

HET COGNITIVE ASSESSMENT SYSTEM: EEN GESCHIKT INSTRUMENT VOOR EEN COMPLEXE DOELGROEP?

Matthijs Tuenter
Inge Stoter¹

Het Cognitive Assessment System (CAS) wordt als psychodiagnostisch instrument ingezet bij verschillende instellingen die ondersteuning bieden aan mensen met een licht verstandelijke beperking (LVB). De test wordt voor verschillende doeleinden ingezet en lijkt een waardevolle aanvulling te zijn op de traditionele manier van intelligentieonderzoek. Met name bij de LVB-doelgroep, waar de diagnostische focus nog steeds ligt op IQ-scores, zou de CAS meer informatie kunnen opleveren over de ondersteuningsbehoefte van kinderen en jongeren. Dit speelt in op de huidige ontwikkelingen, waarin er een verschuiving plaatsvindt in de focus van het IQ-getal naar de ondersteuningsbehoefte. Dit artikel is een evaluatie van de bruikbaarheid van de CAS in de klinische zorg voor jeugdigen met LVB-problematiek.

Inleiding

In de gezondheidszorg wordt al decennia lang het IQ bepaald met intelligentietests, waarvan de meest gebruikte de Wechsler schalen zijn. Voor kinderen van 6 tot 18 jaar is er de Wechsler Intelligence Scale for Children (WISC) en voor personen vanaf 16 jaar de Wechsler Adult Intelligence Scale (WAIS). De Wechsler schalen pretenderen algemene intelligentie te meten. Bij de classificatie van een verstandelijke beperking wordt doorgaans uitgegaan van de definitie van de American Association on Intellectual and Developmental Disabilities (AAIDD). De AAIDD onderscheidt drie criteria om een verstandelijke beperking vast te stellen (Schalock et al., 2010), namelijk:

- Een significante beperking in intelligentie (meer dan twee standaarddeviaties beneden het populatiegemiddelde);
- Gelijktijdig optredend met een significante beperking in het adaptieve gedrag (meer dan twee standaarddeviaties beneden het populatiegemiddelde);
- Het optreden van deze beperkingen voor het 18^e levensjaar.

Bij de huidige classificatie en zorgtoewijzing bij kinderen en jongeren met een verstandelijke beperking speelt het WISC-III Totaal IQ-getal (TIQ) nog steeds een grote rol, ondanks dat er enkele kanttekeningen zijn bij het gebruik van deze test bij deze doelgroep. Zo zijn er relatief weinig kinderen met een verstandelijke beperking binnen het normeringsonderzoek betrokken (Kort et al., 2005). Ook zou de test kinderen in sommige gevallen ten onrechte toewijzen aan een lagere intelligentiegroep (Whitaker, 2008), wat gevolgen heeft voor de hulpverlening die iemand kan krijgen. Dit is in Amerikaans onderzoek met name te zien bij kinderen met een leesstoornis of die Engels als tweede taal hebben (Gunderson & Siegel, 2001). Thijs, Hoogervorst, Pesch en Ponsioen (2010) stellen dat het verkeerd inschatten van een IQ-getal kan leiden tot verkeerde indicaties en zorgtoewijzing. In Nederlands onderzoek naar de factorstructuur van de WISC-III wordt de verwachte factorstructuur niet teruggevonden bij kinderen met lage IQ's (Pesch & Ponsioen, 2004). Dit maakt het doen van uitspraken bij de LVB-groep aan de hand van de Wechsler schalen minder valide.

¹ Matthijs Tuenter is psychodiagnostisch medewerker bij De Karmel wonen en dagbesteding B.V. in Angeren. Inge Stoter is regiebegeleider bij Siza in Arnhem. Dit artikel is tot stand gekomen n.a.v. een afstudeeropdracht in het kader van de opleiding Hbo Toegepaste Psychologie, Saxion te Deventer. Correspondentie: onderzoekcas@gmail.com Opdrachtgever: dhr. Ponsioen, Landelijk Kenniscentrum LVB.

Het Nationaal Kompas Volksgezondheid (2012) schrijft op zijn website dat in de toekomst meer nadruk op de ondersteuningsbehoefte en adaptief gedrag zal komen te liggen dan op het IQ-getal. Zoon (2012) schrijft dat het merendeel van de LVB-jongeren prima functioneert in de maatschappij zonder professionele ondersteuning nodig te hebben. Echter zijn er ook mensen met een gemiddelde intelligentie en een DSM-IV classificatie die bijvoorbeeld vanwege een zwakke planningsvaardigheid niet zelfstandig kunnen functioneren.

Het Landelijk Kenniscentrum LVB pleit ook voor een verschuiving van de aandacht voor het TIQ-getal naar de daadwerkelijke ondersteuningsbehoefte van de cliënt. Een mogelijk verdiepende test om deze ondersteuningsbehoefte in kaart te brengen is de CAS. De CAS is oorspronkelijk ontwikkeld om een alternatief te bieden voor IQ-tests gebaseerd op het concept algemene intelligentie, zoals de WISC (Das, Kirby, & Jarman, 1975). De CAS is gebaseerd op het PASS-model van Luria (Naglieri & Das, 1997), zie Figuur 1. De testbatterij heeft als doel het meten van de cognitieve capaciteiten bij kinderen van 5-17 jaar.

De vier cognitieve processen die binnen de PASS-theorie intelligentie meten zijn: Planning, Aandacht, Simultane informatieverwerking en Successieve informatieverwerking (PASS). Elke PASS-schaal wordt gemeten met drie subtests. In de Verenigde Staten is de CAS voor het eerst uitgebracht in 1997 door Das en Naglieri. In Tabel 1 is een weergave van de inhoud per subtest te lezen. Deze uitleg is eerder beschreven door Van Luit, Kroesbergen, Den Engelsman en Van den Berg (2003). Voor de ruwe scores wordt een standardscore berekend, elke standardscore heeft een gemiddelde van 10 en een standaarddeviatie van 3 (Kroesbergen et al., 2000). Voor de schaalcores worden de standardscores opgeteld en omgezet. Deze schaalcores hebben een gemiddelde van 100 en een standaarddeviatie van 15. Bij de standaardisatie van de Amerikaanse versie van de CAS zijn de scores van 3072 kinderen gebruikt. De test heeft vanuit deze Amerikaanse normgroep een hoge interne betrouwbaarheid. Voor de totale test variëren de verschillende betrouwbaarheidscoëfficiënten van .95 tot .97, voor de schalen: Planning .88, Aandacht .88, Simultane informatieverwerking .93 en Successieve informatieverwerking .93. De totaalscore van de Amerikaanse versie van de CAS is vergeleken met de WISC-III totaalscore, er bleek een middelmatige correlatie van .69 te bestaan. De afnametijd van de CAS bedraagt ongeveer 60 minuten. Observaties zijn bij de gehele afname van de CAS van groot belang, waarbij voor elke subtest genoteerd wordt op welke manier een kind de taak aanpakt. Het is ook mogelijk de CAS verkort af te nemen. Per schaal worden dan enkel de eerste twee subtesten afgenomen. De afnameduur van de verkorte versie is ongeveer 40 minuten. Met deze verkorte versie kan er ook een score voor de factoren berekend worden alsmede een totaalscore.

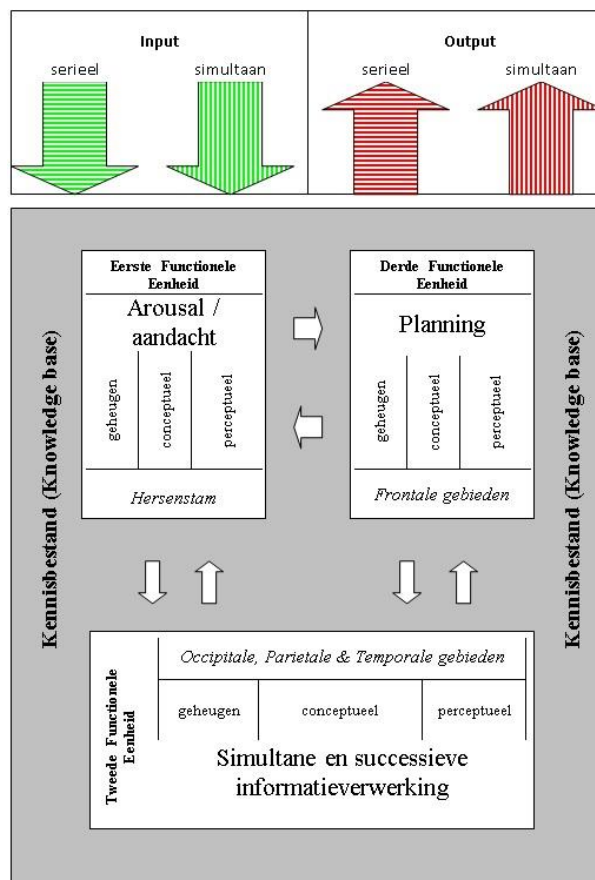
In Nederland wordt er gewerkt met een onderzoeksversie van de CAS, omdat er tot nu toe alleen Amerikaanse normen beschikbaar zijn. De CAS is in het Nederlands vertaald door de Capaciteitsgroep Algemene Pedagogiek en Orthopedagogiek van de Universiteit Utrecht (Van Luit, Kroesbergen, Van der Ben, & Leuven, 1998) en wordt in Nederland momenteel met name gebruikt bij kinderen en jongeren met een licht verstandelijke beperking.

Om het gebruik van de CAS binnen Nederland te rechtvaardigen is meer onderzoek naar het instrument nodig. In dit artikel wordt aan de hand van de volgende onderwerpen de inzetbaarheid van de CAS beschreven:

- 1) Factorstructuur: met behulp van confirmatieve factoranalyses is de PASS-factorstructuur getoetst op de verzamelde data. Het niet terugvinden van de factorstructuur zou het gebruik van de PASS-schalen minder valide maken.
- 2) Relatie met DSM-IV classificaties: door middel van multivariate variantieanalyses (MANOVA's) is binnen drie intelligentiegroepen (totaal IQ 50-70, 70-85 en >85) onderzocht of er klinische groepen zijn met een significant verschillend CAS-profiel.

Tabel 2. De CAS schalen en beschrijving subtesten

Schaal	Subtest	Beschrijving subtest
Planning	Overeenkomstige getallen	(Tijdslimiet) Uit een rij van zes getallen moeten de twee overeenkomstige getallen omcirkeld worden
	Coderen	(Tijdslimiet) Twee pagina's met letters, onder elke letter moet de bijbehorende code ingevoerd worden (lijkt op Substitutie van de WISC-III)
	Verbindingen maken	(Tijdslimiet) Cijfers en letters moeten in de juiste volgorde verbonden worden (lijkt op de Trail Making Test)
Simultane informatie- verwerking	Ontbrekende figuren	Geometrische figuren zijn in een logische relatie/volgorde weergegeven, het ontbrekende figuur in de serie moet uit zes opties gekozen worden (lijkt op de Raven Progressive Matrices test).
	Ruimtelijke relaties	Er moet een figuur aangewezen worden dat past bij een verbale aanwijzing.
	Figuur herkenning	Vijf seconden wordt er een twee/driedimensionaal figuur getoond, vervolgens moet dit figuur herkend en aangewezen worden in een groter en complexer patroon
Aandacht	Selectieve aandacht	(Tijdslimiet) Een automatische respons moet onderdrukt worden (lijkt op Stroop test)
	Getallen herkennen	(Tijdslimiet) In een rij getallen moeten de getallen uit het voorbeeld onderstreept worden
	Correspondentie	(Tijdslimiet) Plaatjes of letters staan in paren, bij twee overeenkomstige plaatjes/letters moet het kind deze onderstrepen
Successieve informatie- verwerking	Woordreeksen nazeggen	Woorden moeten nagezegd worden uit een reeks van 2 tot 9 eenlettergrepige woorden
	Zinnen nazeggen	Onzinnen (alle werk- en naamwoorden zijn vervangen door kleuren) moeten nagezegd worden, bijvoorbeeld: <i>'het groen geelde het blauw'</i>
	Woorden herhalen (5-7 jaar)	Een- en tweelettergrepige woorden moeten tien keer herhaald worden (Woorden herhalen)
	Onzinnen beantwoorden	Bij Onzinnen beantwoorden worden vragen gesteld over onzinnen, bijvoorbeeld: <i>'het geel groent bij blauw, waarbij groent geel?'</i>



Figuur 1. PASS Model of Intelligence (Das, Naglieri, & Kirby, 1994).

Eerder onderzoek factorstructuur

De factorstructuur van de CAS is uitgebreid onderzocht. Uit een confirmatieve factoranalyse door Naglieri en Das (1997) blijkt dat het model met de vier factoren een goed passend model is. Uit een explorerende factoranalyse blijkt echter dat de vierde factor er niet altijd even goed uitkomt. Planning en Aandacht zouden dan onder één factor vallen. In later Nederlands onderzoek (Kroesbergen, Van Luit, Van der Ben, Leuven, & Vermeer, 2000) zijn beide bevindingen bevestigd.

In enkele onafhankelijke Amerikaanse studies naar de factorstructuur van de CAS (Keith, Kranzler, & Flanagan, 2001; Kranzler, Keith, & Flanagan, 2000; Kranzler & Keith, 1999) concludeert men dat het PASS-model onvoldoende passend is op de verzamelde data. Zij stellen dat de CAS het beste onderbouwd zou zijn met de Cattell-Horn-Carroll (CHC) theorie (Carroll, 1997), die bestaat uit een universele intelligentiefactor (g) met negen onderliggende domeinen. Daarnaast stellen zij dat een (PA)SS model, waarin de factoren Planning en Aandacht samengevoegd zijn, beter passend zou zijn dan het oorspronkelijke PASS-model. Later vergelijkbaar onderzoek door Puhon, Das en Naglieri (2005) spreekt deze resultaten tegen, door te stellen dat planning en aandacht beter als gescheiden processen gezien kunnen worden. Zij bekritisieren tevens het gebruik van het Chi-kwadraat als statistische maat voor het meten van de factorstructuur. Ander onderzoek naar de factorstructuur van de CAS in een Chinese onderwijssetting (Deng, Liu, Wei, Chan, & Das, 2011) bevestigt de originele PASS-factorstructuur. Recent hebben Naglieri, Taddei en Williams (2013) tevens door middel van een confirmatieve factoranalyse onderzoek gedaan naar de factorstructuur van de Italiaanse versie van de

CAS. Het bleek dat de factorstructuur gelijk was aan de originele PASS-factorstructuur. Daarnaast zijn bij vergelijking tussen de Italiaanse ($N = 809$) en de Amerikaanse ($N = 1174$) versie van de CAS vrijwel identieke gemiddelde scores op de CAS-totaalschaal gevonden.

Eerder onderzoek CAS – DSM-IV classificaties

Licht verstandelijke beperking

In een onderzoek van Naglieri en Rojahn (2001) zijn de CAS en WISC-III afgenomen om te bekijken of een kind wel of niet aan het speciaal onderwijs zou worden toegewezen. De WISC-III wees buitenproportioneel meer Afro-Amerikaanse kinderen aan als verstandelijk beperkt. Vergeleken met blanke Amerikaanse kinderen hadden Afro-Amerikaanse kinderen een lagere score op de verbale schalen van de WISC-III. Volgens de auteurs zou het gebruik van de CAS het toewijzen van kinderen uit deze minderheidsgroep naar speciaal onderwijs met 30% verminderen. Dit zou komen omdat de CAS minder is gericht op de kennis van taal en schoolse vaardigheden.

ADHD

In verschillende onderzoeken wordt het nut van de CAS-schalen Planning en Aandacht bij het diagnostisch proces van ADHD aangetoond. In een Amerikaans onderzoek van Naglieri, Goldstein, Iseman en Schwebach (2003) werden 25 kinderen met ADHD vergeleken met 25 kinderen met angst en/of depressie. Bij beide groepen werd zowel de CAS als de WISC-III afgenomen. Daarnaast werden beide groepen vergeleken met gestandaardiseerde normgroepen van de CAS en de WISC-III. Binnen de CAS-afnamen bleek dat kinderen met ADHD gemiddeld lagere scores op de schaal Aandacht hadden dan kinderen met angst en/of depressie (6,5 punten, middelgroot effect van 0,6). Ook in vergelijking met de gestandaardiseerde normgroep scoorden kinderen met ADHD lager op de schaal aandacht (12,7 punten, groot effect van 0,9). Binnen de WISC-III afnamen werden geen significante verschillen in scores gevonden tussen kinderen met ADHD, angst en/of depressie en de gestandaardiseerde normgroep.

In later vergelijkbaar Nederlands onderzoek (Van Luit, Kroesbergen, & Naglieri, 2005) werden CAS-afnamen van 51 kinderen zonder ADHD vergeleken met die van 20 kinderen met ADHD. Het bleek dat kinderen met ADHD significant lager scoorden op de schalen Planning en Aandacht dan de controlegroep. De scores op de schalen Successieve en Simultane informatieverwerking verschilden niet significant met die van de controlegroep. Daarnaast komt de Nederlandse controlegroep zonder ADHD sterk overeen met de Amerikaanse normgroep op de totale schaal en de schalen Aandacht, Successieve informatieverwerking en Simultane informatieverwerking. Paolitto (1999) concludeert dat kinderen met ADHD significant lager scoren op de schaal Planning (groot effect) en de schaal Aandacht (middelgroot tot groot effect). Ten slotte kwam men in recent Italiaans onderzoek (Taddei, Contena, Caria, Venturini, & Venditti, 2011) tot dezelfde conclusies.

Specifieke leerstoornis

In eerder genoemde studie van Taddei et al. (2011) werden tevens de CAS-profielen van kinderen met een specifieke leerstoornis bestudeerd. Het bleek dat deze kinderen beduidend lager scoorden op de schaal Successieve informatieverwerking dan de normgroep. In een ander onderzoek van Keat en Ismail (2011) werden de CAS-scores vergeleken met leesvaardigheden. Het bleek dat er een grote samenhang bestond tussen leesvaardigheden en de schalen Simultane informatieverwerking (.72) en Planning (.68). De schaal Successieve informatieverwerking bleek echter een kleine correlatie (.39) te hebben met leesvaardigheden. De onderzoekers stellen voor dat professionals de overweging maken om de CAS in plaats van een traditionele intelligentietest in te zetten bij het opsporen van de cognitieve processen van kinderen met leesproblemen. In eerder onderzoek van Naglieri, Salter en Edwards (2004) blijkt tevens dat kinderen met een leerstoornis in vergelijking met kinderen zonder

een leerstoornis gemiddeld lager scoren op de schalen Simultane en Successieve informatieverwerking.

Nederlands onderzoek van Van Luit, Kroesbergen, Den Engelsman en Van den Berg (2003) laat tegen de verwachting in zien dat kinderen die mogelijk NLD hebben hetzelfde CAS-scoreprofiel hebben als rekenzwakke kinderen zonder NLD. Ander onderzoek van Kroesbergen, Van Luit en Naglieri (2003) toont echter aan dat kinderen met rekenproblemen op alle CAS-schalen lager scoren dan een controlegroep. De kinderen met rekenproblemen hadden voornamelijk een lage score op Planning en Successieve informatieverwerking.

Naar aanleiding van de onderzoeken naar de factorstructuur van de CAS lijkt deze het beste onderbouwd te zijn met het originele PASS-model. Dit is het sterkste bewijs voor de bruikbaarheid van de CAS. De onderzoeken voor specifieke groepen levert een wisselend beeld op, met enig bewijs dat de CAS inzetbaar is om sterkten en zwaktes binnen het cognitief functioneren van klinische doelgroepen in kaart te brengen. Zo blijkt uit één van de onderzoeken dat de CAS minder cultuurgevoelig is en minder op schoolse kennis is gebaseerd dan de WISC-III. Dit maakt dat de CAS minder de neiging heeft om kinderen onterecht naar een lager onderwijsniveau te verwijzen. Verder blijkt uit verschillende onderzoeken dat kinderen met ADHD een lagere score hebben op de schalen Planning en Aandacht en dat bij verschillende leerstoornissen kinderen afwijkende scores op de CAS-schalen hebben. Dit impliceert dat de CAS een nuttige aanvulling is voor de bestaande manier van diagnostiek naar de sterke en zwakke kanten van het functioneren van een kind.

Methodie

Onderzoeksgroep

Voor dit onderzoek zijn in totaal 316 CAS-afnamen verzameld, waarvan er 154 (48,7%) volledig zijn. De volledige onderzoeksgroep bestaat uit 200 (63,7%) mannen en 115 (36,3%) vrouwen. Van één respondent is het geslacht onbekend. De leeftijd van de 316 respondenten loopt van 5 tot 21 jaar met een gemiddelde van 10,97 en een standaarddeviatie van 3,30. Er zijn 213 afnamen bij 17 organisaties verzameld. De overige 103 afnamen zijn vanuit eerder onderzoek bij verschillende instellingen door de heer A. Ponsioen verzameld. In Tabel 2 is de verdeling in de verschillende soorten instellingen te zien en de verdeling naar geslacht.

Tabel 2. Verdeling instellingen en aantal respondenten

Soort instelling	N	Man	Vrouw	NB
OBC	125	87	38	0
(Speciaal) onderwijs	49	28	20	1
1 ^e en 2 ^e lijnsorganisaties	89	46	43	0
CBO	45	32	13	0
Niet bekend	8	7	1	0
Totaal	316	200	115	1

Noot. OBC = Orthopedagogisch Behandelcentrum, CBO = Centrum voor Begaafdheidsonderzoek, N = aantal respondenten, NB = (geslacht) niet bekend

Dataverzameling

De dataverzameling heeft plaatsgevonden bij instellingen die bekend zijn bij het Landelijk

Kenniscentrum LVB, waarbij er gebruik is gemaakt van dossiergegevens. In totaal is er door onderzoekers bij 17 instellingen data verzameld².

Meetinstrumenten

Binnen het onderzoek zijn er naast CAS-afnamen ook afnamen van de WISC-III verzameld. Daarnaast zijn er indien aanwezig DSM-IV gegevens verzameld.

Data-analyse

Voor het toetsen van de PASS-theorie is gebruik gemaakt van een confirmatieve factoranalyse (CFA) in het programma AMOS. Voor het bepalen van de passendheid/fit is er binnen dit onderzoek uitgegaan van de Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) (Hooper, Coughlan, & Mullen, 2008). Deze maat vergelijkt het theoretische model met het in de data gevonden model net als het veelgebruikte Chi-kwadraat, maar is minder gevoelig voor variantie in de onderzoeksgroep. De RMSEA is momenteel de meest gebruikte maat bij confirmatieve factoranalyses (Kenny, 2012). In eerder genoemde studies naar de factorstructuur is ook deze maat gebruikt bij het toetsen van het PASS-model van de CAS (Deng et al., 2011, Naglieri et al., 2013, Puhan et al., 2005). In dit onderzoek zijn de richtlijnen van Steiger (2007) gebruikt. Volgens deze richtlijnen geeft een waarde van kleiner dan .07 aan dat een model redelijk passend is. Daarnaast zijn binnen dit onderzoek de veelgebruikte richtlijnen van Hu en Bentler (1999) toegepast, waarin wordt gesteld dat een waarde onder .06 een goed passend model aangeeft.

Met behulp van een multivariate variantieanalyse (MANOVA) in SPSS is uitgerekend of er een significant groepseffect bestaat tussen de drie intelligentiegroepen (onafhankelijke variabelen) op de PASS-schalen (afhankelijke variabelen). Volgens Meyers, Gamst en Guarino (2006) is de Wilks' Lambda de meest gebruikte maat binnen onderzoek waarin gebruik wordt gemaakt van multivariate analyses. Daarom is deze maat gebruikt om te onderzoeken of er significante verschillen bestaan tussen de verschillende intelligentiegroepen op de PASS-schalen. Daarnaast wordt gebruik gemaakt van de Pillai's Trace, deze test is robuust wanneer er bijvoorbeeld sprake is van kleine steekproeven en wanneer de data niet normaal zijn verdeeld (Tabachnick & Fidell, 1983). Geven zowel de Wilks' Lambda als de Pillai's Trace een waarde die kleiner dan of gelijk is aan .05, dan wordt er gesproken van een significant groepseffect. Wanneer er sprake is van een dergelijk groepseffect, zal met behulp van de Bonferroni en Tamhane's T2 test onderzocht worden voor welke PASS-schalen er tussen de intelligentiegroepen significante verschillen zijn.

Omdat er binnen de onderzoeksgroep grote verschillen in intelligentieniveau zijn, is het van belang dat bij vergelijkingen tussen de CAS en DSM-IV classificaties de respondenten in drie intelligentiegroepen verdeeld worden. Dit voorkomt dat verschillen die tussen DSM-IV classificaties gevonden worden door verschillen in het intelligentieniveau verklaard worden.

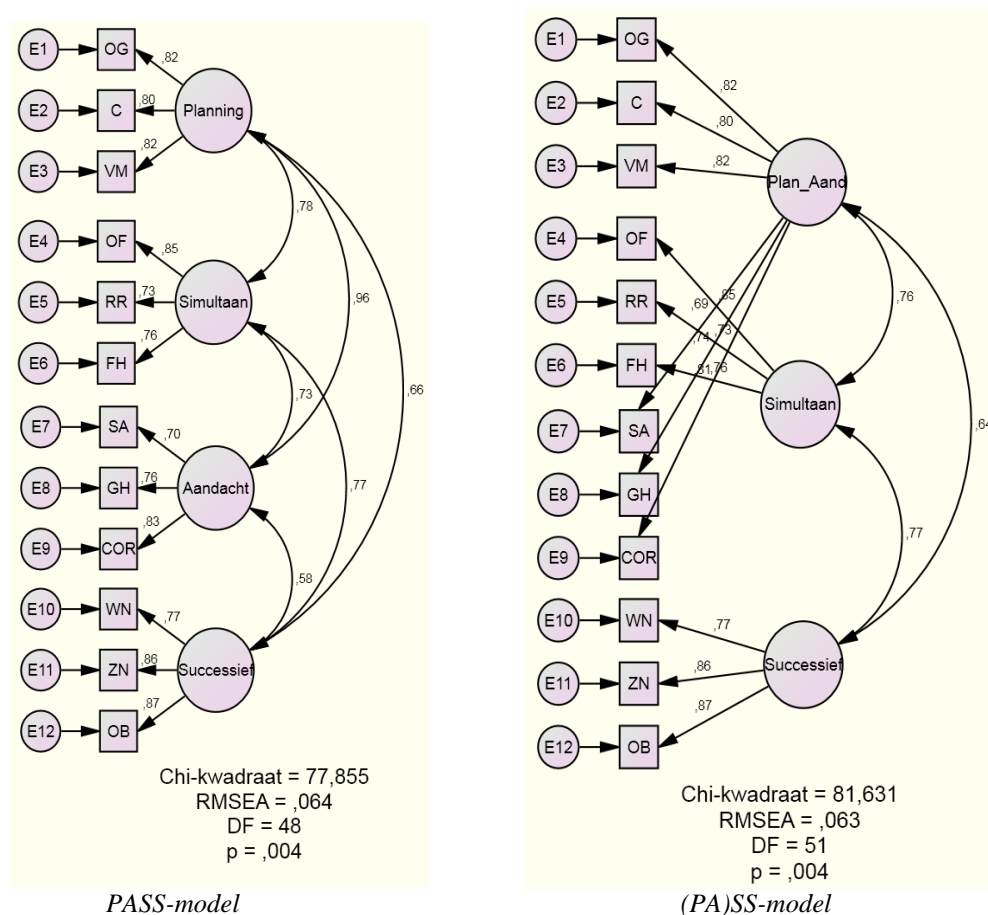
Resultaten

PASS-model en (PA)SS-model

Bij 154 volledige afnamen werd een confirmatieve factoranalyse (CFA) uitgevoerd. De leeftijd van deze groep varieert van 5 tot en met 21 jaar met een gemiddelde leeftijd van 11,41 en een

² Psychologenpraktijk Frumau, Vught; Centrum voor Begaafdheidsonderzoek (CBO), Antwerpen; Pluryn, vestiging Jan Pieter Heije, Oosterbeek; Orthopedagogen Psychologen Praktijk Utrecht (OPPU); Praktijkschool Apeldoorn; Ambiq, Hengelo; Lijn 5, Amstelduin; 's Heeren Loo, Baarn; Dr. Schaepmanstichting, Hengelo; J.H. Donnerschool, De Glind; Johannes Fontanus College, Esveld; Expertis Onderwijsadviseurs, Hengelo; Orthopedagoge Hanny Poldervaart, Rijswijk; Steunpunt Onderwijs, Schiedam; SBO de Vogelhorst, Barneveld; OPM, Nijmegen; Praktijk Equitrust, De Lutte

standaarddeviatie van 3,33. Het oorspronkelijke PASS-model blijkt redelijk passend te zijn op 154 volledige afnamen ($X^2 = 77,855$, $df = 48$, $p = 0,04$, $RMSEA = 0,064$). Er blijkt een zeer hoge correlatie ($r = .96$) te bestaan tussen de factoren Planning en Aandacht. Het (PA)SS model, met de factoren planning en aandacht samengevoegd, werd tevens getoetst bij 154 volledige afnamen. Uit de analyse blijken beide modellen minimaal te verschillen in passendheid/fit ($X^2 = 81,631$, $df = 51$, $p = 0,04$, $RMSEA = 0,063$). Zie Figuur 2 voor de uitdraai van deze analyses.



Figuur 2. Confirmatieve factoranalyses van twee modellen op door ons verzamelde volledige afnamen (N = 154) van de Nederlandse versie van de CAS. Noot. N = aantal, CFA = confirmatieve factoranalyse, RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation, DF = Degrees of Freedom, P = Probability. Plan_Aand = factor Planning + Aandacht. CAS-subtesten: OG = Overeenkomstige Getallen, C = Coderen, VM = Verbindingen Maken, OF = Ontbrekende Figuren, RR = Ruimtelijke Relaties, FH = Figuur Herkenning, SA = Selectieve Aandacht, GH = Getallen Herkennen, COR = Correspondentie, WN = Woordreeksen Nazeggen, ZN = Zinnen Nazeggen, OB = Onzinnen Beantwoorden, E = Error variance

Verkorte versie CAS

Nadat zowel het PASS- als het samengevoegde (PA)SS-model redelijk passend bleken te zijn op de verzamelde volledige afnamen, is er gezocht naar alternatieve goed passende modellen. Een model van de verkorte versie van de CAS met 2 subtesten per PASS-factor leverde een goed passend model

op bij 211 verkorte afnamen ($X^2 = 19,243$, $df = 14$, $p = ,156$). De 211 verkorte afnamen bestaan uit 57 verkorte afnamen en de 154 volledige afnamen, waarbij de laatste subtest per schaal is weggelaten. Er wordt opnieuw een zeer hoge correlatie gevonden tussen de factoren Planning en Aandacht ($r = ,93$).

TIQ <85 en TIQ >85

Vanwege de grote spreiding in TIQ van de WISC-III (49-145, $M = 84,68$, $SD = 21,87$) binnen de volledige CAS-afnamen werden er ten slotte twee confirmatieve factoranalyses gedaan met het oorspronkelijke PASS-model bij twee TIQ groepen: kinderen met een TIQ onder de 85 en kinderen met een TIQ boven de 85. Bij de groep kinderen met een TIQ onder de 85 ($N = 78$) past het model redelijk ($X^2 = 62,691$, $df = 48$, $p = .076$, $RMSEA = .063$). Bij deze groep blijkt er opnieuw een zeer hoge correlatie te bestaan tussen de factoren Planning en Aandacht ($r = .97$). Bij de groep kinderen met een TIQ boven de 85 ($N = 43$) blijkt het PASS-model onvoldoende passend te zijn ($X^2 = 65,950$, $df = 48$, $p = .044$, $RMSEA = .094$). Bij deze groep is een perfecte correlatie ($r = 1.00$) gevonden tussen de factoren Planning en Aandacht.

Relatie CAS met DSM-IV classificaties

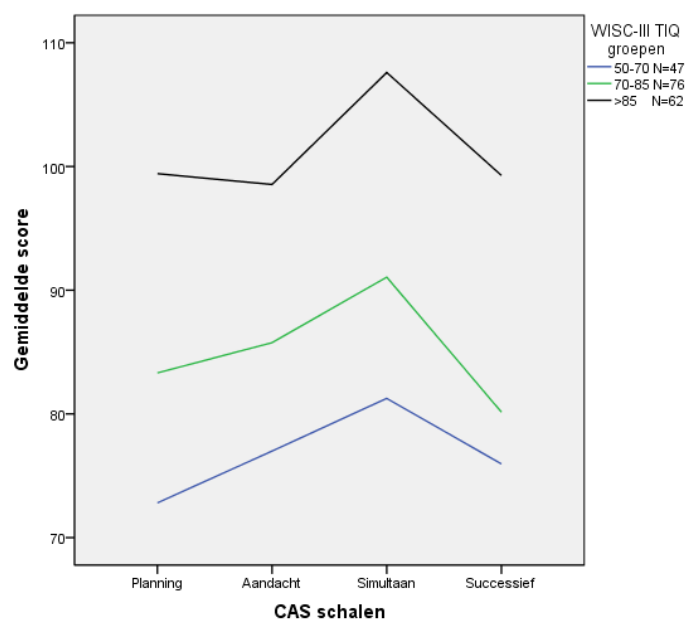
Om de relatie van de CAS met DSM-IV classificaties in kaart te brengen is er onderzocht of de verschillende DSM-IV classificaties binnen de onderzoeksgroep significant van elkaar verschillen op CAS-profielen. Hiervoor is er gebruik gemaakt van de MANOVA toets.

Eerst is er onderzocht of er op basis van CAS-profielen drie WISC-III TIQ groepen te onderscheiden zijn in de onderzoeksgroep. Een MANOVA bij 47 kinderen met een TIQ van 50-70, 76 kinderen met een TIQ van 70-85 en 62 kinderen met een TIQ boven de 85 leverde een significant groepseffect op, Wilks' Lambda = 0.47, $F(8, 358) = 20.83$, $p = .000$, Pillai's Trace = 0.55, $F(8, 360) = 17.04$, $p = .000$. Bij nadere analyse met behulp van de Bonferroni en Tamhane's T2 test blijken bij de drie groepen de scores op de schalen Planning, Simultane informatieverwerking en Aandacht significant van elkaar te verschillen. Op de schaal Successieve informatieverwerking verschilt de groep kinderen met een TIQ van 50-70 niet significant van de groep kinderen met een TIQ van 70-85. Deze groepen verschillen binnen deze schaal wel significant met de groep kinderen met een TIQ boven de 85. Zie Figuur 3 voor een grafische weergave van de resultaten.

Na een vergelijking te maken van CAS-scores met DSM-IV classificaties is ervoor gekozen deze resultaten niet te interpreteren, vanwege de onbetrouwbare samenstelling van de onderzoeksgroep. Zo bleek de totale groep respondenten met een CAS-score te bestaan uit 77 kinderen zonder een DSM-IV as 1 classificatie, 19 kinderen met ADHD/ADD, 11 kinderen met ASS, 5 kinderen met een stemmingsstoornis en 4 kinderen met een reactieve hechtingstoornis. Na een verdeling in drie intelligentiegroepen werden deze aantallen nog kleiner, waardoor een MANOVA geen betrouwbaar beeld kon leveren tussen de groepen DSM-IV classificaties. Daarbij was bij de groep van 77 kinderen zonder DSM-IV classificatie niet duidelijk of er hier daadwerkelijk geen sprake was van een classificatie, of dat er gegevens misten.

Conclusie en discussie

Uit dit onderzoek blijkt dat het (PA)SS-model met de schalen Planning en Aandacht samengevoegd gelijke waarden oplevert als het PASS-model, beide modellen passen redelijk op de data. Dit is in tegenstelling tot enkele eerdere studies (Keith et al., 2001; Kranzler et al., 2000; Kranzler & Keith, 1999) die vonden dat het (PA)SS-model beter passend is dan het PASS-model. Ondanks de hoge correlatie tussen de schalen Planning en Aandacht blijkt er geen aanleiding te zijn om voor de gebruikte onderzoeksgroep de factoren Planning en Aandacht samen te voegen. De vier schalen van de CAS kunnen voor de onderzochte doelgroep worden gebruikt zoals Naglieri en Das (1997) hebben voorgesteld.



Figuur 3. PASS-profielen bij drie WISC-III TIQ groepen (TIQ = Totaal IQ, N = aantal)

In de praktijk wordt regelmatig de verkorte versie van de CAS gebruikt. Het PASS-model blijkt goed passend te zijn op de verkorte versie van de CAS. Dit betekent dat de verkorte versie, volgens de analyse, goed in staat is om uitspraken te doen over de PASS-schalen bij de klinische doelgroep. Een voordeel van de verkorte versie is dat deze minder tijdrovend is. Dit is zowel voor het onderzochte kind als de professional praktisch zeer relevant. Hierbij moet echter in acht worden genomen dat een verkorte versie van de CAS minder informatie oplevert dan een volledige afname.

Bij de groep kinderen met een TIQ onder de 85 ($N = 78$) blijkt dat het oorspronkelijke PASS-model redelijk passend is. Ondanks de complexiteit van de kinderen uit dit deel van de onderzoeksgroep blijkt de CAS voldoende in staat te zijn om de verschillende PASS-processen te onderscheiden. Gebruik van de CAS bij de LVB-groep lijkt hierdoor gerechtvaardigd. Dit positieve resultaat komt niet overeen met het resultaat van de groep kinderen met een TIQ boven de 85. Voor deze groep blijkt uit dit onderzoek dat de CAS onvoldoende in staat is om de PASS-processen te onderscheiden. Daardoor is het doen van uitspraken over de processen voor de groep met een TIQ boven de 85 volgens dit onderzoek minder gerechtvaardigd. Gezien de beperkte omvang van deze groep kinderen ($N = 43$) en heterogeniteit door het aandeel van hoogbegaafde kinderen is vervolgonderzoek aan te raden.

Aan de hand van multivariate variantieanalyses is het onderscheidend vermogen van de CAS onderzocht. De CAS blijkt zoals verwacht in staat te zijn om drie intelligentiegroepen te onderscheiden (TIQ 50-70, 70-85 en >85). Naar aanleiding van een literatuurstudie naar CAS-scores en DSM-IV classificaties is er bewijs dat de CAS een aanvulling kan zijn op het diagnostisch proces bij kinderen en jongeren met een LVB. Helaas bleek de samenstelling van de onderzoeksgroep bij dit onderzoek te onbetrouwbaar te zijn (onder andere door grote verschillen in groepsgrootte) om een vergelijking te maken. Een onderzoek met gelijke onderzoeksgroepen en eventueel een experimentele en controlegroep zoals in eerder onderzoek van Van Luit, Kroesbergen en Naglieri (2005) is dan ook aan te raden.

Literatuur

- Carroll, J. B. (1997). The three-stratum theory of cognitive abilities. In D. P. Flanagan & P. L. Harrison (Eds.), *Contemporary intellectual assessment: Theories, tests, and issues* (pp. 122-130). New York: Guilford Press.
- Das, J. P., Kirby, J. R., & Jarman, R. F. (1975). Simultaneous and successive syntheses: An alternative model for cognitive abilities. *Psychological Bulletin*, 82, 87-103.
- Das, J. P., Naglieri, J. A., & Kirby, J. R. (1994). *The PASS Model of Intelligence* [Model]. Geraadpleegd op <http://dascentre.educ.ualberta.ca/cerd.html>.
- Deng, C. P., Liu, M., Wei, W., Chan, R. C., & Das, J. P. (2011). Latent factor structure of the Das-Naglieri Cognitive Assessment System: A confirmatory factor analysis in a Chinese setting. *Research In Developmental Disabilities*, 32, 1988-1997.
- Gunderson, L., & Siegel, L. S. (2001). The evils of the use of IQ tests to define learning disabilities in first- and second-language learners. *The Reading Teacher*, 55, 48-55.
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. R. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *The Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cut-off criteria for fit indices in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- Keat, O. B., & Ismail, K. H. (2011). The relationship between cognitive processing and reading. *Asian Social Science*, 7(10), 44-52.
- Keith, T. Z., Kranzler, J. H., & Flanagan, D. P. (2001). What does the Cognitive Assessment System (CAS) measure? Joint confirmatory factor analysis of the CAS and the Woodcock-Johnson Tests of Cognitive Ability (3rd ed.). *School Psychology Review*, 30(1), 89-119.
- Kenny, D. A. (2012). *Measuring Model Fit*. Geraadpleegd op <http://davidakenny.net/cm/fit.htm>
- Kort, W., Schittekatte, M., Dekker, P. H., Verhaeghe, P., Compaan, E. L., Bosmans, M., & Vermeir, G. (2005). *WISC-III NL Wechsler Intelligence Scale for Children. David Wechsler. Derde Editie NL. Handleiding en Verantwoording*. Amsterdam: Harcourt Test Publishers / Nederlands Instituut van Psychologen Dienstencentrum.
- Kranzler, J. H., & Keith, T. Z. (1999). Independent confirmatory factor analysis of the Cognitive Assessment System (CAS): What does the CAS measure? *School Psychology Review*, 28, 117-144.
- Kranzler, J. H., Keith, T. Z., & Flanagan, D. P. (2000). Independent examination of the factor structure of the Cognitive Assessment System (CAS): Further evidence challenging the construct validity of the CAS. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 18(2), 143-159.
- Kroesbergen, E. H., Van Luit, J. E. H., & Naglieri, J. A. (2003). Mathematical learning difficulties and PASS cognitive processes. *Journal of Learning Disabilities*, 36, 574-582.
- Kroesbergen, E. H., Van Luit, J. E. H., Van der Ben, E., Leuven, N., & Vermeer, A. (2000). Meten van intelligentie bij kinderen met ADHD. *Tijdschrift voor Orthopedagogiek, Kinderpsychiatrie en Klinische Kinderpsychologie*, 25, 168-179.
- Meyers, L., Gamst, G., & Guarino, A. J. (2006). *Applied Multivariate Research Design and Interpretation*. Newbury Park, CA: Sage.
- Naglieri, J. A., & Das, J. P. (1997). *Cognitive Assessment System*. Chicago: Riverside.
- Naglieri, J. A., Goldstein, S., Iseman, J. S., & Schwebach, A. (2003). Performance of children with attention deficit hyperactivity disorder and anxiety/depression on the WISC-III and Cognitive Assessment System (CAS). *Journal of Psychoeducational Assessment*, 21, 32-42.
- Naglieri, J. A., & Rojahn, J. (2001). Intellectual classification of black and white children in special education programs using the WISC-III and the cognitive assessment system. *American Journal on Mental Retardation*, 106, 4, 359-367.
- Naglieri, J. A., Salter, C. J., & Edwards, G. H. (2004). Assessment of children with attention and reading difficulties using the PASS theory and Cognitive Assessment System. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 22, 93-105.
- Naglieri, J. A., Taddei, S., & Williams, K. M. (2013). Multigroup confirmatory factor analysis of U.S. and Italian children's performance on the PASS theory of intelligence as measured by the Cognitive Assessment System. *Psychological Assessment*, 25, 157-166.
- Nationaal Kompas Volksgezondheid. (2012). *Wat is een verstandelijke handicap en wat zijn de gevolgen ervan?* Versie 4.10, 13 december 2012. Geraadpleegd op <http://www.nationaalkompas.nl/gezondheid-en-ziekte/ziekten-en-aandoeningen/psychische-stoornissen/verstandelijke-handicap/wat-is-een-verstandelijke-handicap/>

- Paolitto, A. W. (1999). Clinical validation of the Cognitive Assessment System for children with ADHD. *The ADHD Report*, 7, 1-5.
- Pesch, W., & Ponsioen, A. J. G. B. (2004). Flinterdunne en flagrante Flynn-effecten: Aanbevelingen voor het gebruik van de WISC-III. *De Psycholoog*, 39, 64-68.
- Puhan, G., Das, J. P., & Naglieri, J. A. (2005). Separating planning and attention: Evidential and consequential validity. *Canadian Journal of School Psychology*, 20, 75-84.
- Schalock, R. L., Borthwick-Duffy, S. A., Bradley, V. J., Buntinx, W. H. E., Coulter, D. L., Craig, E. M., . . . Yeager, M. H. (2010). *Intellectual Disability: Definition, Classification, and Systems of Supports* (11th ed.). Washington DC: American Association on Intellectual and Developmental Disabilities.
- Steiger, J. H. (2007). Understanding the limitations of global fit assessment in structural equation modeling. *Personality and Individual Differences*, 42, 893-898.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (1983). *Using multivariate statistics*. New York: Harper & Row.
- Taddei, S., Contena, B., Caria, M., Venturini, E., & Venditti, F. (2011). Evaluation of children with Attention Deficit Hyperactivity Disorder and Specific Learning Disability on the WISC and Cognitive Assessment System (CAS). *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 29, 574-582.
- Thijs, F. M., Hoogervorst, J. W. M., Pesch, J. W. E., & Ponsioen, A. J. G. B. (2010). Het gebruik van de WAIS-III-NL bij (jong)volwassenen met lagere IQ's (Met de WAIS-III blijft het 'vissen in troebel water'). *De Psycholoog*, 45(3), 38-45.
- Van Luit, J. E. H., Kroesbergen, E. H., Den Engelsman, M. J., & Van den Berg, A. E. M. (2003). Prevalentie van NLD in een rekenzwakke populatie en CAS-profielen van NLD. *Tijdschrift voor Orthopedagogiek*, 42, 447-455.
- Van Luit, J. E. H., Kroesbergen, E. H., & Naglieri, J. A. (2005). Utility of the PASS theory and Cognitive Assessment System for Dutch children with and without ADHD. *Journal of Learning Disabilities*, 38, 434-439.
- Van Luit, J. E. H., Kroesbergen, E. H., Van der Ben, E., & Leuven, N. (1998). *Cognitive Assessment System, Nederlandse versie*. Utrecht: ISED, Universiteit Utrecht (interne publicatie).
- Whitaker, S. (2008). Intellectual disability: A concept in need of revision? *The British Journal of Developmental Disabilities*, 54(106), 3-9.
- Zoon, M. (2012). *Wat werkt bij jeugdigen met een licht verstandelijke beperking?* Geraadpleegd op http://www.nji.nl/nji/dossierDownloads/LVB_Wat_werkt.pdf