieden, is er behoefte aan goede objectieve diagnostische instrumenten. De Minnesota Multiphasic Personality Inventory – Adolescent (MMPI-A) (Butcher, Williams, Graham, Archer, Tellegen, Ben-Porath & Kaemmer, 1992) is een zelfrapportagevragenlijst voor ado-

lescenten tussen 13 en 18 jaar oud en is nauw verwant aan de originele MMPI (Hathaway & McKinley, 1940) en de MMPI-2. Uit onderzoek van Archer, Maruish, Imhof en Piotrowski (1991) kwam de MMPI naar voren als meest gebruikte vragenlijst voor meting van persoonlijkheidskenmerken bij adolescenten, maar toch bleken deze en de latere MMPI-2 niet echt geschikt voor assessment bij jongeren. Bepaalde iteminhouden waren niet van toepassing op de belevingswereld van de jongeren (bijvoorbeeld items in verband met de werksituatie) of de adolescentieperiode werd als verleden tijd geformuleerd (bijvoorbeeld 'toen ik nog jong was, stal ik soms dingen') (Williams, Butcher, Ben-Porath & Graham, 1992). Verder werd de test met 566 items door de meeste respondenten als 'te lang' ervaren en waren de adolescen-

tennormen inadequaat en sterk verouderd (Archer et al., 1991). Om aan deze bezwaren tegemoet te komen ontwikkelden Butcher en zijn collega's (1992) de MMPI-A. De originele MMPI-items vormden daarbij het vertrekpunt: een aantal items werd geschrapt of herschreven en nieuwe items met een specifiek relevante inhoud voor adolescenten werden toegevoegd (bijvoorbeeld: gedragsproblemen, familiale moeilijkheden, school- en prestatieproblemen, eetstoornissen, identiteitsproblemen, ...). Verder werd de volledige itempool ingekort tot 487 items. Onderzoek van Archer en Gordon (1994) waarbij men antwoordstijlen en item-test-hertestcorrelaties vergeleek, wees uit dat deze wijzigingen geen invloed hadden op de psychometrische stabiliteit van de items. Uiteindelijk bleven de meeste schalen behouden (met name: validiteitsschalen '?', L, F, K, de 10 klinische hoofdschalen, 11 inhoudsschalen en 3 supplementaire schalen) en werden enkele schalen specifiek voor de adolescentenversie ontworpen en toegevoegd. Deze nieuwe schalen zijn vier validiteitsschalen (F1, F2, Vrin en Trin), vier inhoudsschalen (vervreemding, gedragsproblemen, lage ambitie en schoolproblemen) en drie supplementaire schalen (toegeven van alcohol/drugsproblematiek, potentieel tot alcohol/drugsproblematiek en onvolwassenheid). Door de continuïteit met de originele MMPI te behouden kon men de resultaten van onderzoek bij adolescenten aan de hand van de originele MMPI veralgemenen en bleef er een zekere vertrouwdheid voor de gebruikers in de praktijk (Archer, 2005; Butcher et al., 1992; Butcher & Williams, 2000). Er werd bewust gekozen om net als bij de MMPI-2 gebruik te maken van uniforme T-scoreomzetting (Tellegen & Ben-Porath, 1992) zodat er zowel op item- als op schaalniveau equivalentie zou zijn tussen MMPI-2 en MMPI-A.

Voor de ontwikkeling van eigentijdse normen werd een beroep gedaan op een populatie adolescenten (805 jongens en 815 meisjes) in leeftijd variërend tussen 14 en 18 jaar (met een gemiddelde leeftijd van 15.57 jaar (SD = 1.2), afkomstig uit diverse etnische groepen, uit verschillende geografische streken in de Verenigde Staten (Butcher et al., 1992; Butcher & Wil-

liams, 2000). De MMPI-A is in de Verenigde Staten nog steeds de meest gebruikte zelfrapportagevragenlijst bij adolescenten (Archer & Newsom, 2000). Deze jongerenversie werd bovendien in verschillende landen vertaald en genormeerd (Archer, 2005; Butcher & Williams, 2000).

In 2000 vonden in Nederland de normering en gedeeltelijke validering van het instrument plaats. De Nederlandse normgroep bestond uit 1.182 leerlingen (483 jongens en 699 meisjes) tussen 13 en 18 jaar oud, afkomstig uit 15 middelbare scholen verspreid over heel Nederland (Van Dijk, Cornelissen & Derksen, 2000). In tegenstelling tot het Amerikaanse onderzoek werden de 13-jarigen wel opgenomen in de normgroep omdat uit de Nederlandse pilootstudie was gebleken dat de 13-jarigen in vergelijking met de 14- tot 18-jarigen geen duidelijke verschillen vertoonden. Test-hertestonderzoek gebeurde bij 105 testpersonen uit de normgroep. Het doel van het huidige onderzoek is nagaan of de Nederlandse versie van de MMPI-A een betrouwbaar instrument is voor gebruik bij Vlaamse jongeren en kijken of er equivalentie van de normen is. Met andere woorden: kunnen we de Nederlandse normen, zoals die in 2000 door Van Dijk en collega's gepubliceerd werden, in Vlaanderen gebruiken, moeten we ze aanpassen of is het noodzakelijk dat er volledig nieuwe normen worden opgesteld?

In dit artikel komen de volgende onderzoekspunten aan bod: om de equivalentie van de normen na te gaan vergelijken we eerst de gemiddelde schaalscores van Vlaamse en Nederlandse adolescenten. Daarna beoordelen we de betrouwbaarheid op basis van twee factoren: de stabiliteit van de antwoorden gemeten door een test-hertestonderzoek en de homogeniteit van de schalen aan de hand van de interne consistentie. Ten slotte gaan we de constructiequivalentie na. Onze resultaten zullen vergeleken worden met de bevindingen in Nederland en de Verenigde Staten, waarbij we ervan uitgaan dat onze resultaten gelijkaardig zullen zijn aan die van beide vergelijkingslanden.

Methodie

Proefpersonen

De Nederlandstalige versie van de MMPI-A werd in totaal bij 1.114 jongeren tussen 12 en 18 jaar afgenomen. Op basis van Nederlandse exclusiecriteria werd ongeveer 24% (267 profielen) van de testpersonen niet weerhouden voor de normgroep. Deze criteria zijn: een F-schaal met een ruwe score van 35 of meer, een Vrin-schaal met een ruwe score van 15 of meer, een Trin-schaal met een ruwe score van 4 of minder of 15 of meer, 10% of minder van de antwoorden 'akkoord' dan wel 'niet akkoord' en een niet volledig ingevulde vragenlijst (met andere woorden: 20 of meer opengelaten antwoorden) (Derksen, Van Dijk & Cornelissen, 2003; Van Dijk et al., 2000). Daarnaast werden ook de 12-jarigen uitgesloten van de normgroep.

De uiteindelijke Vlaamse normgroep bestond uit 847 adolescenten, waarvan 463 meisjes en 384 jongens tussen 13 en 18 jaar met een gemiddelde leeftijd van 15.60 jaar ($SD = 1.4$). Van de normgroep waren 595 leerlingen afkomstig uit 23 verschillende middelbare scholen verdeeld over de provincies Antwerpen, Vlaams-Brabant, Limburg en Oost- en West-Vlaanderen en werden 252 MMPI-A's afgenomen in het kader van de oefeningen persoonlijkheidspsychologie door studenten van derde bachelor psychologie.

In het kader van het test-hertestonderzoek werd bij 83 adolescenten uit de normgroep de MMPI-A tweemaal afgenomen. Na toepassing van de bovenvermelde selectiecriteria bleven er 49 adolescenten (22 meisjes en 27 jongens) over. De gemiddelde leeftijd van deze jongeren bedroeg 15.65 ($SD = 1.3$). Het tijdsinterval tussen de twee afnames bedroeg twee maanden.

Testmateriaal en procedure

De dataverzameling gebeurde enerzijds door onderzoekers van de Vrije Universiteit Brussel en anderzijds door studenten derde bachelor die in het kader van de oefeningen persoonlijkheidspsychologie één MMPI-A dienden af te ne-

men. Voor de werving van adolescenten werd door de onderzoekers een beroep gedaan op Centra voor Leerlingenbegeleiding (CLB) uit de verschillende provincies, die enkele scholen selecteerden. De selectie van de deelnemende klassen werd overgelaten aan de verantwoordelijken van de betreffende scholen. De afnames vonden plaats tijdens de reguliere lessen onder supervisie van hun leerkrachten en onderzoekers verbonden aan de Vrije Universiteit Brussel. Alle deelnemers werd verzocht om de Nederlandstalige 'paper and pencil'-versie van de MMPI-A, bestaande uit 478 items, in te vullen. Daarnaast kregen de adolescenten ook een biografische vragenlijst (Williams & Uchiyama, 1989). Deze werd bij de herziening van de MMPI in de Verenigde Staten ontwikkeld en tevens gebruikt bij het Nederlandse normeringsonderzoek van de MMPI-A. Elke vragenlijst werd voorafgegaan door een mondelinge toelichting en de jongeren konden vragen stellen wanneer ze iets niet begrepen. Een standaardbrief waarmee de ouders kort op de hoogte werden gebracht en waarin de mogelijkheid werd geboden de deelname van hun kind te weigeren, werd voorzien.

Dataverwerking

De data van de Vlaamse adolescenten werd vergeleken met die van de Nederlandse en Amerikaanse normgroepen. De scoring van de MMPI-A's gebeurde aan de hand van het softwareprogramma MMPI-A. Alle analyses werden uitgevoerd met behulp van SPSS (Statistical Package for the Social Sciences), versie 15.0. Gezien alle scheefheids- en kurtosiswaarden respectievelijk kleiner dan 2 en kleiner dan 7 waren, was het gebruik van parametrische toetsen toegestaan. Tweezijdige t-toetsen werden gebruikt voor de vergelijking van schaalcores tussen Vlaamse en Nederlandse adolescenten. Een Bonferronicorrectie werd toegepast omdat er meerdere t-toetsen na elkaar werden uitgevoerd. Daarbij werd de conventionele $= .05$ gedeeld door het aantal testen (bijvoorbeeld 34; waarbij 7 validiteits- en 10 klinische hoofdschalen \times het aantal categorieën $= 2$; namelijk jongens en meisjes). Statistische resultaten hebben

niet altijd een klinisch relevant belang, vandaar dat ook gezocht werd naar klinisch significante verschillen. Om van een klinisch significant verschil te kunnen spreken, stelde Greene (1987; 2000) dat een verschil minstens 5 T-scorepunten moet bedragen, wat overeenkomt met een halve standaardafwijking. Verschillen kleiner dan deze afwijking hebben geen klinische betekenis. Verder werden effectsizes berekend aan de hand van Cohen's 'd. De test-hertestbetrouwbaarheid werd gemeten door middel van Pearson Product Moment Correlaties. De interne consistentie werd vastgesteld door Cronbach's α te berekenen. Ten slotte voerden we een principale componentenanalyse uit om na te gaan of de constructen die gemeten werden in Vlaanderen, dezelfde zijn als in Nederland en de Verenigde Staten. Door middel van Pearson Product Moment Correlaties werden de resultaten van de verschillende landen met elkaar vergeleken.

Resultaten

Tabel 1 geeft een overzicht van de verdeling van de Vlaamse normgroep naar leeftijd en geslacht. Een χ^2 -vergelijking tussen de Vlaamse en Nederlandse normgroep toonde aan dat enkel de groep van de 15-jarigen significant verschillend is voor beide landen. De Nederlandse groep kende in deze categorie dubbel zoveel deelnemers als de Vlaamse normgroep.

Wat de vergelijking van gemiddelde ruwe schaalcores betreft, scoorden de Vlaamse jon-

geren op de meeste schalen significant hoger dan hun Nederlandse leeftijdgenoten, maar er was nergens een groot of middelgroot effect. Wanneer we de T-scores van beide normgroepen aan de hand van tweezijdige t-toetsen met elkaar vergeleken (figuur 1), vonden we voor de meeste schalen opnieuw significante verschillen. Bij het berekenen van Cohen's 'd vonden we enkel een effect bij de validiteitschalen Trin en Vrin en bij de klinische hoofdschaal 7(Pt). Bij Trin ('d = 0.6) stelden we een middelgroot effect vast, bij Vrin ('d = 1) en bij schaal 7(Pt) ('d = 0.8) ging het om een groot effect. Het was ook bij deze drie schalen dat we een klinisch significant verschil (T-scoreverschil ≥ 5) vonden (Vrin = Vlaanderen(V): 51 - Nederland(N): 39; Trin = V: 58 - N: 65; 7(Pt) = V: 53 - N: 44).

De betrouwbaarheid van de MMPI-A werd beoordeeld op basis van twee factoren: het test-hertestonderzoek en de interne consistentie. De test-hertestbetrouwbaarheid werd gemeten met een interval van twee maanden en gebeurde aan de hand van de Pearson Product Moment Correlatietest. We vonden voor alle schalen significante correlaties terug tussen de scores van de eerste en de scores van de tweede testfase. Wat de validiteits- en klinische schalen betreft, correleerden bijna alle schalen hoger of gelijk aan .60. Enkel de schalen K, L en F2 kenden lagere scores met de laagste score voor de L-schaal ($r = .46$). Voor de inhoudsschalen lagen de stabiliteitscoëfficiënten tussen .63 en .86 en bij de supplementaire schalen tussen .67 en .75. Over het algemeen genomen, lagen de test-her-

T a b e l 1 . Leeftijd en geslacht van de Vlaamse normgroep.

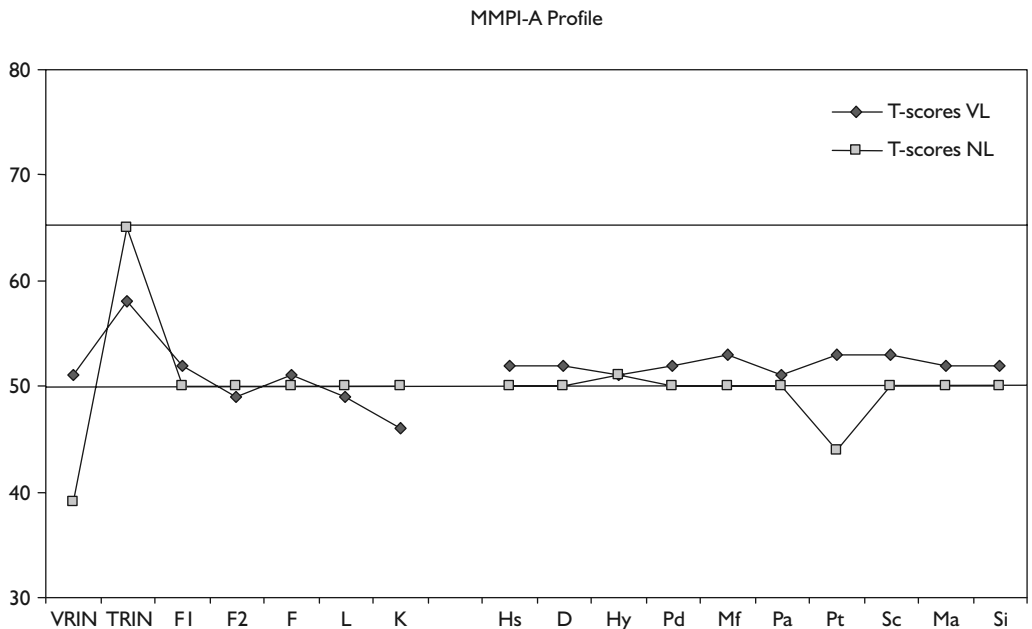
Leeftijd	Meisjes		Jongens		Totaal
13	49	(5,8%)	45	(5,3%)	94 (11,1%)
14	73	(8,6%)	55	(6,5%)	128 (15,1%)
15	65	(7,7%)	47	(5,5%)	112 (13,2%)
16	157	(18,5%)	102	(12,0%)	259 (30,6%)
17	98	(11,6%)	98	(11,6%)	196 (23,1%)
18	21	(2,5%)	37	(4,4%)	58 (6,8%)
	463	(54,7%)	384	(45,3%)	847

testcoëfficiënten in Vlaanderen een stuk lager dan in Nederland en de Verenigde Staten. In vergelijking met beide andere landen kwamen er in Vlaanderen meer schalen voor met een coëfficiënt lager dan $r = .70$. Het ging daarbij om alle validiteitsschalen, schaal 2(D), 4(Pd) en 9(Ma) van de klinische hoofdschalen, inhoudsschalen: A-obs, A-biz, A-cyn, A-con, A-las, A-sch, en supplementaire schalen: Ack en Pro.

Om de homogeniteit van de schalen na te gaan, werd gekeken naar de onderlinge correlaties (Cronbach's α) van de items binnen een schaal. De meeste schalen op de MMPI-A vertoonden een adequate interne consistentie (Cronbach's α tussen $.60$ en $.89$). Bijna alle schalen kenden een interne consistentie van $r > .70$. De validiteitsschalen L en K (bij de jongens); klinische hoofdschalen 2(D), 3(Hy), 4(Pd) (bij de jongens), 5(Mf), 6(Pa) en 9(Ma); inhoudsschaal A-las en supplementaire schalen R, Mac-R en Pro behaalden het criterium van $r > .70$ niet, maar kenden een interne consistentie $r > .60$. Een uitzondering hierop is schaal 5(Mf) (Cronbach's $\alpha = .45$ voor jongens en $.34$ voor meis-

jes). Onze resultaten zijn equivalent aan deze in Nederland en de Verenigde Staten.

Met behulp van exploratieve factoranalyse (met varimaxrotatie) vonden we vier factoren. Deze factoren, die ook in Nederland en de Verenigde Staten naar voren kwamen, werden gedefinieerd als 'slechte aanpassing', 'controle', 'sociaal ongemak en teruggetrokkenheid' en 'onvolwassenheid'. Voor de groep van de jongens werd hiermee 78,15% van de variantie beschreven, bij de meisjes ging het om 80,09%. Ook deze resultaten bleken gelijk aan de bevindingen in beide vergelijkingslanden. Alle gevonden factoren zijn bipolar. De eerste factor 'slechte aanpassing' werd gekenmerkt door hoge ladingen op de meeste schalen. Bij de factor 'controle' noteerden we hoge ladingen op schalen K en 7(Pt). Voor de meisjes kwam daar nog een hoge lading op schaal 0(Si) bij. Bij Factor 3 vonden we een hoge lading op schaal 0(Si) voor de jongens en op schaal 9(Ma) voor de meisjes. De laatste factor werd voornamelijk verklaard door schaal 5(Mf). Over het algemeen zagen we dat bij de meisjes schalen 7(Pt), 8(Sc) en 9(Ma) op meerdere factoren laden, terwijl dit bij de



Figuur 1. Vergelijking van gemiddelde T-scores Vlaanderen-Nederland.

jongens eerder bij schalen 2(D) en 3(Hy) het geval was.

Op basis van Pearson Product Moment Correlations werden de resultaten uit Vlaanderen, Nederland en de Verenigde Staten met elkaar vergeleken. We vonden zowel voor de jongens als voor de meisjes hoge tot zeer hoge correlaties tussen Vlaanderen en Nederland ($r = .77$ tot $r = .99$). Bij de vergelijking van Vlaanderen met de Verenigde Staten vonden we voor jongens en meisjes gelijkaardige cijfers ($r = .55$ tot $r = .98$) met uitzondering van factor 2 bij de meisjes ($r = .32$). Deze factor werd in Nederland en Vlaanderen voornamelijk verklaard door schaal 0(Si), terwijl dit in de Verenigde Staten vooral door schaal 9(Ma) verklaard werd.

We voerden alle bovenvermelde analyses ook uit op de normgroep inclusief een subgroep van 12-jarigen. De resultaten die we verkregen, verschilden niet van de resultaten zonder deze subgroep.

Bespreking

Dit onderzoek ging na of de MMPI-A die in Nederland genormeerd en ten dele gevalideerd werd, voor assessment van Vlaamse jongeren gebruikt kan worden.

Als belangrijkste resultaten noteren we klinisch significante verschillen in gemiddelde T-scores tussen beide landen op de validiteitsschalen Trin (True Response Inconsistency) en Vrin (Variable Response Inconsistency) en de klinische hoofdschaal 7(Pt). Bij de validiteitsschalen gaat het om twee schalen die inconsistente antwoordpatronen meten. Zowel Trin- als Vrin-schalen zijn relatief nieuwe schalen en moeten met de nodige voorzichtigheid gehanteerd worden tot er meer empirische gegevens beschikbaar zijn (Archer, 2005; Butcher et al., 1992; Van Dijk et al., 2000). Wanneer we de scores van de Vlaamse normgroep bekijken, vinden we geen echte uitschieters, T-scores van 51 (Vrin) en 58 (Trin) liggen binnen de grenzen en geven aan dat de vragenlijsten op een consistente manier beantwoord werden. Een mogelijke verklaring voor de sterk uiteenlopende scores tussen beide normgroepen op deze twee

schalen zullen we waarschijnlijk moeten zoeken in de subtiele taalverschillen tussen beide landen.

Een ander opmerkelijk fenomeen in dit onderzoek is de significant hogere score van de Vlamingen ten opzichte van hun Nederlandse leeftijdgenoten op schaal 7(Pt). Deze schaal werd oorspronkelijk ontwikkeld om het neurotische syndroom psychastenie (nu obsessief-compulsieve stoornis) te diagnosticeren en kent inhoudsgebieden als: ongelukkigheid, fysieke klachten, concentratiemoeilijkheden, obsessieve gedachten, angst, gevoelens van inferioriteit en inadequaatheid (Archer, 2005; Butcher & Williams, 2000; Van Dijk et al., 2000). Kunnen we nu uit deze resultaten besluiten dat het angstniveau van de Vlaamse jongeren hoger ligt dan dat van de Nederlandse jongeren? Specifiek crosscultureel onderzoek naar angst bij adolescenten hebben we niet teruggevonden, maar uit een studie van de World Health Organization uit 2004 naar de prevalentie, ernst en behandeling van psychische stoornissen bij volwassenen, vonden we net het tegenovergestelde effect. Daar noteerde men in vergelijking met België een hogere prevalentie voor Nederland wat angststoornissen betreft (6,9% voor België ten opzichte van 8,8% voor Nederland). De vraag die we hierbij meteen moeten stellen, is of deze cijfers vergelijkbaar zouden zijn voor adolescenten.

De enige aanwijzing naar een verschil tussen de Nederlandse en Vlaamse populatie vinden we in het normeringsonderzoek van de Nederlandstalige NEO-PI-R (Hoekstra, Ormel & Fruyt, 2007). De algemene normen van de NEO-PI-R zijn voor de Vlaamse en Nederlandse populatie hetzelfde, behalve voor het N-domein (Neuroticisme). Het gaat hier met name over de facetschalen Angst (N1), Ergernis (N2), Depressie (N3), Schaamte (N4) en Kwetsbaarheid (N6). Dit zou geïnterpreteerd kunnen worden als zouden de Vlamingen wat 'angstiger' of 'emotioneel labiel' zijn dan hun noorderburen. Voor dit verschil vonden de onderzoekers geen echte verklaring.

Geeft dit nu aanleiding tot een aanpassing van de interpretatie van schaal 7(Pt)? Hiervoor bekijken we de cijfers meer in detail en merken

daarbij op dat de Vlamingen een gemiddelde T-score van 53 behaalden, wat overeenkomt met een 'gemiddelde score' (T-score tussen 50 en 59). Dit suggereert een probleemvrij beeld. Ook ten opzichte van het volledige profiel is dit een normale score. Opvallend is wel dat de Nederlandse score op schaal 7(Pt) (T-score = 44) eerder aan de lage kant is. Wanneer we ervan uitgaan dat de gemiddelde T-waarde in de Verenigde Staten 50 is en we vergelijken deze met Vlaamse en Nederlandse T-scores, dan kunnen we besluiten dat er geen 5 T-punten verschil liggen tussen Vlaanderen en de Verenigde Staten maar dat er wel sprake is van een klinisch significant verschil tussen Nederland en de Verenigde Staten. Uit dit alles kunnen we besluiten dat er voor schaal 7(Pt) voor Vlaanderen geen interpretatieve aanpassing nodig is.

Uit het test-hertestonderzoek kunnen we concluderen dat de meeste schalen stabiele psychologische constructen meten, maar dat algemeen genomen de stabiliteitscoëfficiënten een stuk lager liggen dan in de vergelijkingslanden. Een mogelijke oorzaak hiervoor zou de variërende tijdsperiode tussen twee afnames kunnen zijn. In Vlaanderen ging het om een periode van twee maanden, terwijl dit zowel in Nederland als in de Verenigde Staten slechts één week bedroeg. Verder is de lage score op de L-schaal niet geheel onlogisch omdat het hier gaat om schalen die ontwikkeld werden om testattitudes na te gaan. Schalen die meer stabiele persoonlijkheidskenmerken meten, kenden zoals verwacht hogere stabiliteitscoëfficiënten.

Met betrekking tot de interne consistentie kunnen we besluiten dat deze over het algemeen redelijk hoog is en dat de schalen, met uitzondering van schaal 5(Mf), homogeen van aard blijken te zijn.

De constructequentie lijkt adequaat. De vier gevonden factoren verklaren ongeveer eenzelfde percentage van de variantie en beschrijven dezelfde constructen als de factoren gevonden in Nederland en de Verenigde Staten. Uitzondering hier was de lage correlatie tussen Vlaanderen en de Verenigde Staten wat factor 2, controle, bij de meisjes betreft. In Vlaanderen en Nederland werd deze factor vooral door schaal

0(Si) verklaard en in de Verenigde Staten door schaal 9(Ma).

Tot slot willen we enkele kanttekeningen plaatsen bij de representativiteit van de normgroep. De groep 16- en 17-jarigen blijkt oververtegenwoordigd te zijn en maakt in totaal 52,8% van de totale normgroep uit. Dit komt omdat onze normgroep op het gebied van leeftijd gelijkaardig is samengesteld als de Nederlandse, met als enige verschil dat de Nederlandse groep van 15-jarigen dubbel zo groot is dan de Vlaamse. Verder is de spreiding over alle provincies representatief, maar de provincie West-Vlaanderen is in deze studie ondervertegenwoordigd. Daartegenover staat dat de normgroep voldoende groot is en dat alle gecontacteerde testpersonen deelnamen aan het onderzoek. Van het totale aantal jongeren die deelnamen aan het onderzoek, had 20% een etnisch andere achtergrond, wat we ook terugvinden in de Vlaamse samenleving. Om de representativiteit te maximaliseren werd gebruik gemaakt van de uitsluitingscriteria, waardoor enkel testpersonen met zeer hoge scores uit de normgroep werden geweerd.

De jongeren in onze normgroep zijn tussen 13 en 18 jaar oud. Butcher en zijn collega's (1992) opteerden voor de leeftijdscategorie 14 tot en met 18 jaar terwijl in het Nederlandse onderzoek de 13-jarigen eveneens werden opgenomen. Toch vinden Butcher en collega's (1992) en Archer (Archer, 2005; Archer et al., 2006) het geen probleem om de test bij 12- en 13-jarigen te gebruiken op voorwaarde dat ze cognitief voldoende ontwikkeld zijn en over een goede leesvaardigheid beschikken. Wij deden alvast de test en voerden al onze analyses uit op de normgroep inclusief een subgroep van 12-jarigen. De resultaten die we verkregen, verschilden niet van de resultaten zonder deze subgroep. Verder onderzoek zal moeten uitwijzen of de leeftijdsgrens verlaagd kan worden van 13 naar 12 jaar.

Een van de vooropgestelde doelen bij de ontwikkeling van de MMPI-A was het verkleinen van de itempool. De belangrijkste reden hiervoor was dat veel jongeren, voornamelijk vanuit de klinische settings, problemen hadden om zich gedurende een langere periode te concen-

treren. Aan deze verzuchting werd gehoor gegeven door 79 items te schrappen. Toch ervaren de meeste respondenten de MMPI-A nog steeds als 'te lang'. Wij zochten uit wat de mening van de adolescenten uit onze normgroep hierover was en vroegen aan 721 adolescenten om op het einde van de testafname de vragenlijst op drie criteria te beoordelen: leuk/niet leuk, begrijpelijk/niet begrijpelijk en te lang/niet te lang. Ruim 68% van de testpersonen vond de vragenlijst te lang, 28,7% had geen probleem met de lengte en 3,2% had geen mening. Naast een noodzakelijke verkorting van de vragenlijst dringt een aanpassing van de items aan het moderne taalgebruik en de huidige levensstijl van onze jongeren zich op. Als laatste opmerking geven wij mee dat we in onze studie te maken hebben met een normale populatie, terwijl de MMPI-A ontwikkeld werd om psychopathologie op te sporen. Een verdere validering bij specifieke klinische en forensische groepen is aan te raden. Samengevat kunnen we stellen dat de constructvaliditeit behoorlijk goed lijkt te zijn en dat de Nederlandstalige versie van de MMPI-A een betrouwbaar instrument is voor assessment bij Vlaamse jongeren tussen 13 en 18 jaar.

L Literatuur

Archer, R.P. (2005). *MMPI-A: Assessing adolescent psychopathology* (3rd ed.). New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.

Archer, R.P., & Gordon, R. (1994). Psychometric stability of MMPI-A item modifications. *Journal of Personality Assessment*, 62, 416-426.

Archer, R.P., Maruish, M., Imhof, E.A., & Piotrowski, C. (1991). Psychological test usage with adolescent clients: 1990 survey findings. *Professional Psychology: Research and Practice*, 22, 247-252.

Archer, R.P., & Newsom, C.R. (2000). Psychological test usage with adolescent clients: Survey update. *Assessment*, 7, 227-235.

Archer, R.P., Zoby, M., & Stredny, R.V. (2006). The Minnesota Multiphasic Personality Inventory-Adolescent. In R.P. Archer (Ed.), *Forensic uses of Clinical*

Assessment Instruments (pp. 57-87). Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.

Butcher, J.N., & Williams, C.L. (2000). *Essentials of MMPI-2 and MMPI-A interpretation*. Minneapolis: University of Minnesota Press.

Butcher, J.N., Williams, C.L., Graham, J.R., Archer, R.P., Tellegen, A., Ben-Porath, Y.S., & Kaemmer, B. (1992). *MMPI-A manual for administration, scoring and interpretation*. Minneapolis: University of Minnesota Press.

Derksen, J., Van Dijk, J., & Cornelissen, A. (2003). De Nederlandse adolescentenversie van de MMPI. Psychodiagnostisch gereedschap. *De Psycholoog*, 28, 304-311.

De Wit, J., Slot, W., & van Aken, M. (2007). *Psychologie van de adolescentie. Basisboek*. Baarn: HB Uitgevers.

Greene, R.L. (1987). Ethnicity and MMPI performance: A review. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 55, 597-512.

Greene, R.L. (2000). *The MMPI-2. An interpretative manual*. Needham Heights: Allyn & Bacon.

Hathaway, S.R., & McKinley, J.C. (1940). A multiphasic personality schedule (Minnesota): I. Construction of the schedule. *Journal of Psychology*, 14, 73-84.

Hoekstra, H.A., Ormel, J., & de Fruyt, F. (2007). *Handleiding NEO-PI-R/NEO-FFI persoonlijkheidsvragenlijst*. Amsterdam: Hogrefe Uitgevers.

Tellegen, A., & Ben-Porath, Y.S. (1992). The new uniform T-scores for the MMPI-2: Rationale, derivation, and appraisal. *Psychological Assessment*, 4, 145-155.

The WHO World Mental Health Survey Consortium (2004). Prevalence, severity and unmet need for treatment of mental disorders in the World Health Organization World Mental Health Surveys. *JAMA*, 291, 2581-2590.

Van Dijk, J., Cornelissen, A.J.T., & Derksen, J.J.L. (2000). *MMPI-A: Handleiding bij afname, scoring en interpretatie*. Nijmegen: Pen Tests Publisher.

Verhofstadt-Denève, L. (2003). *Adolescentenpsychologie*. Antwerpen: Garant.

Williams, C.L., Butcher, J.N., Ben-Porath, Y.S., & Graham, J.R. (1992). *MMPI-A content scales*. Minneapolis: University of Minnesota Press.

Williams, C.L., & Uchiyama, C. (1989). Assessment of life events during adolescence: The use of self-report inventories. *Adolescence*, 24, 95-118.

S Summary

Our research examines whether the Dutch version of the Minnesota Multiphasic Personality Inventory for Adolescents (MMPI-A) can be used for assessment purposes with adolescents in Flanders, Belgium. The Flemish norm group consisted of 847 adolescents between 13 and 18 years old. Forty-nine adolescents were re-tested after two months. Results showed that a clinical meaningful difference (T-score difference \geq

5) was only found for the Trin and Vrin validity scales and clinical scale 7(Pt). Test-retest correlations were all significant ($p < .01$) and above .56. Most scales had an adequate internal consistency (Cronbach α between .60 and .89) with the exception of scale 5 (Mf) ($\alpha = .45$ for boys, $\alpha = .34$ for girls). Factor analysis indicated a four-factor solution and showed a strong similarity to the Dutch and US studies. We can conclude that the Dutch version of MMPI-A can be used for our Flemish adolescents.

P Personalia

De auteurs zijn verbonden aan de Vrije Universiteit Brussel, Faculteit Psychologie en Educatiewetenschappen, Vakgroep Klinische en Levensloop Psychologie, Pleinlaan 2, 1050 Brussel.

E-mail: Mercedes.De.Weerd@vub.ac.be.