

De RBS: een nieuw instrument om rekenbeleving te meten

Sylke W.M. Toll, Jojanneke P.J. van der Beek & Johannes E.H. van Luit

The RBS: a new instrument for measuring emotional aspects of mathematical functioning



Orthopedagogiek: Onderzoek en Praktijk, 57(7-8), 180-191

© Garant | ISSN 2211-6273 | juli - augustus 2018

SAMENVATTING

De Rekenbelevingsschaal (RBS) is ontwikkeld om een bijdrage te leveren aan het vergroten van de aandacht voor de rekenbeleving van leerlingen uit groep 6, 7 en 8 (regulier basisonderwijs) en leerjaar 1, 2 en 3 (regulier voortgezet onderwijs). De RBS bevat vier schalen, gebaseerd op drie aspecten die een rol spelen bij hoe leerlingen het rekenen beleven: (mal)adaptieve coping (het gedragsmatige aspect), rekenzelfbeeld (het cognitieve aspect) en de mate van rekenangst (het affectieve aspect). Het huidige onderzoek richt zich op de belangrijkste psychometrische kenmerken van de RBS. Betrouwbaarheidsanalyses laten zien dat alle vier de schalen van de RBS een hoge interne consistentie hebben, dat binnen elke schaal de items onderling goed samenhangen (enkele items binnen beide copingschalen uitgezonderd) en dat de schalen van de RBS voldoende stabiel zijn over de tijd. Confirmatieve factoranalyses ten behoeve van de begripsvaliditeit bevestigen de vier factoren-structuur van de RBS. Tot slot laten correlatieanalyses zien dat de schalen van de RBS verschillende concepten meten. Gesteld wordt dat de RBS een betrouwbaar en valide instrument is om de rekenbeleving in kaart te brengen.

Kernwoorden: rekenbeleving, copingvaardigheden, zelfbeeld, angst, vragenlijst, psychometrie

SUMMARY

The RBS has been developed to measure emotional aspects of mathematical functioning in students grade 4, 5, and 6 (primary school) and year 1, 2, and 3 (secondary school). The RBS consists of four scales, based on three emotional aspects of mathematical functioning: adaptive and maladaptive coping, self-concept, and anxiety. The current research examines the most important psychometric characteristics of the RBS. Reliability analyses show that the four scales of the RBS have high internal consistency, that the items are interrelated within each scale (except for some items within the coping scales), and that the scales of the RBS are sufficiently stable over time. With regard to the construct validity, confirmatory factor analyses confirm the four factor structure of the RBS. Finally, correlation analyses show that the scales measure different concepts. It is concluded that the RBS is a reliable and valid instrument for measuring emotional aspects of mathematical functioning.

Keywords: non-cognitive aspects, coping skills, self-concept, anxiety, questionnaire, psychometrics

OVER DE AUTEURS

Dr. Sylke W.M. Toll is NVO Orthopedagoog-generalist en docent-onderzoeker aan de Universiteit Utrecht, *E-mail*: S.W.M.Toll@uu.nl.

Drs. Jozanneke P.J. van der Beek is NVO Orthopedagoog-generalist, promovenda en docent aan de Universiteit Utrecht, *E-mail*: J.P.J.vanderBeek@uu.nl.

Prof. dr. Johannes E.H. van Luit is NVO Orthopedagoog-Generalist en Klinisch Psycholoog-BIG en hoogleraar diagnostiek en behandeling van kinderen met dyscalculie aan de Universiteit Utrecht, *E-mail*: J.E.H.vanLuit@uu.nl.

ABOUT THE AUTHORS

Sylke W.M. Toll PhD is child psychologist and lecturer-researcher at Utrecht University, Email: S.W.M.Toll@uu.nl.

Jozanneke P.J. van der Beek MSc is child psychologist, PhD student and lecturer at Utrecht University, Email: J.P.J.vanderBeek@uu.nl.

Johannes E.H. van Luit PhD is full professor of dyscalculia and clinical psychologist at Utrecht University, Email: J.E.H.vanLuit@uu.nl.

Inleiding

Leren rekenen is niet alleen een technische aangelegenheid, ook psychische factoren spelen hierbij een rol. Deze factoren kunnen worden samengevat in de term 'rekenbeleving'. De term rekenbeleving is een paraplueterm die verwijst naar de gedragingen, gedachten en gevoelens van leerlingen ten aanzien van rekenen. Het ontwikkelen van rekenvaardigheid kan niet los worden gezien van hoe een leerling het rekenen beleeft.

Rekenbeleving omvat drie verschillende aspecten. Ten eerste het gedragsmatige aspect. Wanneer er een discrepantie wordt waargenomen tussen de eisen die aan de leerling worden gesteld en de beschikbare middelen om aan deze eisen te voldoen, kan stress ontstaan. De verschillende manieren waarop leerlingen op deze moeilijkheden tijdens het rekenen reageren, worden copingstrategieën genoemd. Academische coping wordt gedefinieerd als de gedachten en het gedrag waarmee een leerling het hoofd biedt aan de eisen van een onderwijsleersituatie die als stressvol wordt ervaren (Folkman & Moskowitz, 2004). Copingstrategieën kunnen enerzijds adequaat zijn (adaptieve strate-

gieën), zoals positieve zelfspraak, het probleem stap voor stap aanpakken of hulp vragen aan leerkracht of klasgenoot, en anderzijds inadequaat (maladaptieve strategieën), zoals manieren om aan rekenen te ontkomen (vermijding) of boosheid (Hampel & Petermann, 2005).

Ten tweede het cognitieve aspect. Leerlingen hebben gedachten over hoe goed ze zichzelf vinden in rekenen: hun rekenzelfbeeld. Het rekenzelfbeeld geeft aan hoe leerlingen hun eigen competenties op het gebied van rekenen inschatten en is in de kern, evenals begrippen zoals zelfconcept, zelfvertrouwen, zelfwaardering en competentiebeleving, een beoordeling over het eigen functioneren (Wouters, Verschuere, & Gadeyne, 2016). Leerlingen kunnen hun eigen rekenvaardigheid bijvoorbeeld hoog, gemiddeld of juist laag inschatten, relatief los van wat hun daadwerkelijke rekenprestaties zijn. Zo kan het niveau van de leerlingen waarmee een leerling zijn of haar prestaties vergelijkt, bijdragen aan het zelfbeeld van deze leerling.

Ten derde het affectieve aspect. Leerlingen zullen, terwijl ze aan een rekentaak werken of hieraan denken, meer of minder bewust bepaalde emoties ervaren. Rekenen kan,

meer dan andere vakken, negatieve emoties oproepen, met name angst (Dowker, Sarkar, & Looi, 2016; Goetz, Cronjaeger, Frenzel, Lüdtke, & Hall, 2010). Vergeleken met andere positieve en negatieve prestatie-emoties zoals trots, plezier en verveling, is in relatie tot rekenen dan ook het meeste bekend over angst. Rekenangst wordt gedefinieerd als een onprettig gevoel van spanning en angst gerelateerd aan rekenen (Richardson & Suinn, 1972). Er zijn duidelijke aanwijzingen dat rekenangst op zichzelf kan staan, ondanks de relatie met andere vormen van angst, zoals test- of faalangst en algemene angst (Dowker et al., 2016). Rekenangst is specifiek gerelateerd aan rekenen, terwijl de andere vormen van angst op een breder terrein betrekking kunnen hebben.

De drie aspecten van rekenbeleving zijn onderling gerelateerd (Ahmed, Minnaert, Kuyper, & Van der Werf, 2012; Friedel, Cortina, Turner & Midgley, 2007; Hamid, Shahrill, Matzin, Mahalle, & Mundia, 2013), waardoor bij de meeste leerlingen gesproken kan worden van een in het algemeen positieve of negatieve rekenbeleving. De copingstrategieën die leerlingen inzetten, zijn gebaseerd op de gedachten en gevoelens die zij hebben ten aanzien van een rekentaak of rekenen in het algemeen, en onderzoek wijst op een sterke negatieve relatie tussen rekenangst en rekenzelfbeeld (Goetz et al., 2010; Lee, 2009; Morony, Kleitman, Lee, & Stankov, 2013). Binnen deze relatie wordt uitgegaan van bidirectionele effecten: zo leidt een hoog rekenzelfbeeld tot minder rekenangst, hetgeen weer leidt tot een hoger rekenzelfbeeld (Ahmed et al., 2012). Ook geldt dat leerlingen die denken dat ze niet goed zijn in rekenen (en dus een laag rekenzelfbeeld hebben), onafhankelijk van hun daadwerkelijke rekenniveau, meer kans hebben op rekenangst. Deze sterke verbanden tussen zelfbeeld en angst blijken specifiek te zijn voor rekenen en zijn minder sterk bij andere vakken (Goetz et al., 2010).

Uit onderzoek komt een gemiddelde tot sterke relatie naar voren tussen de verschillende aspecten van de rekenbeleving en rekenprestaties (Carey, Hill, Devine, & Szűcs,

2016; Hamid et al., 2013; Möller, Retelsdorf, Köller, & Marsh, 2011; Morony et al., 2013). Vaak gaat het om correlatieve onderzoeken, waardoor er niet gesproken kan worden van een oorzakelijk verband. Door de meeste onderzoekers wordt echter verondersteld dat er sprake is van transactionele processen: een wederkerig verband tussen rekenbeleving en rekenprestaties over de tijd. Dat wil zeggen dat de rekenbeleving effect heeft op de rekenprestaties, maar dat de rekenprestaties op hun beurt ook weer effect hebben op de rekenbeleving.

Aangezien een negatieve rekenbeleving een optimale rekenontwikkeling kan belemmeren, is het van belang dat er binnen de psychodiagnostiek van (ernstige) rekenproblemen of dyscalculie aandacht is voor hoe leerlingen het rekenen beleven (Van Luit, 2018). De Rekenbelevingsschaal (RBS; Van der Beek, Toll, & Van Luit, 2017) is ontwikkeld om binnen diagnostische trajecten in onderwijs en hulpverlening de rekenbeleving van leerlingen in kaart te brengen. De RBS bevat vier schalen, gebaseerd op de drie aspecten die een rol spelen bij hoe leerlingen het rekenen beleven: de adaptieve coping, de maladaptieve coping (beide gedragsmatige aspecten), het rekenzelfbeeld (het cognitieve aspect) en de mate van rekenangst (het affectieve aspect). De twee componenten van het gedragsmatige aspect (adaptieve en maladaptieve coping) zijn als aparte schaal in de RBS opgenomen. In het hier gerapporteerde onderzoek zijn de belangrijkste psychometrische kenmerken van de RBS in kaart gebracht: twee vormen van de betrouwbaarheid (interne consistentie en test-hertest betrouwbaarheid) en begripsvaliditeit.

Methoden

Participanten

Het normeringsonderzoek van de RBS is gebaseerd op 1776 leerlingen met een gemiddelde leeftijd van 12.8 jaar (SD = 1.8 jaar). Het betreft 674 leerlingen uit de bovenbouw

TABEL 1. Beschrijvende statistieken van de totale normeringssteekproef uitgesplitst in basisonderwijs en voortgezet onderwijs

		Basisonderwijs		Voortgezet onderwijs		
		N	%	N	%	
Geslacht	Jongen	315	46.7	571	51.8	
	Meisje	359	53.3	531	48.2	
Leerjaar	Groep 6	208	30.9	Jaar 1	405	36.8
	Groep 7	236	35.0	Jaar 2	355	32.2
	Groep 8	230	34.1	Jaar 3	342	31.0
Etniciteit	Nederlandse achtergrond	206	79.2	480	85.0	
	Migratie-achtergrond	54	20.8	85	15.0	

van het basisonderwijs met een gemiddelde leeftijd van 10.9 jaar ($SD = 0.9$ jaar) en 1.102 leerlingen in de onderbouw van het voortgezet onderwijs met een gemiddelde leeftijd van 13.3 jaar ($SD = 1.1$ jaar). Bij het verzamelen van de gegevens waren er geen specifieke inclusie- of exclusiecriteria. In tabel 1 wordt de verdeling binnen de steekproef weergegeven van geslacht, leerjaar en herkomst, waarbij een onderscheid wordt gemaakt tussen het basisonderwijs en het voortgezet onderwijs. De totale steekproef is opgedeeld in vier verschillende normgroepen: basisonderwijs jongens ($n = 315$), basisonderwijs meisjes ($n = 359$), voortgezet onderwijs jongens ($n = 571$) en voortgezet onderwijs meisjes ($n = 531$).

Procedure

De dataverzameling heeft in drie jaarcohorten plaatsgevonden (2014-2015, 2015-2016 en 2016-2017) op steeds wisselende scholen (zeventien in totaal). Deze stapsgewijze manier van data verzamelen is gehanteerd om de samenstelling en daarmee de generaliseerbaarheid van de normsteekgroep zo goed mogelijk te kunnen waarborgen. Hoewel dit in het huidig onderzoek niet aan bod komt, is het vermeldenswaardig dat bij de participanten, naast de RBS, de Tempo

Toets Automatiseren (TTA; De Vos, 2010) is afgenomen ten behoeve van de criteriumvaliditeit. Ook vulden zij een selectie (maximaal drie) aanvullende vragenlijsten in ten behoeve van de divergente en convergente validiteit (ook niet gerapporteerd in het huidige onderzoek), zoals de Fragebogen zur Erhebung der Emotionsregulation bei Kindern und Jugendlichen (FEEL-KJ; Braet, Cracco & Theuwis, 2013), de Utrechtse Coping Lijst voor Adolescenten (UCL-A; Bijstra, Jackson, & Bosma, 1994), de Cognitive Emotion Regulation Questionnaire (CERQ, Garnefski, Kraaij, & Spinhoven, 2002), de Competentie BelevingsSchaal voor Kinderen (CBSK; Veerman, Straathof, Treffers, Van den Bergh, & Ten Brink, 2004), de Competentie BelevingsSchaal voor Adolescenten (CBSA; Treffers et. al., 2002) en de Prestatie Motivatie Test voor Kinderen (PMT-K-2; Hermans, 2011). De afname van de vragenlijsten en de TTA duurde gemiddeld 50 minuten en heeft groepsgewijs plaatsgevonden op de eigen school onder begeleiding van minimaal één masterstudent Orthopedagogiek van de Universiteit Utrecht. Na een tijdsinterval van twee tot drie weken is door een gerandomiseerde selectie uit de normeringssteekproef, waarbij rekening is gehouden met een representatieve vertegenwoordiging van sekse en onderwijsvorm, de RBS een tweede keer ingevuld ten behoeve van de

test-hertestbetrouwbaarheid. Voor dit relatieve korte tijdsinterval is gekozen omdat de RBS geen stabiele eigenschap meet, maar de manier waarop leerlingen omgaan met lastige rekenopgaven, hoe ze hun eigen prestaties inschatten en de mate waarin zij angst tijdens het rekenen ervaren. De individuele resultaten zijn geanonimiseerd verwerkt in een SPSS-databestand.

Instrumenten

De RBS is een zelfrapportage lijst bestaande uit 66 vragen verdeeld over vier schalen: adaptieve coping bij rekenmoeilijkheden (20 vragen) en maladaptieve coping bij rekenmoeilijkheden (16 vragen), rekenzelfbeeld (15 vragen) en rekenangst (15 vragen). De RBS is bedoeld voor leerlingen van groep 6, 7 en 8 van het regulier basisonderwijs en leerjaar 1, 2 en 3 van het regulier voortgezet onderwijs. De vragen zijn gesteld in de vorm van stellingen, waarbij de leerling op een vierpuntsschaal aangeeft (door een kruisje te zetten in een van de vakjes) in hoeverre deze op hem of haar van toepassing zijn. De antwoordmogelijkheden bij de eerste 36 vragen (adaptieve en maladaptieve coping) zijn *nooit*, *soms*, *vaak* en *altijd*. De antwoordmogelijkheden bij de laatste 30 vragen (rekenzelfbeeld en rekenangst) zijn *helemaal mee oneens*, *mee oneens*, *mee eens* en *helemaal mee eens*. Aan de hand van het scoreformulier kunnen op basis van 65 items de schaalcores worden berekend (hierbij wordt één item van de schaal adaptieve coping buiten beschouwing gelaten) en met behulp van de normtabellen kunnen de normscores (T-score en percentielscores) worden bepaald.

Data-analyse

De resultatensectie is opgedeeld in drie gedeeltes. In het eerste gedeelte worden de beschrijvende statistieken op de vier verschillende schalen gepresenteerd per normgroep. In het tweede gedeelte, gericht op de betrouwbaarheid, worden ten eerste gegevens gepre-

senteerd over de interne consistentie. Om de interne consistentie van de vier schalen van de RBS te bepalen is gebruik gemaakt van *Cronbach's alfa* (Cronbach, 1951). Deze coëfficiënt geeft aan in welke mate de items een homogeen construct vormen. Een $\alpha \geq .80$ betekent een goede interne consistentie, $.80 < \alpha \geq .70$ een acceptabele interne consistentie en $\alpha < .70$ een twijfelachtige en zwakke interne consistentie. Ook worden de standaardmeetfouten weergegeven. De standaardmeetfout (*Standard Error of Measurement*, SE_M) is een schatting van de foutenmarge en zegt dus iets over de nauwkeurigheid van een individuele score. Standaardmeetfouten worden berekend met behulp van de volgende formule: $SE_M = SD * \sqrt{(1 - \alpha)}$. Vervolgens wordt informatie verschaft over de item-restcorrelaties. Deze correlaties geven een indicatie van de mate waarin een item samenhangt met de overige items van dezelfde schaal. Om de correlatiecoëfficiënten te interpreteren zijn de richtlijnen van de COTAN aangehouden, waarbij $r \geq .30$ een goede samenhang betekent, $.20 \leq r \leq .29$ een voldoende samenhang en $r \leq .19$ een onvoldoende samenhang (Evers, Lucassen, Meijer, & Sijtsma, 2010). Binnen het tweede gedeelte wordt tot slot ingegaan op de test-hertestbetrouwbaarheid, uitgedrukt in een samenhang tussen de resultaten van twee afnames. Voor het interpreteren van de samenhang geldt $r \geq .70$ als een goede samenhang, $.60 \leq r \leq .69$ als een voldoende samenhang en $r \leq .59$ als onvoldoende samenhang (Evers et al., 2010).

In het derde gedeelte, gericht op de begripsvaliditeit van de RBS, worden ten eerste confirmatieve factoranalyses (CFAs) uitgevoerd, zodat nagegaan kan worden of de vier schalen zich als onafhankelijke factoren manifesteren. In een CFA wordt vooraf een factorstructuur gespecificeerd, waarna getoetst wordt in hoeverre deze factorstructuur overeenkomt met de data. In tegenstelling tot de veel gebruikte exploratieve factoranalyse (EFA), waarbij er geen vooropgesteld idee over de factorstructuur bestaat, gaat een CFA dus uit van een specifieke hypothese. Aangezien er bij de RBS een duidelijk idee bestond over de verdeling van de items over de vier schalen, is

gekozen voor een CFA. De CFA is uitgevoerd met behulp van structurele vergelijkingsmodellen (SEM) in het statistische programma Mplus (Version 6; Muthén & Muthén, 1998-2010) met *Maximum Likelihood* als schattingsmethode. Zoals gebruikelijk is bij SEM, wordt de mate waarin het model past uitgedrukt in een aantal fitmaten, die allen verschillende aspecten van het model evalueren (Blunch, 2008). Indien het model goed bij de waargenomen gegevens past, dan resulteert dat in een lage waarde van de *Chi-kwadraat* (χ^2) en een niet significante bijbehorende *p*-waarde. De χ^2 -toets is echter sterk afhankelijk van de steekproefomvang en wordt snel significant bij een toenemend aantal proefpersonen

(Byrne, 2012; MacCallum, 1990). Daarom zijn fitindices ontwikkeld die minder afhankelijk zijn van de steekproefomvang. De belangrijkste hiervan is de comparatieve fitindex (CFI). Een CFI van .90 tot .95 wordt in de literatuur als acceptabel omschreven, een CFI wordt als goed beschouwd als deze .95 of hoger is (Byrne, 2012). Daarnaast kan de *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA), en de bijbehorende *p-close-waarde*, worden berekend als schatting van het gebrek aan fit in de steekproef. De RMSEA is gunstiger naarmate hij kleiner is: de RMSEA is goed indien $< .05$ en acceptabel indien $< .08$. De *p-close-waarde* dient zo hoog mogelijk te zijn. Zowel de CFI als de RMSEA zijn als fitmaat

TABEL 2. Gemiddelden, standaardafwijkingen, minimale score en maximale score van de schalen per normgroep.

	<i>M</i>	<i>SD</i>	Minimum	Maximum
Basisonderwijs, jongens ^a				
Adaptieve coping	21.1	8.4	1	47
Maladaptieve coping	9.0	6.9	0	39
Rekenzelfbeeld	30.4	8.6	0	45
Rekenangst	8.9	7.8	0	35
Basisonderwijs, meisjes ^b				
Adaptieve coping	24.4	7.7	5	49
Maladaptieve coping	9.5	7.4	0	45
Rekenzelfbeeld	26.7	9.1	0	45
Rekenangst	12.1	9.3	0	45
Voortgezet onderwijs, jongens ^c				
Adaptieve coping	21.0	8.4	0	47
Maladaptieve coping	11.3	7.6	0	45
Rekenzelfbeeld	27.8	8.0	3	45
Rekenangst	11.0	8.4	0	41
Voortgezet onderwijs, meisjes ^d				
Adaptieve coping	24.8	7.9	1	49
Maladaptieve coping	12.9	8.1	0	44
Rekenzelfbeeld	25.0	8.8	1	44
Rekenangst	12.8	9.5	0	45

^a *N* = 315, ^b *N* = 359, ^c *N* = 571, ^d *N* = 531

TABEL 3. Interne consistentie en standaardmeetfout van de vier schalen per normgroep.

	Basisonderwijs				Voortgezet onderwijs			
	Jongens ^a		Meisjes ^b		Jongens ^c		Meisjes ^d	
	α	SE_M	α	SE_M	α	SE_M	α	SE_M
Adaptieve coping	.85	3.3	.82	3.3	.83	3.5	.82	3.3
Maladaptieve coping	.86	2.6	.88	2.6	.86	2.8	.88	2.8
Rekenzelfbeeld	.92	2.5	.92	2.6	.91	2.4	.92	2.4
Rekenangst	.91	2.4	.93	2.5	.93	2.3	.94	2.4

^a $N = 315$, ^b $N = 359$, ^c $N = 571$, ^d $N = 531$

gebruikt bij de CFA voor de RBS. Gezien de grote steekproefomvang ($N = 1776$) wordt de *Chi-kwadraat* (χ^2) niet gerapporteerd. Om na te gaan of er sprake is van voldoende te onderscheiden begrippen, wordt tot slot de onderlinge samenhang gepresenteerd tussen de schalen, zoals gemodelleerd binnen het CFA-SEM-model.

Resultaten

De beschrijvende statistieken van de vier normgroepen staan weergegeven in tabel 2.

Betrouwbaarheid

Interne consistentie. Tabel 3 toont voor elke normgroep de betrouwbaarheidscoëfficiënten en de standaardmeetfouten van de vier schalen. De *Cronbach's alfa* varieert tussen de .82 en .94, wat betekent dat alle vier de schalen van de RBS een hoge interne consistentie hebben en dus als betrouwbaar beschouwd kunnen worden.

In tabel 4 wordt bij elk item van de RBS de item-restcorrelatie weergegeven voor de desbetreffende schaal. Veruit de meeste correlatiecoëfficiënten zijn hoger dan .30, hetgeen duidt op een goede onderlinge samenhang. Enkele coëfficiënten binnen de schaal Adaptieve coping worden als voldoende be-

schouwd, en één item (schaal Adaptieve coping) laat een onvoldoende samenhang met de andere items van de schaal zien.

Test-hertestbetrouwbaarheid. De selectie uit de normgroep die de RBS een tweede keer heeft ingevuld bestond uit 197 leerlingen (94 jongens en 103 meisjes) met een gemiddelde leeftijd van 12.0 jaar ($SD = 1.8$ jaar). Het betreft 129 leerlingen uit het basisonderwijs (65 jongens en 64 meisjes) met een gemiddelde leeftijd van 10.9 jaar ($SD = 0.9$ jaar) en 68 leerlingen uit het voortgezet onderwijs (29 jongens en 39 meisjes) met een gemiddelde leeftijd van 14.2 jaar ($SD = 0.8$ jaar). Het tijdsinterval tussen de twee afnames betrof twee tot drie weken (in verband met weekenden varieerde het interval tussen 13 en 21 dagen). Uit tabel 5 is af te lezen dat de correlatiecoëfficiënten van de vier schalen variëren tussen de .64 en .78, wat betekent dat de stabiliteit van de schalen van de RBS voldoende tot goed is.

Begripsvaliditeit

Met behulp van een confirmatieve factoranalyse (CFA, zie voor uitleg de methode-sectie) is nagegaan of de factorstructuur van de vragenlijst overeenkomt met de vier-factorenstructuur die de RBS beoogt te meten: Adaptieve coping, Maladaptieve coping, Rekenzelfbeeld en Rekenangst. Het getoetste model –met in totaal 65 items verdeeld over vier

TABEL 4. Gemiddelde item-restcorrelaties en bereik voor de vier schalen per normgroep.

	Basisonderwijs				Voortgezet onderwijs			
	Jongens ^a		Meisjes ^b		Jongens ^c		Meisjes ^d	
	$M r_{it}$	Bereik	$M r_{it}$	Bereik	$M r_{it}$	Bereik	$M r_{it}$	Bereik
Adaptieve coping	.44	.27 - .62	.39	.23 - .56	.41	.28 - .58	.39	.18 - .62
Maladaptieve coping	.49	.23 - .68	.52	.31 - .67	.49	.28 - .64	.52	.24 - .66
Rekenzelfbeeld	.62	.46 - .78	.63	.41 - .76	.60	.39 - .77	.65	.49 - .79
Rekenangst	.61	.50 - .70	.66	.55 - .73	.65	.51 - .73	.68	.50 - .80

^a $N = 315$, ^b $N = 359$, ^c $N = 571$, ^d $N = 531$

TABEL 5. Test-hertest-correlatiecoëfficiënten.

RBS-schaal	1 ^e meetmoment		2 ^e meetmoment		r
	M	SD	M	SD	
Adaptieve coping	23.6	7.7	22.2	8.6	.70
Maladaptieve coping	9.8	7.1	9.9	7.8	.70
Rekenzelfbeeld	26.6	9.1	26.3	9.2	.78
Rekenangst	11.2	8.8	11.3	9.3	.64

$N = 197$

TABEL 6. Fitmaten voor de CFA.

	CFI	RMSEA	P-close-waarde
Totale steekproef ^a	.95	.028	1.00
Basisonderwijs			
Jongens ^b	.87	.043	1.00
Meisjes ^c	.90	.039	1.00
Voortgezet onderwijs			
Jongens ^d	.91	.035	1.00
Meisjes ^e	.92	.037	1.00

^a $N = 1776$, ^b $N = 315$, ^c $N = 359$, ^d $N = 571$, ^e $N = 531$

schalen- kent een goede fit. Ook wanneer de CFA voor de vier afzonderlijke normgroepen apart wordt uitgevoerd, blijkt het model een acceptabele fit te hebben (zie tabel 6). Enkel de CFI bij jongens in het basisonderwijs is lager dan .90, maar nadert de grens van een ac-

ceptabele fit wel. In eerder onderzoek is voor deze bevinding geen verklaring te vinden en lijkt derhalve op toeval te berusten. De gemiddelde factorladingen en het bereik voor de vier normgroepen worden weergegeven in tabel 7. Bij meisjes in het voortgezet onder-

TABEL 7. Gemiddelde gestandaardiseerde factorladingen en bereik per normgroep.

	Basisonderwijs				Voortgezet onderwijs			
	Jongens ^a		Meisjes ^b		Jongens ^c		Meisjes ^d	
	M_{fac}	Bereik	M_{fac}	Bereik	M_{fac}	Bereik	M_{fac}	Bereik
Adaptieve coping	.45	.20 - .71	.40	.18 - .70	.42	.25 - .71	.38	.07 - .78
Maladaptieve coping	.52	.23 - .69	.53	.26 - .70	.54	.34 - .67	.54	.25 - .71
Rekenzelfbeeld	.64	.43 - .83	.66	.43 - .80	.63	.41 - .80	.66	.50 - .82
Rekenangst	.63	.53 - .72	.67	.56 - .79	.67	.54 - .75	.70	.53 - .84

^a $N = 315$, ^b $N = 359$, ^c $N = 571$, ^d $N = 531$

wijs bepalen de factorladingen voor item 5 en item 14 de ondergrens van het bereik.

In tabel 8 worden de correlaties tussen de schaa scores uit het SEM-model voor de totale steekproef weergegeven. De schaa scores blijken onderling niet (Adaptieve coping met Rekenangst), enigszins negatief (Adaptieve coping met Maladaptieve coping), enigszins positief (Adaptieve coping met Rekenzelfbeeld), sterk negatief (Maladaptieve coping met Rekenzelfbeeld en Rekenzelfbeeld met Rekenangst) of sterk positief (Maladaptieve coping met Rekenangst) samen te hangen. De correlaties laten zien dat er voldoende te onderscheiden begrippen gemeten worden.

Discussie

Het doel van het hier gerapporteerde onderzoek was om enkele belangrijke psychometrische kenmerken van de RBS in kaart te brengen. De kenmerken die in het huidige artikel besproken worden zijn twee vormen van de betrouwbaarheid (interne consistentie en test-hertest betrouwbaarheid) en de begripsvaliditeit. Met betrekking tot de betrouwbaarheid kan geconcludeerd worden dat alle vier de schalen van de RBS een hoge interne consistentie hebben, dat binnen elke schaal de items onderling goed samenhangen (enkele items binnen de schaal Adaptieve coping uitgezonderd) en dat de schalen van de RBS

voldoende stabiel zijn. Hoewel het primaire doel van de RBS niet is om een voorspelling over tijd te doen, laten de test-hertestcoëfficiënten zien dat de scores voldoende constant zijn en dat de RBS gebruikt kan worden voor evaluatieonderzoek. De schaal Rekenangst laat de laagste waarde zien. Dit kan worden verklaard doordat deze schaal een emotie meet (Goetz et al., 2010), die vaak situatie-specifiek is (Dowker et al., 2016) en daardoor minder constant is binnen een individueel persoon dan bijvoorbeeld de meer stabilere eigenschap rekenzelfbeeld.

Confirmatieve factoranalyses ten behoeve van de begripsvaliditeit bevestigen de vier factoren-structuur van de RBS, overeenkomstig de vier schalen die de RBS beoogt te meten (Adaptieve coping, Maladaptieve coping, Rekenzelfbeeld en Rekenangst). Daarnaast laten de correlatieanalyses zien dat de schalen van de RBS van elkaar te onderscheiden concepten meten. De gevonden correlaties zijn qua richting en sterkte passend bij eerder onderzoek, waaruit blijkt hoe de drie aspecten van rekenbeleving onderling zijn gerelateerd (Ahmed et al., 2012; Friedel et al., 2007; Hamid et al., 2013). Onderzoek heeft aangetoond dat de inschatting van de eigen competenties bij rekenen (rekenzelfbeeld) positief samenhangt met adaptieve copingstrategieën en negatief met maladaptieve copingstrategieën (Friedel et al., 2007). Daarnaast wijst onderzoek op een sterke negatieve relatie tussen rekenangst en rekenzelfbeeld

TABEL 8. Correlaties tussen de schalen van de RBS.

	Adaptieve coping	Maladaptieve coping	Rekenzelfbeeld	Rekenzelfbeeld
Adaptieve coping	-			
Maladaptieve coping	-.13**	-		
Rekenzelfbeeld	.11**	-.56**	-	
Rekenangst	.01	.58**	-.71**	-

$N = 1776$; ** significant met $p < .01$ (tweezijdig), * significant met $p < .05$ (tweezijdig)

(Goetz et al., 2010; Lee, 2009; Morony et al., 2013).

Samengevat kan gesteld worden dat de RBS een goed genormeerd, betrouwbaar en valide instrument is om (mal)adaptieve coping, zelfbeeld of angst op het gebied van rekenen in kaart te brengen. Er bestaan op dit moment geen andere Nederlandstalige instrumenten die deze specifiek aan rekenen gerelateerde aspecten in kaart brengen. Er zijn wel (schalen van) instrumenten beschikbaar die in bredere of algemene zin een beeld geven van copingstrategieën (bijvoorbeeld de FEEL-KJ, UCL-A of CERQ), zelfbeeld (bijvoorbeeld de CBSK of CBSA) of angst (bijvoorbeeld de PMT-K-2, SCARED-NL of VAK). Van copingstrategieën, zelfbeeld en angst wordt echter verondersteld dat deze specifiek kunnen zijn voor een bepaald domein, zoals het vakgebied rekenen (Dowker et al., 2016; Goetz et al., 2010). Deze vakspecificiteit betekent bijvoorbeeld dat leerlingen last kunnen hebben van rekenangst en een laag rekenzelfbeeld, terwijl er geen sprake is van angst tijdens lezen of spellen of een laag zelfbeeld bij deze vakken. Ook kunnen leerlingen specifiek bij rekenen geneigd zijn om moeilijkheden te vermijden (maladaptieve coping), terwijl zij bijvoorbeeld bij conflicten in sociale situaties probleemoplossend te werk gaan (adaptieve coping).

De RBS wil tegemoetkomen aan de behoefte om bij leerlingen een adequaat beeld te krijgen van de individuele rekenbeleving en is ontwikkeld om binnen diagnostische trajecten in onderwijs en hulpverlening een bijdrage te leveren aan het vergroten van de

aandacht voor de rekenbeleving van leerlingen. De uitkomst van de RBS kan als uitgangspunt dienen voor een passend begeleidingsadvies en daarnaast kan de RBS worden ingezet als instrument om individuele handelingsplannen te evalueren. Bij de afname en interpretatie van de RBS is het van belang om rekening te houden met de volgende twee aandachtspunten. Ten eerste omvat de RBS niet alle aspecten van de rekenbeleving die bij leerlingen een rol kunnen spelen. Zo kunnen naast coping, rekenzelfbeeld en rekenangst ook andere negatieve emoties zoals schaamte en boosheid een rol spelen. Ook attributies die een leerling heeft voor falen en succes en diens intrinsieke en extrinsieke motivatie voor rekenen dragen bij aan de totale rekenbeleving. Met de focus op copingstrategieën bij rekenen, rekenzelfbeeld en rekenangst, gaat de RBS uit van de factoren die op dit moment theoretisch en empirisch goed onderbouwd zijn en daarnaast directe aanknopingspunten kunnen bieden voor de klinische praktijk.

Ten tweede is het van belang dat de interpretatie van de RBS altijd dient te gebeuren binnen een bredere kijk op het functioneren van de leerling en zijn/haar omgeving. De rekenbeleving wordt immers beïnvloed door diverse kind- en omgevingsgebonden factoren, zoals de prestaties van de leerling bij andere vakgebieden dan rekenen, de waarde die hij/zij toekent aan rekenen, het niveau van de andere leerlingen in de klas en de steun en feedback die de leerling ontvangt van de leerkracht. Zicht op deze factoren is nodig om de rekenbeleving van de leerling te kun-

nen duiden. De resultaten van de RBS zullen bovendien meestal een uitgangspunt vormen voor verdere diagnostiek, omdat een vragenlijst slechts één onderzoeksinstrument is dat op een specifiek moment is ingevuld.

Literatuur

- Ahmed, W., Minnaert, A., Kuyper, H., & Van der Werf, G. (2012). Reciprocal relationships between math self-concept and math anxiety. *Learning and Individual Differences*, *22*, 385-389. doi:10.1016/j.lindif.2011.12.004
- Bijstra, J. O., Jackson, S., & Bosma, H. A. (1994). De Utrechtse Coping Lijst voor adolescenten (UCL-A). *Kind en Adolescent*, *15*, 98-109.
- Blunch, N. J. (2008). *Introduction to structural equation modelling using SPSS and AMOS*. Thousand Oaks, CA: Sage. doi:10.1111/j.1744-6570.2009.01143_6.x
- Braet, C., Cracco, E., & Theuwis, L. (2013). *FEEL-KJ: Vragenlijst voor emotieregulatie bij kinderen en jongeren*. Amsterdam: Hogrefe.
- Byrne, B. M. (2012). *Structural equation modeling with Mplus. Basic concepts, applications, and programming*. New York, NY: Routledge.
- Carey, E., Hill, F., Devine, A., & Szücs, D. (2016). The Chicken or the egg? The direction of the relationship between mathematics anxiety and mathematics performance. *Frontiers in Psychology*, *6*:1987. doi:10.3389/fpsyg.2015.01987
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrics*, *16*, 297-334.
- De Vos, T. (2010). *Tempo Test Automatiseren. Handleiding en verantwoording*. Amsterdam: Boom.
- Dowker, A., Sarkar, A., & Looi, C. Y. (2016). Mathematics anxiety: What have we learned in 60 years? *Frontiers in Psychology*, *7*:508. doi:10.3389/fpsyg.2016.00508
- Evers, A., Lucassen, W., Meijer, R., & Sijtsma, K. (2010). *COTAN Beoordelingsstelsel voor de kwaliteit van tests*. Amsterdam: NIP/COTAN.
- Folkman, S., & Moskowitz, J. T. (2004). Coping: pitfalls and promise. *Annual Review Psychology*, *55*, 745-774. doi:10.1146/annurev.psych.55.090902.141456
- Friedel, J. M., Cortina, K. S., Turner, J. C., & Midgley, C. (2007). Achievement goals, efficacy beliefs and coping strategies in mathematics: The roles of perceived parent and teacher goal emphases. *Contemporary Educational Psychology*, *32*, 434-458. doi:10.1016/j.cedpsych.2006.10.009
- Garnefski, N., Kraaij, V., & Spinhoven, Ph. (2002). *Manual for the use of the cognitive emotion regulation questionnaire*. Leiderdorp: Datec.
- Goetz, T., Cronjaeger, H., Frenzel, A. C., Lüdtke, O., & Hall, N. C. (2010). Academic self-concept and emotion relations: Domain specificity and age effects. *Contemporary Educational Psychology*, *35*, 44-58. doi:10.1016/j.cedpsych.2009.10.001
- Hamid, M. H. S., Shahril, M., Matzin, R., Mahalle, S., & Mundia, L. (2013). Barriers to mathematics achievement in Brunei secondary school students: Insights into the roles of mathematics anxiety, self-esteem, proactive coping and test stress. *International Education Studies*, *6*, 1-14. doi:10.5539/ies.v6n11p1
- Hampel, P., & Petermann, F. (2005). Age and gender effects on coping in children and adolescents. *Journal of Youth and Adolescence*, *34*, 73-83. doi:10.1007/s10964-005-3207-9
- Hermans, J. H. M. (2011). *Handleiding Prestatie Motivatie Test voor Kinderen PMT-K-2* (tweede druk). Amsterdam: Pearson.
- Lee, J. (2009). Universals and specifics of math self-concept, math self-efficacy, and math anxiety across 41 PISA 2003 participating countries. *Learning and Individual Differences*, *19*, 355-365. doi:10.1016/j.lindif.2008.10.009

- MacCallum, R. C. (1990). The need for alternative measures of fit in covariance structure modeling. *Multivariate Behavioral Research*, 25, 157-162.
- Möller, J., Retelsdorf, J., Köller, O., & Marsh, H. W. (2011). The reciprocal internal/external frame of reference model: An integration of models of relations between academic achievement and self-concept. *American Educational Research Journal*, 48, 1315-1346. doi:10.3102/000283121141964
- Morony, S., Kleitman, S., Lee, Y. P., & Stankov, L. (2013). Predicting achievement: Confidence vs self-efficacy, anxiety, and self-concept in Confucian and European countries. *International Journal of Educational Research*, 58, 79-96. doi:10.1016/j.ijer.2012.11.002
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2010). *Mplus user's guide. Sixth Edition*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Richardson, F. C., & Suinn, R. M. (1972). The mathematics anxiety rating scale: Psychometric data. *Journal of Counseling Psychology*, 19, 551-554. doi:10.1037/h0033456
- Treffers, D. A., Goedhart, A. W., Van den Bergh, B. R. H., Veerman, J. W., Ackaert, L., & De Rycke, L. (2002). *CompetentieBelevingsSchaal voor Adolescenten: Handleiding*. Lisse: Swets.
- Van der Beek, J. P. J., Toll, S. W. M., & Van Luit, J. E. H. (2017). *RBS. Rekenbelevingschaal*. Amsterdam: Hogrefe.
- Van Luit, J. E. H. (2018). *Dit is dyscalculie*. Houten: LannooCampus.
- Veerman, J. W., Straathof, M. A. E., Treffers, Ph. D. A., Van den Bergh, B. R. H., & Ten Brink, L. T. (2004). *Competentiebelevingschaal voor kinderen*. Lisse: Swets.
- Wouters, S., Verschueren, K., & Gadeyne, E. (2016). Zelfconcept. In K. Verschueren & H. Koomen (Red.), *Handboek diagnostiek in de leerlingenbegeleiding: Kind en context* (pp. 195-215). Antwerpen-Apeldoorn: Garant.