



Universiteit Utrecht

Genderstereotypen en rekenvaardigheden:

De mediërende rol van rekenangst

Bachelorthesis Pedagogische Wetenschappen

(200600042)

Studenten: Stefanie de Jongh & Josefien Schenk

Studentnummers: 6221556 & 6257631

Thesisbegeleider: Helene Vos

Inleverdatum: 3 juli 2020

Abstract

Early mathematical abilities are a precursor of academic performances later in life. It is therefore important that the factors influencing mathematical abilities are understood. The current study aims to provide insight in the relationship between social-emotional factors and mathematical abilities. The influence of both gender stereotypes and math anxiety on mathematical abilities is examined, as well as the possibility of a mediating role of math anxiety in the relationship between gender stereotypes and mathematical abilities. In addition, this study looks at these relationships separately for men and women to see if there are gender differences. It is expected that there is a negative relationship between gender stereotypes and mathematical abilities, mediated by math anxiety. This relationship is expected to be stronger for women. It is also expected that both math anxiety and gender stereotypes are individually negatively related to mathematical abilities.

187 Dutch participants aged 18 - 35 were asked to participate in a number of tasks and fill out questionnaires to measure their mathematical abilities, math anxiety and gender stereotypes. The results show that gender stereotypes are not a significant predictor of mathematical abilities, excluding the possibility of a mediating role for math anxiety. There is, however, a significant relationship between math anxiety and mathematical abilities in women. These results lead to the recommendation of focussing more on math anxiety in education, and on math anxiety courses for girls and women. Future research should continue to investigate factors influencing mathematical abilities, especially among children considering the influence of mathematical abilities on their academic performance.

Inleiding

Tot op heden zijn er aanzienlijke verschillen tussen mannen en vrouwen waar het bepaalde carrières en opleidingen betreft. Dit is vooral opvallend in de academische gebieden van de wetenschap, wiskunde en (informatie)technologie (Jacobs, 2005). Zo is gebleken dat mannen vaker dan vrouwen kiezen voor zowel opleidingen als carrières in de voornoemde academische gebieden. Al vroeg zijn er verschillen in hoe goed jongens en meisjes zichzelf vinden in rekenen, waarbij jongens zichzelf als competentier inschatten (Herbert & Stipek, 2005). Een belangrijk vraagstuk is of er werkelijk verschillen aanwezig zijn in reken- en wiskundevaardigheden en of er factoren zijn die deze vaardigheden beïnvloeden.

Rekenvaardigheid kan gedefinieerd worden als 'algemeen begrip van getallen en eenvoudige rekenkundige bewerkingen'. Onder getalbegrip verstaan we het vermogen om numerieke maten/hoeveelheden te kunnen begrijpen, verwerken en in te schatten (Dehaene, 2011). Eenvoudige rekenkundige bewerkingen omvatten optellen en aftrekken van getallen, evenals vermenigvuldigen en delen (Van den Craats, 2007). Om te kunnen slagen in de

maatschappij is het van groot belang dat iedereen deze rekenvaardigheden goed ontwikkelt. Vroege rekenvaardigheden hangen namelijk samen met latere academische prestaties en succes (Claessens & Engel, 2013; Romano, Babchishin, Pagani, & Kohen, 2010). Daarom is het belangrijk dat er onderzoek gedaan wordt naar verschillende factoren die differentiaties tussen mensen in hun rekenprestaties kunnen verklaren. Deze factoren kunnen zowel cognitief als sociaal-emotioneel van aard zijn. In het huidige artikel wordt gefocust op twee sociaal-emotionele factoren.

Een sociale factor die van invloed kan zijn, is genderstereotypen. Dit zijn overtuigingen over eigenschappen kenmerkend voor mannen en vrouwen, zoals 'jongens kunnen beter rekenen' en 'meisjes kunnen beter lezen' (Prentice & Carranza, 2004). Er zijn twee soorten stereotypen: expliciet en impliciet. Bij expliciete stereotypen gaat het om het bewuste denken. Dit kan beïnvloed worden door sociaal-wenselijkheid, bijvoorbeeld wanneer kinderen hun automatische gedachten vervangen door sociaal-wenselijke gedachten. Impliciete stereotypen betreffen onbewuste en automatische reacties die de persoonlijke acceptatie van het stereotype laten zien (Cvencek, Meltzoff, & Greenwald, 2011). Het is echter niet zo dat het meten van expliciete stereotypen minder nuttig is dan dat van impliciete; juist de combinatie van beide is waardevol bij het bestuderen van stereotypische overtuigingen (Vander Heyden, Van Atteveldt, Huizinga, & Jolles, 2016). Genderstereotypen leiden (nog voordat kinderen zich er zelf van bewust zijn) tot verwachtingen vanuit de omgeving (Gunderson, Ramirez, Levine, & Beilock, 2012). Zo kunnen leraren bijvoorbeeld verwachten dat jongens beter zullen zijn in rekenen en meisjes in talen. Deze verwachtingen beïnvloeden kinderen al vroeg en dragen bij aan de ontwikkeling van genderschema's: netwerken van associaties die de waarnemingen van een persoon sorteren, waarbij eigenschappen en gedragingen in mannelijke en vrouwelijke categorieën worden gesorteerd (Bem, 1983).

Een relevante emotionele factor is rekenangst. Rekenangst omvat het voelen van een negatieve emotionele reactie in situaties die te maken hebben met getallen of rekenkundige bewerkingen (Ashcraft & Kirk, 2001; Richardson & Suinn, 1972). Meisjes ervaren over het algemeen meer rekenangst dan jongens (Goetz, Bieg, Lüdtke, Pekrun, & Hall, 2013). Dit geldt voor zowel trait als state rekenangst (Orbach, Herzog, & Fritz, 2019). State rekenangst is een tijdelijke angstreactie in situaties waarin rekenen voorkomt. Trait rekenangst is een persoonlijke eigenschap waarbij er specifieke angst is voor rekenen.

Er is de afgelopen jaren onderzoek gedaan naar de relatie tussen zowel genderstereotypen en rekenvaardigheden, als tussen rekenangst en rekenvaardigheden. De relatie tussen genderstereotypen en rekenvaardigheden is enigszins onderzocht. Onderzoek heeft uitgewezen dat impliciete stereotypen een voorspeller waren van nationale

sekseverschillen in rekenvaardigheden (waarbij vrouwen lager scoorden dan mannen) in 34 landen. Zelfgerapporteerde (expliciete) stereotypen waren geen voorspeller (Nosek et al., 2009). Een ander onderzoek vond dat sterkere genderstereotypen bij vrouwen leidden tot lagere scores op rekenvaardigheid, terwijl sterkere genderstereotypen bij mannen leidden tot hogere scores op rekenvaardigheid (Steffens & Jelenec, 2011). Smith en Johnson (2006) wijzen op het gegeven dat stereotypen bij mannen ook niet altijd positief uitpakken: in sommige situaties voelen mannen juist extra druk door het stereotype 'mannen moeten beter zijn dan vrouwen' waardoor ze slechter presteren. Ze onderzochten 32 Amerikaanse mannelijke studenten en vonden dit effect bij de mannen die zich niet sterk identificeerden met rekenen (*low domain identification*). Een aanzienlijke hoeveelheid onderzoek op dit vlak richt zich echter op de genderstereotypen vanuit ouders of leerkrachten en hoe dit de rekenvaardigheden beïnvloedt. Zo blijkt dat genderstereotypen vanuit moeders de rekenvaardigheden van meisjes negatief beïnvloeden (Tomasetto, Alparone, & Cadinu, 2011).

De relatie tussen rekenangst en rekenvaardigheden is de afgelopen jaren vaker onderzocht. Een onderzoek naar studenten in Virginia wees uit dat studenten met meer rekenangst lagere rekenvaardigheden hebben (Woodard, 2004). Ook bij Singaporese middelbare scholieren werd dit negatieve verband gevonden (Zakaria, Zain, Ahmad, & Erlina, 2012). Een meta-analyse (Ma, 1999) vond dezelfde uitkomsten. Bij kinderen wordt het negatieve verband tussen rekenangst en rekenvaardigheden soms wel (Sorvo et al., 2017; Wu, Amin, Barth, Malcarne, & Menon, 2012), soms enkel bij meisjes (Van Mier, Schleepen, & Van den Berg, 2019) en soms niet (Sorvo et al., 2019) gevonden.

Er kan worden geconcludeerd dat er een redelijke hoeveelheid literatuur bestaat die ingaat op de relatie tussen rekenangst en rekenvaardigheden. Onderzoek bij kinderen is niet altijd eenduidig, maar studies naar jongvolwassenen wijzen wel in de richting van een negatief verband tussen rekenangst en rekenvaardigheden. Onderzoek naar de relatie tussen genderstereotypen en rekenvaardigheden is ook niet eenduidig, waardoor het moeilijk is om hier conclusies over te trekken. Het huidige onderzoek beoogt deze relatie beter te onderzoeken. Daarnaast zal het zich onderscheiden door onderzoek te doen naar de mediërende rol van rekenangst in deze relatie, wat tot op heden nog niet is gedaan. De onderzoeksvraag is: Wat is de rol van rekenangst in de relatie tussen genderstereotypen en rekenvaardigheden? Deze hoofdvraag is verdeeld in twee deelvragen: 1. Wat is de rol van rekenangst in de relatie tussen genderstereotypen en rekenvaardigheden bij mannen? 2. Wat is de rol van rekenangst in de relatie tussen genderstereotypen en rekenvaardigheden bij vrouwen? De doelgroep bestaat uit adolescenten in de leeftijd van 18-35 jaar. Er zal onderscheid worden gemaakt tussen impliciete en expliciete genderstereotypen. Ook zal er

aandacht worden besteed aan de onafhankelijke invloed van zowel genderstereotypen als rekenangst op rekenvaardigheden. De verwachting is dat er een negatief verband is tussen genderstereotypen en rekenvaardigheden en dat rekenangst dit zal verklaren. Ook wordt verwacht dat dit verband bij vrouwen sterker is dan bij mannen.

Methode

Deze kwantitatieve cross-sectionele studie onderzocht de mate waarin de relatie tussen genderstereotypen en rekenvaardigheden wordt gemedieerd door rekenangst. De eerste verwachting was dat zowel rekenangst als genderstereotypen individueel positief gerelateerd zijn aan rekenvaardigheden. Daarnaast werd verwacht dat rekenangst voor een bepaalde mate de relatie tussen genderstereotypen en rekenvaardigheden zou kunnen verklaren. Het bovenstaande werd voor mannen en vrouwen apart bekeken. Er is gekozen voor een kwantitatieve studie omdat het doel van de studie was om systematische vergelijkingen te maken. Door omstandigheden moest het onderzoeksdesign worden aangepast waardoor de taken af werden genomen in de vorm van een online vragenlijst.

Participanten

De steekproef bestond uit 187 participanten in de leeftijd van 18-35 jaar, waarvan 90 mannen en 97 vrouwen. Deze zijn geworven door middel van een gemakssteekproef. De gemiddelde leeftijd was 22,89 jaar. Alle participanten gaven aan de Nederlandse nationaliteit te hebben.

Tabel 1. *Cijfers en percentages geslacht en opleidingsniveau van participant en ouders*

	<i>n</i>	%		<i>n</i>	%		<i>n</i>	%
Geslacht			Opleiding vader			Opleiding moeder		
Man	90	48,1%	Basisschool	3	1,6%	Basisschool	3	1,6%
Vrouw	97	51,9%	Mavo/VMBO	16	8,6%	Mavo/VMBO	19	10,2%
Opleiding			Havo	4	2,1%	Havo	13	7%
Mavo/VMBO	3	1,6%	VWO	1	0,5%	Mbo	53	28,3%
Havo	30	16%	Mbo	52	27,8%	Hbo	55	29,3%
VWO	52	27,8%	Hbo	49	26,2%	WO bachelor	6	3,2%
Mbo	18	9,6%	WO bachelor	7	3,7%	WO master	30	16%
Hbo	37	19,8%	WO master	34	18,2%	WO PhD	2	1,1%
WO bachelor	23	12,3%	WO PhD	14	7,5%	Onbekend	6	3,2%
WO master	24	12,8%	Onbekend	7	3,7%			

Procedure

De studie is goedgekeurd door de ethische commissie van de Universiteit Utrecht. Hierna zijn participanten door middel van een gemakssteekproef benaderd met de vraag of ze mee wilden werken aan dit onderzoek. Dit gebeurde voornamelijk online, via Whatsapp, en via oproepjes op Facebook. Als de participant mee wilde werken, kreeg hij/zij een link opgestuurd naar de verschillende rekentaken en vragenlijsten die hij/zij op zijn/haar eigen computer kon invullen. Aan het begin van de vragenlijst konden de participanten kort lezen waar het onderzoek (globaal) over ging en waar hun informatie voor gebruikt werd. Er werd beschreven dat participanten te allen tijde zouden kunnen stoppen met het onderzoek en dat hun gegevens anoniem verwerkt werden. Verder werd er gevraagd om toestemming voor het gebruik van hun gegevens (informed consent). Vervolgens beantwoordden de participanten een aantal vragen over hun leeftijd, nationaliteit, hoogst afgeronde opleiding en de opleiding van hun ouders. Daarna begonnen ze aan de verschillende taken.

Meetinstrumenten

Het onderzoek bestond uit een aantal verschillende onderdelen. In deze thesis zijn enkel de taken meegenomen die relevant zijn voor deze specifieke onderzoeksvraag.

Tempo-Test-Rekenen. Als eerste namen de deelnemers deel aan de Tempo-Test-Rekenen. Deze test waarbij participanten vijf keer één minuut de tijd kregen voor een lijst met sommen (optellen, aftrekken, vermenigvuldigen, delen en alles door elkaar) met oplopende moeilijkheidsgraad, scoort volgens de COTAN-beoordeling onvoldoende op zowel betrouwbaarheid als validiteit (Egberink, De Leng, & Vermeulen, 2020). Dit is echter mogelijk te wijten aan een gebrek aan onderzoek.

OAT-AM. De OAT-AM (occupations, activities and traits, attitude measures) bestond uit 25 vragen waarbij de deelnemers een aantal handelingen te zien kregen. Ze werden geïnstrueerd daarbij aan te geven of zij deze handeling meer vonden passen bij mannen, bij vrouwen of bij beide. Een voorbeeld van een handeling is "koekjes bakken". Er waren vijf schalen: "alleen voor mannen", "vooral voor mannen", "vooral voor vrouwen", "alleen voor vrouwen" en "geen voorkeur". Liben, Bigler, Ruble, Martin en Powlishta (2002) toonden aan dat de OAT een betrouwbare meting is van zelfgerapporteerde gendergerelateerde houdingen, attributen en gedragingen van volwassenen. Ook vonden ze dat de OAT-schaal zowel discriminante als voorspellende validiteit heeft.

AMAS (Math Anxiety). De participanten werden gevraagd een vragenlijst over rekenangst in te vullen. Deze vragen zijn vertaald vanuit The Abbreviated Math Anxiety Scale (AMAS; Hopko, Mahadevan, Bare, & Hunt, 2003). De deelnemers kregen negen vragen over rekengerelateerde situaties, met name in het onderwijs, en gaven daarbij aan hoeveel angst

zij ervaren. Een voorbeeld van een vraag die gesteld werd is: "Hoe voel je je als je een onverwachte wiskundetoets krijgt?". Hopko et al. (2003) concludeerden dat de interne consistentie en de test-hertest betrouwbaarheid van de AMAS sterk waren en dat de externe validiteit goed was.

IAT. De Implicit Association Test (IAT; Nosek et al., 2009) is een gedragsmeting waarbij deelnemers woorden in twee categorieën moesten plaatsen. Hiervoor kregen ze tien seconden per ronde. Twee condities werden afgewisseld. In één conditie categoriseerden participanten mannen-items (zoals jongen, man en zoon) en bètawetenschappen (zoals wiskunde en bouwkunde) in één vakje, en vrouwen-items (zoals meisje, vrouw en dochter) en alfawetenschappen (zoals letterkunde en geschiedenis) in een ander vakje. In de andere conditie categoriseerden participanten juist mannen-items met alfawetenschappen en vrouwen-items met bètawetenschappen. Zo werden twee categorieën gevormd: de congruente en de incongruente items. Aan de hand hiervan werden de impliciete stereotypen van de participanten gemeten. Voor deze taak is Cronbach's alpha berekend.

Cognitieve reflectietaak. Deze taak bestond uit drie items: 'verhaaltjessommen' waarbij is gekeken naar twee typen cognitieve processen: de snel uitgevoerde met weinig bewust intern overleg en de langzamere en meer reflecterende (Frederick, 2005). Een voorbeeld van zo'n som is: "Een bal en een potlood kosten samen 1,10 euro. De bal kost een euro meer dan het potlood. Hoeveel kost het potlood?". Omdat de taak bestaat uit zogenaamde 'trick problems' die ontdekt zouden kunnen worden, wordt de predictieve validiteit ondermijnd door eerdere ervaring met de taak. Bialek en Pennycook (2017), die de taak onderzochten, vonden echter geen bewijs voor deze ondermijning: zij vonden geen effect van eerdere ervaring op de predictieve validiteit. Ze noemden de CRT robuust en betrouwbaar.

Analyseplan

Dit onderzoek richt zich op de vraag of rekenangst een mediërende factor is in de relatie tussen genderstereotypen en rekenvaardigheden. Dit is onderzocht door middel van regressie-analyses om te kijken of genderstereotypen en rekenangst significant gerelateerd zijn aan rekenvaardigheden. Als er een significante relatie blijkt te zijn, zal er een mediatie-analyse uitgevoerd worden. In deze analyses waren genderstereotypen en rekenangst de onafhankelijke variabelen en was rekenvaardigheden de afhankelijke variabele. Elk van de variabelen is van ratio meetniveau. Voor de deelvragen is de rol van sekse onderzocht, wat leidde tot de vragen wat de rol van rekenangst is in de relatie tussen genderstereotypen en rekenvaardigheden bij vrouwen en bij mannen.

Voor de data-analyse zijn eerst alle uitkomsten verwerkt in het programma SPSS.

Door middel van een correlatietabel is getoetst in hoeverre alle taken aan elkaar gerelateerd waren. Om de nominale variabele geslacht te meten, is een onafhankelijke T-toets gedaan.

Voorafgaand aan de analyses zijn de assumpties gecheckt. Voor de t-toets zijn dit de assumpties van een normale verdeling, interval of ratio meetniveau van de afhankelijke variabele, homoscedasticiteit en onafhankelijkheid. Voor de regressie-analyses zijn dit de assumpties van een normale verdeling, homoscedasticiteit, onafhankelijkheid, lineariteit en afwezigheid van multicollineariteit.

Resultaten

Gegevens onderzoeksgroep

Om te zorgen dat afwijkende resultaten niet werden meegenomen, zijn outliers met een waarde van 3 of 4, wat neerkomt op een afwijking van drie of meer standaarddeviaties van het gemiddelde, verwijderd uit het databestand. De groep bestond hierna uiteindelijk uit 83 mannen en 88 vrouwen. De gemiddelde leeftijd voor de mannen was 23,14 jaar, met een minimum van 18 en een maximum van 34 jaar. De gemiddelde leeftijd voor de vrouwen was 22,51 jaar, met een minimum van 18 en een maximum van 32 jaar. Alle deelnemers hadden de Nederlandse nationaliteit. De verschillende opleidingsniveaus zijn af te lezen in Tabel 2. De gemiddelde scores op de verschillende taken zijn te vinden in Tabel 3 en Tabel 4.

Tabel 2. *Cijfers en percentages opleidingsniveau*

	Man		Vrouw	
	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%
	83	48,5%	88	51,5%
Opleiding				
Mavo/VMBO	1	1,2%	2	2,3%
Havo	15	18,1%	14	15,9%
VWO	23	27,7%	25	28,4%
Mbo	8	9,6%	7	8,0%
Hbo	14	16,9%	19	21,6%
WO bachelor	12	14,5%	9	10,2%
WO master	10	12,0%	12	13,6%

Assumpties

Voordat de resultaten geïnterpreteerd konden worden, zijn eerst een aantal assumpties gecheckt. Deze assumpties zijn voor de regressie-analyse en zijn gelijktijdig met de uitvoering hiervan gecheckt. Bij de mannen lieten de normal probability plot en de

scatterplot zien dat de assumpties van normaliteit, lineariteit en homoscedasticiteit niet werden geschonden. De Tolerance voor alle variabelen was groter dan .1 en de VIF kleiner dan 10. Dit betekent dat de assumptie van multicollineariteit ook niet geschonden was. Bij de vrouwen bleek uit de Shapiro-Wilk dat de normaliteit is geschonden voor de CRT, AMAS en alle categorieën van de OAT (mannelijk, vrouwelijk en neutraal). De assumpties van lineariteit, homoscedasticiteit en normaal verdeelde residuen werden niet geschonden. Er was geen sprake van multicollineariteit, aangezien de Tolerance voor alle variabelen groter dan .1 en de VIF kleiner dan 10 was.

Correlaties

Met een Pearson's Correlatie is gekeken naar de correlaties tussen de taken. De resultaten voor de mannen zijn te zien in tabel 3. De enige taak die significant gerelateerd was aan rekenvaardigheden (enkel TTR), was de incongruente categorie van de Impliciete Associatie Test (IAT). Deze relatie was positief maar zwak, $r(81) = .27, p = .014$. De andere maatstaf voor rekenvaardigheden (CRT) was niet significant gerelateerd aan een andere taak. Ook niet aan de TTR, met uitzondering van het TTR-onderdeel 'aftrekken'. De maatstaf voor rekenangst, de Math Anxiety Scale, en de test voor expliciete stereotypes, de OAT, waren aan geen enkele andere taak significant gerelateerd.

De resultaten voor de vrouwen zijn te zien in tabel 4. Er waren significante correlaties tussen de TTR en een aantal andere taken. Er was een negatieve correlatie tussen de TTR en AMAS van gemiddelde sterkte, $r(86) = -.40, p < .001$. Er was een positieve maar zwakke correlatie tussen de TTR en CRT, $r(86) = .23, p = .033$. Er was een negatieve correlatie tussen de TTR en de mannelijke categorie van de OAT, $r(86) = -.25, p = .020$ van zwakke sterkte. Verder was er een zwakke positieve correlatie tussen de TTR en de neutrale categorie van de OAT, $r(86) = .22, p = .038$. Tenslotte was er een zwakke positieve correlatie tussen de TTR en congruente categorie van de IAT, $r(86) = .28, p = .009$.

Tabel 3. *Gemiddelden, Standaarddeviaties en Correlaties mannen (N = 83)*

Variabele	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>TTR</i>	<i>CRT</i>	<i>AMAS</i>	<i>OAT M</i>	<i>OAT V</i>	<i>OAT N</i>	<i>IAT C</i>	<i>IAT I</i>
TTR	134.46	23.99	-	.16	.18	.14	-.09	.01	.18	.27*
CRT	2.11	1.00	.16	-	-.12	-.02	.07	.14	.09	.12
AMAS	7.75	5.29	-.18	-.12	-	-.01	.08	-.18	-.00	-.11
OAT Man	5.20	4.48	.14	-.09	-.01	-	-.05**	.35**	.03	-.11
OAT Vrouw	-4.67	3.74	-.09	.07	-.08	-.85**	-	-.40**	.06	.19
OAT Neutraal	0.18	0.65	.01	.14	.19	.35**	-.40**	-	.07	-.07
IAT Congruent	23.58	5.40	.19	.09	-.00	.03	.06	.07	-	.48**
IAT Incongruent	21.02	5.43	.27*	.12	-.11	-.11	.19	-.07	.48**	-

Noot. * $p < .05$, ** $p < .01$

Tabel 4. Gemiddelden, Standaarddeviaties en Correlaties vrouwen ($N = 88$)

Variabele	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>TTR</i>	<i>CRT</i>	<i>AMAS</i>	<i>OAT M</i>	<i>OAT V</i>	<i>OAT N</i>	<i>IAT C</i>	<i>IAT I</i>
TTR	120.40	23.66	–	.23*	-.40**	.25*	-.20	.22*	.28**	.19
CRT	1.80	1.12	.23*	–	-.16	-.15	.13	-.11	.10	.08
AMAS	11.11	6.91	-.40**	-.16	–	-.06	.04	.06	-.08	-.16
OAT Man	4.03	3.96	.25*	-.15	-.06	–	-.89**	.33**	.01	-.14
OAT Vrouw	-4.05	3.78	-.20	.13	.04	-.89**	–	-.33**	.01	.20
OAT Neutraal	.19	.52	.22*	-.11	.06	.33**	-.33**	–	-.08	-.06
IAT Congruent	22.59	4.58	.28**	.10	-.08	.01	.01	-.08	–	.52**
IAT Incongruent	20.41	5.64	.19	.08	-.16	-.14	.20	-.06	.52**	–

Noot. * $p < .05$, ** $p < .01$

Repeated-Measures

Expliciete Stereotypen Test (OAT). Een repeated-measures analyse is gebruikt om de categorieën van de OAT (mannelijk, vrouwelijk en neutraal) te vergelijken. Voor de mannen gold dat Shapiro-Wilk indiceerde dat de assumptie voor normaalverdeling werd geschonden, $p < .001$. F^{\max} was 47.99, wat ervoor zorgde dat ook de homogeniteitsassumptie geschonden werd. Daarnaast werd Mauchly's test voor sfericiteit geschonden, $p < .001$. Daarom is de Greenhouse-Geisser-berekening meegenomen. Er waren duidelijke verschillen tussen de drie categorieën, $F(1, 88) = 124.99$, $p < .001$, partial $\eta^2 = .60$. Pairwise Comparisons lieten zien dat alle verschillen significant waren. Het verschil tussen de mannelijke categorie van de OAT ($M = 5.21$) en vrouwelijke categorie van de OAT ($M = -4.68$) was het grootst, $p < .001$, daarna het verschil tussen de mannelijke en neutrale categorie ($M = 0.18$), $p < .001$, en daarna het verschil tussen de vrouwelijke en neutrale categorie, $p < .001$.

Voor de vrouwen gold ook dat de assumptie van sfericiteit was geschonden, want Mauchly's $W = .10$ en $p < .001$. Om deze reden zijn de vrijheidsgraden Greenhouse-Geisser gecorrigeerd. Ook de normaliteitsassumptie was geschonden, zoals Shapiro-Wilk aantoonde. Voor de OAT waren de verschillen tussen de drie categorieën significant, $F(1.05, 91.34)$, $p < .001$, partial $\eta^2 = .53$. Uit de Pairwise Comparisons bleek dat de verschillen tussen alle categorieën significant waren. Het verschil tussen de mannelijke categorie van de OAT ($M = 4.03$) en de vrouwelijke categorie van de OAT ($M = -4.05$) was het grootst, $p < .001$. Daarop volgde het verschil tussen de neutrale categorie ($M = .19$) en de vrouwelijke categorie, $p < .001$. Het verschil tussen de mannelijke en neutrale categorie was het het kleinst, $p < .001$.

Impliciete Associatie Test (IAT). Voor de Impliciete Associatie Test (IAT) is het verschil tussen de congruente en incongruente items berekend door de scores van de congruente items af te trekken van de scores van de incongruente items. Om de categorieën mannelijk en vrouwelijk en beta en alfa te vergelijken, is ook een repeated-measures analyse gebruikt. Bij de mannen indiceerden Boxplots en Shapiro-Wilk dat de normaliteitsassumptie

niet geschonden was; F^{max} was 1.31, wat homogeniteit van variantie support. Mauchly's test voor sfericiteit werd niet geschonden. De resultaten lieten zien dat er een significant verschil was tussen de categorieën mannelijk en vrouwelijk, $F(1, 82) = 4.85$, $p = .031$, partial $\eta^2 = .06$, wat betekent dat er meer mannelijke woorden gecategoriseerd werden dan vrouwelijke. Geen significant verschil werd gevonden tussen de categorieën beta en alfa, $F(1,82) = 3.61$, $p = .061$, partial $\eta^2 = .04$. In de interactie tussen mannelijk en vrouwelijk en beta en alfa werd wel een significant verschil gevonden, $F(1, 82) = 17.62$, $p < .001$, partial $\eta^2 = .18$.

Bij de vrouwen was er eveneens voldaan aan de assumptie van sfericiteit, want Mauchly's $W = 1.00$. De Shapiro-Wilk toonde al aan dat de normaliteit niet geschonden was voor de IAT. Er werd geen significant verschil gevonden tussen de categorieën mannelijk en vrouwelijk, $F(1,87) = .90$, $p = .346$, partial $\eta^2 = .01$. Eveneens werd er geen significant verschil gevonden tussen de categorieën beta en alfa, $F(1, 87) = .13$, $p = .717$, partial $\eta^2 = .00$. Het interactie-effect was wel significant, $F(1, 87) = 16.31$, $p < .001$, partial $\eta^2 = .16$.

Multipole Regressieanalyses

TTR. Bij de eerste regressieanalyse is gekeken naar de invloeden van rekenangst (AMAS) en genderstereotypen (OAT en IAT) op rekenvaardigheden (TTR). Bij de mannen zorgde rekenangst in stap 1 voor 3.2% van de variantie in rekenvaardigheden, $R^2 = .03$, $F(1, 81) = 2.66$, $p = .107$. In stap 2, waarbij variabelen voor de gendergerelateerde stereotypen, de mannelijke en vrouwelijke categorie van de OAT en de IAT, toegevoegd werden, zorgde dit voor een extra 2.9% van de variantie, $\Delta R^2 = .03$, $\Delta F(4, 78) = 0.80$, $p = .498$. In combinatie verklaarden de vier voorspellende variabelen 6,1% van de variantie in rekenvaardigheden, $R^2 = .06$, $F(4, 78) = 1.26$, $p = .293$. Rekenangst en gendergerelateerde stereotypen waren daarmee beide geen significante voorspeller van rekenvaardigheden.

Bij de vrouwen zorgde rekenangst in stap 1 voor 16,1% van de variantie in rekenvaardigheden, $R^2 = .16$, $F(1, 86) = 16.53$, $p < .001$. Hiermee was rekenangst een significante voorspeller van rekenvaardigheden. In stap 2 werden de variabelen voor de gendergerelateerde stereotypen toegevoegd, wat 5.4% meer van de variantie verklaarde, $\Delta R^2 = .05$, $\Delta F = 1.90$, $p = .135$. De totale verklaarde variantie was daarmee 21.5%, $R^2 = .22$, $F(4, 83) = 5.69$, $p < .001$. De toevoeging van deze variabelen had geen significante extra invloed; geen van de variabelen van gendergerelateerde stereotypen had los een significante invloed op rekenvaardigheden en het significante effect bij model 2 is toe te schrijven aan de significante relatie tussen rekenangst en rekenvaardigheden.

CRT. Bij de tweede analyse werd gekeken naar de invloeden van rekenangst en genderstereotypen op wiskundige vaardigheden. Bij de mannen zorgde rekenangst in stap 1 voor 1,4% van de variantie in wiskundevaardigheden, $R^2 = .01$, $F(1, 81) = 1.12$, $p = .292$.

In stap 2, waarbij de variabelen voor de mannelijke en vrouwelijke categorie van de OAT en de IAT toegevoegd werden, zorgde dit voor een extra 1,0% van de variantie, $\Delta R^2 = .01$, $\Delta F(4, 78) = 0.27$, $p = .847$. In combinatie verklaarden de vier voorspellers 2,4% van de variantie in rekenvaardigheden (CRT), $R^2 = .02$, $F(4, 78) = 0.48$, $p = .753$. Rekenangst en gendergerelateerde stereotypen waren daarmee beide geen significante voorspeller van wiskundevaardigheden.

Bij de vrouwen zorgde rekenangst in stap 1 voor 2,6% van de variantie, $R^2 = .03$, $F(1, 86) = 2.28$, $p = .134$. In stap 2 zorgde het toevoegen van de variabelen voor de gendergerelateerde stereotypen voor extra verklaarde variantie van 2,8%, $\Delta R^2 = .03$, $\Delta F = .82$, $p = .485$. De totale verklaarde variantie was daarmee 5,4%, $R^2 = .05$, $F(4, 83) = 1.19$, $p = .324$. Rekenangst en gendergerelateerde stereotypen waren daarmee beide geen significante voorspeller van wiskundevaardigheden.

Tabel 5. *Niet-gestandaardiseerde (B) en gestandaardiseerde regressiecoëfficiënten (β) en Squared Semi-Partial correlaties (sr^2) voor elke voorspeller in een regressiemodel, voorspellend voor rekenvaardigheden bij mannen*

Variabele	B [95% CI]	β	sr^2
Stap 1			
MA	-.81 [-1.80, .18]	-.18	.03
Stap 2			
MA	-.73 [-1.74, .28]	-.16	.03
OAT_Masculine	1.14 [-1.08, 3.36]	.21	.01
OAT_Feminine	.46 [-2.20, 3.12]	.07	.00
IAT	-.38 [-1.34, .57]	-.09	.01

Tabel 6. *Niet-gestandaardiseerde (B) en gestandaardiseerde regressiecoëfficiënten (β) en Squared Semi-Partial correlaties (sr^2) voor elke voorspeller in een regressiemodel, voorspellend voor wiskundevaardigheden bij mannen*

Variabele	B [95% CI]	β	sr^2
Stap 1			
MA	-.02 [-.06, .02]	-.12	.01
Stap 2			
MA	-.02 [-.07, .02]	-.12	.01
OAT_Masculine	-.03 [-.13, .06]	-.15	.01
OAT_Feminine	-.02 [-.13, .09]	-.07	.00
IAT	-.00 [-.04, .04]	-.01	.00

Tabel 7. *Niet-gestandaardiseerde (B) en gestandaardiseerde regressiecoëfficiënten (β) en Squared Semi-Partial correlaties (sr^2) voor elke voorspeller in een regressiemodel, voorspellend voor rekenvaardigheden bij vrouwen*

Variabele	B [95% CI]	β	sr^2
Stap 1			
MA	-1.37 [-2.05, -.70]	-.40	.16
Stap 2			

MA	-1.35 [-2.02, -.68]	-.39	.15
OAT_Masculine	1.75 [-.79, 4.30]	.29	.02
OAT_Feminine	.54 [2.15, 3.24]	.09	.00
IAT	.25 [-1.18, .69]	-.05	.00

Tabel 8. *Niet-gestandaardiseerde (B) en gestandaardiseerde regressiecoëfficiënten (β) en Squared Semi-Partial correlaties (sr^2) voor elke voorspeller in een regressiemodel, voorspellend voor wiskundevaardigheden bij vrouwen*

Variabele	B [95% CI]	β	sr^2
Stap 1			
MA	-.03 [-.06, .01]	-.16	.03
Stap 2			
MA	-.03 [-.06, .01]	-.17	.03
OAT_Masculine	-.05 [-.18, .08]	-.18	.01
OAT_Feminine	-.00 [-.14, .14]	-.01	.00
IAT	-.01 [-.06, .04]	-.05	.00

Discussie

In dit onderzoek is beoogd de vraag te beantwoorden of rekenangst een mediator is in de relatie tussen genderstereotypen en rekenvaardigheden. Daarnaast is er ook gekeken naar de onafhankelijke invloed van zowel rekenangst als genderstereotypen op rekenvaardigheden. Hierbij zijn er aparte analyses uitgevoerd voor vrouwen en voor mannen, om te zien of er genderverschillen zijn. De uitkomsten van het onderzoek zullen besproken worden en hierop volgend zal de onderzoeksvraag beantwoord worden. Vervolgens zullen de limitaties en implicaties van het onderzoek worden besproken, evenals aanbevelingen voor toekomstig onderzoek.

Uit de resultaten is gebleken dat mannen op de Impliciete Stereotypen Test (IAT) meer mannelijke dan vrouwelijke items categoriseren. Bij vrouwen werd dit verschil niet gevonden, zij categoriseerden evenveel mannelijk als vrouwelijke items. Verder was te zien dat zowel mannen als vrouwen meer moeite hadden met de incongruente dan de congruente items. Het was dus voor zowel mannen als vrouwen makkelijker om mannelijke items met beta-items en vrouwelijke items met alfa-items te categoriseren. Het categoriseren van mannelijke items met alfa-items en vrouwelijke items met beta-items werd als moeilijker ervaren. Dit indiceert dat beide seksen last hebben van impliciete genderstereotypische overtuigingen. Deze bevindingen komen overeen met de resultaten van Nosek en collega's (2009), die een gelijkwaardige taak afnamen.

Bij het analyseren van de scores van de Expliciete Stereotypen Test (OAT) zijn significante verschillen waargenomen tussen de drie categorieën mannelijk, vrouwelijk en neutraal. Dit indiceert expliciete stereotypen: zowel mannen als vrouwen hebben van veel activiteiten aangegeven dat ze deze typisch mannelijk of typisch vrouwelijk vinden. Impliciete

en expliciete stereotypen werden dus bij zowel mannen als vrouwen waargenomen. Hoewel zowel mannen als vrouwen dus stereotypen lieten zien, was de invloed van deze stereotypen op hun rekenvaardigheden niet significant. Dit is niet in lijn met de verwachting van het onderzoek dat er een negatieve relatie zou zijn tussen genderstereotypen en rekenvaardigheden. Onderzoek op dit gebied is niet eenduidig. Eerder onderzoek liet zien dat sterkere genderstereotypen konden leiden tot lagere scores op rekenvaardigheid bij vrouwen en hogere scores bij mannen, maar ook tot slechtere prestaties bij mannen (Steffens & Jelenec, 2011; Smith & Johnson, 2006). Het huidige onderzoek repliceerde deze bevindingen niet.

De analyses van de invloed van rekenangst op rekenvaardigheden lieten andere uitkomsten zien. Uit de resultaten bleek dat rekenangst (Math Anxiety) bij vrouwen meer werd gevonden dan bij mannen. Dit is in lijn met het onderzoek van Goetz en collega's (2013), die ook vonden dat vrouwen meer rekenangst ervaren. Rekenangst was een significante voorspeller voor rekenvaardigheden bij vrouwen, maar niet bij mannen. Dit is deels in lijn met de verwachting dat rekenangst is gerelateerd aan rekenvaardigheden, maar niet helemaal omdat het niet voor beide seksen is gevonden. Dit komt niet volledig overeen met de onderzochte literatuur, waar dit verband vaak bij zowel mannen als vrouwen voorkomt (Ma, 1999; Woodard, 2004; Zakaria et al., 2012).

Om een mediatie te kunnen onderzoeken, moet er sprake zijn van een significante invloed van de onafhankelijke variabele op de afhankelijke variabele. Uit het onderzoek bleek dat genderstereotypen geen significante invloed had op rekenvaardigheden, en daarom is er voor zowel de mannen als vrouwen geen mediatie-analyse uitgevoerd. De verwachting dat rekenangst een mediator is, is dus ook niet bevestigd. Daarnaast was de verwachting dat het verband tussen genderstereotypen en rekenvaardigheden groter was bij vrouwen. Dit bleek wel zo te zijn, aangezien gendergerelateerde stereotypen bij vrouwen 5.4% van de variantie in rekenvaardigheden verklaarden, terwijl dit bij mannen 2.9% was.

Concluderend kan aan de hand van de resultaten worden gesteld dat genderstereotypen geen significante voorspeller waren van rekenvaardigheden, waardoor er ook geen sprake is van een mediatie van rekenangst. Er was wel een significante relatie tussen rekenangst en rekenvaardigheden. Deze uitkomsten hebben implicaties voor de praktijk en toekomstig onderzoek, waar na het bespreken van de limitaties aandacht aan zal worden besteed.

Limitaties

Een limitatie die genoemd kan worden over dit onderzoek is dat er gebruik is gemaakt van een gemakssteekproef. Hierdoor is het onderzoek niet volledig te generaliseren naar de

hele populatie van Nederlandse 18- tot en met 35-jarigen. Een andere limitatie omvat het meten van rekenvaardigheid. Rekenvaardigheid is gemeten door middel van een test met tijdsdruk. Sommige mensen behalen echter slechtere scores door tijdsdruk, terwijl anderen juist beter presteren onder druk (Beilock & DeCaro, 2007). Daarom zou het toevoegen van een rekenvaardigheidstest zonder tijdsdruk een waardevolle aanvulling zijn.

Implicaties voor theorie en praktijk

De uitkomsten van het huidige onderzoek hebben implicaties voor de theorie en de praktijk. Ten eerste is het belangrijk dat er meer onderzoek wordt gedaan naar factoren die rekenvaardigheden beïnvloeden. Vooral onderzoek naar genderstereotypen laat gemengde resultaten zien. Aangezien zulke factoren mogelijk de prestaties kunnen beïnvloeden, zoals ook is aangetoond voor rekenangst, is het belangrijk dat er nog meer onderzoek naar gedaan wordt.

Voor de praktijk wordt aanbevolen om meer aandacht te besteden aan rekenangst in het onderwijs. Aan de hand van de uitkomsten van dit onderzoek kan worden gesteld dat rekenangst de rekenvaardigheden van jongvolwassen vrouwen beïnvloedt en eerder onderzoek toonde dit ook aan voor meisjes (Van Mier et al., 2019). Tenslotte zou de praktijk zich kunnen richten op rekenangst-trainingen voor vrouwen en meisjes, aangezien het effect van rekenangst op rekenvaardigheden alleen voor hen significant was. Mogelijk zouden de trainingen preventief kunnen werken, of als interventie.

Aanbevelingen voor vervolgonderzoek

In deze studie zou oorspronkelijk onderzoek gedaan worden naar kinderen van basisschoolleeftijd. Door onvoorziene omstandigheden zijn uiteindelijk 18- tot en met 35-jarigen onderzocht. In een vervolgstudie zou hetzelfde onderzoek alsnog uitgevoerd kunnen worden bij kinderen, wat vooral van belang is aangezien rekenvaardigheden bij hen direct van invloed zijn op hun schoolprestaties. Daarnaast zouden de resultaten hiervan interessant zijn om te vergelijken met de resultaten van het huidige onderzoek, om te zien of er al dan niet grote verschillen tussen de leeftijdsgroepen zijn. Ook zouden werkgeheugentaken meegenomen kunnen worden, om een inzicht te krijgen hoe het werkgeheugen samenhangt met genderstereotypen en rekenangst. Als laatste zou in een vervolgonderzoek gekeken kunnen worden naar attitudes van ouders en leerkrachten, aangezien bewezen is dat zij een grote invloed hebben op kinderen op het gebied van genderstereotypen (Gunderson et al., 2012; Tomasetto et al., 2011) en rekenangst (Beilock, Gunderson, Ramirez, & Levine, 2010).

Literatuur

- Ashcraft, M. H., & Kirk, E. P. (2001). The relationships among working memory, math anxiety, and performance. *Journal of Experimental Psychology: General*, *130*, 224–237. doi:10.1037/0096-3445.130.2.224
- Beilock, S. L., & DeCaro, M. S. (2007). From poor performance to success under stress: Working memory, strategy selection, and mathematical problem solving under pressure. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, *33*, 983–998. doi:10.1037/0278-7393.33.6.983
- Beilock, S. L., Gunderson, E. A., Ramirez, G., & Levine, S. C. (2010). Female teachers' math anxiety affects girls' math achievement. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, *107*, 1860-1863. doi:10.1073/pnas.0910967107
- Bem, S. L. (1983). Gender schema theory and its implications for child development: Raising gender-aschematic children in a gender-schematic society. *Signs: Journal of Women in Culture and Society*, *8*, 598-616. doi:10.1086/493998
- Bialek, M., & Pennycook, G. (2018). The cognitive reflection test is robust to multiple exposures. *Behavior Research Methods*, *50*, 1953-1959. doi:10.3758/s13428-017-0963-x
- Claessens, A., & Engel, M. (2013). How important is where you start? Early mathematics knowledge and later school success. *Teachers College Record*, *115*, 1-29. Geraadpleegd van <http://www.tcrecord.org/Content.asp?ContentId=16980>
- Cvencek, D., Meltzoff, A. N., & Greenwald, A. G. (2011). Math-gender stereotypes in elementary school children. *Child Development*, *82*, 766-779. doi:10.1111/j.1467-8624.2010.01529.x
- Dehaene, S. (2011). *The number sense: How the mind creates mathematics*. OUP USA.
- Egberink, I. J. L., Leng, W. E. de, & Vermeulen, C. S. M. (2020). COTAN beoordeling 1997, Tempo Test Rekenen. Geraadpleegd van www.cotandocumentatie.nl
- Frederick, S. (2005). Cognitive reflection and decision making. *Journal of Economic perspectives*, *19*, 25-42. doi:10.1257/089533005775196732
- Goetz, T., Bieg, M., Lüdtke, O., Pekrun, R., & Hall, N. C. (2013). Do girls really experience more anxiety in mathematics? *Psychological Science*, *24*, 2079-2087. doi:10.1177/0956797613486989
- Gunderson, E. A., Ramirez, G., Levine, S. C., & Beilock, S. L. (2012). The role of parents and teachers in the development of gender-related math attitudes. *Sex Roles*, *66*, 153-166. doi:10.1007/s11199-011-9996-2

- Herbert, J., & Stipek, D. (2005). The emergence of gender differences in children's perceptions of their academic competence. *Journal of Applied Developmental Psychology, 26*, 276-295. doi:10.1016/j.appdev.2005.02.007
- Hopko, D. R., Mahadevan, R., Bare, R. L., & Hunt, M. K. (2003). The abbreviated math anxiety scale (AMAS) construction, validity, and reliability. *Assessment, 10*, 178-182. doi:10.1177/1073191103252351
- Jacobs, J. E. (2005). Twenty-five years of research on gender and ethnic differences in math and science career choices: What have we learned? *New Directions for Child and Adolescent Development, 110*, 85-94. doi:10.1002/cd.151
- Liben, L. S., Bigler, R. S., Ruble, D. N., Martin, C. L., & Powlishta, K. K. (2002). The developmental course of gender differentiation: Conceptualizing, measuring, and evaluating constructs and pathways. *Monographs of the Society for Research in Child Development, 67*, 1-183. Geraadpleegd van <https://www.jstor.org/stable/3181530?seq=1>
- Ma, X. (1999). A meta-analysis of the relationship between anxiety toward mathematics and achievement in mathematics. *Journal for Research in Mathematics Education, 30*, 520-540. doi:10.2307/749772
- Nosek, B. A., Smyth, F. L., Sriram, N., Lindner, N. M., Devos, T., Ayala, A., ... & Kesebir, S. (2009). National differences in gender–science stereotypes predict national sex differences in science and math achievement. *Proceedings of the National Academy of Sciences, 106*, 10593-10597. doi:10.1073/pnas.0809921106
- Orbach, L., Herzog, M., & Fritz, A. (2019). Relation of state- and trait-math anxiety to intelligence, math achievement and learning motivation. *Journal of Numerical Cognition, 5*, 371-399. doi:10.5964/jnc.v5i3.204
- Prentice, D. A., & Carranza, E. (2004). Sustaining cultural beliefs in the face of their violation: The case of gender stereotypes. In M. Schaller & C. S. Crandall (Eds.), *The psychological foundations of culture* (pp. 259 –280). Mahwah, NJ: Erlbaum Publishers.
- 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
- Romano, E., Babchishin, L., Pagani, L. S., & Kohen, D. (2010). School readiness and later achievement: Replication and extension using a nationwide Canadian survey. *Developmental Psychology, 46*, 995-1007. doi:10.1037/a0018880
- Smith, J. L., & Johnson, C. S. (2006). A stereotype boost or choking under pressure?

- Positive gender stereotypes and men who are low in domain identification. *Basic and Applied Social Psychology*, 28, 51-63. doi:10.1207/s15324834basp2801_5
- Sorvo, R., Koponen, T., Viholainen, H., Aro, T., Räikkönen, E., Peura, P., ... Aro, M. (2017). Math anxiety and its relationship with basic arithmetic skills among primary school children. *British Journal of Educational Psychology*, 87, 309-327. doi:10.1111/bjep.12151
- Sorvo, R., Koponen, T., Viholainen, H., Aro, T., Räikkönen, E., Peura, P., ... Aro, M. (2019). Development of math anxiety and its longitudinal relationships with arithmetic achievement among primary school children. *Learning and Individual Differences*, 69, 173-181. doi:10.1016/j.lindif.2018.12.005
- Steffens, M. C., & Jelenec, P. (2011). Separating implicit gender stereotypes regarding math and language: Implicit ability stereotypes are self-serving for boys and men, but not for girls and women. *Sex Roles*, 64, 324-335. doi:10.1007/s11199-010-9924-x
- Tomasetto, C., Alparone, F. R., & Cadinu, M. (2011). Girls' math performance under stereotype threat: The moderating role of mothers' gender stereotypes. *Developmental Psychology*, 47, 943-949. doi:10.1037/a0024047
- Van den Craats, J. (2007). Rekenvaardigheden op de basisschool. *Discussiestuk ten dienste van de Expertgroep Doorlopende Leerlijnen*.
- Vander Heyden, K. M., van Atteveldt, N. M., Huizinga, M., & Jolles, J. (2016). Implicit and explicit gender beliefs in spatial ability: Stronger stereotyping in boys than girls. *Frontiers in Psychology*, 7, 1114. doi:10.3389/fpsyg.2016.01114
- Van Mier, H. I., Schleepen, T. M., & Van den Berg, F. C. (2019). Gender differences regarding the impact of math anxiety on arithmetic performance in second and fourth graders. *Frontiers in Psychology*, 9, 1-13. doi:10.3389/fpsyg.2018.02690
- Woodard, T. (2004). The effects of math anxiety on post-secondary developmental students as related to achievement, gender, and age. *Journal of Women and Minorities in Science and Engineering*, 9, 1-16. Geraadpleegd van <https://files.eric.ed.gov/fulltext/EJ876845.pdf>
- Wu, S., Amin, H., Barth, M., Malcarne, V., & Menon, V. (2012). Math anxiety in second and third graders and its relation to mathematics achievement. *Frontiers in Psychology*, 3, 1-11. doi:10.3389/fpsyg.2012.00162
- Zakaria, E., Zain, N. M., Ahmad, N. A., & Erlina, A. (2012). Mathematics anxiety and achievement among secondary school students. *American Journal of Applied Sciences*, 9, 1828-1832. doi:10.3844/ajassp.2012.1828.1832