

Het meten van het temperament van kinderen.

Een kwantitatief onderzoek naar de psychometrische kwaliteit van de Nederlandse versie van de Children's Behaviour Questionnaire- Very Short Form.

Nickée de Jonge

S4424077

Masteropleiding Orthopedagogiek, Faculteit der gedrags- en Maatschappijwetenschappen,

Rijksuniversiteit Groningen.

1^e beoordelaar: Dr. W.J. Post.

2^e beoordelaar: Prof. Dr. L. Batstra.

3 december 2023

Woordenaantal: 7775

Abstract

The Children's Behavior Questionnaire – Very Short Form (CBQ-VSF) measures the temperament of children ages three through eight (RAND, 2018; Putnam & Rothbart, 2006). Temperament consists of three dimensions: surgency, negative affect en effort control (Rothbart et al., 2001). Previous publications showed conflicting results on the psychometric quality of the (Dutch version of the) CBQ-VSF and limited research has been conducted. Therefore, the research question of this study is: What is the psychometric quality of the Dutch version of the Children's Behavior Questionnaire- Very Short Form (CBQ-VSF)? The research question was answered by examining the scale strength, reliability, and sample independence concerning the three dimensions. Data for this study were collected by performing with the CBQ-VSF to 104 Dutch parents of three-year-old children. This data was analyzed with a confirmatory Mokken scale analysis (C-MSA). Results showed that items within the three dimensions displayed insufficient scale strength (H -scale value <0.3). After identifying weak dimensions, there is examined whether the items could form new scales. These are three new reliable and sufficiently strong scales that can be interpreted as emotional imbalance, alertness, and uncertainty. All three scales show sample independence. In conclusion, this means that the psychometric quality of the CBQ-VSF based on the three original dimensions is insufficient. There may be three new scales that require further follow-up research to achieve consistent measurement of temperament.

Samenvatting

De Children's Behavior Questionnaire – Very Short Form (CBQ-VSF) meet het temperament van kinderen van drie tot en met acht jaar (RAND, 2018; Putnam & Rothbart, 2006). Temperament bestaat uit drie dimensies: *surgency*, *negative affect* en *effort control* (Rothbart et al., 2001). Eerdere publicaties toonden tegenstrijdige resultaten aan over de psychometrische kwaliteit van de (Nederlandse versie van de) CBQ-VSF en er is beperkt onderzoek uitgevoerd. De onderzoeksvraag is dan ook: Wat is de psychometrische kwaliteit van de Nederlandse versie van de Children's Behavior Questionnaire- Very Short Form? De onderzoeksvraag wordt beantwoord door de schaalsterkte, betrouwbaarheid en steekproefonafhankelijkheid ten opzichte van de drie dimensies te onderzoeken. De gegevens voor dit onderzoek zijn verzameld door de CBQ-VSF af te nemen bij 104 Nederlandse ouders van driejarige kinderen. Deze data is geanalyseerd met een confirmatieve mokkenschaalanalyse (C-MSA). Uit de resultaten blijkt dat items binnen de drie dimensies onvoldoende schaalsterkte vertonen (H -schaalwaarde <0.3). Na het identificeren van zwakke dimensies, is onderzocht of de items nieuwe schalen zouden kunnen vormen. Dit zijn drie nieuwe betrouwbare en voldoende sterke schalen die geïnterpreteerd kunnen worden als: emotionele onevenwichtigheid, alertheid en onzekerheid. Alle drie de schalen tonen steekproefonafhankelijkheid. Concluderend betekent dit dat de psychometrische kwaliteit van de CBQ-VSF op basis van de drie oorspronkelijke dimensies onvoldoende is. Er zijn mogelijk drie nieuwe schalen die nader vervolgonderzoek vereisen om tot consistent meetgedrag van temperament te komen.

Inhoudsopgave

Abstract	2
Samenvatting.....	3
Inhoudsopgave	4
Inleiding	5
Kinderen en het temperament.....	5
De CBQ-VSF en de psychometrische kwaliteit	7
Verschil ouders in het beoordelen van temperament	8
Doel- en vraagstellingen.....	9
Methode.....	10
Onderzoeksdesign	10
Participanten	10
Procedure	10
Instrument en variabelen	10
Data-analyse	12
Item Respons Theorie en mokkenschaalanalyse	12
Analyse deelvragen.....	13
Resultaten.....	15
Testprocedure	15
Assertiviteit.....	15
Negatief affect	16
Zelfregulatie.....	17
Secundaire analyse - searchprocedure.....	18
Schaal één	18
Schaal twee	20
Schaal drie	21
Conclusie, discussie en aanbevelingen	23
Conclusie	23
Discussie.....	25
Aanbevelingen.....	26
Literatuurlijst.....	27
Bijlagen	32
Bijlage 1: Nederlandse versie van CBQ-VSF	32

Inleiding

Kinderen verschillen in zelfregulatie en reactiviteit (Rothbart, 1981; Thomas & Chess, 1977). De latente eigenschap, een kenmerk dat niet direct waarneembaar is, die deze varianties omvat, staat bekend als temperament (Putnam & Rothbart, 2006). Om een latente eigenschap, zoals temperament, te meten dient een meetinstrument van voldoende psychometrische kwaliteit te zijn. Dit is van belang voor het valide en betrouwbaar meten van de latente eigenschap zodat resultaten gegeneraliseerd kunnen worden. In dit onderzoek is de Nederlandse versie van de Children's Behavior Questionnaire – Very Short Form (CBQ-VSF) onderzocht, omdat tot op heden er hiernaar beperkt onderzoek is gedaan en er tegenstrijdigheden zijn beschreven over de psychometrische kwaliteit.

Kinderen en het temperament

Het is algemeen bekend dat kinderen een snelle ontwikkeling doormaken wat zich op verschillende manieren uitdrukt. Kinderen in de peuterleeftijd (twee tot vier jaar) leren bijvoorbeeld meer woorden te begrijpen en spreken (Nederlands Jeugdinstituut, z.d.-a). Kinderen in de kleuterleeftijd (vier tot zes jaar) leren onder andere hun gevoelens uit te drukken naar andere kinderen en volwassenen (Nederlands Jeugdinstituut z.d.-b). Daarnaast werken kinderen aan de sociale interactie met leeftijdgenoten door het delen van speelgoed en het voeren van gesprekken (Nederlands Jeugdinstituut, z.d.-a; Nederlands Jeugdinstituut, z.d.-b; Spanjaard & Slot, 2015).

Naast de bovenstaande voorbeelden ondergaat ook het temperament van kinderen een ontwikkeling. Het blijkt dat temperament een complex construct is om te omschrijven. Hierom zijn theoretische modellen ontwikkeld om temperament te definiëren. Een welbekend model is deze van Rothbart (1981). Dit model beschrijft temperament als een fysiologisch individueel verschil dat een kind ervaart in zelfregulatie en reactiviteit (Rothbart, 1981; Putnam & Rothbart, 2006). Zelfregulatie verwijst naar het vermogen om dominante en impulsieve reacties (boosheid) af te remmen of adequate reacties (concentratie) toe te passen. Dit proces levert input voor gedrags- en emotieregulatie (Rothbart, 1981; Putnam & Rothbart, 2006). Zelfregulatie is van belang bij kinderen in hun sociaal en emotioneel functioneren, schoolprestaties en aanpassingsvermogen (Eisenberg et al., 2004). Reactiviteit verwijst, volgens Rothbart (1981), naar de mate van opwinding, impulsiviteit en activiteit van de emoties die een kind ervaart.

In 2001 is dit model door Rothbart et al. middels de Children's Behavior Questionnaire (CBQ) uitgebreid naar drie dimensies die temperament dienen te meten:

Surgency, *Negative Affect* en *Effort Control* (Putnam & Rothbart, 2006). De dimensie *Surgency* verwijst naar de mate waarin een kind actief, enthousiast en assertief is. *Surgency* is een stabiele eigenschap die voorspellend kan zijn voor de ontwikkeling van extraversie en positieve emoties bij kinderen (Putnam & Rothbart, 2006). Om de leesbaarheid van dit onderzoek te bevorderen is gekozen om de Engelse naam van de dimensies te vertalen naar het Nederlands. Hierdoor is *Surgency* aangeduid als assertiviteit. De dimensie *Negative Affect* verwijst naar de mate waarin het kind negatieve emoties ervaart, zoals angst, verdriet, boosheid en/of frustratie (Putnam & Rothbart, 2006; Rothbart et al., 2000). Deze dimensie wordt geassocieerd met emotionele reactiviteit en het risico op het ontstaan van internaliserende problemen (Rothbart et al., 2000). *Negative Affect* wordt in dit onderzoek aangeduid als negatief affect. De laatste dimensie betreft *Effort Control*, wat verwijst naar het vermogen van zelfregulatie (Putnam & Rothbart, 2006; Karreman et al., 2008).

Het temperament wordt beschreven als een vrij consistent persoonskenmerk, maar beïnvloedbaar is door zowel de omgeving als individuele ervaringen (Bandon et al., 2008; Goldsmith et al., 1987; Rothbart et al., 2000). Aangezien temperament gedurende verschillende ontwikkelingsfasen van kinderen kan variëren en zij een snelle ontwikkeling doormaken, kan het meten ervan gecompliceerd zijn (Rothbart, 1981). Het is daarom van belang om de psychometrische kwaliteit te waarborgen bij (de ontwikkeling van) een geschikt instrument.

Een ander bekend model is het model van Thomas en Chess (1977). Temperament wordt in dit model gedefinieerd als individuele verschillen die kinderen hebben in reacties op stimuli die consistent blijven over tijd en contexten. Volgens hen is temperament al in de baby- en peutersperiode zichtbaar. Er zijn in het model van Thomas en Chess negen dimensies ontwikkeld om temperament te meten (De Pauw & Mervielde, 2008): drempelwaarde, stemmingskwaliteit, intensiteit van de reactie, activiteitsniveau, regelmaat, aanpassingsvermogen, afleidbaarheid, taakvolharding en toenadering en/of terugtrekking. Samen vormen deze dimensies een raamwerk waarmee individuele verschillen in temperament met betrekking tot emotionele reactiviteit en zelfregulatie worden beschreven.

Thomas en Chess (1977) verdelen het temperament in drie categorieën: Moeilijk, makkelijk en *slow to warm up*. Kinderen met een moeilijk temperament hebben een lager tolerantieniveau, gebrek aan aanpassingsvermogen, een negatieve stemming en een hoog energieniveau (Thomas & Chess, 1997; Bates, 1989). Kinderen met een makkelijk temperament worden omschreven als vrolijk, flexibel en zijn in staat zichzelf te reguleren (Putnam et al., 2006). Kinderen met een *slow to warm up* temperament passen zich langzaam in situaties en kunnen negatief reageren richting anderen, maar vertonen over het

algemeen een lagere intensiteit in hun emotionele reacties (Thomas & Chess, 1977). Wanneer een kind een moeilijk temperament heeft, zijn ouders vaker geneigd naar een disciplinaire benaderingswijze (straffen) over te stappen om het ongewenste gedrag te verminderen (Lee, 2013, Stacks et al., 2009). Ouders laten daarentegen meer affectie en warmte zien wanneer een kind een makkelijker temperament heeft (Ganiban et al., 2011; Landry et al., 2006).

De CBQ-VSF en de psychometrische kwaliteit

Een manier om het temperament te meten bij kinderen is door middel van een vragenlijst voor ouders, waarin vragen worden gesteld over de eerder beschreven dimensies. De vragenlijst die in dit onderzoek centraal staat is de Nederlandse versie van CBQ-VSF. De CBQ-VSF meet temperament bij kinderen van drie tot en met acht jaar (RAND, 2018; Putnam & Rothbart, 2006). In de CBQ-VSF staan de drie dimensies van Rothbart et al. (2001) centraal: assertiviteit, negatief affect en zelfregulatie.

Om de psychometrische kwaliteit van de CBQ-VSF te waarborgen, moet deze voldoende betrouwbaar en valide zijn. Putnam en Rothbart (2006) hebben de betrouwbaarheid van de drie dimensies in hun onderzoek beoordeeld en vonden redelijke betrouwbaarheidswaarden (Cronbach's Alpha = α): respectievelijk 0.73 (voor assertiviteit), 0.68 (voor negatief affect) en 0.74 (voor zelfregulatie). Hoewel de inhoudvaliditeit niet expliciet is onderzocht, zijn de items opgenomen in de CBQ-VSF op basis van hoge item-totaal correlaties. Aangezien de dimensies afkomstig zijn uit de CBQ, de uitgebreidere versie van de CBQ-VSF, bestaat de mogelijkheid dat deze dimensies in de CBQ-VSF slechts een beperkt aspect meten. Dit fenomeen staat bekend als een verzwakkingsparadox (Loevinger, 1954) en kan de interpretatie en toepasbaarheid van de resultaten beïnvloeden. Putnam en Rothbart (2006) hebben eveneens de constructvaliditeit van de CBQ-VSF beoordeeld aan de hand van de drie dimensies. Deze zijn onderworpen aan een confirmatieve factoranalyse (CFA), waarbij elk item werd toegewezen aan een gespecificeerde dimensie en nul-ladingen kreeg op de andere twee dimensies. De Fit-Index (CFI, een maatstaf die wordt gebruikt bij structurele vergelijkingsmodellen) resulteerde in 0.98/0.99, wat als uitstekend wordt beschouwd en onder andere wijst op voldoende constructvaliditeit.

Ook is er onderzoek gedaan door De La Osa et al. (2014) en Sofologi et al. (2021) naar de betrouwbaarheden van de CBQ-VSF. In deze onderzoek zijn vergelijkbare betrouwbaarheden gevonden met het onderzoek van Putnam en Rothbart (2006). Daarnaast zijn er twee studies door Sleddens et al. (2011) en Sleddens et al. (2012) gevonden naar de Nederlandse vertaling van de CBQ-VSF. Zij rapporteren dat de betrouwbaarheid op orde is (α

= 0.7>). Cronbach's Alpha-waarden varieerden voor assertiviteit ($\alpha = 0.76-0.78$), negatief affect ($\alpha = 0.72-0.74$) en zelfregulatie ($\alpha = 0.69-0.72$).

Er worden, naast bovenstaande onderzoeken, ook andere resultaten gerapporteerd over de CBQ-VSF. In een onderzoek van Allan et al. (2013) wordt beschreven dat de dimensies van de CBQ-VSF een beperkte constructvaliditeit hebben ten opzichte van andere dimensies van temperament. Deze andere dimensies van temperament betreffen bijvoorbeeld: positief affect, activiteitsniveau en sociaal gedrag. Dit onderzoek biedt ook geen ondersteuning voor intercorrelaties tussen dimensies, wat suggereert dat andere temperamentdimensies waarschijnlijk geen bijdrage leveren aan de constructvaliditeit. Bovendien toont het onderzoek van Allan et al. (2013) lage betrouwbaarheden met betrekking tot de dimensies negatief affect en zelfregulatie, in tegenstelling tot de bevindingen van Putnam en Rothbart (2006) en Osa et al. (2014).

Dit onderzoek richt zich op de psychometrische kwaliteit van de Nederlandse versie van de CBQ-VSF, omdat er beperkt informatie beschikbaar is. De betrouwbaarheid en constructvaliditeit staan op de voorgrond. De Item Response Theory (IRT) via een Mokkenschalenanalyse (MSA) staat centraal in deze benadering, verdere details hierover zijn beschreven in de methode.

Verschil ouders in het beoordelen van temperament

In dit onderzoek is aandacht besteed aan de steekproefonafhankelijkheid van de CBQ-VSF, aangezien hier ook beperkt onderzoek naar is gedaan. Een instrument is steekproefonafhankelijk als hetzelfde instrument valide en betrouwbaar is voor verschillende subgroepen (Molenaar & Sijtsma, 2000). In dit onderzoek zijn de subgroepen vaders en moeders.

Onderzoek wijst uit dat dat vaders en moeders kunnen verschillen in het beoordelen van het gedrag (zoals temperament) van kinderen (Connell & Goodman, 2002). Dit verschil lijkt voort te komen uit het opvoedgedrag (Majdandžić et al., 2011; Kiff et al., 2011). Moeders tonen traditioneel in de opvoeding, aldus Gelles (1995), meer warmte, sensitiviteit en troost richting de kinderen. Wellicht zijn moeders beter in staat om subtiele signalen van kinderen op te pakken, waardoor zij gedrag anders beoordelen (Aron, 2019). Vaders spelen ook een fundamentele rol in de opvoeding (Tavecchio & Bos, 2011; Lamb, 2010). Vaders nemen specifieke taken op zich zoals het stimuleren van dapperheid, zelfverzekerdheid (bevorderen van onafhankelijkheid) en het aanmoedigen van het nemen van risico's (Tavecchio, 2015). Dit uit zich vooral in spelactiviteiten met hun kinderen. Deze specifieke taken die vaders op zich

nemen wordt beschreven als een uitdagende opvoedstijl (Majdandžić et al., 2018), wat mogelijk zorgt dat (subtiele) gedragsveranderingen bij een kind anders worden geïnterpreteerd. Deze verschillen in benadering kunnen invloed hebben op hoe vaders en moeders het gedrag van hun kinderen interpreteren en beoordelen.

Er zijn echter ook onderzoeken die aantonen dat de verschillen in het beoordelen van gedrag en het opvoedgedrag minder groot zijn dan traditioneel wordt aangenomen (Ellis-Davies et al., 2021). In de onderzoeken van Lytton en Romney (1991) en Gamble et al. (2007) zijn aangetoond dat de overeenkomsten in opvoedgedrag tussen vaders en moeders groter zijn dan de verschillen. De variaties liggen voornamelijk in de individuele benaderingen van moeders en vaders, waarbij zij verschillende benaderingen toepassen op specifieke behoeften en persoonlijkheden van de kinderen. Lytton en Romney (1991) benadrukken tevens dat de individuele variabiliteit binnen de groepen moeders en vaders vaak groter is dan de variabiliteit tussen de groepen.

Doel- en vraagstellingen

Dit onderzoek heeft als doel de psychometrische kwaliteit van de Nederlandse versie van de CBQ-VSF te onderzoeken, aangezien er beperkt onderzoek is gedaan naar de psychometrische kwaliteit. Daarnaast lijken er tegenstrijdige beschrijvingen te zijn met betrekking tot de psychometrische kwaliteit. Verder is er beperkt informatie bekend over de steekproefonafhankelijkheid van de CBQ-VSF. De focus van dit onderzoek ligt op het onderzoeken van de betrouwbaarheid en constructvaliditeit van de drie dimensies van de CBQ-VSF. Hierbij wordt beoordeeld in hoeverre de items binnen de dimensies passen (schaalsterkte) en hoe betrouwbaar de drie dimensies zijn. Daarnaast wordt ook aandacht besteed aan de mate van steekproefonafhankelijkheid.

De onderzoeksvraag van dit onderzoek betreft: *Wat is de psychometrische kwaliteit van de Nederlandse versie van de Children's Behaviour Questionnaire- Very Short Form?*

Dit leidt tot de volgende deelvragen:

- In welke mate passen de items in de dimensies assertiviteit, negatief affect en zelfregulatie in de CBQ-VSF (schaalsterkte van elke dimensie)?
- In hoeverre is het instrument de CBQ-VSF betrouwbaar voor de drie dimensies?
- Wat is de mate van steekproef onafhankelijkheid van de scores van vaders en moeders op de drie dimensies van de CBQ-VSF?

Methode

Onderzoeksdesign

Dit onderzoek heeft een kwantitatief psychometrisch design. In onderzoeken met een psychometrisch design worden meetinstrumenten onder andere beoordeeld op betrouwbaarheid en validiteit (DeVellis, 2017).

Participanten

De doelpopulatie van het onderzoek bestaat uit Nederlandse vaders en moeders (hierna ouders genoemd) met driejarige kinderen. De onderzoekspopulatie bestaat uit Nederlandse ouders met driejarige kinderen die woonachtig zijn in Rotterdam en omliggende regio's. De criteria om tot de onderzoekspopulatie te behoren zijn: ouders geboren in Nederland, wonend in Rotterdam en omgeving, het hebben van een driejarig kind en met elkaar samenwonend. Dit heeft geleid tot een steekproef van 104 moeders (gemiddelde (M) leeftijd = 33.85 jaar, standaarddeviatie (SD) leeftijd 4.70), 104 vaders (M leeftijd = 36.62 jaar, SD leeftijd = 5.23) en 104 driejarige kinderen (51 jongens en 53 meisjes, M leeftijd = 41.44 maanden, SD leeftijd = 3.95) uit Rotterdam en omliggende regio's (Helmerhorst et al., 2022). Van de geworven gezinnen zijn er 53 ouders die beide hoger beroepsonderwijs of hoger hebben afgerond. Bij de overige 51 ouders hebben beide ouders middelbaar beroepsonderwijs of lager afgerond. Deze gezinnen zijn geworven door student-assistenten in onder andere speeltuinen, bibliotheken en winkelcentra (Helmerhorst et al., 2022; Lucassen et al., 2021).

Procedure

De onderzoeksgegevens zijn afgeleid van bestaande databronnen binnen het kader van het 3HOEK-onderzoek. Tussen april 2018 en januari 2020 zijn 104 gezinnen bezocht door twee getrainde observatoren. Hoewel het 3HOEK-onderzoek ook spelopdrachten en andere vragenlijsten omvat, ligt de focus in dit onderzoek op de CBQ-VSF. De ouders hebben de vragenlijst individueel ingevuld en konden hier vragen over stellen aan de observatoren. De ouders hebben schriftelijke toestemming gegeven voor deelname aan het onderzoek door het ondertekenen van een *informed consent*-formulier. De vragenlijsten zijn anoniem verwerkt. Het 3HOEK-onderzoek is goedgekeurd door de ethische commissie van de afdeling Bestuurskunde en Sociologie van de Erasmus Universiteit Rotterdam (Helmerhorst et al., 2022).

Instrument en variabelen

Het instrument betreft de CBQ-VSF en meet het temperament van kinderen van drie tot en met acht jaar (RAND, 2018; Putnam & Rothbart, 2006). In de CBQ-VSF beoordelen ouders

het kind naar aanleiding van 36 stellingen, aan de hand van de zevenpunts-Likertschaal variërend van één (zeer onwaar voor uw kind) tot zeven (zeer waar voor uw kind). Tevens hadden de ouders de optie ‘niet-toepasselijk’ (acht), wanneer het kind niet in de situatie was geobserveerd (Putnam & Rothbart, 2006). De CBQ-VSF is opgenomen in tabel en bijlage 1.

Temperament wordt in de vragenlijst gemeten middels drie dimensies: assertiviteit, negatief affect en zelfregulatie. De drie hoofddimensies hebben twaalf items, deze zijn weergegeven in tabel 1. Een voorbeeld van een item bij assertiviteit is item vier: “Vindt het leuk om van hoge glijbanen af te gaan of om andere avontuurlijke activiteiten te ondernemen. Item vijf is een voorbeelditem van negatief affect: “Is behoorlijk van slag door een kleine snee of blauwe plek.”. Een voorbeelditem van zelfregulatie is item zes: “Bereidt zich voor op uitstapjes door te bedenken wat hij/zij nodig zal hebben.” (Couchez, 2022).

Negatief geformuleerde items in de vragenlijst, zoals 'is niet bang voor het donker', kregen oorspronkelijk omgekeerde scores. De gehercodeerde items zijn items 20, 26 en 29 en zijn aangeduid met een ‘R’.

Tabel 1

Dimensies en bijbehorende items

Dimensies	Items	Labels
<u>Assertiviteit</u>	1	Haastig van plek naar plek
	4	Avontuurlijke activiteiten
	7	Nieuwe situaties
	10	Op gemak bij iedereen
	13	Rustig in plaats van actief
	16	Hoog en snel op de schommel
	19	Tijd nodig in nieuwe situaties
	22	Soms verlegen
	25	Vol energie
	28	Ruwe en wilde spelletjes
	31	Beslist langzaam en ongehaast
	34	Verlegenheid bij nieuwe mensen
	<u>Negatief affect</u>	2
5		Van slag snee of blauwe plek
8		Verdrietig onduidelijkheid
11		Angst inbrekers of monsters

	14	Somberheid na mislukking taak
	17	Klaag niet over ziek zijn
	20R	Erg moeilijk te troosten
	23	Tien minuten of langer overstuur
	26R	Niet bang in het donker
	29R	Nauwelijks van slag
	32	Boos niet gevonden spullen
	35	Van streek als bekenden vertrekken
<u>Zelfregulatie</u>	3	Geconcentreerd bij kleuren
	6	Vorbereiden
	9	Toegezongen worden
	12	Opmerken nieuwe kleding ouders
	15	Werkt voor een lange periode
	18	Goed instructies opvolgen
	21	Geluid van woordjes
	24	Oplettendheid nieuwe spullen
	27	Volledige focus plaatjesboek
	30	Voorzichtigheid
	33	Genieten van wiegen en zwieren
	36	Opmerken verandering ouders

Data-analyse

Item Respons Theorie en mokkenschaalanalyse

Om de relatie te beschrijven tussen antwoorden op de items en de latente eigenschap, in dit onderzoek temperament, wordt de Item Respons Theorie (IRT) en de bijbehorende mokkenschaalanalyse (MSA) gebruikt. De keuze voor de IRT en MSA is gebaseerd op de geschiktheid van deze methoden voor de scoring van de items. Binnen de IRT wordt de relatie gespecificeerd tussen de latente eigenschap en het geven van een positief antwoord (dichotome scoring) of een positief antwoord in een bepaalde antwoordcategorie (polytome scoring) (Molenaar, 1997). Voor dit onderzoek is polytome scoring toegepast.

Er wordt een confirmatieve MSA toegepast omdat dit de focus legt op het valideren van bestaande theoretische dimensies (Navarro, 2013). Dit betreft de drie dimensies van de CBQ-VSF. In de MSA worden somscores van alle personen en het moeilijkheidsniveau van elk item

(populariteit = p) gepresenteerd. De somscore schat de posities op de schaal van elk persoon. De volgorde van de populariteit van elk item schat de volgorde van de moeilijkheid van de items op de schaal. Hoe lager de p -waarde, hoe moeilijker het item is (Molenaar & Sijtsma, 2000).

Aan de MSA liggen assumpties ten grondslag. Wanneer aan deze assumpties wordt voldaan, vormen de items tezamen een mokkenschaal. Deze assumpties zijn als volgt (Sijtsma & Molenaar, 2002):

- unidimensionaliteit: alle items meten dezelfde latente eigenschap;
- lokale stochastische onafhankelijkheid: de respons van een persoon op elk item is onafhankelijk van de respons op andere items, gegeven de positie van de persoon op de latente eigenschap. dit betekent dat de response op één item niet beïnvloed wordt door de response op andere items;
- monotoniciteit: er is een monotoon niet-dalend item karakteristieke curve: de kans op een positief antwoord op een item blijft gelijk of neemt toe bij hogere latente waarden;
- dubbele monotonie (DM-model): de item karakteristieke curves mogen elkaar niet snijden, wel raken en eventueel overlappen. Deze assumptie maak de interpretatie van de mokkenschaal eenvoudiger en bij aanname leidt dit tot een invariante-item ordening. Dit impliceert dat de volgorde van de moeilijkheidsgraad van de items gelijk is voor alle personen.

De schaalsterkte bepaalt de sterkte van de schaal en wordt samengevat in de H -coëfficiënt (Molenaar & Sijtsma, 2000). Hier wordt hieronder meer over beschreven.

Analyse deelvragen

De data worden geanalyseerd met het programma: Mokken Scale Analysis for Polytomous Items (MSP5).

Binnen MSA kunnen twee soorten procedures worden uitgevoerd: de searchprocedure en de testprocedure. In dit onderzoek is aanvankelijk de testprocedure gebruikt. De testprocedure behandelt de confirmatieve benadering en onderzoekt in hoeverre de items volgens het mokkenmodel passen in de drie dimensies. Hoe hoger de H -coëfficiënt (H -waarde) ligt, hoe sterker de mokkenschaal blijkt. De H -waarde wordt berekend op het niveau van item-paren, items en schalen (Molenaar & Sijtsma, 2000). De H -itemwaarde voor elk item geeft aan in hoeverre items passen binnen de dimensie. De H -schaalwaarde geeft de schaalsterkte aan. De (schaal)sterkte van de dimensies betreft deelvraag één. De H -schaalwaarde en H -

itemwaarde worden als acceptabel beschouwd als $0,3 \leq H < 0,4$, goed als $0,4 \leq H < 0,5$ en sterk als $H \geq 0,5$ (Mokken, 1971).

In dit onderzoek zijn de H -items die de laagste waarden hebben één voor één verwijderd tot de H -schaalwaarde uitkomst boven de 0.3 ligt. Gezien het kleine aantal items binnen de dimensies is in dit onderzoek gekozen om, waar nodig, maximaal twee items te verwijderen. Daarnaast wordt binnen de H -schaal de assumptie monotoniciteit gecheckt. Dit houdt in dat hogere niveaus van de latente eigenschap overeenkomen met een grotere waarschijnlijkheid van een positief antwoord op een item (Sijtsma & Molenaar, 2002). Wanneer aan deze assumptie niet wordt voldaan (lagere H -schaalwaarden dan 0.3), kan de schatting van de schaalsterkte onbetrouwbaar zijn.

Daarnaast wordt de betrouwbaarheid en steekproefonafhankelijkheid getest (Sijtsma & Molenaar, 2002). De betrouwbaarheid, deelvraag twee, wordt gemeten middels Rho (r). Een voorwaarde voor het interpreteren van r is dat er aan het DM-model wordt voldaan. Wanneer aan de assumptie van het DM-model is voldaan, snijden de karakteristieke curves van de items elkaar niet, wat de rangorde weergeeft van items met een betrouwbare indicatie voor de gemeten latente eigenschap (temperament). R kan na deze aanname een valide indicatie geven voor betrouwbaarheid, vergelijkbaar met Cronbach's Alpha. Dit wordt als acceptabel beschouwd vanaf 0.70 (Van Heijst, 2021).

Om mogelijke schendingen van het DM-model te checken kunnen crit-waarden ten aanzien van de item-restscores worden geraadpleegd (Sijtsma & Molenaar, 2002). Wanneer de crit-waarden van de item-restscores beneden de 40 liggen, zijn er geen wezenlijke problemen in relatie tot het DM-model. Een crit-waarde voor item-restscores tussen de 40 en 80 geeft weer dat er mogelijke schendingen zijn, waarbij het betreffende item is onderzocht en daarop mogelijk wordt verwijderd (Molenaar & Sijtsma, 2000). Waarden hoger dan 80 duiden op schendingen van het DM-model aan en is het wenselijk om de items te verwijderen uit de schaal. Wanneer uit de analyse blijkt dat er items zijn met een te hoge crit-waarde op de item-restscores ($80 >$), kunnen deze één voor één uit de schaal worden verwijderd tot items met hoge crit-waarden op de item-restscores laag genoeg zijn.

Steekproefonafhankelijkheid (deelvraag drie) wordt eerst onderzocht met item-invariantie, dit houdt in dat de volgorde van de moeilijkheid van items hetzelfde is tussen subgroepen (Sijtsma & Molenaar, 2002). Deze item-invariantie ordening wordt gecontroleerd aan de hand van de bijbehorende crit-waarden (Kingma & Tearum, 1988). Wanneer de crit-waarden voor item-invariante ordening onder de 40 liggen, wordt ervan uitgegaan dat er item-invariantie is (Molenaar & Sijtsma, 2000). Bij crit-waarden voor item-invariante ordening

tussen de 40 en 80, wordt onderzocht of dit item verwijderd dient te worden. Crit-waarden boven de 80 geven aan dat er geen item-invariantie is. Ten tweede wordt per subgroep (vaders en moeder) gekeken naar hoe zij presteren op de dimensies middels de betrouwbaarheid (r), H -schaalwaarden en de crit-waarden van de item-restscores.

Resultaten

Dit hoofdstuk omvat de bespreking van de toegepaste testprocedure, met daarnaast een uitvoering van een secundaire analyse.

Testprocedure

Er is gestart met de testprocedure met de dimensies assertiviteit, negatief affect en zelfregulatie.

Assertiviteit

De dimensie assertiviteit bestaat uit de volgende items: 1, 4, 7, 10, 12, 16, 19, 22, 25, 28, 31 en 34. In tabel 2 worden de populariteit (p) van elk item, H -waarden (schaal en item), crit-waarden van elk item en de Rho (r) getoond. Item 25 is over het algemeen als het eenvoudigst ervaren in de schaal ($p= 5.67$) door ouders, terwijl item 13 als het lastigst is beschouwd ($p= 3.19$). De Rho is 0.41. De H -schaalwaarde voor assertiviteit is 0.05 (tabel 2). Dit ligt ver beneden het voldoende H -schaalniveau van 0.3. De H van de items blijkt tevens beneden de 0.3 te liggen. Tabel 2 geeft weer dat item 10 (H -itemwaarde = -0.06) gekenmerkt wordt als het minst passende item in de schaal. Naast item 10 is er nogmaals sequentieel het minst presterende item verwijderd. Echter, uit deze aanpassing bleek dat er nog steeds een ontoereikende schaal ontstond (H -schaalwaarde <0.3). Daarmee heeft het verwijderen van meerdere items niet de gewenste verbeteringen opgeleverd voor de H -schaalwaarde en is de assumptie monotoniciteit niet aangenomen.

Tabel 2

Testprocedure assertiviteit

Item	P	H -item	Crit-waarde item-restscore
13 – Rustig i.p.v. actief	3.19	0.00	54
1 – Haastig van plek naar plek	3.71	0.07	25
19 – tijd nodig in nieuwe situaties	3.94	0.02	64
31 – beslist langzaam en ongehaast	4.11	0.01	75*
22 – soms verlegen	4.27	0.08	58

7 – nieuwe situaties	4.64	0.07	58
34 – verlegenheid bij nieuwe mensen	4.94	0.05	35
28 – ruwe en wilde spelletjes	5.21	0.12	70
16 – hoog en snel op de schommel	5.28	0.07	58
10 – op gemak bij iedereen	5.29	-0.06*	69
4 – avontuurlijke activiteiten	5.61	0.11	41
25 – vol energie	5.67	0.09	25
<hr/>			
H-schaal: 0.05			
Rho: 0.41			
<hr/>			

Noot. Het minst passende item is gemarkeerd met een asterisk (*).

Negatief affect

De dimensie negatief affect bestaat uit de volgende items: 2, 3, 8, 11, 14, 17, 20R, 23, 26R, 29R, 32 en 35. In tabel 3 is weergegeven dat item 2 als eenvoudigst wordt beschouwd ($p=5.23$) door ouders, terwijl item 20R als het uitdagends is ervaren ($p=2.53$). De Rho betreft 0.76. Uit de *H*-schaal blijkt dat de dimensie negatief affect een waarde heeft van 0.22. Dit is onvoldoende. Daarnaast toont tabel 3 dat item 20R als minst passend wordt beschouwd, deze heeft de laagste *H*-itemwaarde heeft ten opzichte van de andere items (H -item = 0.12). De minst passende items zijn er sequentieel uitgehaald (zoals item 20R), maar hieruit blijkt dat er alsnog een onvoldoende schaal is. De assumptie monotoniciteit is hierdoor niet aangenomen.

Tabel 3

Testprocedure negatief affect

Item	P	H-item	Crit-waarde item-restscore
20R – klaag niet over ziek zijn	2.53	0.12*	34
23 – erg moeilijk te troosten	3.12	0.30	23
26R– niet bang in het donker	3.15	0.15	44
29R – nauwelijks van slag	3.20	0.02	40
14 – 10 minuten of meer overstuur	3.57	0.26	48
35 – van streek als bekenden vertrekken	3.62	0.23	47
5 – van slag snee of blauwe plek	3.81	0.27	51
11 – angst inbrekers of monsters	3.89	0.15	76*

8 – verdrietig onduidelijkheid	3.94	0.24	60
17 – somberheid na mislukking taak	4.24	0.23	30
32 – boos niet gevonden spullen	4.50	0.25	23
2 – gefrustreerd wanneer iets niet mag	5.23	0.24	34

H-schaal: 0.22

Rho: 0.76

Noot. Het minst passende item is gemarkeerd met een asterisk (*).

Zelfregulatie

De dimensie zelfregulatie omvat de items: 3, 6, 9, 12, 15, 18, 21, 24, 27, 30, 33 en 36. Tabel 4 toont aan dat ouders item 21 als eenvoudigst ervaren in de schaal ($p = 6.16$), terwijl item 15 als het lastigst wordt ervaren ($p = 3.44$). De Rho betreft 0.62. De *H*-schaalwaarde voor de dimensie zelfregulatie is 0.13, wat onder het gewenste niveau van 0.3 ligt. De *H*-itemwaarden bevinden zich ook allemaal onder de 0.3, waarbij item 30 (*H*-itemwaarde = 0.02) de laagste score heeft. Ook bij de dimensie zelfregulatie zijn meerdere items verwijderd, maar dit heeft ook niet geresulteerd in een stijging van de *H*-schaalwaarde boven de drempel van 0.3. Hierdoor wordt de effectiviteit van deze schaal als ontoereikend beschouwd en is de assumptie monotoniciteit niet aangenomen.

Tabel 4

Testprocedure zelfregulatie

Item	P	H-item	Crit-waarde item-restscore
15 – werkt voor een lange periode	3.44	0.08	44
6 – voorbereiden	4.38	0.17	47
27 – volledige focus plaatjesboek	4.86	0.12	21
33 – genieten van wiegen en zwieren	4.94	0.11	33
12 – opmerken nieuwe kleding ouders	5.02	0.18	56
30 – voorzichtigheid	5.06	0.02*	99*
36 – opmerking verandering ouders	5.16	0.22	75
3 – geconsenteerd bij kleuren	5.26	0.13	43
9 – toegezongen worden	5.43	0.07	57
18 – goed instructies opvolgen	5.84	0.16	29

24 – oplettendheid nieuwe spullen	5.86	0.17	26
21 – geluid van woordjes	6.16	0.15	44
H-schaal: 0.13			
Rho: 0.62			

Noot. Het minst passende item is gemarkeerd met een asterisk (*).

Secundaire analyse - searchprocedure

Alle schalen vertonen ontoereikende scores op de *H*-schaalwaarde. Hierdoor is het niet mogelijk om de betrouwbaarheid en steekproefonafhankelijkheid (deelvragen twee en drie) te onderzoeken op basis van de drie dimensies. Om toch tot een conclusie te kunnen komen met betrekking tot de gestelde deelvragen, is besloten om een secundaire analyse uit te voeren door middel van een searchprocedure.

De searchprocedure is een exploratieve procedure en wordt gebruikt wanneer minder bekend is over de set van items, of wanneer er gedacht wordt aan multi-dimensionaliteit (Sijtsma & Molenaar, 2002). Multi-dimensionaliteit wordt omschreven als het idee dat de latente eigenschap die wordt gemeten, niet volledig door één enkele dimensie wordt verklaard (Sijtsma & Molenaar, 2002). Binnen de searchprocedure worden verschillende schalen gevormd middels een bottom-up methode. In de bottom-up methode worden items één voor één toegevoegd tot schalen worden gevormd (Sijtsma & Molenaar, 2002).

De searchprocedure heeft geresulteerd in de identificatie van drie schalen binnen de CBQ-VSF, waarbij elke schaal bestaat uit vier of vijf items.

Schaal één

Schaal één omvat de items 5, 14, 23 en 29, oorspronkelijk geclassificeerd binnen de dimensie negatief affect. De *H*-schaal vertoont een waarde van 0.43 met een Rho (*r*) van 0.74 (tabel 5). Deze schaal wordt als ‘goed’ beschouwd volgens de criteria van Mokken (1971). Hierdoor is de assumptie monotoniciteit niet verworpen. De crit-waarden van deze schaal liggen bijna allemaal onder de 40 (behalve item 14 = 44), wat impliceert dat de assumptie van het DM-model wordt aanvaard en dat *r* geïnterpreteerd kan worden. De betrouwbaarheid (0.74) wordt als voldoende beschouwd.

Tabel 5

Searchprocedure schaal één

Item	P	H-item	Crit-waarde
------	---	--------	-------------

			item-restscore
23 – erg moeilijk te troosten	3.12	0.45	4
29R – nauwelijks van slag	3.38	0.43	15
14 – 10 minuten of meer overstuur	3.57	0.36*	44*
5 – van slag snee of blauwe plek	3.81	0.50	35
H-schaal: 0.43			
Rho: 0.74			

Noot. Het minst passende item is gemarkeerd met een asterisk (*)

De items op deze schaal tonen onderlinge samenhang in relatie tot negatieve emoties en de variaties daarin. Deze samenhang lijkt te corresponderen met het begrip *emotionele onevenwichtigheid* (GGZ groep, z.d.).

Steekproefonafhankelijkheid. De schaal vertoont item-invariantie. De crit-waarden voor de item-invariantie zijn voor items 5 (7), 14 (17), 23 (15) en 29R (25) beneden de 40. Dit maakt dat deze schaal steekproefonafhankelijk is.

Prestaties schaal ouders. Ook is gekeken wat de prestaties van de schaal zijn voor vaders en moeders. Tabel 6 en 7 geeft weer dat de schaal voor beide groepen bevredigende resultaten oplevert, respectievelijk 0.41 (*H*-schaalwaarde vaders), 0.73 (*r* vaders), 0.45 (*H*-schaalwaarde moeders) en 0.78 (*r* moeders). Ook zijn de crit-waarden voldoende, behalve voor moeders overschrijdt item 14 net het toegestane niveau met een waarde van 81 (tabel 7).

Tabel 6

Prestaties schaal één - vaders

Item	<i>H</i> -item	Crit-waarde	item-restscore
23	0.43	38	
29R	0.40	38	
14	0.36*	55*	
5	0.48	36	
H-schaal: 0.41			
Rho: 0.73			

Tabel 7

Prestaties schaal één - moeders

Item	<i>H</i> -item	Crit-waarde	item-restscore
23	0.47	32	
29R	0.45	38	
14	0.37*	81*	
5	0.52	71	
H-schaal: 0.45			
Rho: 0.78			

Noot. Het minst passende item is gemarkeerd met een asterisk (*)

Schaal twee

De tweede schaal omvat de items 6, 12, 24, 36 (tabel 8). Deze items vallen allemaal binnen de oorspronkelijke dimensie zelfregulatie. De *H*-schaal heeft een waarde van 0.45, wat voldoet aan de criteria van Mokken (1971) voor een ‘goed’ beoordeling van de schaal. Hierdoor kan de assumptie monotoniciteit niet worden verworpen. De betrouwbaarheid is voldoende ($r=0.75$). De crit-waarden zijn redelijk, deze liggen allen onder de 40 behalve item 6. Door het gelimiteerde aantal items is ervoor gekozen om item 6 niet te verwijderen. Ook aangezien de crit-waarde beneden de 80 ligt (50), wordt de DM-assumptie niet verworpen.

Tabel 8

Searchprocedure schaal twee

Item	P	H-item	Crit-waarde item-restscore
6 – voorbereiden	4.38	0.34*	50*
12 – opmerken nieuwe kleding ouders	5.02	0.49	24
36 – opmerking verandering ouders	5.16	0.54	35
24 – oplettendheid nieuwe spullen	5.86	0.41	5
H-schaal: 0.45			
Rho: 0.75			

Noot. Het minst passende item is gemarkeerd met een asterisk (*).

De items op deze schaal lijken allemaal samen te hangen met oplettendheid en opmerkzaamheid. Dit kan samengevat worden als *aliertheid* (Posner, 2008)

Steekproefonafhankelijkheid. De items vertonen de volgende crit-waarden voor de iteminvariantie: item 6 (21), item 12 (13), item 24 (6) en item 36 (0). Deze waarden zijn beneden de 40, wat maakt dat er item-invariantie is en de schaal steekproefonafhankelijkheid vertoond.

Prestaties schaal ouders. Bij het onderzoek naar de prestaties van de schaal voor zowel vaders als moeders tonen tabellen 9 en 10 bevredigende resultaten. Voor vaders is de *H*-schaalwaarde 0.42 en de r 0.72. Moeders vertonen *H*-schaalwaarden van 0.46 en een r van 0.77. De crit-waarden van vaders tonen voldoende resultaten, terwijl die van moeders overwegend voldoende zijn, met uitzondering van item 6 dat net boven de aanvaardbare grens van 80 scoort.

Tabel 9*Prestaties schaal twee - vaders*

Item	<i>H</i> -item	Crit-waarde item-restscore
6	0.35*	62*
12	0.50	41*
36	0.48	49
24	0.36	20
<i>H</i>-schaal: 0.42		
Rho: 0.72		

Tabel 10*Prestaties schaal twee - moeders*

Item	<i>H</i> -item	Crit-waarde item-restscore
6	0.33*	87*
12	0.48	66
36	0.59	74
24	5.82	11
<i>H</i>-schaal: 0.46		
Rho: 0.77		

Noot. Het minst passende item is gemarkeerd met een asterisk (*)

Schaal drie

De derde schaal omvat de items: 17, 19, 22, 32 en 34 (tabel 11). In tegenstelling tot de andere schalen, die allemaal onder één oorspronkelijke dimensie vallen, is deze nieuwe schaal onderverdeeld in de dimensies assertiviteit en negatief affect. De *H*-schaalwaarde betreft 0.38, dat aangeeft dat deze schaal volgens de criteria van Mokken (1971) als voldoende wordt beschouwd. De assumptie monotoniciteit is niet verworpen. Daarnaast is de betrouwbaarheid ook voldoende ($r = 0.74$). De crit-waarden liggen allen onder de 40, wat maakt dat de assumptie van het DM-model is aangenomen.

Tabel 11*Searchprocedure schaal drie*

Item	P	<i>H</i> -item	Crit-waarde item-restscore
19 – tijd nodig in nieuwe situaties	3.94	0.40	5
17 – somberheid na mislukking taak	4.24	0.31*	23
22 – soms verlegen	4.27	0.43	27*
32 – boos niet gevonden spullen	4.50	0.32	27
34 – verlegenheid bij nieuwe mensen	4.96	0.44	3
<i>H</i>-schaal: 0.38			
Rho: 0.74			

Noot. Het minst passende item is gemarkeerd met een asterisk (*)

Deze schaal toont items die gerelateerd zijn aan verlegenheid, somberheid, boosheid en schakeltijd. Gekeken naar deze begrippen, zou deze schaal kunnen worden gezien als een meting van onzekerheid (Mens et al., 2012).

Steekproefonafhankelijkheid. De item-invariantes van drie van vijf items liggen onder de 40; items 22 (15), 32 (21) en 34 (11). Items 17 en 19 vertonen crit-waarden net boven de 40 (55 en 46). Aangezien de crit-waarden dichterbij de 40 dan de 80 liggen, wordt steekproefonafhankelijkheid aangenomen voor deze schaal.

Prestaties schaal ouders. Bij het onderzoek naar de prestaties van de schaal voor zowel vaders als moeders tonen tabellen 12 en 13 in het algemeen bevredigende resultaten, respectievelijk 0.38 (*H*-schaalwaarde vaders en moeders), 0.74 (*r* vaders) en 0.75 (*r* moeders). Gezien de derde schaal de laatst gevonden schaal is uit de searchprocedure, valt het op dat de crit-waarden nauwelijks onder de 40 liggen. Dit geldt voor zowel vaders als moeders. Bij moeders lijken items 17 en 22 net boven het toegestane crit-waarde niveau van 80 te liggen.

Tabel 12*Prestaties schaal drie - vaders*

Item	<i>H</i> -item	Crit-waarde
Item-restscore		
19	0.40	34
22	0.39	46
17	0.33	53
32	0.33*	74*
34	0.46	71
<i>H</i>-schaal: 0.38		
Rho: 0.74		

Tabel 13*Prestaties schaal drie - moeders*

Item	<i>H</i> -item	Crit-waarde
item-restscore		
19	0.30*	88
22	0.41	40
17	0.48	94*
32	0.31	74
34	0.41	27
<i>H</i>-schaal: 0.38		
Rho: 0.75		

Noot. Het minst passende item is gemarkeerd met een asterisk (*)

Samenvattend blijkt dat items binnen de drie dimensies onvoldoende schaalsterkte vertonen. Via een searchprocedure zijn drie schalen geïdentificeerd (emotionele onevenwichtigheid, alertheid en onzekerheid), elk met betrouwbare resultaten. Alle drie de nieuw gevonden schalen lijken steekproefonafhankelijkheid te vertonen. Bij schaal drie (onzekerheid) leek hier nog enige twijfel over te bestaan, gezien de crit-waarde van twee iteminvarianties boven de 40 lagen. Echter bevinden deze waarden zich dichtbij de 40, wat

aangeeft dat ook deze schaal steekproefonafhankelijk is. Daarnaast zijn de prestaties van de schalen voor zowel vaders als moeders bevredigend.

Conclusie, discussie en aanbevelingen

Dit onderzoek heeft zich gericht op het beoordelen van de psychometrische kwaliteit van de Nederlandse vertaling van de CBQ-VSF door de analyse van gegevens afkomstig uit het 3HOEK-onderzoek. De literatuur wijst op bestaande tegenstrijdigheden omtrent de psychometrische kwaliteit van de CBQ-VSF, specifiek op de constructvaliditeit en betrouwbaarheid. Daarnaast is er beperkt onderzoek gedaan naar de psychometrische kwaliteit en steekproefonafhankelijkheid van de Nederlandse versie van de CBQ-VSF. Om deze redenen was het wenselijk om dit onderzoek uit te voeren. Niet alleen om bij te dragen aan het begrip van de psychometrische eigenschappen van de CBQ-VSF, maar ook om de bredere wetenschappelijke gemeenschap te voorzien van inzichten in de betrouwbaarheid en validiteit van dit meetinstrument.

Conclusie

De beantwoording van de deelvragen in dit onderzoek begint met een analyse van de mate waarin de items in de dimensies assertiviteit, negatief affect en zelfregulatie van de CBQ-VSF passen (schaalsterkte). Uit de data van het 3HOEK-onderzoek kan worden geconcludeerd dat deze dimensies ontoereikende scores vertonen (H -schaalwaarde <0.3), zelfs na het verwijderen van meerdere items, met H -schaalwaarden van respectievelijk 0.05 (assertiviteit), 0.22 (negatief affect) en 0.13 (zelfregulatie). Hierdoor is het niet mogelijk om deelvragen twee en drie te beantwoorden op basis van de drie dimensies. Deze bevindingen hangen samen met onderzoek dat reeds tegenstrijdigheden rapporteert over de constructvaliditeit van de CBQ-VSF. Het onderzoek van Allan et al. (2013) beschrijft dat de dimensies van de CBQ-VSF een beperkte constructvaliditeit hebben in tegenstelling tot andere maten van temperament. De bevindingen van dit onderzoek staan daarentegen wel in groot contrast tot de resultaten van het onderzoek van Putnam en Rothbart (2006), die middels een CFA een voldoende constructvaliditeit hebben gevonden.

Na het identificeren van zwakke dimensies, is er onderzocht of de items nieuwe schalen zouden kunnen vormen, wat bevestigd is: emotionele onevenwichtigheid, alertheid, onzekerheid, elk bestaande uit vier of vijf items. De H -schaalwaarden zijn voor elke schaal voldoende, waardoor de assumptie van monotoniciteit niet is verworpen. Waar de schalen emotionele onevenwichtigheid en alertheid overlap hadden met één eerder bekende dimensie

(negatief affect en zelfregulatie), heeft de schaal onzekerheid overlap met twee dimensies: assertiviteit en negatief affect. Aangezien de items in twee van de drie schalen samenhang vertonen met één enkele dimensie van Putnam en Rothbart (2006), is er gelijkenis geconstateerd.

De tweede deelvraag betreft de betrouwbaarheid, wat is onderzocht vanuit de nieuwe schalen. De crit-waarden van de item-restscores in de schalen vallen tussen de vier en 55, wat maakt dat de assumptie dubbele monotonie is aangenomen. De r kan hierdoor geïnterpreteerd en vergeleken worden met Cronbach's Alpha. Uit dit onderzoek komt naar voren dat alle schalen een goede betrouwbaarheid vertonen. Schaal één, emotionele onevenwichtigheid, laat een r zien van 0.74. De schalen alertheid en onzekerheid laten een respectievelijk r zien van 0.75 en 0.74. Boven de 0.70 zijn het acceptabele betrouwbaarheden (Van Heijst, 2021). Deze resultaten lijken gelijkenissen te vertonen met de positieve betrouwbaarheid uit de onderzoeken van Putnam en Rothbart (2006), De La Osa et al. (2014), Sofologi et al. (2021), Sleddens et al. (2011) en Sleddens et al. (2012). Echter heeft dit ook een verschil met de eerder genoemde onderzoeken, aangezien niet de drie dimensies zijn onderzocht.

De laatste deelvraag betreft de steekproefonafhankelijkheid. Ook deze vraag is beantwoord met de nieuwe gevonden schalen. Bij de schalen emotionele onevenwichtigheid en alertheid is vastgesteld dat de schalen steekproefonafhankelijk zijn, de itemvolgorde wordt hetzelfde gepresenteerd door vaders en moeder. Daarnaast is gekeken naar de prestaties van vaders en moeders op de schalen. Hieruit kwamen respectievelijke waarden op de schaal emotionele onevenwichtigheid; voor vaders een H -schaalwaarde van 0.41 en r van 0.73. Voor moeders zijn H -schaal en r -waarde gevonden van 0.45 en 0.78. In de schaal alertheid zijn de waarden van vaders: H -schaal (0.42) en de r (0.72). Moeders vertonen een H -schaalwaarde van 0.46 en een r van 0.77. De resultaten van dit onderzoek komen overeen met de bevindingen van Ellis-Davies et al. (2012), Lytton en Romney (1991) en Gamble et al. (2007). Hierin is genoemd dat geslacht geen invloed hoeft te hebben in het beoordelen van het gedrag van het kind. Bij schaal drie, onzekerheid, zijn er onzekerheden ontstaan over de steekproefonafhankelijkheid, doordat verhoogde crit-waarden op de item-invariantie (40>) zijn geconstateerd bij twee van de vijf items. Echter blijkt het uit dusdanig kleine verhoging, dat wel wordt gesproken van steekproefonafhankelijkheid. Dit kan wellicht worden toegeschreven aan het feit dat deze schaal als laatste is geïdentificeerd in het kader van de searchprocedure en daardoor wordt beschouwd als de 'minst passende schaal'. Bovendien is het ook denkbaar dat het geslacht van de ouder wel invloed heeft op het beoordelen van het gedrag van het kind, zoals aangegeven in de onderzoeken van Connell en Goodman (2002) en Majdandžić et al.

(2011). De prestaties op de schaal zijn wel voldoende, respectievelijk 0.38 (*H*-schaal vaders en moeders), 0.74 (*r* vaders) en 0.75 (*r* moeders).

De onderzoeksvraag ‘Wat is de psychometrische kwaliteit van de Nederlandse versie van de Children’s Behavior Questionnaire- Very Short Form?’ is op basis van de deelvragen beantwoord. De drie dimensies vertonen onvoldoende kwaliteit op basis van dit onderzoek aangezien de *H*-schaalwaarden onder de 0.3 liggen. Om toch informatie te verzamelen over de betrouwbaarheid en steekproefonafhankelijkheid zijn met behulp van de searchprocedure drie nieuwe schalen geïdentificeerd (emotionele onevenwichtigheid, alertheid en onzekerheid). Deze vertonen een goede betrouwbaarheid. De steekproefonafhankelijkheid is vastgesteld bij alle drie de schalen.

Discussie

Dit onderzoek onderscheidt zich door de aandacht te richten op een vragenlijst waar tot op heden beperkt onderzoek naar is verricht, met name met betrekking tot de Nederlandse versie. Er zijn slechts twee andere onderzoeken gevonden die de psychometrische kwaliteit van de Nederlandse versie van de CBQ-VSF behandelen, Sleddens et al. (2011) en Sleddens et al. (2012). Dit onderzoek draagt hierom bij aan de verkenning van de psychometrische kwaliteit van de Nederlandse versie van de CBQ-VSF. Daarnaast blijkt ook in de onderzoeken naar de Engelse en Nederlandse versie van de CBQ-VSF dat de constructvaliditeit vaak niet is meegenomen. Door in dit onderzoek naar de (schaal)sterkte van de dimensies te kijken, levert dit aanvullende wetenschappelijke inzichten op met betrekking tot de constructvaliditeit van de CBQ-VSF. Ook is in dit onderzoek gebruik gemaakt van de MSA, waarmee het zich onderscheidt van de CFA in het onderzoek van Putnam en Rothbart (2006).

In dit onderzoek is, naast de testprocedure, ook een searchprocedure (exploratieve mokkenschaalanalyse) uitgevoerd, wat heeft geresulteerd in de ontdekking van drie nieuwe schalen. Deze schalen vertonen samenhang met de oorspronkelijke dimensies, waarbij de schalen emotionele onevenwichtigheid en alertheid passen in één dimensie, te weten: negatief affect en zelfregulatie. Dit kan erop duiden dat de dimensies van Rothbart et al. (2001) kloppen. Deze constatering illustreert niet alleen de complexiteit van het meetinstrument, maar benadrukt ook de noodzaak van een uitgebreid en diepgaand onderzoek bij het evalueren van de psychometrische kwaliteit. Ook kunnen de nieuwe schalen een waardevolle aanvulling zijn op het onderzoek naar de beoordeling van de bestaande dimensies van de CBQ-VSF.

Tijdens de confirmatieve MSA (testprocedure) is gebruikgemaakt van het dichotomiseren (1-4 = 0; 5-7 = 1) en trichotomiseren (1-3 = 0; 4-5 = 1; 6-7 = 2) van de observeerbare antwoordopties (één tot zeven) van de items. Na het behalen van onvoldoende *H*-schaal resultaten in de dimensies is gekeken of het veranderen van de antwoordopties tot betere resultaten leiden (Altman & Royston, 2006). Dit bleek niet het geval te zijn.

Dit onderzoek werpt ook implicaties op. De doelgroep van het oorspronkelijke 3HOEK-onderzoek was beperkt tot gezinnen met driejarige kinderen. De CBQ-VSF meet temperament van kinderen van drie tot acht jaar oud (RAND, 2018). Dit laat de mogelijkheid open dat temperament op basis van de drie dimensies mogelijk anders of eerder voorkomt bij oudere kinderen dan bij de onderzochte leeftijdsgroep (Kopala-Sibley, et al., 2018). Ook kan dit een verklaring zijn voor de lage *H*-schaalwaarden bij de drie dimensies. Een andere implicatie heeft betrekking op het gebruik van de Nederlandse versie van de CBQ-VSF. De mogelijk onnauwkeurige vertaling van de oorspronkelijke vragenlijst naar het Nederlands kan resulteren in een minder accurate weergave van de dimensies (Griffiee, 2001). Daarbij kan de perceptie van temperament in de Nederlandse cultuur anders worden ervaren (Griffiee, 2001). Dit maakt mogelijk dat de beoordeling op de dimensies minder nauwkeurig is dan oorspronkelijk bedoeld door Putnam en Rothbart (2006). Daarnaast valt het op dat zowel de oorspronkelijke dimensies als de nieuw ontdekte schalen een beperkt aantal items hebben. Aangezien de betrouwbaarheid afhankelijk is van het aantal items op een schaal (Drenth & Sijtsma, 1990), zou het nog zinvol zijn om grondig te onderzoeken of de betrouwbaarheid van de drie dimensies van de CBQ-VSF kan worden verbeterd door meer items toe te voegen.

Aanbevelingen

Uit dit onderzoek worden de dimensies assertiviteit, negatief affect en zelfregulatie onvoldoende beoordeeld en zijn er drie nieuwe schalen gevonden. Deze bevindingen vormen een solide basis voor verder onderzoek. Het is essentieel om de implicaties van dit onderzoek diepgaander te onderzoeken, met bijzondere aandacht voor de toepasbaarheid van de nieuwe schalen en de gevolgen van de lage beoordeling van de bestaande dimensies. Een belangrijke aanbeveling voor vervolgonderzoek is het uitvoeren van grootschaliger studies met een meer diverse populatie (bijvoorbeeld kinderen tussen de drie en acht jaar). Het is van belang om de validiteit en betrouwbaarheid van de CBQ-VSF in verschillende contexten te onderzoeken om generaliseerbare conclusies te kunnen trekken. Ook door gebruik te maken van grotere datasets kan dieper worden ingaan op de nuances van de psychometrische eigenschappen van zowel de traditionele dimensies als de nieuw geïdentificeerde schalen.

Aangezien het huidige onderzoek een lage psychometrische kwaliteit vindt bij de CBQ-VSF, dienen de onderzoekers van het 3HOEK-onderzoek de resultaten van de CBQ-VSF met voorzichtigheid te rapporteren en interpreteren. Mogelijk moeten aanvullende metingen en analyses worden uitgevoerd om een nauwkeuriger beeld te krijgen van het temperament van de onderzochte populatie.

Literatuurlijst

- Allan, N., Lonigan, C., & Wilson, S. (2013). Psychometric evaluation of the Children's Behavior Questionnaire-Very Short Form in preschool children using parent and teacher report. *Early Childhood Research Quarterly*, 28, 302–313. 10.1016/j.ecresq.2012.07.009.
- Altman, D. G., & Royston, P. (2006). The cost of dichotomising continuous variables. *BMJ (Clinical research ed.)*, 332(7549), 1080. <https://doi.org/10.1136/bmj.332.7549.1080>
- Aron, E. N. (2019). *Hoogsensatieve personen: Hoe blijf je overeind als de wereld je overweldigt*. Lev.
- Bates, J. E. (1989). *Applications of temperament concepts*. In G. A. Kohnstamm, J. E. Bates & M. K. Rothbart (Eds.), *Temperament in Childhood*, (pp. 321-355). John Wiley.
- Blandon, A. Y., Calkins, S. D., Keane, S. P., & O'Brien, M. (2008). Individual differences in trajectories of emotion regulation processes: The effects of maternal depressive symptomatology and children's physiological regulation. *Developmental Psychology*, 44, 1110-1123. doi:10.1037/0012-1649.44.4.111.
- Connell, A., & Goodman, S. (2002). The association between child internalizing and externalizing behavior problems and psychopathology in mothers versus fathers: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 128, 746-773.
- Couchez, P. (2022). *Wanneer het ouderschap je moe maakt*. [Masterscriptie, Universiteit van Gent]. Universiteitsbibliotheek Gent.
- De La Osa, N., Granero, R., Penelo, E., Doménech, J.M., & Ezpeleta, L. (2014). The short and very short forms of the Children's Behavior Questionnaire (CBQ) in community sample of preschoolers. *Assessment*, 21, 463-476. doi: 10.1177/1073191113508809
- De Pauw, S., & Mervielde, I. (2008). De rol van temperament en persoonlijkheid in ontwikkelingspsychopathologie: Een overzicht vanuit de basisstructuur van individuele verschillen. *Tijdschrift Orthopedagogiek, Kinderpsychiatrie en Klinische Kinderpsychologie*, 33, 98-110.

- DeVellis, R. F. (2017). *Scale Development: Theory and Applications (4th ed.)*. Sage Publications.
- Drenth, P.J.D., & Sijtsma, K. (1990). *Testtheorie: Inleiding in de theorie van de psychologische test en zijn toepassingen*. Bohn Stafleu Van Loghum
- Eisenberg, N., Smith, C. L., & Spinrad, T. L. (2004). *Effortful control: Relations with emotion regulation, adjustment, and socialization in childhood*. In R. F. Baumeister & K. D. Vohs (Eds.), *Handbook of self-regulation: Research, theory, and applications* (pp. 259-282). Guilford Press.
- Ellis-Davies, K., Van Gelderen, L. V. R., Winstanley, A., Helmerhorst, K. O. W., Rubio, B., Vecho, O., Lamb, M. E., & Bos, H. M. W. (2022). Parental sensitivity and intrusiveness in gay-, lesbian-, and heterosexual-parent families with infants conceived using artificial reproductive techniques: Do parents' gender and caregiver role matter? *Early Childhood Research Quarterly*, *58*, 177–187. <https://doi.org/10.1016/j.ecresq.2021.09.002>
- Gamble, W. C., Ramakumar, S., & Diaz, A. (2007). Maternal and paternal similarities and differences in parenting: An examination of Mexican-American parents of young children. *Early Childhood Research Quarterly*, *22*(1), 72-88.
- Ganiban, J. M., Ulbricht, J., Saudino, K. J., Reiss, D., & Neiderhiser, J. M. (2011). Understanding child-based effects on parenting: temperament as a moderator of genetic and environmental contributions to parenting. *Developmental Psychology*, *47*, 676-692. doi:10.1037/a0021812
- Gelles, R.J. (1995). *Contemporary families: A sociological view*. Sage publications.
- GGZ groep. (z.d.). *Vroege depressie signalen*. Geraadpleegd op 13 november 2023, van <https://www.depressie.nl/depressie/depressie-symptomen/vroege-signalen#:~:text=U%20voelt%20zich%20bijvoorbeeld%20onzekerder,sprake%20zijn%20van%20emotionele%20afvlakking>.
- Goldsmith, H. H., Buss, A. H., Plomin, R., Rothbart, M. K., Thomas, A., Chess, S., Hinde, R. A., & McCall, R. B. (1987). Roundtable: What Is Temperament? Four Approaches. *Child Development*, *58*(2), 505–529. <https://doi.org/10.2307/1130527>
- Griffiee, D. T. (2001). *Questionnaire Translation and Questionnaire Validation: Are They the Same?*. Geraadpleegd op 29 november 2023, van <https://files.eric.ed.gov/fulltext/ED458800.pdf>
- Helmerhorst, K., Lucassen, N., Van Der Storm, L., & Keizer, R. (2022). Sharing in child caring: Does equal parenting involvement moderate the relationship between fathers'

- and mothers' sensitivity and toddlers' receptive language ability? *Early Childhood Research Quarterly*, *59*, 12-20.
- Karreman, A., Van Tuijl, C., Van Aken, M. A. G., & Deković, M. (2008). Parenting, Coparenting, and Temperament: Differential Links for Boys and Girls. *Journal of Family Psychology*, *22*(6), 742–751.
- Kiff, C. J., Lengua, L. J., & Zalewski, M. (2011). Nature and nurturing: Parenting in the context of child temperament. *Clinical Child Family Psychology Review*, *14*, 251-301. doi:10.1007/s10567-011-0093-4
- Kingma, J., & Taerum, T. (1988). A FORTRAN 77 program for a nonparametric item response model: The Mokken scale analysis. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, *20*(5), 471-480.
- Kopala-Sibley, D. C., Olino, T., Durbin, E., Dyson, M. W., & Klein, D. N. (2018). The stability of temperament from early childhood to early adolescence: A multi-method, multi-informant examination. *European journal of personality*, *32*(2), 128–145. <https://doi.org/10.1002/per.2151>
- Lamb, M. E. (2010). *How do Fathers Influence Children's Development? Let Me Count the Ways*. In M. E. Lamb (Ed.), *The Role of the Father in Child Development* (5th ed., pp. 1-26). John Wiley & Sons.
- Landry, S. H., Smith, K. E., & Swank, P. R. (2006). Responsive parenting: establishing early foundations for social, communication, and independent problem-solving skills. *Developmental psychology*, *42*(4), 627–642. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.42.4.627>
- Lee, E. (2013). Differential susceptibility to the effects of child temperament on maternal warmth and responsiveness. *The Journal of Genetic Psychology*, *174*(4), 429-449. doi:10.1080/00221325.2012.699008
- Loevinger, J. (1954). The attenuation paradox in test theory. *Psychological Bulletin*, *51*, 493–504.
- Lucassen, N., De Haan, A. D., Helmerhorst, K. O. W., & Keizer, R. (2021). Interrelated changes in parental stress, parenting, and coparenting across the onset of the COVID-19 pandemic. *Journal of Family Psychology*, *35*(8), 1065-1076.
- Lytton, H., & Romney, D. M. (1991). Parents' differential socialization of boys and girls: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, *109*(2), 267–296. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.109.2.267>

- Majdandžić, M., de Vente, W., Colonnese, C., & Bögels, S. M. (2018). Fathers' challenging parenting behavior predicts less subsequent anxiety symptoms in early childhood. *Behaviour research and therapy*, *109*, 18-28.
- Majdandžić, M., Möller, E., Bögels, S. en Van den Boom, D. (2011). Verschillen tussen vaders en moeders in de relatie tussen opvoedingsgedrag en sociale angst van hun kinderen. *Pedagogiek*. *31*. 11-28. 10.5117/PED2011.1.MAJD.
- Mens, M. J. P., Kwakkel, J. H., De Jong, A., Thissen, W. A. H., & Van Der Sluijs, J. P. (2012). *Begrippen rondom onzekerheid*. (KvK rapport; Vol. 2012, No. 049). Kennis voor Klimaat.
- Mokken, R. J. (1971). *A Theory and Procedure of Scale Analysis: With Applications in Political Research*. De Gruyter Mouton. <https://doi.org/10.1515/9783110813203>
- Molenaar, I. W. (1997). *Nonparametric models for polytomous responses*. In W. J. Van Der Linden & R. K. Hambleton (Eds.), *Handbook of modern item response theory* (pp. 369-380). Springer.
- Molenaar, I. W., & Sijtsma, K. (2000). *User's manual MSP5 for Windows*. iec ProGAMMA
- Navarro, D. (2013). *Learning Statistics with R*.
- Nederlands Jeugdinstituut. (z.d.-a). *Peuter / De Algemene Ontwikkeling*. Geraadpleegd op 11 september 2023, van <https://www.nji.nl/ontwikkeling/de-ontwikkeling-van-je-peuter#:~:text=Ze%20worden%20zindelijk%2C%20en%20ze,van%20de%20ontwikkeling%20van%20peuters>
- Nederlands Jeugdinstituut. (z.d.-b). *Kleuter / De Algemene Ontwikkeling*. Geraadpleegd op 1 december 2023, van <https://www.nji.nl/ontwikkeling/de-ontwikkeling-van-je-kleuter>
- Posner, M. I. (2008). Measuring alertness. *Annals of the New York Academy of Sciences*, *1129*(1), 193-199.
- Putnam, S. P., & Rothbart, M. K. (2006). Development of short and very short forms of the Children's Behavior Questionnaire. *Journal of Personality Assessment*, *87*(1), 102-112.
- Putnam, S. P., Gartstein, M. A., & Rothbart, M. K. (2006). Measurement of fine-grained aspects of toddler temperament: The Early Childhood Behavior Questionnaire. *Infant Behavior and Development*, *29*(3), 386-401. <https://doi.org/10.1016/j.infbeh.2006.01.004>
- RAND. (2018). Children's Behavior Questionnaire Very Short Form (CBQ-VSF). Geraadpleegd op 19 maart 2023, van <https://www.rand.org/education-and->

labor/projects/assessments/tool/2006/childrens-behavior-questionnaire-very-short-form-cbq.html

- Rothbart, M. K. (1981). Measurement of temperament in infancy. *Child Development*, 52, 569–578.
- Rothbart, M. K., & Bates, J. E. (2006). *Temperament*. In N. Eisenberg, W. Damon, & R. M. Lerner (Eds.), *Handbook of child psychology: Social, emotional, and personality development* (pp. 99–166). John Wiley & Sons, Inc.
- Rothbart, M. K., Ahadi, S. A., & Evans, D. E. (2000). Temperament and personality: Origins and outcomes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78, 122-135. doi:10.1037//0022-3514.78.1.122
- Rothbart, M. K., Ahadi, S. A., Hershey, K. L., & Fisher, P. (2001). Investigations of temperament at 3-7 years: The Children's Behavior Questionnaire. *Child Development*, 72, 1394-1408.
- Sijtsma, K., & Molenaar, I. W. (2002). *Introduction to nonparametric item response theory*. (Measurement methods for the Social Science; No. 5). Sage.
- Sleddens, E. F. C., Hughes, S. O., O'Connor, T. M., Beltran, A., Baranowski, J.C., Nicklas, T. A., & Baranowski, T. (2012). The Children's Behavior Questionnaire very short scale: Psychometric properties and development of a one-item temperament scale. *Psychological Reports*, 110, 197-217
- Sleddens, E. F., Kremers, S. P., Candel, M. J., De Vries, N. N., & Thijs, C. (2011). Validating the Children's Behavior Questionnaire in Dutch children: Psychometric properties and a cross-cultural comparison of factor structures. *Psychological assessment*, 23(2), 417.
- Sofologi, M., Koulouri, S., Moraitou, D., & Papantoniou, G. (2021). Evaluating the involving relationships between temperament and motor coordination in early childhood: a prognostic measurement. *Brain Sciences*, 11(3). <https://doi.org/10.3390/brainsci11030333>
- Spanjaard, H. & Slot, W. (2015). Tijden veranderen, ontwikkelingstaken ook. Een 'update' van het competentiemodel. *Kind en Adolescent Praktijk*, 3, 14-21. <https://doi.org/0.1007/s12454-015-0029-0>.
- Stacks, A. M., Oshio, T., Gerard, J., & Roe, J. (2009). The moderating effect of parental warmth on the association between spanking and child aggression: A longitudinal approach. *Infant and Child Development: An International Journal of Research and Practice*, 18(2), 178-194. doi: 10.1002/icd.596
- Tavecchio, L. (2015). Betekenis vaderrol verdient herwaardering. *Vakblad Vroeg*, 4–5.

- Tavecchio, L., & Bos, H. (2011). Inleiding op het themanummer ‘Vaderschap, rol van vaders in opvoeding van kinderen en diversiteit in vaderschap’. *Pedagogiek*, 31(1), 3-10.
- Thomas, A. & Chess, S. (1977). *Temperament and Development*. Brunner/Mazel.
- Van Heijst, L. (2021). *Cronbach's Alpha in SPSS: Berekenen en interpreteren*. Scribbr. Geraadpleegd op 28 november 2023, van <https://www.scribbr.nl/statistiek/cronbachs-alpha/>

Bijlagen

Bijlage 1: Nederlandse versie van CBQ-VSF

Tabel 13

Nederlandse versie van de CBQ-VSF

1 lijkt altijd veel haast te hebben om van de ene naar de andere plek te gaan.
2 raakt erg gefrustreerd wanneer hij/zij iets wil doen en dat niet mag.
3 is zeer geconcentreerd wanneer hij/zij aan het tekenen of kleuren is.
4 vindt het leuk om van hoge glijbanen af te gaan of om andere avontuurlijke activiteiten te ondernemen.
5 is behoorlijk van slag door een kleine snee of blauwe plek.
6 bereidt zich voor op uitstapjes door te bedenken wat hij/zij nodig zal hebben.
7 stort zich vaak in nieuwe situaties.
8 heeft de neiging verdrietig te worden als de gezinsactiviteiten niet lopen zoals gepland.
9 houdt ervan toegezongen te worden.
10 lijkt op zijn/haar gemak bij bijna iedereen.
11 is bang voor inbrekers of spoken/monsters.
12 merkt het op wanneer de ouders nieuwe kleren dragen.
13 doet liever iets rustigs dan een actief spelletje.
14 heeft de neiging om tien minuten of langer overstuur te blijven als hij/zij over iets boos is geworden.
15 werkt erg overdreven en voor een langere periode, als hij/zij iets aan het bouwen of in elkaar aan het zetten is.
16 houdt er van hoog en snel te gaan op de schommel.
17 lijkt zich somber te voelen wanneer het niet lukt een bepaald taakje te volbrengen.
18 kan goed instructies opvolgen.
19 heeft veel tijd nodig bij het ingaan van nieuwe situaties

20 klaagt nauwelijks bij een verkoudheid of griepje.
21 houdt van het geluid van woorden, zoals in kinderversjes of rijmpjes.
22 is soms verlegen, zelfs bij mensen die hij/zij al langer kent.
23 is erg moeilijk te troosten wanneer hij/zij overstuur is.
24 is zich snel bewust van een nieuw voorwerp in de woonkamer.
25 zit vol energie, zelfs 's avonds.
26 is niet bang in het donker.
27 wordt soms helemaal in beslag genomen door een plaatjesboek en kijkt er een lange tijd in.
28 houdt van ruwe en wilde spelletjes.
29 is nauwelijks van slag door kleine sneetjes of blauwe plekken.
30 gaat langzaam en voorzichtig op plekken af waarvan gezegd is dat ze gevaarlijk zijn.
31 beslist langzaam en ongehaast wat het volgende wordt om te gaan doen.
32 wordt boos wanneer hij/zij datgene niet kan vinden waarmee hij/zij wil spelen.
33 geniet van rustige, ritmische activiteiten zoals wiegen of zwieren.
34 keert zich soms verlegen af van nieuwe kennissen.
35 raakt van streek wanneer geliefde familieleden of vrienden zich klaarmaken om te vertrekken na een bezoek.
36 maakt er een opmerking over wanneer één van de ouders iets in zijn/haar uiterlijk heeft veranderd.

Noot. Aangepast overgenomen uit *Wanneer het ouderschap je moe maakt* (p. 87-88), door P. Couchez, 2022, Masterscriptie.