

Weerbaarheid in de klas: sekseverschillen en beschermende factoren bij het voorspellen van risicofactoren van trauma bij kinderen in het onderwijs

Student: J. E. van Ruler (s4377818)

Begeleider en eerste beoordelaar: prof. dr. W.E. Kupers

Tweede beoordelaar: prof. dr. Annette van der Putten

Rijksuniversiteit Groningen

Faculteit der Gedrags- en Maatschappijwetenschappen

Bachelorwerkstuk Pedagogische Wetenschappen

Juni 2025

Aantal woorden: 4994

Abstract

Psychological trauma can have a negative effect on youth and can form problems in the learning environment (Robertson et al., 2021). Research is needed to reduce the risk factors of trauma and protective factors play an important role in this. The aim of this study is to investigate which protective factors work the best in reducing the risk factors of trauma for children aged 4 to 8 years. The moderating effect of gender in the relationship between the protective and risk factors was investigated as well. Data (N = 542) originating from research by Leeuwestein et al. (2024) testing the RaPTOSS (Risk factors and Protective factors Trauma Observation School Situations) instrument was used in this research. First a multiple regression analysis was conducted. After an interaction-effect for the significant factors was conducted. Results show that the protective factors Self Image and Self-Regulation were the strongest predictor of low scores on the risk factors of trauma. There was no significant difference for gender in this effect. Concluding, self image and self-regulation work best in reducing the risk factors of trauma. Teachers could play a role in enhancing these features in children and therefore help reduce the risk factors. Further research is needed to investigate whether the same effect is found when using data from children who are actually diagnosed with trauma. Moreover, the effect of gender should be more investigated for the protective factor Safety and Relations.

Keywords: protective factors, risk factors, trauma, ACE, education, gender effects

Inleiding

Uit een meta-analyse van Alisic et al. (2014), blijkt dat één op de zes (16%) kinderen lijdt aan psychologisch trauma. Het ervaren van trauma is gelinkt met sociale en emotionele problemen, en kan een negatieve invloed hebben op de neuropsychologische ontwikkeling van een kind (Robertson et al., 2021). Vooral jonge kinderen bevinden zich in de kritische fase voor het ontwikkelen van sociale en emotionele competenties (Cimino & Cerniglia, 2024). Daarnaast kunnen de symptomen die kinderen met trauma laten zien, moeilijkheden geven in de leeromgeving. Denk bijvoorbeeld aan verminderende aandacht, moeite met lezen of problemen met wiskunde (Robertson et al., 2021). Kinderen met een trauma kunnen een achterstand oplopen in het onderwijs die later moeilijk is in te halen (Robertson et al., 2021). Het is van belang om deze achterstand zoveel mogelijk te voorkomen. Uit onderzoek van Willis & Nagel (2014) blijkt dat leerkrachten een belangrijke rol spelen in de rehabilitatie van kinderen met trauma op neurologisch, psychologisch en sociologisch gebied. Hoewel leerkrachten hierin een belangrijke rol kunnen spelen, is preventie een meer gewenste maatregel.

In dit onderzoek wordt trauma gedefinieerd aan de hand van twee criteria, criterium A en criterium B (American Psychiatric Association, 2022). Criterium A verwijst naar een ingrijpende gebeurtenis. Voorbeelden hiervan zijn geweld, seksueel misbruik, overlijden, of verwaarlozing (Brunzell et al., 2015). Tussen de 52% tot 81% procent van de mensen in Nederland maakt zo'n ingrijpende gebeurtenis mee (Akwa GGZ, 2020). In de literatuur wordt voor kinderen ook wel de term 'adversive childhood experience (ACE)' gebruikt. Vanuit een ACE kan er een psychologisch trauma ontstaan, dit is criterium B. Onder psychologisch trauma wordt een reactie op een ACE verstaan. Deze kan zich uiten in herbelevingen, angst, terugtrekking, depressie en agressie (Peltonen et al., 2010). Echter, deze risicofactoren kunnen ook bestaan zonder criterium

A. Het constateren van deze risicofactoren zegt dus niet dat er sprake is van een psychologisch trauma. Iemand kan ook angstig of somber zijn zonder dat er iets ingrijpends aan vooraf is gegaan. Na het ervaren van een ingrijpende gebeurtenis ontwikkelt 7.4% procent van de mensen in Nederland een psychologisch trauma. Voor kinderen en jongeren ligt dit cijfer zelfs hoger, 15% ontwikkelt een trauma na een ACE (Akwa GGZ, 2020).

Tevens, niet alle kinderen die voldoen aan criterium A ontwikkelen een psychologisch trauma. De kans op het ontwikkelen van psychologisch trauma, na een ACE, lijkt onder andere bepaald te worden door beschermende factoren, deze werken als een buffer. (Moore & Ramirez, 2016). Beschermende factoren vinden plaats op individueel en op groepsniveau. Op individueel niveau gaat dit om competenties als zelfvertrouwen, hoopvol, sociaal, kritisch denken en persoonlijke ervaringen in het verleden (Boyden & Mann, 2005). Op groepsniveau betreft dit de omgeving die een stabiele, veilige basis geeft. Kinderen die een positieve, ondersteunende relatie met hun ouder hebben lopen minder risico op psychologisch trauma (Crouch et al., 2019). Ook andere familieleden of leerkrachten spelen hierbij een rol (Boyden & Mann, 2005). De beschermende factoren kunnen de weerbaarheid van kinderen vergroten en daardoor de negatieve effecten van een ACE verminderen (Crouch et al., 2019)

Onderzoek van Leeuwestein et al. (2024) richt zich op het meten van de beschermende en risicofactoren bij kinderen in de leeftijd vier tot acht jaar. Aan de hand van de ReBTOSS (Risicofactoren en Beschermende factoren Trauma-Observatie Schoolse Situaties), een observatie instrument die door de leerkracht wordt ingevuld, wordt er gekeken naar welke risico-en beschermende factoren een kind laat zien in de klas. De beschermende factoren in dit onderzoek zijn - Veiligheid en Relaties, Zelfbeeld, Dagelijks Leven en Zelfregulatie - en de risicofactoren zijn - Teruggetrokken, Dysforie, Destructief en Onoplettend -. In dit onderzoek is

data van de ReBTOSS gebruikt.

Naast bovengenoemde factoren speelt geslacht een belangrijke rol in het ontstaan en de verwerking van trauma. Meisjes lopen een hoger risico op ingrijpende gebeurtenissen, zoals seksuele mishandeling, dan jongens. Er wordt geschat dat 1 op de 3 meisjes wereldwijd minstens één keer in haar leven seksueel of emotioneel misbruik ervaart (O'Callaghan et al., 2013). Jongens daarentegen ervaren vaker huiselijk geweld (Wamser-Nanney & Cherry, 2018). Er is nog weinig onderzoek gedaan naar het verschil in effect van de beschermende factoren op de risicofactoren tussen jongens en meisjes. Uit het onderzoek van Ponce-Garcia et al. (2016) blijkt dat vrouwen met een geschiedenis van seksueel misbruik of traumatische stress meer sociale beschermende factoren rapporteren dan mannen, maar tegelijkertijd ook meer angstklachten. Het effect van de beschermende factoren lijkt hier voor vrouwen lager te zijn. Ook kunnen jongens en meisjes verschillen in hun copingstrategieën. Uit verschillende onderzoeken komt naar voren dat meisjes internaliserend reageren op stressoren, door strategieën te gebruiken als emotieregulatie of ontspanning (Hampel & Petermann, 2005). Jongens laten daarentegen vaker externaliserend gedrag zien (Gajos et al., 2022), zoals direct actie ondernemen of afleiding zoeken (Sun & Stewart, 2007). Daarnaast scoren jongens gemiddeld lager dan meisjes op de beschermende factoren die in relatie staan tot veiligheid en relaties, communicatie, empathie en hulp zoeken (Sun & Stewart, 2007). Uit bovenstaand onderzoek blijkt dat jongens mogelijk andere copingstrategieën gebruiken of juist gemiddeld lager scoren op beschermende factoren. Toch rapporteren meisjes hoger voor symptomen zoals depressieve klachten en dissociatie en lopen hierdoor dus een hoger risico voor trauma gerelateerde problemen (Wamser-Nanney & Cherry, 2018). Van de meisjes die een ACE meemaakt, ontwikkelt 33 procent een trauma (Witte & Nederlands Jeugdinstituut, 2018). Het is belangrijk om te onderzoeken in hoeverre

beschermende factoren een verschillend effect hebben op jongens en meisjes. Aan de hand van dit inzicht kan er ingezet worden op de factoren die het beste werken voor het betreffende geslacht.

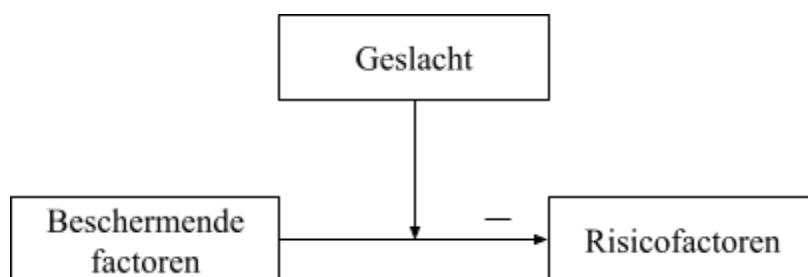
In het onderzoek van Moore & Ramirez (2016) komt naar voren dat beschermende factoren werken als buffer voor het ontwikkelen van trauma. Echter, er is nog weinig onderzoek gedaan naar de specifieke beschermende factoren die samenhangen met een afname van de risicofactoren. Aan de hand van deze informatie kan de werking van de beschermende factoren worden getoetst. Er is al veel bekend over de negatieve invloed van trauma op kinderen in het onderwijs (Robertson et al., 2021) en uit de statistieken blijkt dat meisjes meer trauma ervaren dan jongens. Meer onderzoek is nodig naar hoe trauma verminderd kan worden en op welke manier deze vermindering voor meisjes een andere aanpak vraagt dan voor jongens. Het doel van dit onderzoek is om inzicht te krijgen in welke beschermende factoren van trauma een rol spelen bij het voorspellen van de risicofactoren van trauma. Aan de hand van deze informatie kan men een indicatie krijgen van op welke manier de weerbaarheid van kinderen in de klas kan worden vergroot. Daarnaast wordt onderzocht of er een verschil is voor jongens en meisjes in de werking van de beschermende factoren op de risicofactoren. Om beter te begrijpen hoe de beschermende factoren bijdragen aan de risicofactoren in het onderwijs, richt dit onderzoek zich op de volgende vragen:

1. “Is er een relatie tussen de beschermende factoren en de risicofactoren van trauma bij kinderen tussen de 4 en 8 jaar in het onderwijs?”
2. “In hoeverre is er een verschil tussen jongens en meisjes in het onderwijs bij het voorspellen van de risicofactoren aan de hand van de beschermende factoren?”

In figuur 1 zijn de verwachtingen naar aanleiding van de onderzoeksvragen weergegeven. De verwachting is dat de beschermende factoren een negatieve invloed hebben op de risicofactoren van trauma. Hoe hoger de score op de beschermende factoren, hoe lager de score op de risicofactoren. Daarnaast wordt er verwacht dat geslacht de sterkte en de richting bepaald in de relatie tussen de beschermende factoren en de risicofactoren en dus als moderator fungeert. Aangezien meisjes vaker een ingrijpende gebeurtenis meemaken (O’Callaghan et al., 2013) en ook vaker de trauma gerelateerde problemen daarvan ervaren, wordt er verwacht dat voor meisjes de relatie zwakker is.

Figuur 1

Conceptueel model verwachtingen



Methode

Design

Om de invloed van de beschermende factoren op de risicofactoren te onderzoeken, met een vergelijking tussen jongens en meisjes, is een cross-sectioneel, kwantitatief onderzoeksdesign toegepast. Hiervoor is bestaande data gebruikt uit het onderzoek van Leeuwestein et al. (2024) naar de ontwikkeling en validatie van het ReBTOSS instrument.

Populatie en steekproef

De doelpopulatie bestond uit leerlingen van het regulier basisonderwijs en het nieuwkomersonderwijs, tussen de 4 en 8 jaar, uit verschillende regio's in Nederland. De totale

steekproefgrootte bevatte 542 respondenten, allemaal leerlingen tussen de 4 en 8 jaar (Leeuwestein et al., 2024). Hiervan behoren 258 (47.6%) tot de groep jongens en 283 (52.2%) tot de groep meisjes. De verdeling van leeftijd is af te lezen in Bijlage A. Er is een power-analyse gedaan om de steekproefgrootte te toetsen. Voor een middelgroot effect is er bij een steekproef van $N = 542$ en $\alpha = .05$ een power groter dan .99 gevonden. Ook voor een klein effect was de power nog .97. De steekproef biedt dus voldoende statistische power voor het generaliseren van de resultaten naar de doelpopulatie.

De inclusiecriteria voor het onderzoek van Leeuwestein et al. (2024) omvatten leerlingen die regulier basisonderwijs volgen, tussen de 4 en 8 jaar, uit verschillende regio's in Nederland. De leerlingen zijn geboren in Nederland, met verschillende achtergronden. Er waren geen exclusiecriteria. Daarna is de dataset uitgebreid met leerlingen uit het nieuwkomersonderwijs naar 542, deze grotere steekproef zorgt voor extra variatie binnen de steekproef.

Procedure

Aan de hand van de sneeuwbalmethode, uitnodigingen via de mail en sociale media posts zijn 67 leerkrachten van 31 basisscholen in verschillende regio's van Nederland benaderd. Daarna stuurden de betreffende leerkrachten, via de mail of via papier, een informatiebrief en geïnformeerde toestemming naar de ouders van de leerlingen. De leerkrachten mochten zelf bepalen voor welke leerlingen en voor hoeveel leerlingen de vragenlijst werd ingevuld, met een minimum van 1 en een maximum van 15. Daarnaast mochten ze bepalen wanneer en of ze de vragenlijsten digitaal (67%) of via papier (33%) invulden. De leerkrachten vulden drie instrumenten in, de ReBTOSS, de Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ) en de Social-Emotional Questionnaire (SEV). Per leerling duurde dit ongeveer een half uur. Voor dit onderzoek is alleen de data van de ReBTOSS gebruikt.

De dataverzameling vond plaats tussen 2019 en 2021. De rechten van de leerlingen werden bewaakt doordat de leerkrachten de vragenlijsten volledig anoniem invulden. Ook werd er gebruikgemaakt van data minimalisatie en is de data opgeslagen op de Y-schijf volgens de richtlijnen van UG Research Data Policy en de Data Storage Protocol of The Heymans Institute for Psychological Research. Tevens werd de studie goedgekeurd door de Ethische Commissie van Psychologie van Rijksuniversiteit Groningen.

Variabelen en instrumenten

De variabelen die in dit onderzoek meegenomen zijn, zijn de beschermende factoren, de risicofactoren en geslacht. Zowel de beschermende factoren als de risicofactoren zijn opgedeeld in 4 verschillende factoren, gemeten aan de hand van verschillende stellingen. Deze indeling is gebaseerd op de factorstructuur die werd gevonden in de explorerende factoranalyse van het onderzoek van Leeuwestein et al. (2024). De indeling van de **beschermende factoren** (onafhankelijke variabele) is als volgt: (1) Veiligheid en Relaties , (2) Zelfbeeld , (3) Dagelijks Leven en (4) Zelfregulatie. In Bijlage B is af te lezen hoeveel stellingen/items er per beschermende factor waren. Een voorbeeld van zo'n stelling voor elke factor is als volgt: (1) '*... zochten andere leerlingen positief contact met de leerling.*', (2) '*... had de leerling vertrouwen in zichzelf.*', (3) '*... kwam de leerling op tijd op school.*' en (4) '*... was de leerling in staat zichzelf (weer) rustig te krijgen wanneer hij boos, verdrietig of angstig was.*'. De indeling van de **risicofactoren** (afhankelijke variabele) is: (5) Teruggetrokken, (6) Dysforie, (7) Destructief en (8) Onoplettend. Voor dit onderzoek zijn de 4 verschillende factoren van de risicofactoren als totaalscore meegenomen, in totaal 29 items. Een voorbeeld van zo'n stelling voor elke factor is als volgt: (5) '*... vermeed de leerling bepaalde mensen, gesprekken of (sociale) situaties.*', (6) '*... schrok de leerling (overdreven) snel of was zenuwachtig.*', (7) '*... maakte de leerling een boze*

indruk.’ en (8) ‘... vergat de leerling gewone dagelijkse dingen.’. De antwoorden werden voor alle factoren gemeten aan de hand van een Likert Schaal waarbij 0 = niet van toepassing, 1 = beetje van toepassing, 2 = vaak van toepassing en 3 = zeer vaak van toepassing. Een hogere score betekent dus meer beschermende factoren of meer risicofactoren, afhankelijk van welke schaal je meet.

De andere onafhankelijke variabele in dit onderzoek is **geslacht**, waarbij 0 staat voor ‘meisje’ en 1 voor ‘jongen’.

Om de convergente validiteit van het ReBTOSS instrument te waarborgen is er een Pearson correlatie gedaan met de schalen van de ReBTOSS en die van de SEV en SDQ. De correlaties tussen de risicofactoren en de SEV en de SDQ varieerden van $r = .30$ tot $r = .80$. Voor de beschermende factoren varieerden de correlaties tussen de $r = -.25$ en $r = -.62$. Ter ondersteuning van de criteriumvaliditeit is een Spearman Rho correlatie uitgevoerd met de schalen van de RePTOSS en de vraag die meet of de leerkracht zich zorgen maakt over de leerling. Er zijn middelmatige tot sterke correlaties gevonden (Leeuwestein et al., 2024). Om de betrouwbaarheid te meten is de interne consistentie berekend van de schalen, af te lezen in Bijlage B. Voor elke schaal was Cronbach’s $\alpha \geq .84$, wat wijst op een hoge mate van interne consistentie. Dit suggereert dat de items binnen elke schaal waarschijnlijk hetzelfde onderliggende construct meten.

Analyseplan

De data is geanalyseerd met IBM SPSS Statistics, versie 28. In het geval van missende data is er gebruikgemaakt van listwise deletion tijdens het uitvoeren van de analyses. Gezien de steekproefgrootte ($N = 542$) en door het werken met gemiddelden, had het verwijderen weinig impact.

Voor de beschermende factoren is er voor elke factor - Veiligheid en Relaties, Zelfbeeld, Dagelijks Leven en Zelfregulatie - en de factoren bij elkaar opgeteld de gemiddelde score berekend. Voor de risicofactoren is de gemiddelde score voor alle factoren bij elkaar berekend. Een hogere gemiddelde score op een schaal wijst op een grotere aanwezigheid van de (onderliggende) beschermende of risicofactoren. Aan de hand van de gemiddelde scores zijn de analyses uitgevoerd.

Eerst is niet relevante data, zoals de resultaten van de SDQ en SEV, verwijderd. Daarna is de beschrijvende statistiek (gemiddelde, standaarddeviatie, minimum en maximum) van de beschermende en de risicofactoren berekend, om de data beter te kunnen interpreteren. Vervolgens om de onderzoeksvraag: “Is er een relatie tussen de beschermende factoren en de risicofactoren/indicatoren van trauma bij kinderen tussen de 4 en 8 jaar in het onderwijs?” te beantwoorden, is een correlatieanalyse uitgevoerd tussen de totaalscores van de risico- en de beschermende factoren. Daarna zijn de correlaties tussen de subschalen van de beschermende factoren en de totaalscore van de risicofactoren berekend.

Vervolgens is er aan de hand van een multiële regressieanalyse onderzocht welke van de beschermende factoren (onafhankelijke variabelen) - Veiligheid en Relaties, Zelfbeeld, Dagelijks Leven en Zelfregulatie - het hoogst scoorden als voorspeller voor de risicofactoren (afhankelijke variabele). Eerst is gekeken of er aan de volgende assumpties van de lineaire regressieanalyse is voldaan: (1) er is een lineaire relatie tussen de afhankelijke en de onafhankelijke variabelen, (2) de residuen zijn normaal verdeeld met een gemiddelde van 0, (3) er is sprake van homoscedasticiteit en (4) de residuen zijn onafhankelijk van elkaar (Agresti & Finlay, 2018). Bij de analyses werd een significantieniveau van $\alpha = .05$ aangehouden.

Om de onderzoeksvraag: “In hoeverre is er een verschil tussen jongens en meisjes in het

onderwijs bij het voorspellen van de risicofactoren aan de hand van de beschermende factoren?" te beantwoorden, is geslacht als moderator meegenomen. Voor de beschermende factoren die als significante voorspeller uit de resultaten kwamen is het interactie-effect onderzocht met de variabele geslacht. Hierbij is eerst geanalyseerd of er voor de interactietermen aan de assumpties van de lineaire regressieanalyse is voldaan.

Resultaten

Beschrijvende statistiek

De beschrijvende statistiek van de onafhankelijke variabelen, de afhankelijke variabele en de somscore van de beschermende factoren zijn weergegeven in tabel 1. In Bijlage C is een histogram met de verdeling van de beschermende-en risicofactoren te zien. Alle variabelen zijn gemeten aan de hand van een 4-puntsschaal, waarbij 0 = niet van toepassing, 1 = beetje van toepassing, 2 = vaak van toepassing en 3 = zeer vaak van toepassing. In dit onderzoek is er gewerkt met gemiddelden, waardoor de scores op de variabelen meer kunnen variëren dan van 0 tot 3. Een hogere score betekent dat er meer risico/beschermende factoren aanwezig zijn. Er is te zien dat het gemiddelde van de beschermende factoren veel hoger ligt dan het gemiddelde van de risicofactoren. Ook is de verdeling van de variabele geslacht onderzocht. Van de 542 behoren 258 (47.6%) tot de groep jongens en 283 (52.2%) tot de groep meisjes.

Tabel 1

Beschrijvende statistiek

Variabelen	N (542)	Gemiddelde	Standaarddeviatie	Minimum	Maximum
Veiligheid en Relaties*	541	2.44	.58	0	3
Zelfbeeld*	541	2.02	.73	0	3

Dagelijks Leven*	542	2.60	.49	0	3
Zelfregulatie*	540	1.99	.78	0	3
Beschermende factoren	538	2.26	.54	0	3
Risicofactoren	536	.21	.30	0	2

Noot. *Beschermende factoren

Daaropvolgend is er een correlatieanalyse gedaan tussen de variabelen. Er is een significante, negatieve, middelgrote correlatie gevonden tussen de totaalscores van de beschermende factoren en de risicofactoren, $r(542) = -.61$, $p < .001$. In Tabel 2 zijn de correlaties van de onafhankelijke en afhankelijke variabelen af te lezen. Tussen de beschermende factoren (onafhankelijke variabelen) is er een positieve, middelgrote tot grote correlatie gevonden. Tussen de beschermende factoren en de risicofactoren (afhankelijke variabele) is er een negatieve, middelgrote correlatie gevonden. Alle correlaties zijn significant, $p < .001$.

Tabel 2

Correlaties tussen de beschermende factoren en de risicofactoren

Variabelen	1	2	3	4	5
1. Veiligheid en Relaties	-				
2. Zelfbeeld	.65**	-			
3. Dagelijks Leven	.53**	.57**	-		
4. Zelfregulatie	.64**	.72**	.45**	-	
5. Risicofactoren	-.48**	-.60**	-.34**	-.56**	-

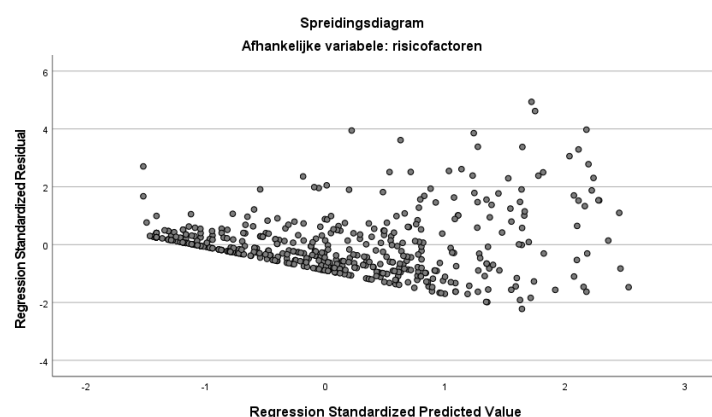
Noot. ** $p < .001$

Om te beginnen met de toetsende statistiek is er eerst onderzocht of er werd voldaan aan de assumpties van een multiële regressieanalyse. In figuur 2 is een spreidingsdiagram weergegeven van de voorspelde waarde tegen de gestandaardiseerde residuen. Dit figuur is

gebruikt voor het controleren van de lineariteit en de homoscedasticiteit. Het gemiddelde van de punten van links naar rechts ligt ongeveer overal rond 0, behalve aan de linkerkant. Er is sprake van lichte niet-lineariteit, maar nog geen reden om de assumptie van lineariteit niet aan te nemen. Daarnaast is de spreiding, links en in het midden, van onder naar boven niet gelijk voor alle voorspelde waarden. Er lijkt sprake te zijn van heteroscedasticiteit, met eventueel als gevolg een onzuivere schatting van de standaardfouten en beïnvloeding van de p-waardes.

Figuur 2

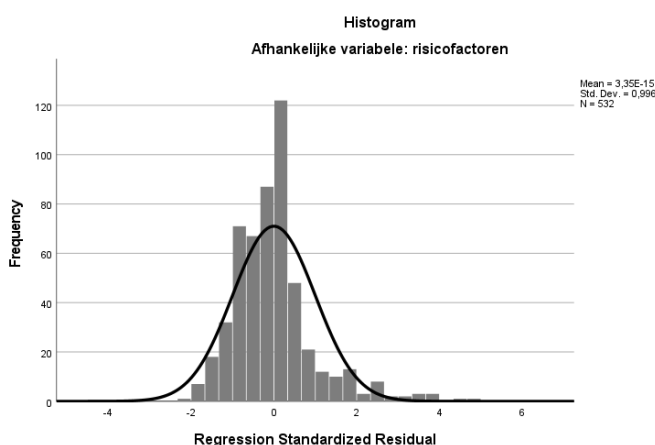
Spreidingsdiagram voorspelde waarde tegen gestandaardiseerde residuen



Voor de assumptie van normaliteit is er gekeken naar figuur 3. Op basis van het histogram van de residuen is de assumptie van normaliteit aangenomen. De data lijkt redelijk normaal te zijn verdeeld, met een kleine afwijking in het midden.

Figuur 3

Histogram van de residuen



De assumptie van onafhankelijke waarnemingen gaat niet op in deze data. Een leerkracht kon voor meerdere leerlingen van dezelfde klas de vragenlijst invullen en daarmee is het geen onafhankelijke waarneming. Een gevolg van het niet voldoen aan deze assumptie is dat de standaardfouten te klein worden geschat en dat je hierdoor te vaak significante resultaten vindt.

Voor het uitvoeren van de analyses met het interactie-effect is er ook gekeken naar de assumpties. Er zijn twee analyses met een interactie-effect uitgevoerd. In bijlage D en E zijn de bijbehorende figuren te zien, de resultaten waren vergelijkbaar en de conclusies wat betreft het wel of niet voldoen aan de assumpties dus ook. Hieruit bleek dat er sprake is van lichte lineariteit, heteroscedasticiteit en de assumptie van onafhankelijke waarnemingen gaat niet op. De assumptie van normaliteit gaat wel op in beide figuren.

Toetsende statistiek

De multipele regressieanalyse werd gebruikt om te bekijken of er een relatie is tussen de beschermende factoren - Veiligheid en Relaties, Zelfbeeld, Dagelijks Leven en Zelfregulatie - en de totaalscore van de risicofactoren. Hieruit bleek dat 40% van de variantie van de risicofactoren verklaard wordt door de beschermende factoren, $R^2 = .40$. Het regressiemodel was significant, $F(4, 527) = 87.62, p < .001$. In tabel 3 zijn de regressiecoëfficiënten van de variabelen af te lezen. Van de variabelen draen Zelfbeeld ($\beta = -.39; t(527) = -7.16; p < .001$) en Zelfregulatie ($\beta = -.25; t(527) = -4.76; p < .001$) significant bij aan het voorspellen van de risicofactoren. De voorspelde afname van de risicofactoren is .16 per eenheid stijging van de variabele Zelfbeeld en .09 per eenheid stijging van de variabele Zelfregulatie. De maximale waarde die de variabelen kunnen aannemen is waarde 3, waardoor het effect voor de variabele Zelfbeeld maximaal -.48 kan zijn en voor de variabele Zelfregulatie maximaal -.27, wanneer de andere variabele constant blijven. Aan de hand van de gestandaardiseerde beta coëfficiënten valt af te lezen dat Zelfbeeld

($\beta = -.39$) het grootste effect heeft. De gevonden relaties zijn negatief. De variabele Veiligheid en Relaties ($\beta = -.09$; $t(527) = -1.84$; $p = .07$) is een randgeval, maar net geen significante voorspeller. Dagelijks Leven ($\beta = .05$; $t(527) = 1.20$; $p = .23$) is geen significante voorspeller.

Tabel 3

Regressie analyse coëfficiënten

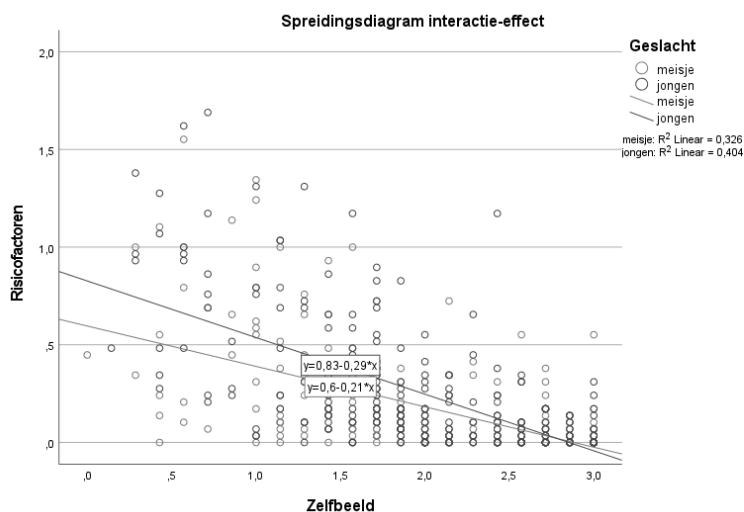
Variabelen	B	SE B	β	t	p
(Constant)	.76	.06		12.87	<.001
Veiligheid en Relaties	-.05	.03	-.09	-1.84	.07
Zelfbeeld	-.16	.02	-.39	-7.16	<.001
Dagelijks Leven	.03	.03	.05	1.20	.23
Zelfregulatie	-.09	.02	-.25	-4.76	<.001

Noot. Afhankelijke variabele: risicofactoren

Vervolgens is er voor beide significante voorspellers (Zelfbeeld en Zelfregulatie) een multiële regressieanalyse uitgevoerd om te kijken of de moderator geslacht invloed heeft op de sterkte van de relatie tussen de beschermende factoren en de risicofactoren. Het gaat hier om een interactie effect. Eerst is de interactie tussen geslacht en Zelfbeeld onderzocht. Hieruit bleek dat 37% van de variantie van de risicofactoren verklaard wordt door Zelfbeeld en de interactieterm, $R^2 = .37$. Het regressiemodel is significant, $F(2, 531) = 152.41$, $p < .001$. In tabel 4 zijn de regressiecoëfficiënten van de variabelen af te lezen. Van de variabelen draagt Zelfbeeld ($\beta = -.62$; $t(531) = -17.21$; $p < .001$) significant bij aan het voorspellen van de risicofactoren. De interactieterm Zelfbeeld*Geslacht ($\beta = .07$; $t(531) = 1.86$; $p = .06$) is net niet een significante voorspeller. In figuur 4 is een spreidingsdiagram te zien dat de groep jongens de groep meisjes rechtsonderin kruist. De sterkte van de relatie tussen Zelfbeeld en de risicofactoren wordt net niet statistisch significant beïnvloed door geslacht.

Tabel 4*Interactie effect Zelfbeeld*Geslacht coëfficiënten*

Variabelen	B	SE B	β	t	p
(Constant)	.71	.03		23.06	<.001
Zelfbeeld	-.26	.02	-.62	-17.21	<.001
Zelfbeeld*Geslacht	.02	.01	.07	1.86	.06

Noot. Afhankelijke variabele: risicofactoren**Figuur 4***Spreidingsdiagram met interactie-effect*

Daarna is de interactie tussen geslacht en Zelfregulatie geanalyseerd. Hieruit bleek dat 32% van de variantie van de risicofactoren verklaard wordt door Zelfregulatie en de interactieterm, $R^2 = .32$. Het regressiemodel is significant, $F(2, 530) = 123.50$, $p < .001$. In tabel 5 zijn de regressiecoëfficiënten van de variabelen af te lezen. Van de variabelen draagt Zelfregulatie ($\beta = -.57$; $t(530) = -15.47$; $p < .001$) significant bij aan het voorspellen van de risicofactoren. De interactieterm Zelfregulatie*Geslacht ($\beta = .01$; $t(530) = .82$; $p = .41$) is geen

significante voorspeller. De sterkte van de relatie tussen Zelfregulatie en de risicofactoren wordt dus niet statistisch significant beïnvloed door geslacht.

Tabel 5

*Interactie effect Zelfregulatie*Geslacht coëfficiënten*

Variabelen	B	SE B	β	t	p
(Constant)	.64	.03		21.60	<.001
Zelfregulatie	-.22	.01	-.57	-15.37	<.001
Zelfregulatie*Geslacht	.01	.01	.03	.82	.41

Noot. Afhankelijke variabele: risicofactoren

Discussie

Dit onderzoek richtte zich op welke van de volgende beschermende factoren -Veiligheid en Relaties, Zelfbeeld, Dagelijks Leven en Zelfregulatie - de risicofactoren van trauma voorspellen bij kinderen tussen de 4 en 8 jaar in het onderwijs. De huidige studie trachtte hiermee bij te dragen aan het inzicht in welke specifieke beschermende factoren de risicofactoren van trauma verminderen. Aan de hand van een multiële regressieanalyse kwam naar voren dat Zelfbeeld en Zelfregulatie significant bijdragen aan het verminderen van de risicofactoren. Dit komt overeen met de hypothese dat de beschermende factoren de risicofactoren van trauma verminderen. Zelfregulatie is gerelateerd met een hogere weerbaarheid tegen ACEs (Sciaraffa et al., 2017) en ook in een onderzoek van Keane en Evans (2022) komt zelfregulatie als sterkste voorspeller naar voren voor het verminderen van een negatieve mentale gezondheid na een ACE. Er is weinig onderzoek gedaan naar de relatie tussen zelfbeeld en trauma, maar vergelijkbare factoren zoals zelfvertrouwen zijn wel als buffer gevonden tegen de risicofactoren van trauma

(Rossi et al., 2022). Daarnaast blijkt uit onderzoek van Zhang et al. (2022) dat kinderen met een positieve identiteit vaak ook beter op moeilijkheden reageren in de toekomst.

Daarentegen bleken de beschermende factoren Veiligheid en Relaties en Dagelijks Leven geen significant effect te hebben op het verminderen van de risicofactoren. In eerdere onderzoeken naar de beschermende factoren wordt juist het belang van veiligheid en relaties benadrukt. Zo zorgt een veilige buurt voor een betere psychische gezondheid na een ACE (Srivastav et al., 2022) en in het onderzoek van Keane en Evans (2022) kwam een ondersteunende relatie met een ouder als tweede sterkste voorspeller naar voren voor een hoge weerbaarheid. Wel is er in het huidige onderzoek een lichte trend te zien richting een significant verband voor de factor Veiligheid en Relaties, maar het gevonden effect is klein. Een mogelijke verklaring voor dit effect is dat dit onderzoek zich richtte op de risicofactoren van trauma, zonder vast te stellen of de kinderen daadwerkelijk trauma hadden. Dit heeft wellicht invloed op de resultaten. In vervolgonderzoek zou het goed zijn om te kijken of de beschermende factoren Zelfbeeld en Zelfregulatie nog steeds als sterkste voorspeller fungeren bij kinderen waar trauma is gediagnosticeerd of dat Veiligheid en Relaties misschien toch een grotere rol speelt. Daarnaast is er mogelijk ook sprake van een kleine vertekening doordat de leerkrachten de vragenlijsten hebben ingevuld. Wellicht heeft de leerkracht niet goed zicht op wat er thuis afspeelt en is het effect van Veiligheid en Relaties veel groter wanneer een ouder of de leerling zelf de vragenlijst invult.

Vervolgens, om antwoord te geven op de onderzoeksvraag: “In hoeverre is er een verschil tussen jongens en meisjes in het onderwijs bij het voorspellen van de risicofactoren aan de hand van de beschermende factoren?”, is er gekeken naar de rol die geslacht heeft op deze relatie. Er blijkt geen verschil te zijn. Dit betekent dat de beschermende factoren in gelijke mate bijdragen

aan het verlagen van de risicofactoren voor zowel jongens als meisjes. Echter, er lijkt wel een trend te zijn bij Zelfbeeld, waarbij het effect van Zelfbeeld op de risicofactoren voor jongens sterker is dan voor meisjes. Dit komt overeen met de hypothese dat de relatie voor meisjes zwakker is. Het hebben van een hoger zelfbeeld lijkt voor jongens dus beter te werken voor het verminderen van de risicofactoren dan voor meisjes, maar het gevonden effect was klein en net niet significant, dus er kunnen geen harde uitspraken worden gedaan. Meisjes hebben over het algemeen een lager zelfbeeld, minder zelfvertrouwen en uit onderzoek van Zhang et al. (2022) blijkt dat het effect van een positieve identiteit op mentaal welzijn voor jongens sterker was dan voor meisjes. Dit zou een verklaring kunnen zijn voor de hogere scores van meisjes op psychologisch trauma (Wamser-Nanney & Cherry, 2018). Daarnaast scoren meisjes hoger op veiligheid en relaties dan jongens en gaan ze vooral om met stressoren door het zoeken van sociale steun (Sun & Stewart, 2007). In dit onderzoek is er niet gekeken naar het interactie effect voor de factor Veiligheid en Relaties, maar dit zou wellicht interessante informatie en nog meer duidelijkheid geven over de genderverschillen in het effect van de beschermende factoren op de risicofactoren. Zo was er in het onderzoek van Miranda-Mendizabal et al. (2019) alleen voor vrouwen een beschermend effect gevonden voor de factor steun van familie en vrienden.

Een methodologische beperking van dit onderzoek is dat er niet is voldaan aan alle assumpties, dit is nodig om uitspraken te doen over de populatie. In dit onderzoek is sprake van heteroscedasticiteit met als gevolg dat de schatting van de standaardfouten onzuiver kan zijn en de p-waarden onjuist. Een gewogen kleinste kwadratenregressie zou in dit geval een betere analyse zijn.

Daarnaast gaat de assumptie van onafhankelijke waarnemingen niet op, doordat een leerkracht voor meerdere leerlingen van dezelfde klas de vragenlijst invulde. Het gevolg hiervan

is dat er een vertekening kan zijn van de resultaten. De betreffende leerkracht kan bijvoorbeeld heel erg gefocust zijn op de beschermende factoren in kinderen en hierdoor een hogere score geven. In dit geval zou het beter zijn om een multilevel regressieanalyse uit te voeren. Deze analyse houdt rekening met afhankelijke data, waardoor er een betere schatting gemaakt kan worden met minder vertekening. Echter, voor de assumpties geldt ook voor een lichte tot gemiddelde schending dat er bij $p < .001$ waarschijnlijk nog steeds een populatie-effect is, waardoor de gevonden resultaten alsnog aangenomen kunnen worden. Toch is het interessant om de andere analyses uit te voeren om te onderzoeken of hetzelfde effect wordt gevonden.

Implicaties van het onderzoek

Om de risicofactoren van trauma te verminderen en de weerbaarheid in de klas te vergroten, wordt aanbevolen om binnen het onderwijs te investeren in het bevorderen van zowel het zelfbeeld als de zelfregulatie van kinderen. Uit onderzoek van Boyden & Mann (2005) blijkt dat leerkrachten een belangrijke rol spelen bij het ondersteunen van kinderen. Ook Sciaraffa et al. (2017) stellen dat pedagogisch medewerkers kinderen kunnen ondersteunen bij het ontwikkelen van zelfregulatie en daardoor een extra beschermingslaag tegen stressoren creëren. Aan de hand van een zelfregulatie kader kan er direct ingezet worden op de onderliggende problemen die een kind via emoties probeert te communiceren. Een voorbeeld van hoe een leerkracht kan bijdragen aan de ontwikkeling van zelfregulatie is het serieus nemen van de emoties van het kind, het vermijden van kritiek en het rustig luisteren (Sciaraffa et al., 2017). Naast zelfregulatie is ook het versterken van het zelfbeeld van belang. Dit kan onder andere door het stimuleren van het zelfvertrouwen en het zelfconcept van kinderen. De meta-analyse van Liu et al. (2015) toont aan dat fysieke activiteit bijdraagt aan het vergroten van de zelfwaarde en het zelfconcept van kinderen. Het gevonden effect is groter in een schoolgerelateerde context, dit

impliceert dat leerkrachten een actieve rol kunnen spelen, bijvoorbeeld tijdens de reguliere lessen of tijdens gym, bij het implementeren van een fysieke interventie.

Referentielijst

- Agresti, A., & Finlay, B. (2018). *Statistical Methods for the Social Sciences, Global Edition*.
- Akwa GGZ. (2020). *Samenvattingskaart zorgstandaard Psychotrauma- en stressorgerelateerde stoornissen*.
<https://www.zorginzicht.nl/binaries/content/assets/zorginzicht/kwaliteitsinstrumenten/samenvatting-ggz-zorgstandaard-psychotrauma-en-stressorgerelateerde-stoornissen.pdf>
- Alisic, E., Zalta, A. K., Van Wesel, F., Larsen, S. E., Hafstad, G. S., Hassanpour, K., & Smid, G. E. (2014). Rates of post-traumatic stress disorder in trauma-exposed children and adolescents: meta-analysis. *The British Journal Of Psychiatry*, 204(5), 335–340.
<https://doi.org/10.1192/bjp.bp.113.131227>
- American Psychiatric Association. (2022). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed., text rev.). <https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425787>
- Boyden, J., & Mann, G. (2005). Children’s Risk, Resilience, and Coping in Extreme Situations. In *SAGE Publications, Inc. eBooks* (pp. 3–26).
<https://doi.org/10.4135/9781412976312.n1>
- Brunzell, T., Stokes, H., & Waters, L. (2015). Trauma-Informed Positive Education: Using Positive Psychology to Strengthen Vulnerable Students. *Contemporary School Psychology*, 20(1), 63–83. <https://doi.org/10.1007/s40688-015-0070-x>
- Cimino, S., & Cerniglia, L. (2024). The Shadow of the Past: How Paternal Traumatic Experiences Shape Early Parent-Child Interactions and Offspring’s Emotional Development. *European Journal Of Trauma & Dissociation*, 8(3), 100433.
<https://doi.org/10.1016/j.ejtd.2024.100433>

- Crouch, E., Radcliff, E., Strompolis, M., & Srivastav, A. (2019). Safe, Stable, and Nurtured: Protective Factors against Poor Physical and Mental Health Outcomes Following Exposure to Adverse Childhood Experiences (ACEs). *Journal Of Child & Adolescent Trauma*, 12(2), 165–173. <https://doi.org/10.1007/s40653-018-0217-9>
- Gajos, J. M., Miller, C. R., Leban, L., & Cropsey, K. L. (2022). Adverse childhood experiences and adolescent mental health: Understanding the roles of gender and teenage risk and protective factors. *Journal Of Affective Disorders*, 314, 303–308. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2022.07.047>
- Hampel, P., & Petermann, F. (2005). Age and Gender Effects on Coping in Children and Adolescents. *Journal Of Youth And Adolescence*, 34(2), 73–83. <https://doi.org/10.1007/s10964-005-3207-9>
- Keane, K., & Evans, R. R. (2022). Exploring the Relationship Between Modifiable Protective Factors and Mental Health Issues Among Children Experiencing Adverse Childhood Experiences Using a Resilience Framework. *Journal Of Child & Adolescent Trauma*, 15(4), 987–998. <https://doi.org/10.1007/s40653-022-00471-4>
- Leeuwestein, H., Kupers, E., Boelhouwer, M., Tondera, P., & Van Dijk, M. (2024). A Screening Instrument for Trauma-Related Behavior Among Young Primary School Students: Development and Validation of the RaPTOSS. *School Mental Health*, 16(2), 530–549. <https://doi.org/10.1007/s12310-024-09656-8>
- Liu, M., Wu, L., & Ming, Q. (2015). How Does Physical Activity Intervention Improve Self-Esteem and Self-Concept in Children and Adolescents? Evidence from a Meta-Analysis. *PLoS ONE*, 10(8), e0134804. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0134804>

- Miranda-Mendizabal, A., Castellví, P., Alayo, I., Vilagut, G., Blasco, M. J., Torrent, A., Ballester, L., Almenara, J., Lagares, C., Roca, M., Sesé, A., Piqueras, J. A., Soto-Sanz, V., Rodríguez-Marín, J., Echeburúa, E., Gabilondo, A., Cebrià, A. I., Bruffaerts, R., Auerbach, R. P., . . . Alonso, J. (2019). Gender commonalities and differences in risk and protective factors of suicidal thoughts and behaviors: A cross-sectional study of Spanish university students. *Depression And Anxiety*, 36(11), 1102–1114.
<https://doi.org/10.1002/da.22960>
- Moore, K. A., & Ramirez, A. N. (2016). Adverse Childhood Experience and Adolescent Well-being: Do Protective Factors Matter? *Child Indicators Research*, 9(2), 299–316.
<https://doi.org/10.1007/s12187-015-9324-4>
- O’Callaghan, P., McMullen, J., Shannon, C., Rafferty, H., & Black, A. (2013). A Randomized Controlled Trial of Trauma-Focused Cognitive Behavioral Therapy for Sexually Exploited, War-Affected Congolese Girls. *Journal Of The American Academy Of Child & Adolescent Psychiatry*, 52(4), 359–369. <https://doi.org/10.1016/j.jaac.2013.01.013>
- Peltonen, K., Qouta, S., Sarraj, E. E., & Punamäki, R. (2010). Military trauma and social development: The moderating and mediating roles of peer and sibling relations in mental health. *International Journal Of Behavioral Development*, 34(6), 554–563.
<https://doi.org/10.1177/0165025410368943>
- Ponce-Garcia, E., Madewell, A. N., & Brown, M. E. (2016). Resilience in Men and Women Experiencing Sexual Assault or Traumatic Stress: Validation and Replication of the Scale of Protective Factors. *Journal Of Traumatic Stress*, 29(6), 537–545.
<https://doi.org/10.1002/jts.22148>

- Robertson, H., Goodall, K., & Kay, D. (2021). Teachers' attitudes toward trauma-informed practice: Associations with attachment and adverse childhood experiences (ACEs). *Psychology Of Education Review*, 45(2), 62–74.
<https://doi.org/10.53841/bpsper.2021.45.2.62>
- Rossi, A. A., Panzeri, A., Taccini, F., Parola, A., & Mannarini, S. (2022). The Rising of the Shield Hero. Development of the Post-Traumatic Symptom Questionnaire (PTSQ) and Assessment of the Protective Effect of Self-Esteem from Trauma-Related Anxiety and Depression. *Journal Of Child & Adolescent Trauma*, 17(1), 83–101.
<https://doi.org/10.1007/s40653-022-00503-z>
- Sciaraffa, M. A., Zeanah, P. D., & Zeanah, C. H. (2017). Understanding and Promoting Resilience in the Context of Adverse Childhood Experiences. *Early Childhood Education Journal*, 46(3), 343–353. <https://doi.org/10.1007/s10643-017-0869-3>
- Srivastav, A., Richard, C., McRell, A. S., & Kaufman, M. (2022). Safe Neighborhoods and Supportive Communities Protect Children from the Health Effects of Adverse Childhood Experiences (ACEs). *Journal Of Child & Adolescent Trauma*, 15(4), 977–986.
<https://doi.org/10.1007/s40653-022-00466-1>
- Sun, J., & Stewart, D. (2007). Age and Gender Effects on Resilience in Children and Adolescents. *International Journal Of Mental Health Promotion*, 9(4), 16–25.
<https://doi.org/10.1080/14623730.2007.9721845>
- Wamser-Nanney, R., & Cherry, K. E. (2018). Children's trauma-related symptoms following complex trauma exposure: Evidence of gender differences. *Child Abuse & Neglect*, 77, 188–197. <https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2018.01.009>

- Willis, A. S., & Nagel, M. C. (2014). The role that teachers play in overcoming the effects of stress and trauma on children's social psychological development: evidence from Northern Uganda. *Social Psychology Of Education*, 18(1), 37–54.
<https://doi.org/10.1007/s11218-014-9282-6>
- Witte, E. & Nederlands Jeugdinstituut. (2018). *Hoe begeleid je kinderen en jongeren met complex trauma in gezinsvervangende woonsituaties?*
<https://www.nji.nl/sites/default/files/2021-05/WEB-Hoe-begeleid-je-kinderen-en-jongeren-met-complex-trauma-in-gezinsvervangende-woonsituaties.pdf>
- Zhang, X., Li, C., & Ma, W. (2022). The Direct and Indirect Effects of Adverse Childhood Experiences on Depressive Symptoms and Self-esteem of Children: Does Gender Make a Difference? *International Journal Of Mental Health And Addiction*, 22(1), 254–278.
<https://doi.org/10.1007/s11469-022-00871-5>

Bijlage A

Tabel 6

Verdeling leeftijd van de steekproef (N=542)

Leeftijd	n	%
4	96	17.7
5	134	24.7
6	116	21.4
7	101	18.6
8	94	17.3

Noot. 1 missende waarde

Bijlage B

Tabel 7

Interne consistentie schalen

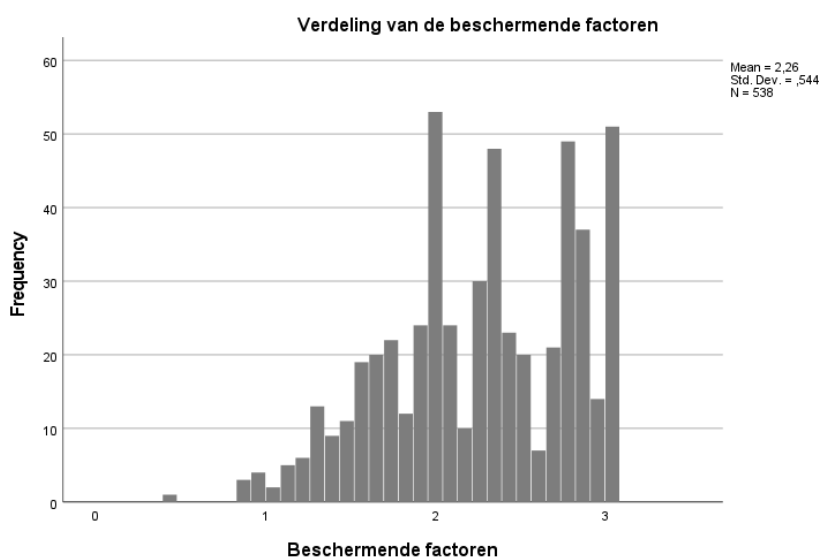
Variabelen	α	Aantal items
Veiligheid en Relaties*	.91	5
Zelfbeeld*	.92	7
Dagelijks Leven*	.84	6
Zelfregulatie*	.87	5
Beschermende factoren	.95	23
Risicofactoren	.93	29

Noot. *Beschermende factoren

Bijlage C

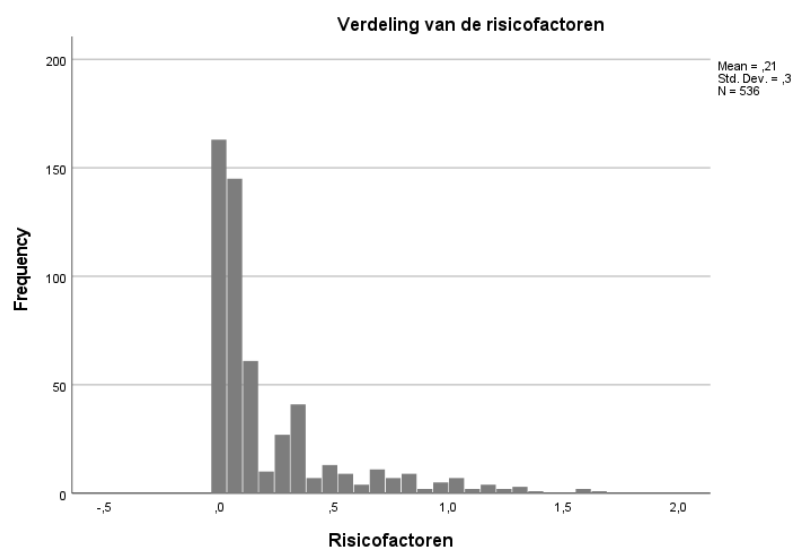
Figuur 5

Histogram met verdeling van de beschermende factoren



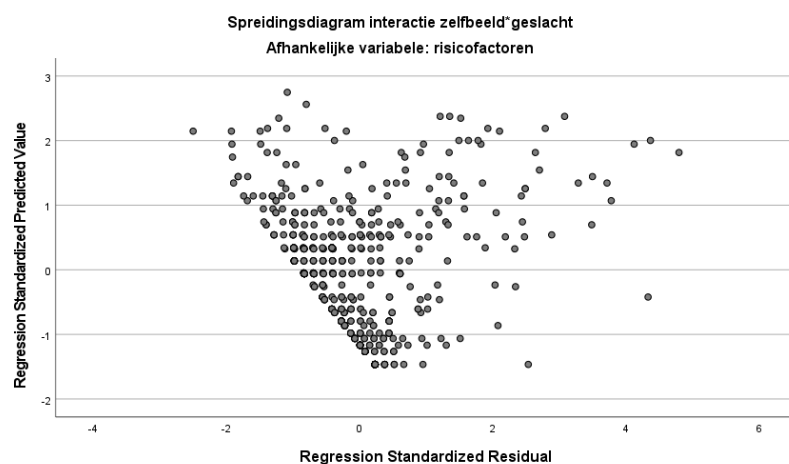
Figuur 6

Histogram met verdeling van de risicofactoren

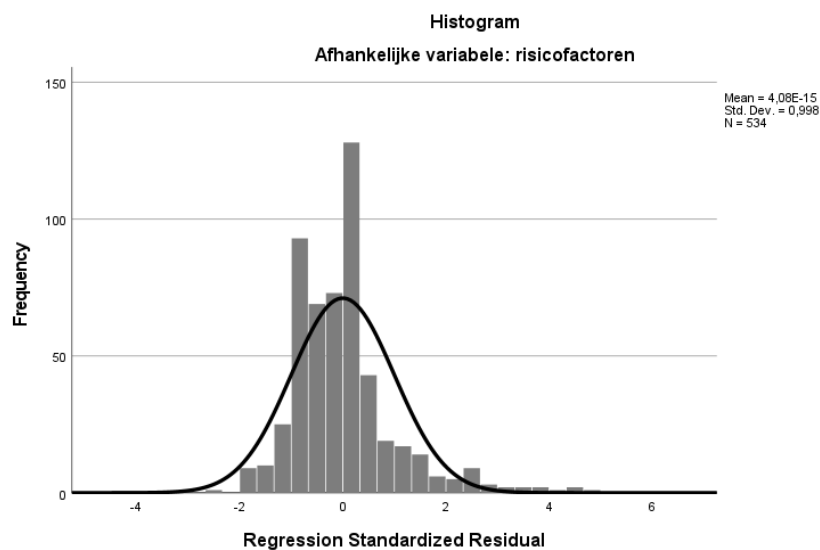


Bijlage D**Figuur 7**

*Spreidingsdiagram interactieterm Zelfbeeld*Geslacht*

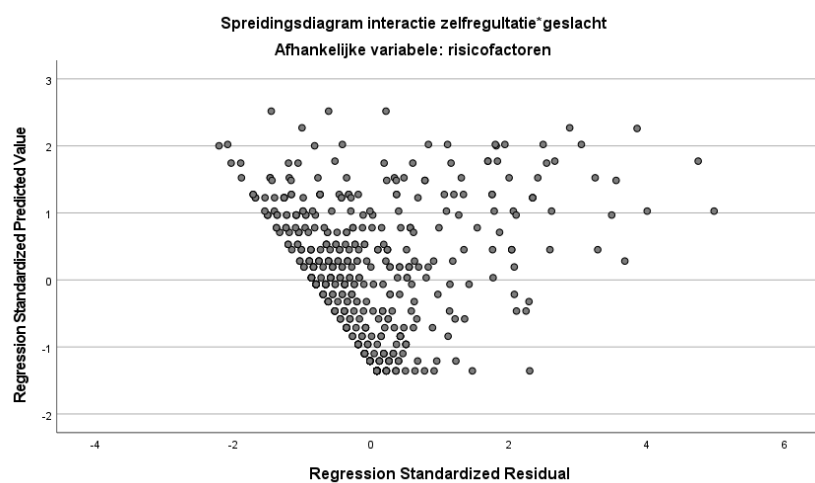
**Figuur 8**

*Histogram van de residuen interactieterm Zelfbeeld*Geslacht*



Bijlage E

Figuur 9

*Spreidingsdiagram interactieterm Zelfregulatie*Geslacht*

Figuur 10

*Histogram van de residuen interactieterm Zelfregulatie*Geslacht*