

# CoVaT-CHC Basisversie

Cognitieve VaardigheidsTest volgens het CHC-model

M. Tierens

## Onderzoeksrapport Constructvaliditeit

(in ontwikkeling, versie september 2017)



# COVAT – CHC BASISVERSIE ONDERZOEKSRAPPORT CONSTRUCTVALIDITEIT

M. Tierens (2017)

## Methodologische introductie

De CoVaT-CHC werd gebaseerd op het Cattell – Horn – Carroll model (CHC – model, ref). Onderzoek op de interne structuur van de CoVaT – CHC geeft een beeld van de begripsvaliditeit. De begripsvaliditeit gaat na of het instrument het onderliggende begrip goed meet (Drenthe & Sijtsma, 2006)

### Intercorrelaties

De meest eenvoudige manier om de interne structuur van de CoVaT – CHC na te gaan, is een visuele inspectie van de intercorrelatie tussen de subtests (Vander Steene & Germeijs, 1999). Wanneer de correlaties tussen subtests die tot dezelfde BCV behoren hoger zijn (convergente validiteit) dan de correlaties tussen subtests van verschillende BCV (divergente validiteit) dan is dit een eerste indicatie dat er verschillende BCV gemeten worden.

### Factoranalyse

Een handige en veel gebruikte methode om de achterliggende structuur van een multidimensioneel concept, zoals intelligentie, meer objectief te onderzoeken is factoranalyse (Vander Steene & Germeijs, 1999). Factoranalyse is een statistische techniek om informatie uit een groot aantal observeerbare variabelen samen te vatten (clusteren) in een kleiner aantal achterliggende (latente of niet - observeerbare) variabelen of factoren (Drenthe & Sijtsma, 2006). De techniek kan dan ook gebruikt worden om psychologisch betekenis te geven aan de achterliggende variabelen (factoren) die deel uitmaken van de onderliggende structuur van de CoVaT – CHC, gebaseerd op de variantie in de geobserveerde testcores van de subtests.

Concreet bestaat de variantie van een variabele uit gemeenschappelijke en unieke variantie. In de factoranalyse worden de variabelen, door middel van statistisch procedures, gehergroepeerd in een beperkt aantal clusters of factoren gebaseerd op gemeenschappelijke variantie van de geobserveerde variabelen (Vander Steene et al., 1986; Yong & Pearce, 2013). Voor de subtests van de CoVaT-CHC worden deze factoren, op basis van het CHC – model, geïnterpreteerd als brede cognitieve vaardigheden (BCV).

De meest gebruikte technieken voor factoranalyses zijn Exploratorische Factoranalyse (EFA) en Confirmatorische factoranalyses (CFA). EFA probeert onderliggende patronen te ontdekken door de geobserveerde dataset te exploreren, terwijl CFA hypothesen probeert te bevestigen en gebruik maakt van paddiagrammen of modellen om de variabelen en factoren te vertegenwoordigen (Child, 2006 in Yong & Pearce, 2013).

### EFA

Exploratorische fact

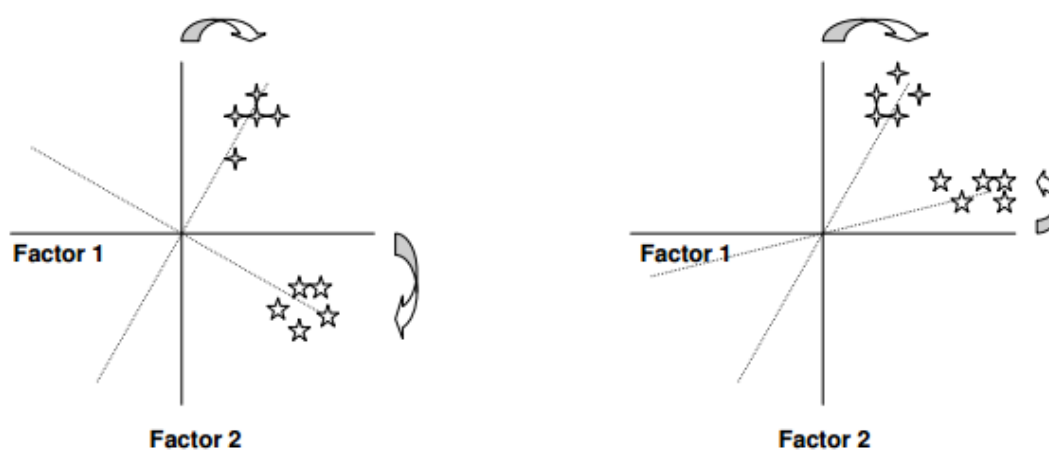
Proportionele variantie toont hoeveel elke factor bijdraagt aan de totale variantie van de testcores

Factorladingen tonen hoeveel een variabele bijdraagt aan een factor: hoe hoger de factorlading, hoe meer deze bijdraagt (Harman, 1976 in Yong & Pearce, 2013). Er wordt met andere woorden ana de

hand van factorladingen nagegaan met welke factoren (i.e. achterliggende of latente variabelen) een subtest relatief hoog of laag correleert.

Om factoren uit EFA te kunnen interpreteren is het noodzakelijk om ze te roteren, aangezien niet-geroteerde factoren dubbelzinnig zijn. Door middel van een rotatie wordt getracht dat elke variabele op zo weinig mogelijk factoren laadt, maar met een zo hoog mogelijke lading bij elke variabele (Rummel, 1970 in Yong & Pearce, 2013). Verschillende rotatietechnieken zijn onder te brengen in twee soorten: orthogonale rotatie en oblieke (schuine) rotatie. Orthogonale rotatie, o.a. de veelgebruikte Varimax rotatie, roteert factoren  $90^\circ$  van elkaar en kan gebruikt worden wanneer de factoren ongecorrleerd zijn. De theorie ivm het CHC – model veronderstelt echter dat de BCV, de factoren of achterliggende variabelen obv de subtestscores van de CoVaT - CHC, wel gecorrleerd zijn. Bij oblieke rotatie worden de factoren geen  $90^\circ$  van elkaar geroteerd en zijn de factoren wel gecorrleerd. Er zijn verschillende soorten oblieke rotatietechnieken, waaronder de Promax rotatie.

.\



- *Figure 2: graphical representation of factor rotation. The left graph represents orthogonal rotation and the right one represents oblique rotation. The stars represent the loadings of the original variables on the factors. (Source for this figure: Field 2000: 439).*

### CFA

Bij confirmatorische factoranalyse (CFA) wordt vooraf een model geformuleerd, in dit geval het CHC – model. Dit model wordt dan gespecificeerd (toetsbaar gemaakt), geschat en op zijn houdbaarheid getoetst.

## Methode

### Intercorrelaties

Om de convergente en divergente validiteit van de schalen vast te stellen werden eerst de correlaties tussen de subtests onderling vergeleken. Vervolgens werd er gekeken naar de correlaties tussen de BCV onderling en naar de correlaties tussen de BCV en de globale cognitieve vaardigheid (GCV).

### EFA

Google: exploratorische factoranalyse validiteit

### CFA

Voor CFA werden missing data geschat.

Om de structuur van de CoVaT-CHC Basisversie verder te onderzoeken werden een aantal confirmatorische factoranalyses uitgevoerd, met behulp van het Lavaan package in R (Rosseel, 2012). Er werden drie theoretische modellen met elkaar vergeleken:

1. Een model waar de subtests op één factor laden (cf. Spearman's *g* model)
2. Een model waar de subtests op de vijf BCV laden: Gf (Puntreeksen en Figuurreeksen), Gc (Schiften en tegenstellingen), Gsm (Geheugen A en B), Gv (Gedraaide Figuren en Dozen Plooien), Gs (Geheime Code periode 1 en 3) waarbij de BCV met elkaar gecorreleerd zijn (cf. Cattell – Horn Model)
3. Een model gelijk aan model 2, maar met een algemene *g* factor als verklaring voor correlaties tussen de BCV (cf. CHC – model)

## Resultaten

### Intercorrelaties

#### Subtests

Tabel 1 geeft een overzicht van de gemiddelde intercorrelaties tussen de subtests op de geobserveerde testcores voor Vlaanderen voor de verschillende leeftijdsgroepen. De intercorrelaties tussen de subtests per leeftijdscategorie zijn terug te vinden in bijlage 3 van Tierens en Magez (2016b)

Tabel 1. Gemiddelde intercorrelaties subtests voor Vlaanderen (9;6 jaar – 13;11 jaar), overgenomen uit Tierens & Magez, 2016b

	<b>FigR</b>	<b>Schift</b>	<b>Teg</b>	<b>GehA</b>	<b>GehB</b>	<b>GeFig</b>	<b>DoPI</b>	<b>GeCo</b>
<b>PuntR</b>	<b>.57</b>	.47	.50	.37	.39	.37	.40	.30
<b>FigR</b>		.54	<b>.58</b>	.46	.49	<b>.48</b>	<b>.66</b>	.29
<b>Schift</b>			<b>.68</b>	.51	.50	.33	.40	.31
<b>Teg</b>				.52	.49	.35	<b>.44</b>	.28
<b>GehA</b>					<b>.72</b>	.23	.32	.40
<b>GehB</b>						.27	.34	.44
<b>GeFig</b>							<b>.43</b>	.25
<b>DoPI</b>								.20

*Noot.* De blauwe cijfers zijn de correlaties tussen subtests van dezelfde BCV; de rode cijfers duiden aan welke correlaties hoger zijn tussen subtest van een andere BCV, in vergelijking met de correlatie tussen de subtest van dezelfde BCV (blauwe cijfers).

Uitgezonderd voor Figuurreeksen en Dozen plooien zijn de correlaties tussen de subtests die dezelfde BCV meten hoger (convergent) dan de correlaties tussen subtests die een andere BCV meten (divergent). Figuurreeksen en Dozen Plooien hebben echter een hogere correlatie met elkaar (en in mindere mate ook met Tegenstellingen) dan met respectievelijk Puntreeksen en Gedraaide Figuren. Deze intercorrelatie blijkt te stijgen met de leeftijd (van .59 voor de jongste tot .73 voor de oudste leeftijdsgroep; Tierens en Magez, 2016b).

*BCV Indexen en GCV*

Tabel 2 geeft een overzicht van de gemiddelde correlaties tussen de geobserveerde procentscores van de BCV indexen onderling en met GCV, met correctie voor de leeftijd. De intercorrelaties tussen de geobserveerde procentscores van de BCV indexen per leeftijdscategorie zijn terug te vinden in bijlage 4 van Tierens en Magez (2016b)

Tabel 2. Gemiddelde correlaties tussen BCV en GCV voor Vlaanderen (9;6 jaar – 13;11 jaar), aangepast uit Tierens & Magez, 2016b

	<b>Gf</b>	<b>Gc</b>	<b>Gsm</b>	<b>Gv</b>	<b>Gs</b>
<b>Gf</b>		.65	.52	.68	.32
<b>Gc</b>			.59	.49	.32
<b>Gsm</b>				.37	.45
<b>Gv</b>					.26
<b>GCV</b>	.91	.83	.75	.77	.47

De correlaties tussen de BCVs onderling zijn **middelmatig tot hoog (zie boek Tim)**. De correlaties tussen de BCV en GCV zijn het grootst voor Gf, dan Gc, gevolgd door Gsm en Gv, en het kleinst voor Gs.

**EFA**

65% totale verklaarde variantie

	Factor 1 (Gs)	Factor 2 (Gsm)	Factor 3 (Gc)	Factor 4 (Gv/Gf)	Factor 5 (Gf/Gv)	$h^2$		
PuntR					0.67	0.58		
FigR				0.35	0.49	0.79		
Schift			0.73			0.70		
Teg			0.88			0.81		
GehA		0.68				0.73		
GehB		0.97				0.86		
GeFig					0.40	0.41		
DoPl				0.99		0.82		
GeCo1	1.04					0.95		
GeCo2	0.71					0.62		
% Verklaarde variantie	0.16	0.14	0.14	0.12	0.09			

Noot. Factorladingen <.30 worden niet getoond

	Factor 1 (Gs)	Factor 2 (Gsm)	Factor 3 (Gc)	Factor 4 (Gf/Gv)
Factor2	.43			
Factor3	.63	.60		
Factor4	.51	.68	.77	
Factor5	.52	.78	.63	.77

**CFA**

De fit indices van de drie modellen zijn weergegeven in Tabel 4 (Tierens & Magez, 2016a).

Tabel 4

*Confirmatorische factor analyses voor de CoVaT – CHC Basisversie*

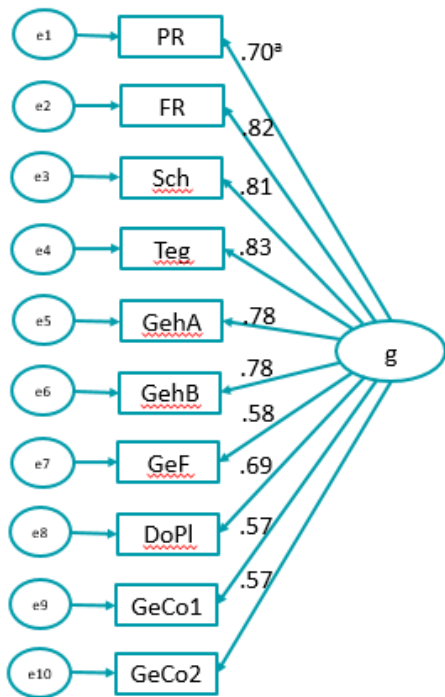
<b>Model</b>	<b><math>\chi^2(df)</math></b>	<b>CFI</b>	<b>TLI</b>	<b>RMSEA[90% BI]</b>	<b>SRMR</b>
<b>1 (Een factor)</b>	3069.28*(35)	.80	.75	.17[.16-.17]	.08
<b>2 (Twee strata)</b>	270.57*(25)	.98	.97	.06[.05-.06]	.02
<b>3 (Drie strata)</b>	867.44*(30)	.95	.92	.10[.09-.10]	.05

\* $p < .001$ 

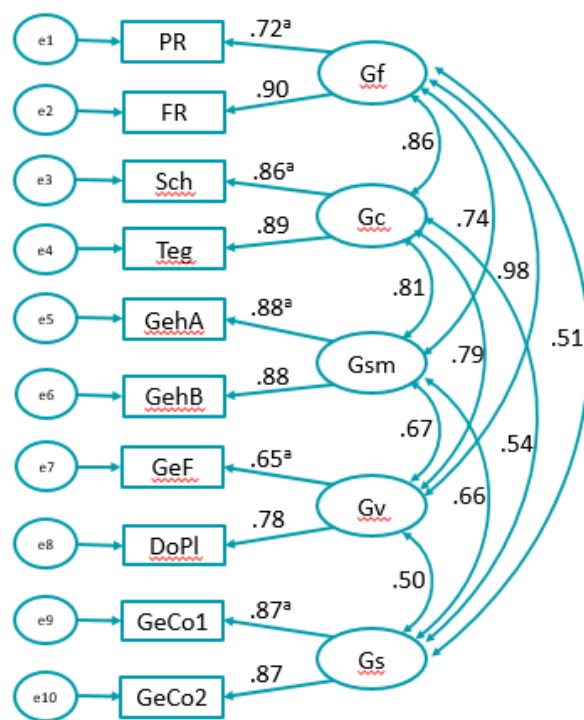
Noot. CFI = een globale 'goodness of fit' (data vs. model); TLI = een relatieve 'goodness of fit' (statistisch nulmodel vs. uiteindelijke statistische model); RMSEA = een (soort) foutenterm naar analogie met klassieke data-analyses (vb. MSE van ANOVA, regressie); SRMR = een (soort) foutenterm die ook rekening houdt met afhankelijkheden tussen de factoren (zijn de assumpties die gemaakt werden over de afhankelijkheden tussen factoren statistisch goed passend bij de data) (Kline, R. B. (2010).

De fit van Model 1 met één algemene intelligentiefactor blijkt niet adequaat, wanneer de fit indices vergeleken worden met de richtlijnen van Hu en Bentler (1999; CFI/TLI > .95; RMSEA < .05; SRMR < .06). Model 2, waarbij de BCV onderling met elkaar gecorreleerd zijn, laat een uitstekende fit zien en is het beste model van de drie, wat wijst op het belang van de BCV. De correlaties tussen de BCV variëren van .50 (tussen Gv en Gs) tot .98 (tussen Gf en Gv). Deze hoge correlaties kunnen theoretisch verklaard worden door het bestaan van een hogere orde algemene *g* factor, zoals in het CHC – model, wat wordt nagegaan in Model 3. De fit van Model 3 is echter iets minder goed dan voor Model 2. De hogere correlaties tussen de subtests Figuurreeksen (Gf) en Dozen Plooien (Gv, zie eerder) en de hoge correlaties tussen Gf en Gv in Model 2, wijzen mogelijk op een misfit. Om dit te onderzoeken werd nog een vierde model getest waarbij een extra verband werd toegestaan tussen Figuurreeksen en Gv. Dit vierde model, voor de rest vergelijkbaar met Model 3, vertoonde eveneens een uitstekende fit vergelijkbaar met die van Model 2. Er kan dan ook geconcludeerd worden dat de structuur van de CoVaT-CHC Basisversie, wanneer rekening gehouden wordt met de relatie tussen Figuurreeksen en Dozen Plooien, duidelijk overeenkomt met de structuur van het CHC – model. De goede fit van Model 2 toont het belang van het gebruik maken van de brede cognitieve vaardigheden (eventueel aangevuld met de algemene *g* factor).

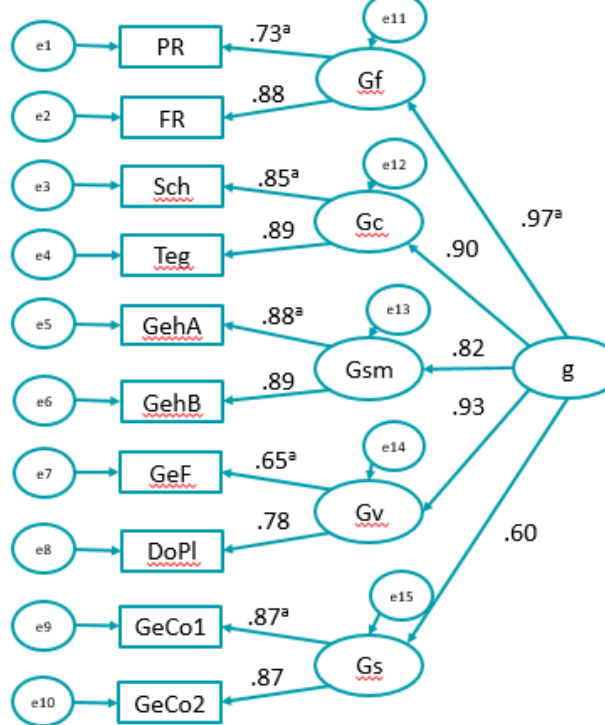
**Model 1** (One – Factor: Spearman's g)



**Model 2** (Two – Stratum: Cattell – Horn model)



**Model 3** (Three Stratum: CHC – model)



## Conclusie

Op basis van een visuele inspectie van de intercorrelaties wordt de onderverdeling van de subtests in verschillende BCV bevestigd. Enkel Figuurreeksen en Dozen Plooien bleken onderling sterker samen te hangen dan met de andere subtest uit hun eigen BCV (resp. Puntreeksen en Gedraaide Figuren). Hiervoor zijn verschillende mogelijke verklaringen: ten eerste vereist Figuurreeksen, meer dan Puntreeksen, visuele informatieverwerking (Gv) én vraagt Dozen Plooien meer redeneren (Gf) dan Gedraaide Figuren. Daarnaast blijkt Dozen Plooien een beroep te doen op vaardigheden die gemiddeld genomen past rond 11 à 12 jaar tot ontwikkeling komen, wat mogelijk een verklaring is voor de stijging in de correlatie over de leeftijd heen (Magez & Tierens, 2016). Momenteel loopt er verder onderzoek om na te gaan hoe de intercorrelaties verder evolueren met stijgende leeftijd.

De **middelmatig tot hoge correlaties** tussen de BCV en GCV tonen aan dat de algemene intelligentiefactor een rol speelt in alle BCV, wat verwacht wordt op basis van het CHC-model (**ref**). De grootteorde van de correlaties tussen de BCV en GCV bevestigt de veronderstelling van het CHC model dat Gf het meest beïnvloed wordt door de algemene intelligentiefactor en Gs het minst.

## Referenties

- Drenth, P.J.D., & Sijtsma, K. (2006). *Testtheorie: Inleiding in de theorie van de psychologische test en zijn toepassingen* (4<sup>de</sup> ed.). Houten: Bohn Stafleu van Loghum.
- Hu, L., & Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modelling*, 6(1), 1-55.
- Kline, R. B. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). New York: Guilford Press.
- Tierens, M., & Magez, W. (2016b). *Betrouwbaarheid en betrouwbaarheidsintervallen*. Geraadpleegd op 7 september 2016 via <http://www.thomasmore.be/psychodiagnostisch-centrum/covat-chc-basisversie-0>
- Vander Steene, G., & Germeijs, V. (1999). *Test voor cognitieve vaardigheden einde basisonderwijs (TCV6)* [onuitgegeven intern document]. Leuven: KULeuven, Centrum voor Schoolpsychologie, Centrum voor Psychodiagnostische Methoden
- Vander Steene, G., van Haasen, P.P., De Bruyn, E.E.J., Coetsier, P., Pijl, Y.J., Poortinga, Y.H., Spelberg, H.C., & STinissen, J. (1986). *Wechsler Intelligence Scale for Children – Revised (WISC – R)*, Nederlandste uitgave: Verantwoording. Lisse: Zwets & Zeitlinger B.V.
- Yong, A.G., & Pearce, S. (2013). A beginner's guide to factor analysis: Focusing on exploratory factor analysis. *Tutorials in Quantitative Methods for Psychology*, 79 – 94. Doi: 10.20982/tqmp.09.p079