



Universiteit
Leiden
The Netherlands

De kwetsbaarheid van adolescenten met een jeugdtrauma tijdens de coronapandemie

Pondman, Lili

Citation

Pondman, L. (2022). *De kwetsbaarheid van adolescenten met een jeugdtrauma tijdens de coronapandemie*.

Version: Not Applicable (or Unknown)

License: [License to inclusion and publication of a Bachelor or Master thesis in the Leiden University Student Repository](#)

Downloaded from: <https://hdl.handle.net/1887/3280465>

Note: To cite this publication please use the final published version (if applicable).

De kwetsbaarheid van adolescenten met een jeugdtrauma tijdens de coronapandemie



Universiteit
Leiden

Lili Pondman - S1422472 – s1422472@vuw.leidenuniv.nl
Sleutelbloemstraat 18, 1338TG Almere - +31621368704 - l.pondman@hotmail.nl
MSc Education and Child Studies: Forensische Gezinspedagogiek
Masterproject 6477MP - ECTS: 20
17 maart 2022

Begeleider: Prof. dr. A. van Harmelen - a.van.harmelen@fsw.leidenuniv.nl
Tweede beoordelaar: Dr. M. Aghajani - m.aghajani@fsw.leidenuniv.nl

Scriptie geschreven in het kader van de master Forensische Gezinspedagogiek aan de
Faculteit der Sociale Wetenschappen, Universiteit Leiden.

“Traumatic events of the earliest years of infancy and childhood are not lost but, like a child’s footprints in wet cement, are often preserved life-long. Time does not heal the wounds that occur in those earliest years; time conceals them. They are not lost; they are embodied.”

- Vincent Felitti, 2010

ABSTRACT

Introduction: The COVID-19 pandemic and its restrictions may have far-reaching consequences for mental health among adolescents with experiences of childhood adversities (CA). Exposure to CA influences information processing such as threat processing and reward processing and is therefore associated with elevated risk for psychopathology partly due to altered patterns of social functioning. We propose that adolescents with CA may experience loneliness due to the COVID-19 restrictions and that experiencing loneliness can depend on exposure to deprivation and threat because of its distinct effects on neurological development.

Methods: We recruited adolescents ($N = 79$, $M_{age} = 22,4$, $SD = 2,645$) from the Resilience after Individual Stress Exposure (RAISE) who filled in a questionnaire of experienced Childhood Adversities before the lockdown. We measured loneliness during the first lockdown (April 2020), the relaxation of restrictions (July 2020) and the reintroduced restrictions (October 2020). The Childhood Trauma Questionnaire (CTQ) measured Childhood adversities and the Revised University of California, Los Angeles Loneliness Scale (R-UCLA) measured loneliness.

Results: The findings showed that loneliness in April, July and October did not change ($F(1.906, 131.508) = .187$, $p > .05$). Loneliness and experiences of threat did not interact with each other; reported loneliness was not influenced by experiences of threat ($F(1.906, 131.508) = .282$, $p > .05$). Loneliness and experiences of deprivation did not interact with each other; loneliness was not influenced by experiences of deprivation ($F(1.906, 131.508) = .237$, $p > .05$). There was an association between loneliness (April) and neglect ($\beta = .1.18$ ($t(74) = 3.73$; $p < .001$, $r = .56$), but no association between loneliness and threat ($\beta = .005$ ($t(74) = .017$; $p > .05$).

Discussion: The corona pandemic is characterized by an unpredictable situation, which may have caused feelings of fear and anxiety for the entire population which resulted in solidarity; the virus could affect anyone. This could explain the absence of association between threat and loneliness as well as the absence of difference in loneliness in April, July and October.

INTRODUCTIE

Eenzaamheid tijdens de coronapandemie

Het uitbreken van de coronapandemie heeft verstrekkende gevolgen voor de mentale gezondheid van jongeren (Caring Universities, 2020; van Engeland & Kanne, 2020; Liang et al., 2020; Cao et al., 2020; Loades et al., 2020). Maatregelen die noodzakelijk zijn voor de bestrijding van het virus gaan hand in hand met het sociaal isoleren van mensen in de maatschappij. In vergelijking met andere leeftijdsgroepen is eenzaamheid onder jongeren relatief sterk toegenomen tijdens de pandemie (Nivel & RIVM, 2022; NHS, 2020; van Engeland & Kanne, 2020). In april 2020 voelde bijna de helft van de jongeren tussen de 18 en 24 jaar zich eenzamer dan vóór de coronapandemie in vergelijking met 37 procent onder alle leeftijdsgroepen (van Engeland & Kanne, 2020). Adolescenten hebben meer last van gevoelens van eenzaamheid omdat ze in de leeftijdsfase zitten waarin de rol van sociale contacten belangrijk is voor de identiteitsontwikkeling (Sullivan, 1953; Pfeifer & Berkman, 2018). Wederkerige vriendschappen en sociale acceptatie van leeftijdsgenoten zijn in deze periode essentieel voor aangaan van relaties in de toekomst (Laursen & Hartl, 2013).

Jongeren die vanwege mentale problemen al kwetsbaar waren vóór het uitbreken van de coronacrisis hebben relatief het meest last gehad van de negatieve gevolgen van de maatregelen van de pandemie. Zowel nationaal als internationaal rapporteren deze jongeren meer eenzaamheid dan leeftijdsgenoten zonder mentale problemen (Nivel & RIVM, 2022).

Jongeren met langdurige psychische problemen zijn zeer kwetsbaar voor eenzaamheid (Van der Ploeg et al., 2018; Knispel et al., 2016). Het meemaken van een jeugdtrauma (zoals pesten of kindermishandeling) kan ook een risicofactor zijn voor eenzaamheid; het kan effect hebben op de mogelijkheden om sociale contacten aan te gaan (Johnson et al., 2001; Segrin et al., 2012; Burke et al., 2012; Van der Ploeg, 2018). Door wantrouwen richting leeftijdsgenoten kunnen adolescenten zich in sociaal contact terugtrekken en afzonderen waardoor ze een grotere kans op eenzaamheid hebben (Nygvist et al., 2016, Qualter et al., 2013).

Jeugdtrauma en psychopathologie

Het meemaken van een jeugdtrauma is een van de sterkste voorspellers voor psychopathologie waarbij de kans op het ontwikkelen ervan toeneemt, naarmate jeugdtrauma toeneemt (Green et al., 2010; McLaughlin et al., 2010). McLaughlin (2016) definieert jeugdtrauma als de blootstelling aan omstandigheden in de omgeving die waarschijnlijk een aanzienlijke psychologische, sociale of neurobiologische aanpassing verlangen van een

gemiddeld kind en een afwijking voorstelt van de te verwachten omgeving. Prevalentiecijfers van jeugdtrauma verschillen zowel nationaal als internationaal. Veertien tot vijftig procent van de volwassenen in Nederland maakt een jeugdtrauma mee (Alink et al., 2018; Bussemakers et al., 2019). Onder de Amerikaanse bevolking is de schatting dat vijftig procent een jeugdtrauma meemaakt (Green et al., 2010; Kessler, et al., 2010; McLaughlin et al., 2010). Het meemaken van een jeugdtrauma, verhoogt de kans op het ontwikkelen van stoornissen op het gebied van stemming, angst, middelengebruik en gedrag (Green et al., 2010; Kessler et al., 2010). Vijfenvestig procent van alle psychopathologie bij kinderen en dertig procent van alle psychopathologie bij volwassenen, is gerelateerd aan het meemaken van een jeugdtrauma (Green et al., 2010). Mogelijk maken neurocognitieve mechanismen voor sociale informatieverwerking jongeren met jeugdtrauma kwetsbaar voor mentale problemen door een negatief effect op hun sociaal functioneren (McLaughlin & Lambert, 2017). Studies tonen aan dat kinderen met een jeugdtrauma aanzienlijk minder populair zijn en meer kans hebben om afgewezen of gepest te worden. (Benedini et al., 2016; Kim & Cicchetti, 2010). In deze kwetsbare groep is het ervaren van sociaal isolement dus een risicofactor voor het ontwikkelen van psychopathologie (Sheikh, 2017). Dit onderzoek bestudeert daarom wat de invloed is van sociaal isolement veroorzaakt door de coronapandemie op jongeren die een jeugdtrauma hebben meegemaakt.

Theorie van verborgen kwetsbaarheid

Een mogelijke verklaring voor de hoge kwetsbaarheid van mentale problemen bij jongeren met een jeugdtrauma komt van de theorie van *latent vulnerability* (verborgen kwetsbaarheid). De theorie verklaart deze relatie met een aantasting van (of verandering in) het neurobiologisch en cognitief functioneren dat mensen kwetsbaar maakt in hun sociaal functioneren (McCrory et al., 2019). Een omgeving die zich kenmerkt als dreigend of verwaarlozend, zorgt voor een neurobiologische verandering die adaptief is in deze context; in een omgeving met veel onvoorspelbaarheid ontstaat er een mechanisme om adequaat dreiging te detecteren om zich ertegen te wapenen. Op de lange termijn kunnen deze neurobiologische veranderingen echter een negatief effect hebben; in een normatieve omgeving wordt het mechanisme om dreiging te detecteren gebruikt om neutrale signalen op te vatten als dreigend wat uiteindelijk kan leiden tot agressiever gedrag (McCrory & Viding, 2015). Sheridan en McLaughlin (2014) stellen dat de neurobiologische effecten van jeugdtrauma afhankelijk kunnen zijn van het *soort* ervaring. Hierbij maken ze een onderscheid tussen ervaringen van verwaarlozing en dreiging (*deprivation and threat*)

(McLaughlin et al., 2014). Dreiging definieert zich als de aanwezigheid van een onverwachte ervaring die wordt gekenmerkt door een feitelijke of dreigende dood, letsel, seksuele schending of andere schade aan de fysieke integriteit van een kind (McLaughlin et al., 2014). Verwaarlozing definieert zich als de afwezigheid van verwachte sociaal-cognitieve input uit de omgeving waarbij de complexiteit aan stimuli van de omgeving passend is bij de leeftijd van een kind (McLaughlin et al., 2014). Centraal hierbij staan situaties waarbij kinderen blootgesteld zijn aan institutionalisering (institutionele deprivatie), verwaarlozing en armoede. Op jonge leeftijd blootgesteld worden aan verwaarlozing zorgt voor overmatig wegsnoeien van al bestaande synaptische verbindingen (McLaughlin et al., 2014). Vanwege de plasticiteit van het brein, zorgt een omgeving zonder cognitieve verrijking voor een neurale structuur die is ontworpen voor een omgeving van lage complexiteit (McLaughlin et al., 2014). Een verleden van cognitieve en sociale verwaarlozing zorgt daarom voor verminderde prestaties bij complexe sociale en cognitieve situaties (Sheridan & McLaughlin, 2014). De neurocognitieve effecten van jeugdtrauma kunnen dus afhankelijk zijn van de ervaringen van verwaarlozing en/of dreiging. Hieronder worden deze effecten op twee belangrijke informatie verwerkingssystemen van verborgen kwetsbaarheid besproken; beloning en dreiging.

Het beloningssysteem

Bij verwaarlozing speelt het beloningssysteem een belangrijke rol. Het verwijst naar de manier hoe het brein reageert op beloning. Beloning wordt gedefinieerd als een wenselijk resultaat bedoeld om gedrag te sturen (McCrory et al., 2019). Het beloningssysteem is verantwoordelijk voor; verlangen naar beloning (motivatie), het ontwikkelen van doelgericht gedrag (leren) en positieve emoties door stimuli (plezier) (McCrory et al., 2019).

Het beloningssysteem bestaat uit een groep hersenstructuren, die door middel van de neurotransmitter dopamine worden geactiveerd wanneer een ervaring van beloning plaatsvindt. Het mesolimbische circuit is de primaire dopaminerge route van het beloningssysteem. De route ontspringt in het ventrale tegmentale gebied en brengt dopamine naar het ventrale striatum waardoor de dopaminelevels in dit gebied stijgen (Russo & Nestler, 2013). Het ventrale striatum (VS) bestaat uit de nucleus accumbens en olfactorische tuberkel en is een van de belangrijkste knooppunten voor beloning gestuurd gedrag (Padmanabhan & Luna, 2014).

Mehta et al., (2010) vond op neurale niveau een verband tussen een verleden van verwaarlozing en een verminderd beloningssysteem. Roemeense kinderen die in hun jonge

leven vanwege institutionele deprivatie ernstige verwaarlozing hadden meegemaakt, lieten een afgestompte ventrale striatum zien. In tegenstelling tot de vergelijkingsgroep, had bij de Roemeense kinderen de verwachting van een financiële beloning geen effect op de activatie van het ventrale striatum ondanks dezelfde nauwkeurigheid en snelheid van prestaties (Mehta et al., 2010). Hanson, Hariri en Williamson (2015) vonden in hun studie eenzelfde afgeremde ontwikkeling van het ventrale striatum. Bij een beloning gerelateerde activiteit vertoonden volwassenen met een verleden van emotionele verwaarlozing minder activiteit in het ventrale striatum dan kinderen zonder dergelijk verleden (Hanson et al., 2015). Daarnaast vonden ze dat naarmate de ernst van de emotionele verwaarlozing groter was, de activiteit in het ventrale striatum minder was. Als laatste vonden ze een verband tussen emotionele verwaarlozing en depressieve symptomen wat voor een deel verklaard kon worden door een verminderde activiteit van het ventrale striatum (Hanson et al., 2015).

Een verleden van verwaarlozing wordt dus in verband gebracht met een verminderde gevoeligheid van het beloningssysteem. Dit is het eerste voorbeeld van verborgen kwetsbaarheid in het informatie verwerkingssysteem die een rol speelt bij sociaal functioneren.

Het verwerken van dreiging

Het verwerken van dreiging is een tweede voorbeeld van een verborgen kwetsbaarheid die een rol speelt bij sociaal functioneren. Deze kwetsbaarheid komt onder andere naar voren bij een verleden van dreiging. Het verwerken van dreiging verwijst naar het neurobiologische mechanisme dat reageert op dreiging in de omgeving. Het accuraat en efficiënt signaleren van en reageren op dreiging is nodig ter bescherming van de negatieve consequenties van de dreiging. Er vindt echter een verandering in het verwerken van dreiging plaats, wanneer dreiging frequent, onverwachts en langdurig plaatsvindt. Het mechanisme past zich adequaat aan en verwacht meer dreiging en detecteert dreiging sneller. Hoewel het brein zich succesvol heeft aangepast aan de onvoorspelbaarheid, kan het individu in de toekomst hoger risico lopen voor het ontwikkelen van slecht aangepast gedrag in een normatieve situatie (McCrory & Viding, 2015).

De amygdala is een gebied in het brein dat een centrale rol speelt bij het ervaren en verwerken van emoties, met name angst. De amygdala heeft een verhoogde reactiviteit wanneer het dreiging verwerkt. Het stimuleert de interactie tussen de hypothalamus, hypofyse en bijnierschors (HPA-as) om het individu voor te bereiden om te vechten, vluchten of bevriezen. Vanwege de nabijgelegen hippocampus is de amygdala ook betrokken bij het leren

en herinneren van wat bedreigend is. Emotionele gebeurtenissen genereren meer amygdala reactiviteit en worden daardoor beter herinnerd dan neutrale gebeurtenissen (Sousa, 2016). Studies over volwassenen met een verleden van kindermishandeling laten zien dat mishandeling en verwaarlozing een langdurige impact kunnen hebben op het mechanisme van *threat processing* (Hein & Monk, 2017). Er wordt gesuggereerd dat veranderingen in de amygdala niet geheel worden hersteld (McCrary et al., 2019). Individuen met een verleden van kindermishandeling laten, in tegenstelling tot individuen zonder een dergelijk verleden, een hogere reactiviteit van de amygdala zien (McCrary et al., 2013). In een studie waarbij respondenten boze en blij gezichten te zien kregen, was er een hogere amygdala activiteit bij individuen met een verleden van kindermishandeling ten opzichte van geen verleden van kindermishandeling (McCrary et al., 2013). Bij het zien van neutrale gezichten werd dit verschil in activiteit niet gevonden (McCrary et al., 2013). De amygdala lijkt daarmee responsiever te zijn bij het zien van emoties (McCrary et al., 2013). De duur en ernst van de mishandeling heeft ook effect op de amygdala activiteit. Hoe jonger en hoe langer de mishandeling heeft plaatsgevonden, hoe meer amygdala activiteit zichtbaar is (McCrary et al., 2013).

Een verleden van met name dreiging heeft, door een verhoogde reactiviteit van de amygdala, een langdurig impact op het mechanisme van *threat processing* wat niet geheel hersteld kan worden. Dit zorgt voor een hoger risico op het ontwikkelen van slecht aangepast gedrag in een normatieve situatie. Het verwerken van dreiging is een tweede voorbeeld van een verborgen kwetsbaarheid in informatieverwerking die een rol speelt bij sociaal functioneren.

Hoe de kwetsbaarheid in informatieverwerking sociaal functioneren beïnvloedt bij jongeren met een jeugdtrauma

Een vereiste om succesvol deel te nemen aan sociaal contact, is het kunnen leren van zowel positieve als negatieve signalen van anderen. Deze signalen stellen ons in staat om het eigen gedrag aan te passen en daarmee de beloning van positieve interactie te vergroten. Een verleden van verwaarlozing kan de mogelijkheid om te leren van feedback van anderen aantasten en dit heeft waarschijnlijk invloed op het vermogen om gezonde sociale relaties op te bouwen en te onderhouden (McCrary et al., 2019). Zo vonden Sheridan et al. (2018) een associatie tussen institutionele deprivatie en verminderde sociale vaardigheden. Wismer Fries en Pollak (2017) vonden op gedragsniveau eenzelfde associatie tussen ernstige verwaarlozing en een verminderde werking van het beloningssysteem. Bij kinderen met een verleden van

institutionele deprivatie was motiverend leren afwezig. Zo liet een vergelijkingsgroep een versnelling van antwoorden zien naarmate de beloning sneller verwacht werd. Kinderen met een verleden van ernstige verwaarlozing vanwege institutionele deprivatie vertoonden geen snellere reactietijd naarmate de beloning dichterbij kwam.

Een andere vorm van verborgen kwetsbaarheid die sociaal functioneren beïnvloedt is kwetsbaarheid in het verwerken van dreiging. Verhoogde (re)activiteit van de amygdala houdt in dat de amygdala dermate snel reageert op emoties uit de omgeving dat dit kan leiden tot een te hoge alertheid op dreiging in de omgeving. Het individu raakt in een toestand waarbij het voortdurend anticipeert op gevaar. Het overanalyseren en overreageren op input van de zintuigen, die klaarstaan om elk gevaar te herkennen en erop te reageren kan ertoe leiden dat neutrale signalen structureel worden opgevat als dreigende signalen (McCrory et al., 2019). Neutrale signalen bovenmatig toeschrijven aan dreigende signalen is terug te zien in studies waarbij kinderen met een verleden van fysieke mishandeling gevraagd werden om uit gezichtsuitdrukkingen de emoties; blijdschap, angst, verdriet, verbazing en boosheid te herkennen. Bij het herkennen van verdriet, blijdschap, verbaasd, of angstig was er geen verschil tussen de kinderen met of zonder een verleden van fysieke mishandeling (Pollak & Sinha, 2002; Pollak et al., 2009). Enkel bij de emotie boosheid waren de kinderen met een mishandeld verleden sneller in het herkennen van de gezichtsuitdrukking passend bij emotie. Ze hadden minder informatie nodig en waren in staat de meest subtiele uitdrukking in het gezicht te interpreteren als boosheid (Pollak et al., 2009). Minder informatie nodig hebben om boosheid te herkennen of boosheid te zien in een gezicht waarbij nog maar weinig sprake is van boosheid, heeft een hoger risico om daar ook heftiger dan wel agressiever op te reageren. Een voorgeschiedenis van kindermishandeling is een risicofactor voor agressief gedrag (Johansson et al., 2020). Vanwege de alertheid op dreiging en het interpreteren van neutrale signalen als dreigend, hebben mishandelde kinderen een hoger risico op het vertonen van een hostile attribution bias. Deze bias doet zich voor wanneer gedrag of de onderliggende motieven van anderen ten onrechte worden geïnterpreteerd als vijandig (Johansson et al., 2020). Kindermishandeling wordt in die zin in verband gebracht met een zogenoemde *hostile attribution bias* bij zowel kinderen (Price & Glad, 2003) als volwassenen (Richey et al, 2016). In combinatie met de gereduceerde prefrontale controle kan dit leiden tot een persoonlijke neiging tot boosheid, een hogere mate van agressiereacties en conflictueuze interacties (Chen et al., 2012). Ook kan het problemen geven voor het aanleren van sociale eigenschappen, wat de kans verkleint om positieve relaties op te bouwen en in stand te houden (McCrory et al., 2019).

Samengevat hebben jeugdtraumatische ervaringen een effect op informatieverwerking en daardoor een verhoogde kwetsbaarheid op mentale problemen mede door een invloed op sociaal functioneren. Adolescenten met een verleden van jeugdtrauma kunnen het isoleren van de samenleving als gevolg van de coronapandemie mogelijk ervaren als sociaal isolement en eenzaamheid ervaren. Het ervaren van eenzaamheid kan afhankelijk zijn van het type jeugdtrauma; jongeren met deprivatie ervaringen kunnen vanwege een verandering in het beloningssysteem en daarmee minder ontwikkelde sociale vaardigheden meer moeite hebben met het opbouwen en onderhouden van vriendschappen. Jongeren met dreigingservaringen kunnen, door de ambiguïteit van sociaal contact vanwege hun hostile attribution bias, wellicht meer moeite hebben met het opbouwen en onderhouden van vriendschappen. Door deze verborgen kwetsbaarheid lopen jongeren met jeugdtraumatische ervaringen een groter risico op het hebben van een depressieklachten ten gevolge van de pandemie.

Huidig onderzoek

In het huidige onderzoek wordt onderzocht in hoeverre jeugdtrauma van invloed kan zijn op het sociaal functioneren van adolescenten ten tijde van de lockdown-beperkingen van de coronapandemie en of dit effect afhangt van het type ervaringen dat jongeren hebben meegemaakt. De onderzoekspopulatie komt voort uit de REACT studie (Smith et al., 2021) waarbij adolescenten van 16 tot 26 jaar met een jeugdtrauma op drie momenten tijdens de coronapandemie vragenlijsten hebben ingevuld; in de eerste lockdown (april 2020), tijdens de versoepelingen (juli 2020) en tijdens de teruggekomen restricties (oktober 2020). In dit onderzoek wordt onderzocht of er een verschil is in de mate van eenzaamheid onder adolescenten met een jeugdtrauma bij de eerste lockdown (april 2020), de versoepelingen (juli 2020) en na 6 maanden (oktober 2020). Meerdere onderzoeken laten zien dat vanwege het wegvallen van contacten door de sluiting van onder meer scholen, horeca en uitgaansgelegenheden, eenzaamheid onder jongeren toenam tijdens de coronapandemie (Nivel & RIVM, 2022; van Engeland & Kanne, 2020; NHS, 2020). Eenzaamheid nam verder toe naarmate de coronapandemie voortduurde (Nivel & RIVM, 2022; van Engeland & Kanne, 2020; NHS, 2020). Op voorhand wordt er verwacht dat onder adolescenten met een jeugdtrauma zowel met ervaringen van dreiging als ervaringen van verwaarlozing, eenzaamheid tijdens de versoepelingen (juli 2020) zal afnemen en bij de terugkerende restricties (oktober 2020) weer zal toenemen. Als tweede wordt onderzocht in hoeverre adolescenten met een jeugdtrauma eenzaamheid ten gevolge van maatregelen van de coronapandemie rapporteren, en welk type jeugdtrauma de sterkste relatie heeft. Er wordt

verwacht dat naarmate adolescenten meer jeugdtrauma, zowel verwaarlozing als dreiging, hebben meegemaakt, zij ook meer eenzaamheid rapporteren.

METHODE

Steekproef

De participanten voor dit onderzoek zijn geworven in Engeland tijdens het RAISE onderzoek van Moreno-Lopez et al. (2021). Voor het RAISE onderzoek werden participanten op twee manieren geworven; via de algehele populatie en door het contacteren van deelnemers van voorgaande onderzoeken. Om participanten uit de algemene bevolking te bereiken, werden flyers en advertenties op hogescholen en een ziekenhuis uitgedeeld en advertenties op sociale media geplaatst. Voor deelnemers van voorgaand onderzoek contacteerden wij deelnemers aan een grootschalig onderzoek (N=2389), *the Neuroscience in Psychiatry Network* (NSPN) die toestemming hadden gegeven om voor volgend onderzoek benaderd te worden. Geïnteresseerde deelnemers werden op de hoogte gesteld van het doel van het onderzoek, de inclusie- en exclusiecriteria en de mogelijkheid om zich terug te trekken. Ze kregen de gelegenheid om vragen te stellen over elk aspect van het onderzoek, waaronder vertrouwelijkheid, anonimiteit, opslag en gebruik van gegevens.

Inclusiecriteria voor het RAISE onderzoek waren; leeftijd tussen de 16 en 26 jaar, en een ervaring van jeugdtrauma. Dit houdt in dat er voor het 16e levensjaar: fysieke, emotionele en/of seksuele mishandeling, fysieke en/of emotionele verwaarlozing, conflicten binnen het gezin, mentale gezondheidsproblemen van een ouder en/of alcoholmisbruik van een ouder, geweld en/of agressief gedrag, heeft plaatsgevonden. Verder inclusie criterium voor deelname was dat de participant in staat en bereid was om geïnformeerde toestemming te geven. Daarnaast moest de participant de Engelse taal kunnen spreken, schrijven en begrijpen. Als laatste moest het BMI (*Body Mass Index*) van de participant tussen de 18,5 en 29,9 liggen. Participanten met de volgende condities werden uitgesloten van deelname; zes maanden voorafgaand aan het onderzoek alcohol- of middelenmisbruik, een stoornis gedurende het onderzoek welke van invloed kunnen zijn bij de interpretatie van de data (bijv. immunologische of cardiovasculaire stoornissen) of medicijngebruik die de interpretatie van immunologische data kunnen ondermijnen (Smith et al., 2021, p.3).

Vanwege de komst van het coronavirus en de daaropvolgende pandemie, is de RAISE studie onderbroken en gecontinueerd in de REACT studie. Alle 92 RAISE-participanten die toestemming hadden gegeven om voor een toekomstig onderzoek benaderd te worden werden via email geïnformeerd over de REACT studie en uitgenodigd om deel te nemen (Smith et al.,

2021). Daarvan hebben 79 participanten in april 2020 de eerste reeks van vragenlijsten ingevuld. 77 participanten hebben de vragenlijsten in juli 2020 ingevuld en 73 participanten in oktober 2020. Deze deelnemers vormen de steekproef van de huidige studie. De steekproef bestaat voor 67,1 procent uit vrouwen en voor 32,9 procent uit mannen. De participanten zijn 16 tot 26 jaar oud met een gemiddelde leeftijd van 22,4 jaar (*SD*; 2.645). Met 72,2 procent had de overgrote meerderheid een witte huidskleur. De meerderheid van de respondenten is hoger opgeleid. 31,6 procent van de respondenten woont op de campus. Er bestaat ongeveer een gelijke verdeling in respondenten die werkzaam zijn (54,4 procent) of geen werk hebben (44,3 procent).

Aangezien de participanten voornamelijk geworven zijn uit Cambridge, de overgrote meerderheid wit is en twee derde vrouw, is het niet waarschijnlijk dat de steekproef representatief is voor de algemene populatie.

Tabel 1. Demografische gegevens van de participanten

Categorie	Label	Frequentie	Percentage
Gender	Man	26	32,9
	vrouw	53	67,1
Etniciteit	Wit	57	72,2
	Gemengd	6	7,6
	Aziatisch/Brits	8	10,1
	Zwart/Brits	2	2,5
	Chinees	5	6,3
	Anders	1	1,3
Opleidingsniveau	Basisschool	0	0
	Middelbare school	10	12,7
	A-levels	23	29,1
	Bachelor (HBO/WO)	32	40,5
	Master	14	17,7
	PHD	0	0
Woonsituatie	Bij ouders	22	27,8
	Flat/huis gehuurd	21	26,6
	Flat of huis gekocht	4	5,1
	Kamer gehuurd	7	8,9
	Woont op de campus	25	31,6
Werksituatie	Werkzaam	43	54,4
	Geen werk	35	44,3
Type werk	Fulltime	24	53,3
	Parttime	15	33,3
	ZZP'er	6	1,3

Procedure

De deelnemende participanten van de RAISE studie werden gevraagd om drie fases te doorlopen waarvan fase I bestond uit het invullen van een toestemmingsverklaring en het

doen van een online assessment waarbij ze onder andere een vragenlijst invulden om ervaringen uit hun jeugd te beoordelen (CTQ).

Voor de REACT studie werden 79 deelnemers gevraagd om op drie momenten online assessments in te vullen. De participanten kregen hiervoor een veilige link met daarin instructies voor het invullen van het toestemmingsformulier en de eerste reeks zelfrapportage vragenlijsten. De link voor de eerste reeks vragenlijsten werd begin April 2020 gestuurd. Dit was een paar weken nadat er vanwege de coronamaatregelen een eerste lockdown in Engeland werd opgelegd. Het meetmoment van April dient als beginpunt om de bredere impact van de pandemie op de samenleving te meten. Dezelfde vragenlijsten zijn drie maanden (Juli 2020) later gestuurd toen de beperkingen geleidelijk werden versoepeld en 6 maanden later (Oktober 2020) toen de maatregelen weer terugkeerden. De gegevens uit de vragenlijsten die na drie en zes maanden zijn verzonden, meten de eventuele veranderingen die door de participanten werd ervaren. De afname op drie verschillende tijdsmomenten, maakt dit onderzoek longitudinaal.

Ethiek

De RAISE studie is goedgekeurd door de *National Research Ethics Service*, de NRES commissie *East of England - Cambridge Central* en door externe beoordelaars van de *Royal Society* (RGF\R1\180064 en RGF\EA\180029). De REACT studie is goedgekeurd door de *Cambridge Psychology Research Ethics Commissie* (PRE.2020.037). Tijdens de REACT studie werden alle individuen gevraagd om een toestemmingsverklaring te geven alvorens aan het onderzoek te beginnen. Participanten namen vrijwillig deel aan het onderzoek en mochten voortijds stoppen zonder dat hen de compensatie werd afgenomen. Data werden anoniem verzameld. Respondenten werden voorzien van een ID nummer waarna de data werden opgeslagen middels een wachtwoord waarvoor alleen het onderzoeksteam toegang had. Het onderzoeksteam volgt hierin de richtlijnen van de UK Data Protection Act 2018 (Smith et al., 2021).

Meetinstrumenten

Jeugdtrauma:

In het huidige onderzoek wordt het type jeugdtrauma gemeten met de Childhood Trauma Questionnaire (CTQ; Bernstein et al., 1994). De CTQ is een gestandaardiseerde, retrospectieve zelfrapportagevragenlijst van 28 items die de ernst van verschillende traumatische ervaringen in de kindertijd beoogt te meten (Moreno-Lopez et al., 2021). De

vragenlijst meet de vijf soorten kindermishandeling; fysieke mishandeling, emotionele mishandeling, fysieke verwaarlozing, emotionele verwaarlozing en seksueel misbruik. Op de vraag “wanneer ik opgroeide...” beantwoorden de participanten elk item op een vijf-punts Likert-schaal variërend van 1 tot 5 (1 = nooit waar, 2 = zelden waar, 3 = soms waar, 4 = vaak waar, 5 = heel vaak waar). Voor elke subschaal varieert de score van 5 tot 25 waarbij hoe hoger de score, des te ernstiger de ervaringen van kindermishandeling in deze schaal af te lezen zijn (Bernstein & Flink, 1998). Het instrument bevat een schaal voor minimalisering/ontkenning van 3 items om de mogelijke onderrapportage van mishandeling te meten (Bernstein & Flink, 1998). Een score van 5 op deze items wordt vervangen door een 1 en een score lager dan een 5 wordt vervangen door een 0. Respondenten die bij deze items samen een 1 tot en met 3 scoren, moeten met enige waarschuwing bekeken worden voor onderrapportage.

De CTQ heeft goede psychometrische kwaliteiten. Aangaande de betrouwbaarheid rapporteerde Bernstein et al., (1994) een interne consistentie met een Cronbach's alpha van .95 voor de totale schaal. Bij het huidige onderzoek heeft de CTQ een hoge interne consistentie voor de totale schaal (Cronbach's alpha van .92). Ook dreiging heeft een goede interne consistentie (Cronbach's alpha = .87), net zoals verwaarlozing (Cronbach's alpha = .89). Het verwijderen van items leverde voor alle drie geen hogere interne consistentie op. Daarnaast rapporteerde Bernstein voor de test-hertestbetrouwbaarheid over een periode van 2-6 maanden een intraclass correlatie van .88. Hieruit kan worden geconcludeerd dat het meetinstrument als betrouwbaar mag worden beschouwd. De CTQ beschikt over een goede convergente validiteit wanneer andere instrumenten worden gebruikt om ingrijpende ervaringen vast te stellen (Bernstein et al., 1997). Daarnaast beschikt de CTQ over een goede discriminant validiteit (Bernstein et al., 1994).

In dit onderzoek zal jeugdtrauma als som score worden berekend. De scores van de subschalen fysieke mishandeling, emotionele mishandeling, seksueel misbruik, fysieke verwaarlozing en emotionele verwaarlozing worden bij elkaar opgeteld. De som score varieert van 25 tot 125 waarbij hoe hoger de score, des te ernstiger de ervaringen van kindermishandeling zijn in totaal. Ook wordt jeugdtrauma opgesplitst in types; dreiging en verwaarlozing; de subschalen emotionele, fysieke en seksuele mishandeling samen vormen het hoofdtype dreiging. De twee fysieke en emotionele verwaarlozing schalen worden omgezet in het type verwaarlozing. Hierbij worden de som scores voor verwaarlozing en dreiging berekend door de hoogste waarden van de subschalen te nemen. Voor deelvraag 1 behoren voor dreiging alle waarden tot en met 8 tot de categorie geen dreiging (Bernstein &

Fink, 1998). De andere categorie bestaat uit matig tot ernstige dreiging. Voor verwaarlozing behoren alle waarden tot en met 9 tot de categorie geen verwaarlozing (Bernstein & Fink, 1998). De andere categorie bestaat uit matig tot ernstige verwaarlozing.

Eenzaamheid:

Om de mate van eenzaamheid te meten is gebruik gemaakt van de R-UCLA Loneliness Scale (Revised University of California, Los Angeles Loneliness Scale). De R-UCLA is een herziene versie van originele UCLA Loneliness Scale. De belangrijkste reden voor de herziening was om 10 van de 20 originele items omgekeerd te laten scoren. De R-UCLA is ontworpen om zowel de subjectieve gevoelens van eenzaamheid als gevoelens van sociaal isolement te meten. De zelfrapportagevragenlijst bevat 20 items waarbij de participanten elk item beoordelen op een vierpuntsschaal (1 = nooit, 2 = nauwelijks, 3 = soms, 4 = vaak). Aangaande de betrouwbaarheid rapporteerde Russel (1996) een interne consistentie met een Cronbach's alpha tussen de .89 en .94. Daarnaast rapporteerde Russel een test-hertestbetrouwbaarheid over een periode van 1 jaar een correlatie van .73. In het huidige onderzoek is de interne consistentie van de R-UCLA die in april is afgenomen hoog (Cronbach's alpha = .92).

De test-hertestbetrouwbaarheid was in het huidige onderzoek voldoende. Er was een correlatie van .82 voor de afname tussen April en Juli, een correlatie van .78 voor de afname van Juli en Oktober en een correlatie van .69 voor de afname van April en Oktober. Gezien de verandering in omstandigheden waarin de respondenten zich bevonden, het versoepelen van de lockdown-beperkingen, is de afname in correlatie goed te verklaren. Hieruit kan worden geconcludeerd dat het meetinstrument als betrouwbaar kan worden beschouwd. Wat betreft de validiteit van het meetinstrument vond Russel (1996) significante correlaties tussen de R-UCLA en andere maten van eenzaamheid waarmee de convergente validiteit wordt onderbouwd. Daarnaast ondersteunt Russel (1980) de criteriumvaliditeit en discriminante validiteit. Voor deelvraag 1 wordt voor de meetmomenten April, Juli en Oktober de gemiddelde score van de R-UCLA met elkaar vergeleken. Voor deelvraag 2 wordt de totaalscores van de R-UCLA op het meetmoment in april meegenomen in de multipale regressie analyse. De som score varieert van 20 tot 80 waarbij geldt dat hoe hoger de score, des te meer eenzaamheid ervaren wordt.

Analyses

Met behulp van SPSS Statistics (versie 28) wordt de data geanalyseerd. Om te onderzoeken of er een verschil is in de mate van eenzaamheid onder adolescenten met een jeugdtrauma bij de eerste lockdown (april 2020), de versoepelingen (juli 2020) en na 6 maanden (oktober 2020) wordt gebruik gemaakt van een Mixed ANOVA. In deze analyse worden de respondenten waarbij een meetmoment ontbreekt niet meegenomen en wordt de analyse uitgevoerd met 73 respondenten. In deze analyse wordt het meetmoment (April, Juli en Oktober) als within-subject variabele opgenomen en dreiging en verwaarlozing als twee between-subject variabelen. Eenzaamheid is de afhankelijke variabele. Met de Mixed ANOVA wordt gekeken of er een hoofdeffect bestaat tussen de within-subject variabele (meetmoment) en eenzaamheid. Aangezien er op voorhand geen specifieke hypothese is, wordt er een post-hoc analyse uitgevoerd om te zien welke meetmomenten significant van elkaar verschillen.

Daarnaast wordt er gekeken of er een interactie bestaat tussen het meetmoment (April, Juli en Oktober) en dreiging en/of verwaarlozing op eenzaamheid om te zien of ervaringen van dreiging en/of ervaringen van verwaarlozing van invloed zijn op het verschil in eenzaamheid in April, Juli en Oktober. Dreiging en verwaarlozing bestaan beiden uit twee categorieën; geen dreiging/verwaarlozing en matig tot ernstige dreiging/verwaarlozing.

Om te onderzoeken wat de relatie is van het type jeugdtrauma op eenzaamheid tijdens de pandemie wordt gebruik gemaakt van een multiële regressie waarbij de onafhankelijke variabelen verwaarlozing en dreiging, alsmede de covariaten gender en leeftijd worden ingevoerd, en eenzaamheid tijdens de pandemie als afhankelijke variabele.

Alvorens de regressie en Mixed ANOVA analyses worden uitgevoerd is er eerst onderzocht of de data voldeed aan de assumpties van Normaliteit, homoscedasticiteit, lineariteit, sphericiteit, onafhankelijkheid en multicollineariteit voor deze analyses. Deze analyses worden uitgebreid gepresenteerd in de bijlage van deze thesis en hier kort samengevat. Voor alle variabelen geldt dat de data rechts verdeeld is maar wel aan de assumptie van normaliteit wordt voldaan. Door de vele missende waarden is er gekeken of de verwijderde groep significant verschilde van de geselecteerde groep. De verwijderde groep had een significant lager gemiddelde wat betreft mate van verwaarlozing voor zowel de multiële regressie analyse als voor de Mixed ANOVA. Onder de groep die de vragenlijst over eenzaamheid hebben ingevuld, was er een hogere mate van verwaarlozing. Er is voor gekozen om de enkele uitschieters in de analyses te houden omdat de hoge mate van eenzaamheid waardevolle informatie geeft aan de analyse. Aan de assumptie van lineariteit is voldaan.

Aangezien er sprake is van multicollineariteit moet er rekening worden gehouden met overlap in de variabelen dreiging en verwaarlozing.

RESULTATEN

Deelvraag I: Is er een verschil in de mate van eenzaamheid onder adolescenten met een jeugdtrauma bij de eerste lockdown (april 2020), de versoepelingen (juli 2020) en na 6 maanden (oktober 2020)?

Tabel 2. Mixed ANOVA

Voorspeller	Sum of Squares	df	Mean Square	F	p	Partial Eta Squared
Within-subjects effects						
Meetmoment	14,215	1,906	7,459	,187	,820	,003
Meetmoment x Dreiging	21,263	1,906	11,261	,282	,744	,004
Meetmoment x Verwaarlozing	18,097	1,906	9,495	,237	,778	,003
Meetmoment x Dreiging x Verwaarlozing	51,809	1,906	27,184	,680	,502	,010
Error	5259,239	131,508				

De Mixed ANOVA is uitgevoerd om te toetsen of er verschillen zijn tussen de meetmomenten April, Juli en Oktober en wel of geen dreiging en wel of geen verwaarlozing wat betreft het rapporteren van eenzaamheid.

Uit de resultaten bleek dat er geen significant hoofdeffect bestaat tussen de gemiddelden van eenzaamheid in April, Juli en Oktober ($F(1.906, 131.508) = .187, p > .05$). Uit de Mixed ANOVA bleek dat de eenzaamheid gemiddelden, met meetmoment (April, Juli, Oktober) als voorspeller van eenzaamheid, niet veranderden ($F(1.906, 131.508) = .187, p > .05$); Juli ($M=39.15$ SD 12.981) ligt iets hoger dan April ($M=38.47$ SD 12.167) en is gelijk aan Oktober ($M=39.15$ SD 12.927). Aangezien er geen significant verschil wordt gevonden in het meetmoment, wordt in deelvraag II enkel gekeken naar meetmoment April.

Er bleek geen significant interactie-effect tussen meetmoment en dreiging op eenzaamheid ($F(1.906, 131.508) = .282, p > .05$). Dit betekent dat het effect van het meetmoment op

eenzaamheid niet anders is voor wel of geen dreiging. Onder respondenten die dreiging rapporteerden, was de gemiddelde van eenzaamheid in april ($M = 42.37$ $SD = 12.302$) iets lager ten opzichte van het gemiddelde in juli ($M = 43.00$ $SD = 12.999$) en oktober ($M = 43.22$ $SD = 12.193$).

Er bleek tevens geen interactie-effect tussen meetmoment en verwaarlozing op eenzaamheid ($F(1.906, 131.508) = .237, p > .05$). Dit betekent dat het effect van het meetmoment op eenzaamheid niet anders is voor wel of geen verwaarlozing. Onder respondenten die eenzaamheid rapporteerden, was het gemiddelde van eenzaamheid in april ($M = 42.29$ $SD = 11.920$) iets later ten opzichte van het gemiddelde in juli ($M = 43.00$ $SD = 12.422$) en oktober ($M = 42.75$ $SD = 12.117$).

Tabel 3. Regressieanalyse

	Ongestandaardiseerde coëfficiënten		Gestandaardiseerde. coëfficiënten	t	p
	B	Standaard Meetfout	β (Beta)		
Constant	35,111	9,958		3,526	<.001
Dreiging	,005	,321	,002	,017	,987
Verwaarlozing	1,183	,317	,549	3,728	<.001
Leeftijd	-,477	,433	-,107	-1,101	,274
Gender	-1,903	2,450	-,076	-,777	,440

Deelvraag II: In hoeverre rapporteren adolescenten met een jeugdtrauma eenzaamheid ten gevolge van maatregelen van de coronapandemie, en welk type jeugdtrauma heeft de sterkste relatie?

Om te onderzoeken of jeugdtrauma (dreiging en/of verwaarlozing) ervaringen een effect hebben op eenzaamheid werd er een multiële regressie uitgevoerd met als verklarende variabelen dreiging, verwaarlozing, leeftijd en gender en eenzaamheid als afhankelijke variabele. Uit deze analyse komt naar voren dat er een middelgroot verband bestaat tussen eenzaamheid en verwaarlozing ($\beta = .1.18$ ($t(74) = 3.73$; $p < .001$, $r = .56$), maar niet dreiging ($\beta = .005$ ($t(74) = .017$; $p > .05$)). Zowel gender ($\beta = -.076$; $t(74) = -.777$ $p > .05$) als leeftijd ($\beta = -.107$; $t(74) = -1.101$ $p > .05$) hebben geen significant effect op eenzaamheid.

DISCUSSIE

Conclusie

Eind maart kondigde premier Boris Johnson in Engeland een lockdown aan waarin mensen zoveel mogelijk thuis moesten blijven en sociaal contact moesten minimaliseren. Het was strafbaar om zonder geldige reden buiten te zijn en/of met meer dan twee mensen in openbare plekken samen te komen (Brown & Kirk-Wade, 2021). Meerdere onderzoeken laten zien dat eenzaamheid onder jongeren toenam vanwege het wegvallen van contacten door de sluiting van onder meer onderwijsinstellingen, sportfaciliteiten, horeca en uitgaansgelegenheden (Nivel & RIVM, 2022; van Engeland & Kanne, 2020; NHS, 2020). Eenzaamheid nam verder toe naarmate de coronapandemie voortduurde (Nivel & RIVM, 2022; van Engeland & Kanne, 2020; NHS, 2020). In mei vonden de eerste versoepelingen plaats en in juli kwam er een einde aan bij alle maatregelen. De overheid adviseerde nog wel om met niet meer dan 6 mensen samen te komen (Brown & Kirk-Wade, 2021). Vanaf september stelde de overheid langzaam opnieuw maatregelen in en eind oktober werd er een tweede lockdown aangekondigd. Anders dan in de eerste lockdown bleven in de tweede lockdown de onderwijsinstellingen geopend (Brown & Kirk-Wade, 2021).

In de eerste deelvraag wordt onderzocht of er een verschil is in de mate van eenzaamheid onder adolescenten met een jeugdtrauma bij de eerste lockdown (april 2020), de versoepelingen (juli 2020) en de teruggekeerde restricties (oktober 2020). Uit de resultaten blijkt dat er geen significante verschillen zijn in mate van eenzaamheid op de drie verschillende tijdstippen. Er wordt niet voldaan aan de hypothese waarin verwacht werd dat eenzaamheid zou afnemen bij versoepelingen (juli 2020) en weer zou toenemen bij de teruggekeerde restricties (oktober 2020). Het type jeugdtrauma, dreiging of verwaarlozing, speelt daarbij geen rol in de mate van eenzaamheid op de drie verschillende tijdstippen. Een verklaring hiervoor zou kunnen zijn dat er in het begin van de coronapandemie een mate van saamhorigheidsgevoel bestond waarbij men bereid was elkaar te helpen, het virus kon immers iedereen treffen (Miltenburg & Schrafer, 2020). In de tweede lockdown wisselde dit saamhorigheidsgevoel zich in voor een gebrek aan perspectief (NJI, 2020). Daarnaast is het niet aannemelijk dat het sociale netwerk van adolescenten na het instellen van de lockdown ineens verdwijnt. Na verloop van tijd kunnen zwakke banden zoals medestudenten en collega's wel afnemen (Brand, 2015). In de huidige studie hebben deze veranderingen wellicht nog niet plaatsgevonden aangezien het laatste meetmoment nog voor de officiële tweede lockdown plaatsvond.

In de tweede deelvraag wordt onderzocht in hoeverre adolescenten met een jeugdtrauma eenzaamheid ten gevolge van maatregelen van de coronapandemie rapporteren, en welk type jeugdtrauma de sterkste relatie heeft. Uit de resultaten komt naar voren dat een jeugdtrauma passend bij verwaarlozing een significante voorspeller is voor eenzaamheid. De hypothese waarin verwacht werd dat adolescenten met ervaringen van verwaarlozing meer moeite hebben met het aangaan en onderhouden van vriendschappen wordt bevestigd. Deze bevinding kan mogelijk verklaard worden door een verminderde werking van het beloningssysteem. Mensen met een verleden van verwaarlozing kunnen hierdoor minder ontwikkelde sociale vaardigheden hebben wat het vermogen om gezonde sociale relaties op te bouwen en te onderhouden aantast (McCrary et al., 2019).

Uit de resultaten blijkt ook dat jeugdtrauma passend bij dreiging geen significante voorspeller is voor eenzaamheid. De hypothese dat jongeren met dreigingservaringen door een hostile attribution bias wellicht meer moeite hebben om vriendschappen op te bouwen houdt niet stand als het gaat om eenzaamheid in tijden van de coronacrisis. Adolescenten met ervaringen van dreiging hebben een grotere kans dat zij een verhoogde verwerking van dreiging hebben ontwikkeld en neutrale signalen uit de omgeving toeschrijven als dreigend (McCrary et al., 2019). De coronapandemie kenmerkt zich door een onvoorspelbare situatie wat voor een gevoel van angst en bezorgdheid kan hebben gezorgd. De reden dat er geen relatie tussen dreiging en eenzaamheid is gevonden kan wellicht verklaard worden door de aanzienlijk angst en bezorgdheid van de hele bevolking over de coronacrisis (RIVM, 2020). Een crisis waarbij er angst is voor een gezamenlijke vijand roept verbondenheid en solidariteit op die zich tijdens de coronapandemie uitte in een grote bereidheid om elkaar te helpen (Van Cappelen et al., 2020; Werkgroep Sociale Impact, 2020). Wellicht heeft deze verbondenheid en solidariteit ervoor gezorgd dat hoewel ervaringen van dreiging een verhoogde dreigingsverwerking veroorzaakten, dit uiteindelijk niet resulteerde in eenzaamheid.

Vanaf juli 2020 is de bezorgdheid over corona volgens RIVM-metingen toegenomen, maar dat geldt in mindere mate voor de angst (RIVM, 2020). Er wordt verwacht dat naarmate de coronapandemie vordert en de onvoorspelbaarheid afneemt, mensen zonder ervaringen van dreiging minder angst ervaren waardoor de solidariteit en verbondenheid afneemt. Vanwege het ontbreken van een verbondenheid zullen adolescenten met ervaringen van dreiging wellicht wel meer eenzaamheid ervaren.

Limitaties

Jeugdtrauma en eenzaamheid zijn in dit onderzoek gemeten door middel van zelfrapportage. De belevingswereld van de participant wordt hierbij als uitgangspunt genomen wat niet vanzelfsprekend betekent dat het een goede weergave is van de werkelijkheid. De huidige studie heeft kunnen voorkomen dat de mate van eenzaamheid het beoordelen van jeugdtrauma heeft beïnvloed. Mensen die veel eenzaamheid ervaren op het moment van rapportage, zouden bijvoorbeeld geneigd zijn ervaringen uit het verleden negatiever te interpreteren om (onbewust) zo hun mentale toestand te verklaren (Hovens, 2015). De vragenlijst omtrent jeugdtrauma is 6 maanden voor de eerste rapportage van eenzaamheid afgenomen, waardoor er geen sprake is van deze bias.

Het retrospectieve karakter van het meten van jeugdtrauma kan echter de validiteit in gevaar brengen omdat er mogelijk een vertekening, relativering of onderdrukking is in de herinneringen of de interpretatie van de dingen die zich in het verleden hebben afgespeeld, wat kan leiden tot onderrapportage (Hardt & Rutter, 2004; Fergusson, Horwood & Woodward, 2000; Stone & Shiffman, 2002; Femina, Yaeger & Lewis, 1990). Wanneer jeugdtrauma door middel van rapportage van bijvoorbeeld *Child Protective Services* was gemeten, zou er een sterke onderschatting geweest zijn (Theodore et al., 2005). Hoewel de CTQ een ontkenningschaal heeft opgenomen maakt een combinatie van zelfrapportage en officiële rapportage een volgend onderzoek naar jeugdtrauma sterker.

De participanten zijn veelal geworven in de omgeving van Cambridge, waardoor het niet aannemelijk is dat de steekproef representatief is voor de gehele populatie. Ook blijkt dat de groep participanten van de RAISE die niet deelnamen aan REACT-studie gemiddeld een lagere mate van verwaarlozing rapporteerden. Respondenten die deelnamen aan de huidige studie rapporteren dus een hogere mate van verwaarlozing. Het is onduidelijk wat hier de oorzaak van is. De steekproef is hierdoor minder generaliseerbaar naar de gehele populatie.

Implicaties

In de huidige studie wordt er gebruik gemaakt van het theoretisch model van McLaughlin dat stelt dat ervaringen van dreiging en verwaarlozing een verschillend effect kunnen hebben op de neurologische ontwikkeling die ten grondslag kunnen liggen aan verschillen in psychopathologie (McLaughlin et al., 2014; Sheridan & McLaughlin, 2014; Busso et al., 2018). De resultaten ondersteunen dit model; er bestaat een significante relatie tussen verwaarlozing en eenzaamheid terwijl de relatie tussen dreiging en eenzaamheid ontbreekt. Veel onderzoek maakt gebruik van de theorie over het stress-responsstelsel om

internaliserende en externaliserende psychopathologie uit te leggen. Door in deze studie niet enkel te kijken naar het mechanisme van stress maar het model van McLaughlin te hanteren, dragen de bevindingen van deze studie bij aan het idee dat een neurologisch mechanisme onderliggend kan zijn aan psychopathologie. Volgend onderzoek zal moeten kijken of dit mechanisme ook standhoudt wanneer er verder wordt gekeken dan eenzaamheid; bijvoorbeeld mentale gezondheid onder adolescenten met ervaringen van dreiging en verwaarlozing.

Daarnaast is deze studie een unieke kans om eenzaamheid te kunnen onderzoeken. Waar in eerder onderzoek sociaal isolement slechts kan worden ervaren, kunnen de lockdown beperkingen door de coronapandemie als een opgelegd sociaal isolement worden gezien. Het sociale isolement is minder subjectief en kan in zekere zin worden gebruikt als experiment om vervolgens eenzaamheid te meten. Aangezien de respondenten door een eerder onderzoek al in beeld waren, konden vragenlijsten relatief snel verstuurd worden. Dit zorgde ervoor dat eenzaamheid enkele weken na de eerste lockdown al gemeten kon worden. Aangezien gegevens over de mate van jeugdtrauma al bekend was voor de coronapandemie, had corona geen effect op het invullen hiervan.

Het huidige onderzoek benadrukt de kwetsbaarheid van adolescenten met een jeugdtrauma tijdens de coronapandemie, in het bijzonder wanneer het jeugdtrauma gekenmerkt wordt door verwaarlozing. Het is daarom noodzakelijk dat, bij het geval van terugkerende maatregelen vanwege een nieuwe variant van het coronavirus, adolescenten met een verleden van jeugdtrauma, de mogelijkheid krijgen om naar school te blijven gaan en in contact te blijven met elkaar. In algemene zin is het noodzakelijk om aandacht te besteden aan het aanleren en versterken van sociale vaardigheden om eenzaamheid onder adolescenten met een jeugdtrauma tegen te gaan.

LITERATUUROPGAVE

- Alink, L., Prevoo, M., Van Berkel, S., Linting, M., Klein Velderman, M. & Pannebakker, F. (2018). *NPM-2017 Nationale prevalentiestudie mishandeling van kinderen en jeugdigen*. Den Haag: Wetenschappelijk Onderzoek- en Documentatiecentrum, Ministerie van Veiligheid en Justitie.
- Benedini, K.M. Fagan, A.A. & Gibson, C.L. (2016). The cycle of victimization: The relationship between childhood maltreatment and adolescent peer victimization. *Child Abuse & Neglect*, 59, 111-121. doi:10.1016/j.chiabu.2016.08.003
- Bernstein, D.P., Fink, L., Handelsman, L., Foote, J., Lovejoy, M., Wenzel, K., Sapareto, E. & Ruggiero, J. (1994). Initial reliability and validity of a new retrospective measure of child abuse and neglect. *American Journal of Psychiatry*, 15(8), 1132-1136. doi:10.1176/ajp.151.8.1132
- Bernstein, D.P., Ahlvia, T., Pogge, D. & Handelsman, L. (1997). Validity of the Childhood Trauma Questionnaire in an adolescent psychiatric population. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 36, 340-348.
- Bernstein, D. & Fink, L. (1998). *Childhood Trauma Questionnaire. A Retrospective Self Report Questionnaire and Manual*. San Antonio, TX: The Psychological Corporation.
- Burke, T.J., Wozidlo, A. & Segrin, C. (2012). Social Skills, Family Conflict, and Loneliness in Families. *Communication Reports*, 25 (2), 75-87. doi:10.1080/08934215.2012.719461
- Busso, D.S., McLaughlin, K.A. & Sheridan, M.A. (2017). Dimensions of adversity, physiological reactivity, and externalizing psychopathology in Adolescence: deprivation and threat. *Psychosom Med.* 79(2), 162-171. doi:10.1097/PSY.0000000000000369
- Bussemakers, C., G. Kraaykamp & J. Tolsma (2019), Co-occurrence of adverse childhood experiences and its association with family characteristics. A latent class analysis with Dutch population data. *Child Abuse & Neglect*, 98 (104185). doi:10.1016/j.chiabu.2019.104185
- Brown, J. Kirk-Wade, E. (2021). *Coronavirus: A history of 'Lockdown laws' in England* (Nr. 9069). Commons Library Research Briefing. Geraadpleegd op 4 maart 2022, van <https://researchbriefings.files.parliament.uk/documents/CBP-9068/CBP-9068.pdf>
- Brand, J.E. (2015). The Far-Reaching Impact of Job Loss and Unemployment. *Annual Review of Sociology*, 41(1), 359-375. doi: 10.1146/annurev-soc-071913-043237
- Caring Universities Consortium (2020). De geestelijke gezondheid van studenten tijdens de COVID-19 pandemie. Geraadpleegd op 25 februari 2022, van <https://caring-universities.com/wp-content/uploads/2020/11/De-geestelijke-gezondheid-van-studenten-tijdens-de-COVID-19-pandemie-rapportage-van-Caring-Universities-19082020-versie-2-9112020.pdf>
- Cao, W., Fang, Z., Hou, G., Han, M., Xu, X., Dong, J. & Zheng, J. (2020). The psychological impact of the COVID-19 epidemic on college students in China. *Psychiatry Research*, 287 (112934). doi:10.1016/j.psychres.2020.112934
- Chen, P., Coccaro, E.F., Lee, R. & Jacobson, K.C. (2012). Moderating effects of childhood maltreatment on associations between social information processing and adult

- aggression. *Psychological Medicine*, 42, 1293–1304.
doi:10.1017/S0033291711002212
- Femina, D.D., Yaeger, C.A. & Lewis, D.O. (1990). Child abuse: Adolescent records vs. adult recall. *Child Abuse & Neglect*, 14(2), 227-231. doi:10.1016/0145-2134(90)90033-P
- Fergusson, D.M., Horwood, L.J. & Woodward, L.J. (2000). The stability of child abuse reports: a longitudinal study of the reporting behaviour of young adults. *Psychological Medicine*, 30(3), 529-544. doi: <https://doi.org/10.1017/S0033291799002111>
- Fink, L.A., Bernstein, D., Handelsman, M.D., Foote, J., Lovejoy, B.A. (1995). Initial Reliability and Validity of the Childhood Trauma Interview: A New Multidimensional Measure of Childhood Interpersonal Trauma. *American Journal of Psychiatry*, 152(9), 1329-1335. doi:10.1176/ajp.152.9.1329
- Green, J. G., McLaughlin, K. A., Berglund, P. A., Gruber, M. J., Sampson, N. A., Zaslavsky, A.M. & Kessler, R.C. (2010). Childhood adversities and adult psychiatric disorders in the national comorbidity survey replication I: Associations with first onset of DSM-IV disorders. *Archives of General Psychiatry* 67, 113–123. doi: 10.1001/archgenpsychiatry.2009.186
- Hanson, J.L., Hariri, A.R. & Williamson, D.E. (2015). Blunted Ventral Striatum Development in Adolescence Reflects Emotional Neglect and Predicts Depressive Symptoms. *Biological Psychiatry*, 78(9), 598-605.
doi:10.1016/j.biopsych.2015.05.010
- Hardt J. & Rutter, M. (2004) Validity of adult retrospective reports of adverse childhood experiences: review of the evidence. *Journal of Child Psychology and Psychiatry, and allied disciplines*, 45(2), 260-273. doi:10.1111/j.1469-7610.2004.00218.x
- Hein, T. C., & Monk, C. S. (2017). Research review: Neural response to threat in children, adolescents, and adults after child maltreatment—A quantitative meta-analysis. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 58, 222–230. doi:10.1111/jcpp.12651
- Johansson, A., Rötönen, N. & Jern, P. (2020). Is the association between childhood maltreatment and aggressive behavior mediated by hostile attribution bias in women? A discordant twin and sibling study. *Aggressive Behavior*, 47, 28-37.
doi:10.1002/ab.21928
- Johnson, H. D., Lavoie, J. C., & Mahoney, M. (2001). Interparental conflict and family cohesion: Predictors of loneliness, social anxiety, and social avoidance in late adolescence. *Journal of adolescent research*, 16(3), 304-318.
- Kessler, R.C., McLaughlin, K.A., Green, J. G., Gruber, M.J., Sampson, N.A., Zaslavsky, A.M., Aguilar-Gaxiola, S., Alhamzawi, A.O., Alonso, J., Angermeyer, M., Benjet, C., Bromet, E., Chatterji, S., de Girolamo, G., Demyttenaere, K., Fayyad, J., Florescu, S., Gal, G., Gureje, O., Haro, J.M., Hu, C., Karam, E.G., Kawakami, N., Lee, S., Le'pine, J., Ormel, J., Posada-Villa, J., Sagar, R., Tsang, A., Üstün, T.B., Vassilev, S., Viana, M.C. & Williams, R.W. (2010). Childhood adversities and adult psychopathology in the WHO World Mental Health Surveys. *The British Journal of Psychiatry*, 197, 378-385. doi: 10.1192/bjp.bp.110.080499
- Kim, J. & Cicchetti, D. (2010). Longitudinal pathways linking child maltreatment, emotion regulation, peer relations, and psychopathology. *Journal of Child Psychology and Psychiatry* 51(6), 706–716. doi:10.1111/j.1469-7610.2009.02202.x

- Knispel, A., Muusse, C. van Hoof, F. Kroon, H., Michon., Hulsbosch, L., Place, C., Planije, M. & van Vugt, M. (2016). Landelijke Monitor Ambulantisering en Hervorming Langdurige GGZ 2016 (AF1510). Utrecht: Trimbos-instituut. Geraadpleegd op 1 maart 2022, van <https://www.trimbos.nl/wp-content/uploads/sites/31/2021/09/af1510-landelijke-monitor-ambulantisering-en-hervorming-langdurige-ggz-2016.pdf>.
- Laursen, B. & Hartl, A.C. (2013). Understanding loneliness during adolescence: developmental changes that increase the risk of perceived social isolation. *Journal of Adolescence*, 36(6), 1261-1268. doi:10.1016/j.adolescence.2013.06.003
- Liang, L., Ren, H., Cao, R., Hu, Y., Qin, Z., Li, C. & Mei, S. (2020). The Effect of COVID-19 on Youth Mental Health. *Psychiatric Quarterly*, 91, 841-852. doi:10.1007/s1126-020-09744-3
- Loades, M.E., Chatburn, E., Higson-Sweeney, N., Reynolds, S., Shafran, R., Bridgen, A., Linney, C., McManus, M.N., Borwick, C. & Crawley, E. (2020). Rapid Systematic Review: The Impact of Social Isolation and Loneliness on the Mental Health of Children and Adolescents in the Context of COVID-19. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 59(11), 1218-1239. doi:10.1016/j.jaac.2020.05.009
- McCrory, E.J., De Brito, S.A., Kelly, P.A., Bird, G., Sebastian, C.L., Mechelli, A. Samuel, S. & Viding, E. (2013). Amygdala activation in maltreated children during pre-attentive emotional processing. *The British Journal of Psychiatry*, 202, 269-276. doi:10.1192/bjp.bp.112.116624
- McCrory, E.J. & Viding, E. (2015). The theory of latent vulnerability: Reconceptualizing the link between childhood maltreatment and psychiatric disorder. *Development and Psychopathology*, 27, 493–505. doi:10.1017/S0954579415000115
- McCrory, E.J., Gerin, M.I. & Viding, E. (2017). Annual Research Review: Childhood maltreatment, latent vulnerability and the shift to preventative psychiatry – the contribution of functional brain imaging. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 58, 338-357.
- McCrory, E.J., Ogle, J.R., Gerin, M.I. & Viding, E. (2019). Neurocognitive Adaption and Mental Health Vulnerability Following Maltreatment: The Role of Social Functioning. *Child Maltreatment*, 24(4), 435-451. doi:10.1177/1077559519830524
- McLaughlin, K.A., Green, J.G., Gruber M.J., Sampson, N.A., Zalansky, A.M. & Kessler, R.C. (2010). Childhood adversities and adult psychiatric disorders in the National comorbidity survey replication II: associations with persistence of DSM-IV disorders. *Archives of General Psychiatry* 67(2), 124–132.
- McLaughlin, K.A., Conron, K.J., Koenen, K.C. & Gilman, S.E. (2010). Childhood adversity, adult stressful life events, and risk of past-year psychiatric disorder: A test of the stress sensitization hypothesis in a population-based sample of adults. *Psychological Medicine*, 40, 1647–1658. doi:10.1017/S0033291709992121
- McLaughlin, K.A. (2016). Future Directions in Childhood Adversity and Youth Psychopathology. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 45(3), 361-382. doi:10.1080/15374416.2015.1110823
- McLaughlin, K.A., Sheridan, M.A. & Lambert, H.K. (2014). Childhood adversity and neural development: deprivation and threat as distinct dimensions of early experience.

- Neuroscience & Biobehavioral Reviews*. Nov. 47, 578-591.
doi:10.1016/j.neubiorev.2014.10.012
- McLaughlin, K.A., & Lambert, H. K. (2017). Child trauma exposure and psychopathology: Mechanisms of risk and resilience. *Current Opinion in Psychology*, 14, 29-34.
- Mehta, M.A., Gore-Langton, E., Golembo, N., Colvert, E., Williams, S.C.R. & Sonuga Barke, E. (2010). Hyporesponsive reward anticipation in the basal ganglia following severe institutional deprivation early in life. *Journal of Cognitive Neuroscience* 22(10), 2316–2325. doi:10.1162/jocn.2009.21394
- Miltenburg, E. & Schrapper, J. (2020). *Culturele gevolgen van corona*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau. Geraadpleegd op 4 maart, van <https://www.scp.nl/publicaties/publicaties/2020/07/17/verwachte-gevolgen-van-corona-voor-de-opvattingen-en-houdingen-van-nederlanders>
- Moreno-Lopez, L., Sallie, S.N., Ioannidis, K., Kaser, M., Schueler, K., Dahl Askelund, A., Turner, L. & Van Harmelen, A. (2021). RAISE study protocol: a cross-sectional, multilevel, neurobiological study of resilience after individual stress exposure. *BMJ Open*, 11 (e040394). doi:10.1136/bmjopen-2020-040394
- National Health Services (NHS). (2020). *Mental Health of Children and Young People in England, 2020: Wave 1 follow up to the 2017 survey*. Geraadpleegd op 24 februari 2022, van <https://digital.nhs.uk/data-and-information/publications/statistical/mental-health-of-children-and-young-people-in-england/2020-wave-1-follow-up>
- Nederlands Jeugdinstituut (2020). *Werken aan mentale gezondheid van jongeren: Adviezen voor gemeenten tijdens de coronacrisis*. Geraadpleegd op 1 maart 2022, van <https://www.nji.nl/sites/default/files/2021-05/Werken-aan-mentale-gezondheid-van-jongeren.pdf>
- Nivel & Rijksinstituut voor Volksgezondheid en Milieu (RIVM) (2022). *De gevolgen van de coronapandemie voor de gezondheid en het welzijn van de jeugd*. Rijksinstituut voor Volksgezondheid en Milieu. doi:10.21945/Nivel-RIVM-2022-0019
- Nygvist, F., Victor, C.R., Forsman, A.K. & Cattan, M. (2016). The association between social capital and loneliness in different age groups: a population-based study in Western Finland. *BMC Public Health*, 16, 1-8. doi:10.1186/s12889-016-3248-x
- Padmanabhan, A. & Luna, B. (2014). Developmental imaging genetics: linking dopamine function to adolescent behavior. *Brain and Cognition*, 89, 27-38.
doi:10.1016/j.bandc.2013.09.011
- Pfeifer, J.H. & Berkman, E.T. (2018). The development of self and identity in adolescence. Neural evidence and implications for a value-based choice perspective on motivated behavior. *Child Development Perspectives*, 12(3), 158-164. doi:10.1111/cdep.12279
- Ploeg, J. van der (2018). *Eenzaamheid bij jeugdigen*. Houten: Bohn Stafleu van Loghum
- Pollak, S.D. & Sinha, P. (2002) Effects of Early Experience on Children's Recognition of Facial Displays of Emotion. *Developmental Psychology*, 38(5), 784-791.
- Pollak, S.D., Messner, M., Kistler, D.J. & Cohn, J.F. (2009). Development of perceptual expertise in emotion recognition. *Cognition* 110, 242-247.
- Price, J. M., & Glad, K. (2003). Hostile attributional tendencies in maltreated children. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 31, 329–343.
doi:10.1023/A:1023237731683

- Qualter, P., Brown, S.L., Rotenberg, K.J., Vanhalst, J., Harris, R.A., Goossens, L., Bangee, M. & Munn, P. (2013) Trajectories of loneliness during childhood and adolescence: Predictors and health outcomes. *Journal of Adolescence* 36(6), 1283-1293. doi:10.1016/j.adolescence.2013.01.005
- Richey, A., Brown, S., Fite, P. J., & Bortolato, M. (2016). The role of hostile attributions in the associations between child maltreatment and reactive and proactive aggression. *Journal of Aggression, Maltreatment & Trauma*, 25, 1043–1057. doi:10.1080/10926771.2016.1231148
- Russel, D., Peplau L.A. & Cutrona, C.A. (1980). The revised UCLA Loneliness Scale: concurrent and discriminant validity evidence. *Journal of Personality and Social Psychology*, 39(3), 472-480. doi:10.1037/0022-3514.39.3.472
- Russel, D.W. (1996). UCLA Loneliness Scale (Version 3): Reliability, validity, and factor structure. *Journal of Personality Assessment*, 66(1), 20-40. doi:10.1207/s15327752jpa6601_2
- Russo, S.J. & Nestler, E.J. (2013). The brain reward circuitry in mood disorders. *Nature Reviews Neuroscience*, 14, 609-625. doi:10.1038/nrn3381
- Segrin, C., Nevarez, N., Arroyo, A. & Harwood, J. (2012) Family of origin environment and adolescent bullying predict young adult loneliness. *The Journal of Psychology*, 146, 119-134.
- Sheikh, M.A. (2017). Childhood physical maltreatment, perceived social isolation, and internalizing symptoms: a longitudinal, three wave, population-based study. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 27, 481-491. doi:10.1007/s00787-017-1090-z
- Sheridan, M.A. & McLaughlin, K.A. (2014). Dimensions of early experience and neural development: deprivation and threat. *Trends Cogn Sci*, Nov. 18(11), 580-585. doi:10.1016/j.tics.2014.09.001
- Sheridan, M.A., McLaughlin, K.A., Winter, W., Fox, N., Zeanah, C., & Nelson, C.A. (2018). Early deprivation disruption of associative learning is a developmental pathway to depression and social problems. *Nature Communications*, 9(2216). 1-8 doi.org/10.1038/s41467-018-04381-8
- Smith, A.J., Moreno-Lopez, L., Davidson, E., Dauvermann, M., Orellana, S., Sonesson E., Ioannidis, K., Kaser, M. & Van Harmelen, A. (2021). REACT study protocol: resilience after the COVID-19 threat (REACT) in adolescents. *BMJ Open*, 11(e042824). doi:10.1136/bmjopen-2020-042824
- Sousa, D.A. (2016). *How the special needs brain learns*. Thousand Oaks, California: Corwin.
- Stone, A.A. & Shiffman, S. (2002). Capturing momentary, self-report data: A proposal for reporting guidelines. *Annals of Behavioral Medicine*, 24(3), 236-243. doi: 10.1207/S15324796ABM2403_09
- Sullivan, H.S. (1953). *The interpersonal theory of psychiatry*. New York: Ww Norton & Co.
- Theodore, A.D., Chang, J.J., Runyan, D.K., Hunter, W.M., Bangdiwala, S.I. & Agans, R. (2005). Epidemiologic Features of the Physical and Sexual Maltreatment of Children in the Carolinas. *Pediatrics*, 115(3). 331-337. doi:10.1542/peds.2004-1033
- van Cappelen, A.W., Falch, R., Sorensen, E.O. & Tungodden, B. (2020). *Solidarity and Fairness in Times of Crisis* (discussion paper). Bergen (Noorwegen): Department of Economics.

- van Engeland, W. & P. Kanne (2020). *Corona en gedrag*. Amsterdam: I&O research.
- van Harmelen, A., Van Tol, M., Dalgleish, T., Van der Wee, N.J.A., Veltman, D.J., Aleman, A., Spinhoven, P., Penninx, B.W.J.H. & Elzinga, B.M. (2014). Hypoactive medial prefrontal cortex functioning in adults reporting childhood emotional maltreatment. *Social Cognitive and Affective Neuroscience*, 9(12), 2026-2033. doi:10.1093/scan/nsu008
- Werkgroep Sociale Impact (2020). *Verslag Werkgroep Sociale Impact van de Coronacrisis*. Amsterdam: Gemeente Amsterdam. Geraadpleegd op 1 maart 2022, van <https://vng.nl/sites/default/files/2020-05/eindverslag-werkgroep-sociale-impact-coronacrisis.pdf>.
- Wisner Fries, A.B. & Pollak, S.D. (2017). The role of learning in social development: Illustration from neglected children. *Developmental Science*, 20(2). doi:10.1111/desc.12431

BIJLAGE

Voorafgaand aan de uitvoeren van de multiple regressieanalyses zal worden gekeken of de data voldoen aan de assumpties van normaliteit, lineariteit, homoscedasticiteit en multicollineariteit. Bij een multiple regressie moet de relatie tussen de onafhankelijke en afhankelijke variabelen lineair zijn. Er moet zowel een lineair verband zijn tussen dreiging en eenzaamheid als tussen verwaarlozing en eenzaamheid. Daarnaast moeten de residuen van eenzaamheid, dreiging en verwaarlozing gelijk zijn verdeeld om aan de assumptie van normaliteit te voldoen. Dit kan bij een regressieanalyse enkel achteraf gecheckt worden. Als derde moet worden voldaan aan de assumptie van homoscedasticiteit. De varianties van de onafhankelijke variabelen moeten homogeen zijn. Als laatste mag er geen sprake zijn van multicollineariteit. Wanneer er een te hoge correlatie bestaat tussen de verklarende variabelen moet er bij de multiple regressie rekening worden gehouden met overlap in de variabelen dreiging en verwaarlozing. Er moet dan bepaald worden welk deel eenzaamheid verklaart.

Voorafgaand aan het uitvoeren van de Mixed ANOVA zal worden bekeken of de data voldoen aan de assumpties van onafhankelijkheid, normaliteit en sphericiteit.

De observaties (of steekproef) moeten op een onafhankelijke manier verkregen zijn.

Bij de Mixed ANOVA wordt er gekeken of drie steekproefgemiddelden van elkaar verschillen. Wanneer gemiddeldes met elkaar vergeleken worden, moet de steekproefgemiddelde normaal verdeeld zijn om uitspraken te mogen doen over de populatie. Generaliseren kan alleen wanneer de p-waardes betrouwbaar zijn. Wanneer de steekproevenverdeling niet normaal verdeeld is, mag volgens de Centrale Limiet Theorie met een $N > 50$ aangenomen worden dat normaliteit niet geschonden wordt. Om de steekproefgemiddelden met elkaar te kunnen vergelijken, moeten de categorieën die van elkaar afhankelijk zijn, een gelijke variante hebben. Dit wordt getoetst aan de hand van de Mauchly's test, Wanneer de p-waarde $> .05$, wordt aan de assumptie van sphericiteit voldaan.

Tabel 3. Descriptive Statistics

Dreiging	79	5	25	11,73	5,406	2.61	-0.69
Variabele	N	Min.	Max.	M	SD	Zskewness	Zkurtosis
Verwaarlozing	79	5	25	12,71	5,496	1,86	-0.13
R-UCLA April	79	20	73	38,23	11,834	2.91	0.06
R-UCLA Juli	77	20	68	39,06	12,656	2.10	-1,56
R-UCLA Oktober	73	20	67	39,15	12,927	1.59	-1,51
Valid N (listwise)	72						

Univariate data analyse

Normaliteit

Voor het voldoen aan de assumptie van normaliteit zijn de variabelen dreiging, verwaarlozing en eenzaamheid (april, juli en oktober) beoordeeld met behulp van grafische (histogram en Q-Q plot) en numerieke gegevens (Skewness, Kurtosis en Shapiro-Wilk).

Zowel dreiging (2.61) als verwaarlozing (1,86) zijn rechts scheefverdeeld. Veel participanten bevinden zich aan de linkerkant van de normaalverdeling en hebben weinig tot matige dreiging of verwaarlozing meegemaakt. De verdeling van dreiging (-0.69) en verwaarlozing (-0.13) is normaal gepiekt. De pieken van dreiging bevinden zich aan de linkerkant maar deze zorgen niet voor een abnormale verdeling. De variabelen eenzaamheid in april (2.91), juli (2.10) en oktober (1.59) zijn rechts verdeeld. De meerderheid van de participanten bevindt zich aan de linkerhelft van de normaalverdeling waarbij de piek per variabele zich tevens aan de linkerkant bevindt. De verdeling van eenzaamheid in april is normaal gepiekt (0.06). In juli (-1,56) en oktober (-1,51) is de normaalverdeling van eenzaamheid redelijk plat.

Hoewel de Shapiro-Wilk voor de variabelen dreiging, verwaarlozing, eenzaamheid (April, Juli en Oktober) een significant waarde van $p < .001$ geeft waardoor het onwaarschijnlijk is dat de data normaal verdeeld zijn, liggen de waarden van de Skewness en Kurtosis voor alle boven genoemde variabelen tussen de -3 en 3 wat passend is bij een normaalverdeling.

Bij de variabelen dreiging, verwaarlozing, eenzaamheid (April, Juli en Oktober) wordt een rechts scheve verdeling gezien. Volgens de centrale limiet theorie levert dit met een $N > 50$ geen problemen op. De multiple regressie en de Mixed ANOVA kunnen dus uitgevoerd worden. Hoewel de participanten zijn geworven op basis van jeugdtrauma, laat de steekproef

een verdeling zien die passend is in de algemene populatie. In de populatie is de verwachting dat de meerderheid geen tot matig jeugdtrauma heeft meegemaakt. Dit sluit aan bij dat veel participanten relatief laag scoren op dreiging en verwaarlozing.

Missende waarden

De groep die deelnam aan het RAISE onderzoek en in de pre-online assessment vragenlijsten waaronder de CTQ invulden, bestond in eerste instantie uit 107 respondenten. Over 102 respondenten bestaan er demografisch gegevens en 97 respondenten hebben ook daadwerkelijk de CTQ ingevuld. 79 respondenten hebben in april 2020 (REACT) de R_UCLA ingevuld. Dezelfde R-UCLA hebben 77 respondenten in juli en 73 respondenten in oktober ingevuld.

Voor deelvraag II worden de respondenten die de R-UCLA niet hebben ingevuld, niet meegenomen in de multiële regressieanalyse. De verwijderde groep ($M = 10.68$; $SD = 4.684$) laat een lagere mate van dreiging zien ten opzichte van de geselecteerde groep die wel meegenomen worden ($M = 11.73$; $SD = 5.406$). Dit is geen significant verschil ($t(99) = -.830$, $p > .005$). Ook voor verwaarlozing laat de verwijderde groep ($M = 11.41$; $SD = 3.172$) een lager gemiddelde zien dan de geselecteerde groep ($M = 12.71$; $SD = 5.496$). Dit is wel een significant verschil ($t(99) = -1.059$, $p < .005$).

De demografische kenmerken van de verwijderde groep zijn niet verschillend van de respondenten die wel worden genomen. De gemiddelde leeftijd van de verwijderde groep ($M = 21,52$; $SD = 3,07$) is lager dan de gemiddelde leeftijd van de geselecteerde groep ($M = 22,44$; $SD = 2,645$). Dit is geen significant verschil ($t(100) = -1,417$, $p = .248$).

Met de chi-kwadraattoets is onderzocht of de verwijderde groep wat betreft de nominale variabelen gender, etniciteit, opleidingsniveau, huisvesting, werk en werktype significant afwijken van de geselecteerde groep. Er is geen significant verschil tussen de verwijderde en geselecteerde groep wat betreft de hoeveelheid mannen en vrouwen ($\chi^2(1) = .871$, $p > .05$), etniciteit ($\chi^2(5) = 5.730$, $p > .05$ (66,7% van de cellen heeft een waarde lager dan 5)), opleidingsniveau ($\chi^2(3) = 2.579$, $p > .005$) (25% van de cellen heeft een waarde lager dan 5)), huisvesting ($\chi^2(4) = 1.974$, $p > .05$ (30% van de cellen heeft een waarde lager dan 5)) werk ($\chi^2(1) = 1,820$, $p > .05$) en werktype ($\chi^2(2) = 2.908$, $p > .05$) (50% van de cellen heeft een waarde lager dan 5)).

Voor de Mixed ANOVA van deelvraag I wordt er gebruik gemaakt van 73 respondenten om de groepen met elkaar te kunnen vergelijken. De verwijderde groep ($M = 12.04$; $SD = 3.717$) laat een lagere mate van dreiging zien ten opzichte van de geselecteerde groep ($M = 12.58$; $SD = 5.398$). Dit is geen significant verschil ($t(99) = -.554$, $p > .05$). Ook voor verwaarlozing laat de verwijderde groep ($M = 12.04$; $SD = 3.717$) een lager gemiddelde zien dan de geselecteerde groep ($M = 12.58$; $SD = 5.550$). Dit is een significant verschil ($t(99) = -.475$, $p = .017$). De demografische kenmerken van de verwijderde groep zijn niet verschillend van de respondenten die wel worden genomen. De gemiddelde leeftijd van de verwijderde groep ($M = 21.72$; $SD = 3.022$) is lager dan de gemiddelde leeftijd van de geselecteerde groep ($M = 22.44$; $SD = 2.640$). Dit is geen significant verschil ($t(100) = -1.182$, $p > .05$). Er is geen significant verschil tussen de verwijderde en geselecteerde groep wat betreft de hoeveelheid mannen en vrouwen ($\chi^2(1) = 2.990$, $p > .05$). Verdere demografische gegevens geven geen significante verschillen.

Missing Value Analyses

Missende waardes werden gevonden voor de variabelen totale kindermishandeling (2,5%), en eenzaamheid in Juli (2,5%) en Oktober (7,6%). De gemiddelden van de aanwezige data en het gemiddelde van missing blijven nagenoeg hetzelfde. Met de missing value analysis werd door middel van een Little's MCAR test geen significantie gevonden in gemiddelden. Een patroon in de missende waardes werd uitgesloten.

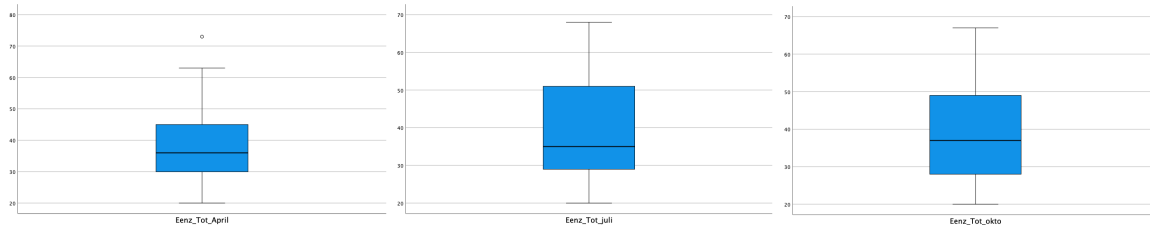
Uitbijters

Met behulp van een boxplot is er per variabele gekeken naar de aanwezigheid van uitbijters. Enkel bij de variabele eenzaamheid in april wordt één uitbijter (waarde 73) gevonden. Met de IQR regel worden waarden vanaf 68 als uitbijter gezien. Het verwijderen van de waarden levert een daling in het gemiddelde op van 38,23 naar 37,78. De Skewness daalt van 2,91 naar 2,44 en de Kurtosis stijgt van 0,06 naar 0,67. De kleine verschillen staan niet in verhouding met de waardevolle informatie van de respondent. Er wordt gekozen om de uitbijter in de analyse mee te nemen.

Bivariate data analyse

Homogeniteit categorische variabelen

Tabel 4. Boxplots eenzaamheid op drie meetmomenten.



Hoewel het gemiddelde van eenzaamheid in April, Juli en Oktober ongeveer hetzelfde is, is de variantie verschillend. De variantie van eenzaamheid in April lijkt kleiner wat betekent dat de waarden wat meer gecentreerd zijn. Uit de Mauchly's test komt een significantie van $p < 0.05$ wat inhoudt dat assumptie van sphericiteit wordt geschonden ($\chi^2 = .892$ $p < 0.05$). Er bestaat geen gelijke variantie tussen de drie meetmomenten. Aangezien de Mixed ANOVA geen robuuste methode is en gevoelig is voor een schending in sphericiteit, wordt er gekeken naar de Huynh-Feldt of de Greenhouse-Geisser. Aangezien beide een waarde van groter dan .75 hebben, wordt er in de analyse gekeken naar de Huynh-Feldt.

Omdat gender wordt meegenomen in de multiple regressie, is er gekeken of er een gelijke variantie is tussen man en vrouw. Dit lijkt het geval te zijn. Leeftijd wordt tevens meegenomen in de multiple regressieanalyse. De numerieke variabele is gehercodeerd als categorische variabelen met vier categorieën (16-18, 19-21, 22-24, 25-26) om te zien of er gelijke variantie bestaat tussen de verschillende leeftijdscategorieën. De variantie van de leeftijdsgroep 19-21 en 25-26 is wat kleiner ten opzichte van de andere leeftijdsgroepen.

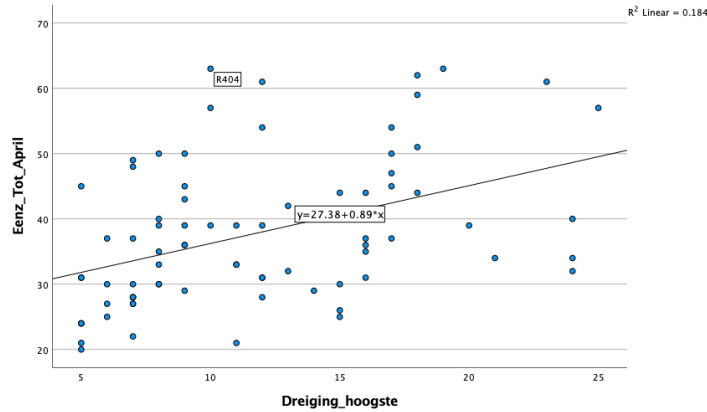
Bivariate uitbijters

Voor gender bestaan er geen uitbijters. In de leeftijdsgroep 25-26 bestaan er drie uitbijters. Met behulp van de IQR regel worden de uitbijters geselecteerd en wordt de grafiek nogmaals bekeken zonder de drie respondenten. Het verwijderen zorgt er niet voor dat nieuwe uitbijters wegblijven. Tevens zorgt het verwijderen van de drie uitbijters ervoor dat de twee andere uitbijters in verhouding erg hoog worden. Er wordt gekozen om alle respondenten in de analyse te houden omdat de hoge mate van eenzaamheid veel informatie geeft.

Lineariteit

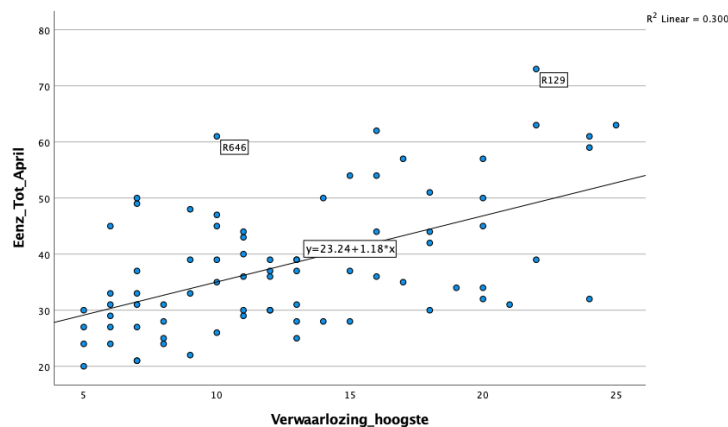
Er bestaat een lineair verband tussen eenzaamheid en dreiging. Eenzaamheid wordt maar voor 15% verklaard door dreiging. Het verwijderen van de uitschieter die ver weg van de lijn staan, levert onderstaand grafiek op met daarbij een nieuwe uitschieter. De verklaarde variantie blijft laag (18%) en er wordt ervoor gekozen de waardevolle informatie van de respondent in de analyse te behouden.

Tabel 5. Scatterplot dreiging en eenzaamheid



Ook bestaat er een lineair verband tussen verwaarlozing en eenzaamheid. De regressielijn geeft een verklaarde variantie van 30%. De punten om de lijn zijn redelijk gelijk verspreid. Naarmate de waarden hoge zijn, ontstaat er iets meer spreiding. Er liggen twee punten het verst van de lijn maar deze worden niet gezien als uitschieters.

Tabel 6. Scatterplot verwaarlozing en eenzaamheid



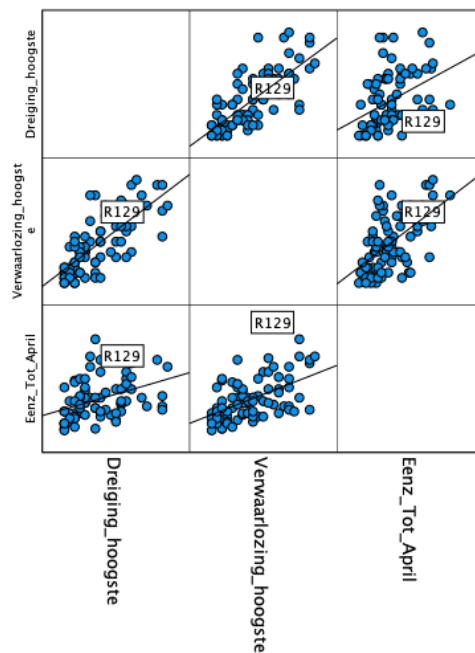
Multicollineariteit

Er bestaat een hoge correlatie tussen de verklarende variabelen ($r = .71$) waardoor er sprake is van multicollineariteit. Wanneer de verklarende variabelen elkaar al voor een groot deel voorspellen bestaat het risico dat de regressie coëfficiënt niet goed kan worden geschat omdat het model geen extra variantie verklaart. Door de VIF (Variance Inflation Factor) van 2.326 met een Tolerance van .430 voor dreiging en de VIF van 2.355 met een Tolerance van .425 kunnen de regressie coëfficiënten wel goed geschat worden.

Multivariate uitschieters

Uit onderstaande scatterplot worden geen multivariate uitschieters gevonden.

Tabel 7. Matrix scatterplot.



Normaliteit

Voor de multiële regressieanalyse wordt er naderhand bekeken of er aan de assumptie van normaliteit en homoscedasticiteit wordt voldaan. Voor de variabelen dreiging en verwaarlozing vallen de punten van de *probability plot* (Q-Q Plot) netjes op de lijn. In de Q-Q Plot is te zien dat de punten van eenzaamheid (april) niet geheel op de lijn vallen. Ook vallen alle punten binnen de scatterplot van de residuen. De gestandaardiseerde residuen van dreiging op eenzaamheid hebben een minimale score van -1.552 en een maximale score van

3.243. De gestandaardiseerde residuen van verwaarlozing op eenzaamheid hebben een minimale score van -1,961 en een maximale score van 2.606. De waarden horen tussen de -3 en 3 te liggen. Voor verwaarlozing wordt aan de assumptie van normaliteit wordt voldaan. Aan de assumptie van normaliteit voor dreiging kan getwijfeld worden. Ook moet voldoen worden aan de assumptie van homogeniteit. Voor zowel dreiging als verwaarlozing lijken de punten gelijk verspreid te liggen om de 0 lijn. Voor dreiging bestaat iets meer spreiding aan de rechterkant.

Mauchly's test liet zien dat er niet voldaan was aan de assumptie van sphericiteit. Hierdoor zijn de vrijheidsgraden van de Huynh-Feldt gecorrigeerd.

Tabel 8. Scatterplot residuen.

