



# Universiteit Utrecht

## **Het effect van cognitieve herstructurering en gedragsactivering in het verminderen van depressieve symptomen bij adolescenten: Ernst als moderator**

Master's thesis

Utrecht University

Master's programma in Clinical Child, Family and Education Studies

Monique van Houten, 6872735

Supervisor: Marieke van den Heuvel

Tweede assessor: Denise Bodden

Datum: 21 mei 2021

## Samenvatting

De prevalentie van depressie bij adolescenten wordt geschat op ongeveer 7,5% tot 11%. Programma's gebaseerd op Cognitieve Gedragstherapie (CGT) zijn het meest effectief gebleken bij de preventie van depressie bij adolescenten. CGT bestaat uit verschillende componenten, waarvan cognitieve herstructurering (CH) en gedragsactivering (GA) het meest aansluiten bij de oorspronkelijke theorieën van CGT. Het doel van deze studie was om te onderzoeken of ernst van depressieve symptomen een moderator is voor zowel het effect van CH en GA als voor het effect van de volgorde op het verminderen van depressieve symptomen bij adolescenten. De steekproef betrof 102 adolescenten. Er waren twee condities, elk bestaande uit twee modules van elk 3 sessies; CH – GA (n=57) en GA – CH (n=45). De moderator ernst werd op twee manieren geoperationaliseerd, door zelfrapportage en beoordeling middels een klinisch interview op basis van het aantal symptomen. De resultaten toonden aan dat de ernst van depressieve symptomen geen moderator is zowel voor het effect van de losse modules als voor de volgorde waarin de modules zijn aangeboden. Huidig onderzoek laat dus zien dat het voor het effect van GA of CH en de volgorde waarin deze componenten worden aangeboden binnen geïndiceerde preventie niet uitmaakt wat de ernst van de klachten is van adolescenten. Beperkingen van dit onderzoek, aanbevelingen voor vervolgonderzoek en implicaties voor de praktijk worden besproken.

*Sleutelwoorden:* (sub)klinische depressieve symptomen, cognitieve gedragstherapie, adolescenten, preventie, cognitieve herstructurering, gedragsactivatie.

### **Abstract**

The prevalence of depression in adolescents is estimated to be approximately 7.5% to 11%. Cognitive Behavioral Therapy (CBT) programs have been shown to be the most effective in preventing depression in adolescents. CBT consists of several components, of which cognitive restructuring (CH) and behavioral activation (GA) are most consistent with the original theories of CBT. The aim of this study was to investigate whether depressive symptom severity moderates both the effect of CH and GA and the effect of sequence on reducing depressive symptoms in adolescents. The sample included 102 adolescents. There were two conditions each consisting of two modules of 3 sessions each; CH – GA (n=57) and GA – CH (n=45). Moderator severity was operationalized in two ways, by self-report and clinical interview assessment based on the number of symptoms. The results showed that severity of depressive symptoms is not a moderator for both the effect of the individual modules and the order in which the modules are presented. Current research therefore shows that the severity of the symptoms of adolescents is not relevant for the effect of GA or CH and the order in which these components are presented within indicated prevention. Limitations of this research, recommendations for future research and implications for practice are discussed.

*Keywords:* (sub)clinical depressive symptoms, cognitive behavioral therapy, adolescents, prevention, cognitive restructuring, behavioral activation.

## **Het effect van cognitieve herstructurering en gedragsactivering in het verminderen van depressie bij adolescenten: Ernst als moderator.**

Depressie is één van de meest voorkomende psychiatrische stoornissen bij kinderen en adolescenten (Costello et al., 2003; Kessler et al., 2012), waarbij de prevalentie significant toeneemt tijdens de adolescentie (Avenevoli et al., 2015). De levenslange prevalentie bij adolescenten wordt geschat op bijna 11% en de jaarlijkse prevalentie is ongeveer 7,5% (Avenevoli et al., 2015; Kessler et al., 2012). Daarnaast komen ook subklinische depressieve klachten veel voor bij adolescenten (Carrellas et al., 2017). Adolescenten met (sub-)klinische klachten ervaren zowel gedragsmatige als emotionele problemen, met een grote impact op de relatie met ouders en leeftijdsgenoten (Jaycox et al., 2009). Daarnaast zijn er problemen met schoolse prestaties, een grote kans op voortijdig schooluitval (Quiroga et al., 2013) en een verhoogd risico op zelfmoord (Thapar et al., 2012). Er is grote kans op herhaling van klachten in het volwassen leven (Curry et al., 2011; Wilson et al., 2015) en op het ontwikkelen van problemen met betrekking tot middelenmisbruik (O’Neil et al., 2011). Toegenomen ernst van subklinische naar klinische depressieve symptomen is geassocieerd met minder herstel, langere episodes en grotere kans op herhaling (Emslie et al., 2003). Maatschappelijk gezien zijn de kosten met betrekking tot adolescenten met klinische depressie hoog gebleken (Bodden et al., 2018). Gezien de mogelijke verergering van subklinische symptomen richting volwassenheid, de impact op het sociale en schoolse functioneren, en de hoge maatschappelijke kosten is het van belang om zo vroeg mogelijk preventieprogramma’s in te zetten.

Programma’s gebaseerd op Cognitieve Gedragstherapie (CGT) zijn volgens diverse meta-analyses al vele jaren het meest toegepast en effectief gebleken bij de preventie van depressie bij adolescenten (Cuijpers et al., 2009; Keles & Idsoe, 2018; Klein et al., 2007; Ssegonja et al., 2019). Meerdere onderzoeken melden echter ook dat de effecten klein zijn en zelfs af lijken te nemen op de langere termijn (Hetrick et al., 2015; Keles & Idsoe, 2018; Ssegonja et al., 2019). Daarnaast lijkt niet iedereen van CGT te profiteren (Weisz et al., 2006). De laatste jaren wordt er daarom verdergaand, gedetailleerder onderzoek gedaan naar de effectiviteit van CGT, bijvoorbeeld door te kijken naar de relatieve effecten van verschillende componenten van CGT.

CGT vindt zijn oorsprong in twee verschillende theorieën: de cognitieve theorie en de gedragstheorie (Beck et al., 1979; Lewinsohn, 1974). Eerstgenoemde theorie gaat ervan uit dat gedachten en overtuigingen over zichzelf, anderen en situaties een primaire factor is in het bepalen van iemands stemming (Beck et al., 1979). De gedragstheorie gaat ervan uit dat het

verbeteren van iemands stemming in relatie staat tot de positieve ervaringen die diegene opdoet (Lewinsohn, 1974). Met de combinatie van deze twee theorieën, richt CGT zich op het veranderen van interne overtuigingen, percepties en attitudes, om daarmee specifiek nadelig gedrag om te buigen (Milkman & Wanberg, 2007) en toekomstige depressieve episodes te voorkomen (Weersing et al., 2009). Uit verschillende onderzoeken naar de effecten van een complete CGT-behandeling voor depressie bij adolescenten blijkt dat hoe ernstiger de symptomen zijn bij aanvang, hoe lager de uiteindelijke behandeluitkomsten (Nilsen et al., 2013; Kasch et al., 2002; Muris, 2002). Uit een meta-analytische review komt echter naar voren dat dit voor preventieprogramma's andersom is: hierbij zijn de effecten juist groter voor deelnemers met een hoog risico (Stice et al., 2009).

Geïndiceerde preventieprogramma's op basis van CGT, bedoeld voor het verminderen van beginnende klachten en daarmee voorkomen van verergering, blijken te zorgen voor een vermindering van de ernst van depressieve symptomen bij adolescenten (Ssegonja et al. (2019). Deze programma's bestaan vaak uit verschillende componenten van CGT, met elk hun eigen doel, inhoud en technieken (Van den Heuvel et al., 2019). De componenten die het meest aansluiten bij de hierboven beschreven theorieën zijn cognitieve herstructurering (CH) en gedragsactivering (GA). Uit een recente meta-analyse blijkt dat effecten van CGT bij adolescenten met (sub-)klinische depressieve klachten groter zijn wanneer CGT de componenten uitdagende gedachten (als onderdeel van cognitieve herstructurering) en gedragsactivering bevat, dan wanneer CGT deze componenten niet bevat (Oud et al., 2019). Dit komt overeen met een onderzoek waarin adolescenten uitdagende gedachten en gedragsactivering als een effectieve strategie identificeerden om depressieve symptomen te verminderen (Ng et al. 2016). Daarentegen blijkt uit andere onderzoeken dat er geen verschillen zijn in het effect tussen cognitieve en niet-cognitieve therapievormen of componenten bij de preventie van depressie bij adolescenten (Van den Heuvel et al., submitted; Weisz et al., 2006). De literatuur is dus tegenstrijdig en het is ook niet altijd duidelijk wie er wel en niet profiteert van CGT. Mogelijk zijn er bepaalde subgroepen te onderscheiden van adolescenten die meer of minder profiteren van bepaalde componenten. In dit onderzoek wordt onderzocht in hoeverre ernst van depressieve symptomen voorafgaand aan een preventieve training het effect van de CGT-componenten CH en GA en verschillende volgorden van deze componenten modereren.

De doelgroep van geïndiceerde preventie bestaat uit adolescenten die verhoogde depressieve symptomen hebben. Hoewel al deze adolescenten klachten ervaren, zijn er wel onderlinge verschillen van elkaar in de ernst van de klachten of het aantal symptomen. Uit

onderzoek van Van den Heuvel en collega's (submitted) weten we dat preventie gebaseerd op CGT effectiever is naarmate de klachten ernstiger zijn, maar we weten nog niet of dat ook geldt voor de losse componenten. Voor het bepalen van het niveau van ernst geeft de Richtlijn Stemningsproblemen voor jeugdhulp en jeugdbescherming de volgende factoren aan die belangrijk zijn: (de beperkingen van) het algemeen sociaal en maatschappelijk functioneren, de aard van de symptomen, het beloop, comorbiditeit en de hoeveelheid symptomen: 2-4 symptomen duidt op een subklinische depressie; 5-6 symptomen: lichte depressie; 6-8 symptomen: matige depressie; 8-9 symptomen: ernstige depressie (Meeuwissen et al., 2017). Uit onderzoek is bekend dat hoe ernstiger de depressieve symptomen zijn, hoe lager het niveau van het gedragsactivatiesysteem is en hoe minder iemand dus geneigd is om in actie te komen (Kasch et al., 2002; Muris, 2002). Hierdoor kunnen depressieve symptomen verergeren (Kasch et al. 2002) en kan een negatieve spiraal ontstaan. Hieruit kan worden verondersteld dat gedragsactivering mogelijk een belangrijk component is in het verminderen van depressieve symptomen bij adolescenten met (relatief) ernstige symptomen in het kader van geïndiceerde preventie. Deze veronderstelling wordt onderstreept door onderzoek van Dimidjian et al. (2006), waaruit blijkt dat voor volwassenen met een ernstige depressie, gedragsactivatie significant betere resultaten opleverde dan cognitieve therapie, echter ging het hier om behandeling. Tevens blijkt uit hierboven genoemde onderzoeken van Kasch et al. (2002) en Muris (2002) dat bij minder ernstige klachten het niveau van het gedragsactivatiesysteem hoger is. Hieruit kan worden verondersteld dat adolescenten met milde klachten mogelijk nog wel in staat zijn om zichzelf te activeren. Bij deze groep staan de cognitieve problemen (veel negatieve gedachten) waarschijnlijk meer op de voorgrond, en dus sluit CH als eerste component mogelijk beter aan en is GA wellicht minder relevant.

Het doel van dit onderzoek is om antwoord te vinden op de vragen: 1) Is ernst van depressieve symptomen bij adolescenten een moderator voor het effect van CH en GA op de uitkomsten in het kader van geïndiceerde preventie? 2) Is ernst van depressieve symptomen tevens een moderator voor het effect van de verschillende volgorden van het aanbieden van deze componenten (CH-GA en GA-CH) in de preventie van depressie bij adolescenten? Deze vragen zijn zowel wetenschappelijk als klinisch relevant omdat dit nieuwe inzichten kan geven in de werkzaamheid van deze componenten binnen een geïndiceerde preventieve setting voor adolescenten met relatief ernstige depressieve symptomen ten opzichte van adolescenten met relatief mildere klachten (wel allen verhoogde symptomen), waarmee de vraag "wat werkt voor wie?" wellicht beantwoord kan worden. Meer kennis hierover kan een

bijdrage leveren aan het afstemmen van de twee belangrijkste componenten van CGT op het individu. Hiermee kan de effectiviteit van de behandeling vergroot worden, ook wel ‘precisiegeneeskunde’ genoemd (Kunas et al., 2020). Op basis van de eerder beschreven literatuur zijn de hypothesen dat 1) Adolescenten met (relatief) ernstige depressieve symptomen meer baat hebben bij GA en adolescenten met (relatief) mildere depressieve symptomen meer baat hebben bij CH. Hieruit volgt dat 2) Adolescenten met (relatief) ernstige depressieve symptomen meer baat hebben bij eerst GA en dan CH dan adolescenten met (relatief) mildere depressieve symptomen.

## **Methode**

### **Design**

Dit onderzoek maakt deel uit van een groter onderzoeksproject uitgevoerd door het Trimbos-instituut in samenwerking met de Universiteit Utrecht en het ZonMW-consortium Angst en Depressie (Trimbosinstituut, 2018), waarbij het effect van CGT-programma's op preventie van depressieve symptomen bij adolescenten is onderzocht. Hierbij is met name gekeken naar de relatieve effectiviteit van de vier belangrijkste CGT-componenten: CH, GA, PO (probleemoplossing) en ON (ontspanning) en verschillende volgorden van deze componenten (Van den Heuvel et al., 2019). Het onderzoeksdesign bestond uit vier parallelle condities, elk bestaande uit vier verschillende modules op basis van de vier CGT-componenten (elk 3 sessies), waarbij de volgorde van het aanbod verschilde per conditie.

Conditie 1: **CH – GA – ON – PO**

Conditie 2: **GA – CH – ON – PO**

Conditie 3: **PO – GA – CH – ON**

Conditie 4: **ON – PO – GA – CH**

Voor het beantwoorden van de onderzoeksvragen in dit onderzoek is er gekeken naar de eerste twee modules van conditie 1 en 2.

Voorafgaand aan het programma heeft een meting plaatsgevonden (t0) ten aanzien van de depressieve symptomen. Daarnaast was er een meting na elke module (t1-t4) en 6 maanden na de training (t5). In dit onderzoek wordt gebruik gemaakt van de voormeting (t0), de meting na de eerste module (t1) en de meting na het aanbieden van de tweede module (t2).

### **Participanten**

Vanuit bovenstaande trial zijn er longitudinale gegevens beschikbaar van 282 adolescenten. Deze adolescenten moesten voldoen aan drie inclusiecriteria: leeftijd tussen 10 en 20 jaar, voldoende kennis van de Nederlandse taal en een verhoogd niveau van depressieve

symptomen bij de screening. Dit laatste is gemeten door middel van de Children's Depression Inventory (CDI-2; Bodden et al., 2016), waarbij de grenswaarde lag op een percentielscore van 76 of hoger (normscores op basis van geslacht en leeftijd). De exclusiecriteria waren: het ontbreken van toestemming van de adolescent of ouders (indien jonger dan 16 jaar), het op dat moment behandeld worden voor stemmings- of angstgerelateerde problemen en een verhoogd suïcide risico.

### **Procedure**

Bovengenoemde adolescenten zijn geworven door middel van een screening op 11 middelbare scholen in Nederland. Alle leerlingen en hun ouders hebben een informatiebrief ontvangen over het onderzoek en de training. Na passieve toestemming vond de screening plaats en vulden de adolescenten de CDI-2 (Bodden et al., 2016) in. Adolescenten die voldeden aan de inclusiecriteria (en hun ouders indien de adolescent jonger dan 16 jaar was) zijn per mail en daarna per telefoon benaderd om mee te doen met het onderzoek. Voor deelname is door de adolescenten (en ook de ouders, bij adolescenten jonger dan 16 jaar) actief toestemming gegeven middels een schriftelijk toestemmingsformulier. Deze aangemelde adolescenten zijn vervolgens per school gestratificeerd naar sekse en leeftijd. Daarna zijn ze als groep van gemiddeld vijf leerlingen random toegewezen aan één van de vier condities door middel van een computer gegenereerde blokrandomisatie. De toewijzing aan de vier condities is verborgen gehouden tot aan het kennismakingsgesprek, nadat de voormeting had plaatsgevonden.

### **Meetinstrumenten**

De moderator, ernst van depressieve symptomen, is op twee manieren geoperationaliseerd. Allereerst als categoriale maat, gemeten met de Kiddie-Schedule for Affective Disorders and Schizophrenia op de voormeting (t0) (K-SADS-PL, Kaufman et al., 1997), waarbij de ernst van de depressieve symptomen is beoordeeld door middel van een klinisch interview op basis van het aantal symptomen, overeenkomstig de Richtlijn Stemningsproblemen (Meeuwissen et al., 2017): 0-1 symptomen: geen klachten; 2-4 symptomen: subklinisch; 5-6 symptomen: licht; 6-8 symptomen: matig en 8-9 symptomen: ernstig. Echter vanwege een te kleine n voor sommige groepen is afgeweken van deze indeling en zijn er categorieën samengevoegd: 0-2 symptomen: geen/mild, 3-7 symptomen: ernstig. De K-SADS is in Nederland niet beoordeeld op betrouwbaarheid en validiteit. In eerder internationaal onderzoek was de interbeoordelaarsovereenkomst hoog en is de test-hertestbetrouwbaarheid uitstekend bevonden (.77 tot 1.00) (Kaufman et al., 1997).



Ten tweede werd de moderator als continue maat gemeten met de CDI-2 (Bodden et al., 2016) op de voormeting (t0). De CDI-2 is een zelfrapportagevragenlijst die de mate van depressieve symptomen bij kinderen en adolescenten van 8 t/m 21 jaar meet. De lijst bestaat uit 28 items, waarbij de adolescent bij elk item kiest uit drie opties (bijv. 0=Ik ben af en toe verdrietig, 1=Ik ben vaak verdrietig, 2=Ik ben altijd verdrietig); waarbij een hogere score duidt op een hogere mate van ernst van depressieve symptomen. De COTAN heeft dit meetinstrument in 2017 beoordeeld met een goed voor de betrouwbaarheid (Cronbach's alfa van .79). De CDI-2 heeft een goede interne consistentie en convergente validiteit (Bodden et al., 2016). Binnen de huidige studie is de Cronbach's alfa voor de volledige versie van de CDI-2: .85, wat aangeeft dat interne consistentie van de vragenlijst goed is (Field, 2018).

De afhankelijke variabele, depressieve symptomen, is tevens gemeten met de CDI-2 (Bodden et al., 2016) op t1 en t2. Hier is de verkorte variant afgenomen, bestaande uit 12 items. De psychometrische eigenschappen van deze versie zijn in Nederland niet onderzocht. Bodden et al. (2016) hebben geconstateerd dat de interne consistentie van dit instrument betrouwbaar is gebleken, met een Cronbach's alfa van .76. Binnen de huidige studie is de Cronbach's alfa voor de verkorte versie van de CDI-2: .85 voor de voormeting, .80 voor de eerste tussenmeting en .82 voor de tweede tussenmeting, waarmee de interne consistentie van de vragenlijst goed is (Field, 2018).

### **Analyses**

De analyses zijn uitgevoerd met het statistische programma SPSS, versie 26, met een betrouwbaarheidsinterval van 95% en een statistisch significante p-waarde van  $<.05$ .

Voorafgaand aan het uitvoeren van de analyses is er gekeken of er binnen de te onderzoeken condities, participanten waren met ontbrekende scores op de verschillende metingen. In totaal zijn er 48 participanten verwijderd, waarvan 24 uit conditie 1 en 24 uit conditie 2. Bij deze participanten ontbraken alle metingen op de CDI-2 ( $n=9$ ), de volledige voormeting ( $n=4$ ), tussenmeting 1 ( $n=2$ ), tussenmeting 2 ( $n=15$ ), de volledige tussenmetingen ( $n=17$ ), of de gegevens van de K-SADS ( $n=1$ ). Van één participant uit conditie 1 ontbraken slechts een aantal scores op tussenmeting 1, welke zijn geïmputeerd op een manier die volgens Israëls en collega's (2011) redelijk betrouwbaar is; de ontbrekende waarde is vervangen door de gemiddelde score van de respondenten die een geldige score hebben én in dezelfde deelpopulatie zitten als de item-nonrespondent. Vervolgens zijn 14 items van de CDI-2 volledige versie en 6 items van de CDI-2-verkorte versie omgepooled. Om de afhankelijke variabele te meten, zijn verschilcores gemaakt voor t0 en t1, en t0 en t2. Om te onderzoeken of conditie 1 en 2 ondanks de randomisatie vergelijkbaar zijn, is een chi-

squaretoets uitgevoerd voor de demografische kenmerken sekse, etniciteit en opleidingsniveau. Dit is tevens gedaan voor de moderator op categorisch niveau. Daarnaast is een onafhankelijke t-toets uitgevoerd voor het kenmerk leeftijd en voor de moderator op continu niveau.

Voor de module GA werd niet voldaan aan de assumptie voor normaliteit. Dit is geen reden tot zorg omdat de steekproef uit meer dan dertig participanten bestaat (Field, 2018). Er zijn vier univariate uitschieters waargenomen middels boxplots; 1 bij module CH en 3 bij module GA. Er is gekozen om deze uitschieters mee te nemen in de analyse, vanwege mogelijke plotselinge en grote verschillen in de ernst van de klachten in een interval tussen twee sessies (Tang & DeRubeis, 1999). Aan de overige assumpties werd voldaan.

Voor de 1<sup>e</sup> hypothese is de module GA en de groep met (relatief) ernstig depressieve symptomen (op twee manieren gemeten), gehanteerd als indicatorgroep en voor hypothese 2 conditie 2 en de groep met (relatief) ernstige depressieve symptomen (op twee manieren gemeten).

Er is gebruik gemaakt van moderatie analyses middels de PROCESS macro, door Andrew Hayes (2012). Bij alle bovenstaande analyses zijn behorende assumpties gecontroleerd, bij een eventuele schending is dit gerapporteerd bij de resultaten.

## Resultaten

### Beschrijvende statistieken

Tabel 1 geeft de beschrijvende demografische statistieken weer van de totale steekproef en de condities 1 en 2. Uit de onafhankelijke t-toets bleek dat er geen significant verschil was tussen de condities in de gemiddelde leeftijd van de participanten,  $t(100) = 1.60$ ,  $p = .112$ . Ook was er geen significant verschil tussen de condities voor de moderator op continu niveau,  $t(100) = 0.16$ ,  $p = .871$ . Uit de Pearson's chi-square toets bleek dat er geen significante verschillen waren tussen de condities in de verdeling van jongens en meisjes,  $\chi^2(1, N = 102) = .94$ ,  $p = .332$  en voor het kenmerk etniciteit,  $\chi^2(1, N = 102) = .54$ ,  $p = .652$ . Voor dit laatste kenmerk is tevens de Fisher's Exact toets gebruikt, omdat de assumptie van niet teveel verwachte waarden onder de vijf geschonden werd; uit deze toets bleken ook geen significante verschillen tussen de twee condities,  $p = .652$ . Ook voor de moderator op categorisch niveau bleek dat er geen significante verschil was tussen de twee condities,  $\chi^2(1, N = 102) = .943$ ,  $p = .332$ . Voor het kenmerk opleidingsniveau bleek dat er wel significante verschillen bestonden tussen de twee condities,  $\chi^2(2, N = 102) = 10.389$ ,  $p < .05$ . In conditie 1 zaten geen participanten met een laag opleidingsniveau en meer participanten met een hoog

opleidingsniveau ten opzichte van conditie 2. Om deze reden is opleidingsniveau als covariaat meegenomen in de analyses.

**Tabel 1**

*Beschrijvende Statistieken Demografische Kenmerken en Ernst Depressieve symptomen van de Totale Steekproef en de Conditie 1 en 2*

Variabele	Totaal ( <i>n</i> = 102)	Conditie 1: CH-GA ( <i>n</i> = 57)	Conditie 2: GA-CH ( <i>n</i> = 45)
	<i>M</i> ( <i>SD</i> )	<i>M</i> ( <i>SD</i> )	<i>M</i> ( <i>SD</i> )
Leeftijd (jaren)	13.73 (1.6)	13.95 (1.7)	13.44 (1.4)
Ernst depressieve symptomen (CDI-2)	16.67 (7.3)	16.77 (7.2)	16.53 (7.5)
	<i>n</i> (%)	<i>n</i> (%)	<i>n</i> (%)
<b>Sekse</b>			
Meisjes	58 (56.9)	30 (52.6)	28 (62.2)
Jongens	44 (43.1)	27 (47.4)	17 (37.8)
<b>Etniciteit</b>			
Nederlands	97 (95.1)	55 (96.5)	42 (93.3)
Anders	5 (4.9)	2 (3.5)	3 (6.7)
<b>Opleidingsniveau</b>			
Laag	7 (6.9)	0 (0.0)	7 (15.6)
Midden	37 (36.3)	20 (35.1)	17 (37.8)
Hoog	58 (56.9)	37 (64.9)	21 (46.7)
<b>Ernst depressieve symptomen (K-SADS)</b>			
Geen/licht (0-2 symptomen)	78 (76.5)	42 (73.7)	36 (80)
Ernstig (3-7 symptomen)	24 (23.5)	15 (26.3)	9 (20)

*Noot.* Opleidingsniveau laag (VMBO-basis/kader/gl), midden (VMBO-tl, VMBO-tl/HAVO, HAVO), hoog (HAVO/VWO, VWO).

### **Ernst van depressieve symptomen als moderator voor het effect van CH en GA**

***Hypothese 1: Adolescenten met (relatief) ernstige depressieve symptomen hebben meer baat bij GA en adolescenten met (relatief) milde depressieve symptomen hebben meer baat bij CH***

Uit de analyse met de moderator op categorisch meetniveau bleek dat de verklaarde variantie van het model niet significant is,  $R^2 = .008$ ,  $F(4, 97) = .20$ ,  $p = .936$ . Er is geen significant hoofdeffect voor GA op de verandering in depressieve symptomen tussen  $t_0$  en  $t_1$ ,  $b = .03$ , 95% CI [-0.56, 0.44],  $t = .05$ ,  $p = .961$ . Het hoofdeffect van ernstige depressieve symptomen op de verandering in depressieve symptomen is eveneens niet significant,  $b = -.27$ , 95% CI [-0.24, 0.77],  $t = -.41$ ,  $p = .684$ . Het interactie-effect (module GA x ernstig depressieve

symptomen) is tevens niet significant op de verandering in depressieve symptomen tussen t0 en t1,  $F(1, 97) = .27, p = .605$ .

Uit de analyse met de moderator op continu meetniveau bleek dat de verklaarde variantie van het model niet significant is,  $R^2 = .02, F(4, 97) = .53, p = .714$ . Er is geen significant hoofdeffect voor GA op de verandering in depressieve symptomen, gemeten door middel van de verschilscore van vm en tm1,  $b = .52, t = .37, p = .709$ . Het hoofdeffect van depressieve symptomen op de verandering in depressieve symptomen is eveneens niet significant,  $b = -.03, t = -.62, p = .534$ . Het interactie-effect (module GA x depressieve symptomen op de voormeting) is tevens niet significant op de verandering in depressieve symptomen,  $F(1, 97) = .19, p = .664$ .

Ernst van depressieve klachten gemeten met zowel de K-SADS als de CDI-2 is dus geen moderator voor het effect van GA of CH op het verminderen van de depressieve symptomen tussen t0 en t1.

### **Ernst van depressieve symptomen als moderator bij de verschillende volgorden**

#### ***Hypothese 2: Adolescenten met (relatief) ernstige depressieve symptomen hebben meer baat bij eerst GA en dan CH dan adolescenten met (relatief) mildere depressieve symptomen***

Uit de analyse met de moderator op categorisch meetniveau bleek dat de verklaarde variantie van het model niet significant is,  $R^2 = .03, F(4, 97) = .80, p = .527$ . Er is geen significant hoofdeffect voor Conditie 2 (GA-CH) op de verandering in depressieve symptomen tussen t0 en t2,  $b = 1.15, 95\% \text{ CI} [-0.44, 0.56], t = 1.79, p = .077$ . Het hoofdeffect van ernstige depressieve symptomen op de verandering in depressieve symptomen is eveneens niet significant,  $b = .09, 95\% \text{ CI} [-0.24, 0.76], t = .12, p = .901$ . Het interactie-effect (conditie 2 x ernstig depressieve symptomen) is tevens niet significant,  $F(1, 97) = .0127, p = .910$ .

Uit de analyse met de moderator op continu meetniveau bleek dat de verklaarde variantie van het model niet significant is,  $R^2 = .07, F(4, 97) = 1.74, p = .146$ . Er is geen significant hoofdeffect voor conditie 2 op de verandering in depressieve symptomen, gemeten door middel van de verschilscore van vm en tm2,  $b = 1.71, t = 1.11, p = .268$ . Het hoofdeffect van depressieve symptomen op de verandering in depressieve symptomen is eveneens niet significant,  $b = -.06, t = -1.08, p = .284$ . Het interactie-effect (conditie 2 x depressieve symptomen) is tevens niet significant op de verandering in depressieve symptomen,  $F(1, 97) = .18, p = .672$ .

Ernst van depressieve klachten gemeten met zowel de K-SADS als CDI-2 is dus eveneens geen moderator voor het effect van de volgorde van de modules GA en CH op het verminderen van de depressieve symptomen tussen t0 en t2.

## Discussie

Het doel van deze studie was om te onderzoeken of ernst van depressieve klachten een moderator is voor het effect van de twee belangrijkste componenten van CGT: cognitieve herstructurering (CH) en gedragsactivering (GA) en het effect van de volgorde van deze twee componenten in het verminderen van depressieve symptomen bij adolescenten. Dit zou wellicht kunnen bijdragen aan het effectiever kunnen afstemmen van preventieve interventie op het individu. Resultaten laten zien dat de ernst van depressieve klachten, gemeten met zowel de K-SADS als de CDI-2, zowel geen moderator is voor het effect van de losse componenten GA of CH als voor het effect van de volgorde van de modules GA en CH op het verminderen van de depressieve symptomen.

Vanuit de literatuur werd verwacht dat adolescenten met (relatief) ernstige depressieve klachten (in onze hoog risicogroep) meer baat zouden hebben bij het component GA dan bij CH (Dimidjian et al. 2006; Kasch et al., 2002; Muris, 2002). Aan de andere kant werd op basis van dezelfde literatuur verwacht dat ook andersom zou gelden: jongeren met mildere klachten zouden meer baat hebben bij CH dan bij GA. Deze verwachtingen komen niet overeen met de resultaten van het huidig onderzoek. Eerder onderzoek van Van den Heuvel et al. (submitted) liet zien dat er überhaupt geen effect was van de modules CH en GA na drie sessies op depressieve symptomen. Huidig onderzoek laat zien dat dit mogelijk niet verschilt voor adolescenten met relatief ernstige klachten ten opzichte van adolescenten met relatief milde klachten (er is echter met een selectie van de data gewerkt, waardoor huidig onderzoek niet helemaal te vergelijken is met dat van Van den Heuvel en collega's (submitted)). Een mogelijke verklaring die Van den Heuvel en collega's (submitted) geven voor het gebrek aan effect is het geringe aantal van slechts drie sessies, mogelijk is dat ook het geval bij dit moderatieonderzoek. Het resultaat van huidig onderzoek komt overeen met andere studies die lieten zien dat er geen verschillen waren in het effect tussen cognitieve en niet-cognitieve therapievormen (Weisz. et al., 2006). Tegelijkertijd spreekt het de studies van Oud et al. (2019) en Ng et al. (2016) tegen die juist aangeven dat er wel effecten zijn bij adolescenten met (sub-)klinische klachten wanneer CGT de componenten uitdagende gedachten en gedragsactivering bevat.

Daarnaast werd op basis van genoemde literatuur logischerwijs verwacht dat adolescenten met (relatief) ernstige depressieve klachten meer baat zouden hebben bij de volgorde GA-CH en de adolescenten met (relatief) milde depressieve klachten bij CH-GA. Ook deze verwachtingen kwamen niet overeen met de resultaten. Het onderzoek van Van den Heuvel et al. (submitted) liet zien dat de volgorde CH-GA wel effect heeft en GA-CH niet.

Ook dit verschilt dus mogelijk niet voor adolescenten met (relatief) ernstige symptomen ten opzichte van adolescenten met (relatief) milde symptomen.

Het is mogelijk dat de huidige studie vanwege beperkingen onvoldoende in staat was om moderatie effecten aan te tonen, allereerst vanwege de lage variabiliteit in de scores van depressieve symptomen. Geïndiceerde preventie richt zich op een groep met verhoogde symptomen. In het huidige onderzoek bleek echter weinig variatie in deze groep, terwijl we dat wel hadden verwacht omdat we in de eerdere studie van Van den Heuvel et al. (submitted) zagen dat een deel van de adolescenten een diagnose had. De indeling van ernst van depressieve symptomen in de categorieën zoals beschreven in de Richtlijn Stemningsproblemen (Meeuwissen et al., 2017), bleek met de beschikbare data voor de huidige studie niet haalbaar; er was een te kleine  $n$  voor sommige groepen en de hoogste categorie (8-9) had überhaupt geen participanten. Hierdoor zijn categorieën samengevoegd, waarmee het onderscheid tussen ernstig en licht niet zo groot was en deze steekproef mogelijk te homogeen was om moderatie-effecten voor ernst vast te kunnen stellen. Daarnaast is de beoordeling van de ernst van de depressieve symptomen als categorische maat gedaan op basis van het aantal symptomen (K-SADS), hierbij is echter niet het aantal levensgebieden waarmee de symptomen interfereren meegenomen: iemand met drie symptomen kan hier in het dagelijks leven meer last van hebben wanneer deze symptomen met meerdere levensgebieden interfereren, dan iemand met vijf symptomen in maar één levensgebied, bijvoorbeeld school. De vraag is dus hoe betrouwbaar het niveau van ernst gemeten is.

Een andere beperking is dat het een kleine steekproef betreft; van de 151 participanten zijn er 48 verwijderd en slechts 1 geïmputeerd. Bij deze participanten ontbraken verschillende CDI-2 scores op meerdere meetmomenten, ondanks dat ze een stimulans hadden gekregen om de vragenlijsten in te vullen. Hierdoor was er mogelijk te weinig power om verschil aan te tonen, mocht deze er zijn (Button et al., 2006).

Dit onderzoek heeft ook een aantal sterke kanten. Deze studie heeft voor het eerst gekeken naar ernst als moderator in combinatie met de losse componenten cognitieve herstructurering en gedragsactivatie en de volgorde van deze componenten. Een ander sterk punt is dat de moderator ernst op twee verschillende manieren is geoperationaliseerd: met de CDI-2 en de K-SADS. Beide operationalisaties laten dezelfde resultaten zien, waarmee de betrouwbaarheid van dit onderzoek wordt vergroot. Tot slot zijn de depressieve symptomen gemeten met de verkorte versie van de CDI-2, wat een betrouwbaar instrument is gebleken (Cronbach's alfa  $> .80$  voor de verschillende metingen) ondanks dat er nog relatief weinig

gebruik van wordt gemaakt in onderzoek en er nog geen psychometrisch onderzoek is gedaan naar deze verkorte variant.

De resultaten impliceren dat het aanbieden van een combinatie van componenten, zoals ook aanbevolen in het onderzoek van Van den Heuvel et al. (submitted), effectiever is dan losse componenten, zowel voor adolescenten met (relatief) ernstige als (relatief) lichte klachten. Aangezien de volgorde van het aanbieden van de componenten niet uitmaakt voor adolescenten met verschillende niveaus van ernst van symptomen, betekent dit voor de trainer dat hij/zij meer ruimte heeft om zelf keuzes te maken ten aanzien van de volgorde van de componenten.

Voor vervolgonderzoek is het aan te bevelen om te onderzoeken wat een betrouwbare manier is om het niveau van ernst vast te kunnen stellen: met welk instrument, consensus over de criteria en daar duidelijke afspraken over maken tussen onderzoekers. Daarnaast wordt aanbevolen om bij vervolgonderzoek gebruik te maken van meer genuanceerde imputatietechnieken, waardoor de data van de participanten met missende scores alsnog zouden kunnen worden meegenomen (Kavelaars et al., 2019). Verder wordt aanbevolen om meer toe te zien op het volledig invullen en het verzamelen van de vragenlijsten en het scheppen van duidelijke verwachtingen naar de jongeren toe en het maken van afspraken hierover.

### **Conclusie**

Concluderend kan door dit onderzoek gesteld worden dat de ernst van depressieve symptomen zowel geen moderator is voor het effect van de componenten GA of CH als voor het effect van de volgorde van de modules GA en CH op het verminderen van depressieve symptomen.

De resultaten van deze studie roepen nieuwe vragen op, zoals worden er wel verschillen gevonden wanneer de onderzoeksgroep heterogener is? En hoe kan de moderator ernst op een betrouwbare manier geoperationaliseerd worden? Vervolgonderzoek hiernaar is wenselijk om in de toekomst preventieve CGT-programma's voor adolescenten effectiever en persoonsgerichter te kunnen inzetten.

### Referenties

- Avevenoli, S., Swendsen, J., He, J. P., Burstein, M., & Merikangas, K. R. (2015). Major depression in the National Comorbidity Survey–Adolescent Supplement: prevalence, correlates, and treatment. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, *54*(1), 37-44.
- Beck, A., Rush, A., Shaw, B., & Emery, G. (1979). *Cognitive therapy of depression*. Guilford press.
- Bodden, D., Braet, C., & Stikkelbroek, Y. (2016). *CDI-2 Screeningsvragenlijst voor depressie bij kinderen en jongeren*. Hogrefe Uitgevers B.V.
- Bodden, D., Stikkelbroek, Y., & Dirksen, C. (2018). Societal burden of adolescent depression, an overview and cost-of-illness study. *Journal of Affective Disorders*, *241*, 256-262. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2018.06.015>
- Carrellas, N. W., Biederman, J., & Uchida, M. (2017). How prevalent and morbid are subthreshold manifestations of major depression in adolescents? A literature review. *Journal of Affective Disorders*, *210*, 166–173.
- Costello, E. J., Mustillo, S., Erkanli, A., Keeler, G., & Angold, A. (2003). Prevalence and development of psychiatric disorders in childhood and adolescence. *Archives of General Psychiatry*, *60*(8), 837-844. <https://doi:10.1001/archpsyc.60.8.837>
- COTAN (2017). *CDI-2 Screeningsvragenlijst voor depressie bij kinderen en jongeren*. Geraadpleegd van <https://www-cotandocumentatie-nl.proxy.library.uu.nl/beoordelingen/b/14858/cdi-2-screeningsvragenlijst-voor-depressie-bij-kinderen-en-jongeren/>
- Cuijpers, P., Muñoz, R., Clarke, G., & Lewinsohn, P. (2009). Psychoeducational treatment and prevention of depression: the “Coping with Depression” course thirty years later. *Clinical Psychology Review*, *29*(5), 449-458. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2009.04.005>
- Curry, J., Silva, S., Rohde, P., Ginsburg, G., Kratochvil, C., Simons, A., Kirchner, J., May, D., Kennard, B., Mayes, T., Feeny, N., Albano, A., Lavanier, S., Reinecke, M., Jacobs, R., Becker-Weidman, E., Weller, E., Emslie, G., Walkup, ... & March, J. (2011). Recovery and recurrence following treatment for adolescent major depression. *Archives of General Psychiatry*, *68*(3), 263-269. <https://doi:10.1001/archgenpsychiatry.2010.150>
- Dimidjian, S., Hollon, S. D., Dobson, K. S., Schmaling, K. B., Kohlenberg, R. J., Addis, M. E., Gallop, R., McGlinchey, J. B., Markley, D. K., Gollan, J. K., Atkins, D. C.,



- Dunner, D. L., & Jacobson, N. S. (2006). Randomized trial of behavioral activation, cognitive therapy, and antidepressant medication in the acute treatment of adults with major depression. *Journal of consulting and clinical psychology, 74*(4), 658.  
<https://doi-org/10.1037/0022-006X.74.4.658>
- Emslie, G., Mayes, T., Laptook, R., & Batt, M. (2003). Predictors of response to treatment in children and adolescents with mood disorders. *Psychiatric Clinics, 26*(2), 435-456.  
[https://doi:10.1016/S0193-953X\(02\)00110-7](https://doi:10.1016/S0193-953X(02)00110-7)
- Field, A. (2018). *Discovering Statistics Using IBM SPSS Statistics* (5th ed.). SAGE. ISBN: 978-1-5264-1952-1.
- Hayes, A. F. (2012). PROCESS: A versatile computational tool for observed variable mediation, moderation, and conditional process modeling.
- Hetrick, S., Cox, G., Fisher, C., Bhar, S., Rice, S., Davey, C., & Parker, A. (2015). Back to basics: could behavioural therapy be a good treatment option for youth depression? A critical review. *Early Intervention in Psychiatry, 9*(2), 93-99.  
<https://doi:10.1111/eip.12142>
- Israëls, A., Kuijvenhoven, L., & Van der Laan, J., Pannekoek, J., & Schulte Nordholt, E. (2011). Imputatie (11). Centraal Bureau voor de Statistiek. Geraadpleegd van <https://www.cbs.nl/nl-nl/onze-diensten/methoden/statistische-methoden/throughput/throughput/imputatie>
- Jaycox, L., Stein, B., Paddock, S., Miles, J., Chandra, A., Meredith, L., Tanielian, T., Hickey, S., & Burnam, M. (2009). Impact of teen depression on academic, social, and physical functioning. *Pediatrics, 124*(4), e596-e605.  
<https://doi.org/10.1542/peds.2008-3348>
- Kasch, K., Rottenberg, J., Arnow, B., & Gotlib, I. (2002). Behavioral activation and inhibition systems and the severity and course of depression. *Journal of abnormal psychology, 111*(4), 589. <https://doi.org/10.1037//0021-843X.111.4.589>
- Kaufman, J., Birmaher, B., Brent, D., Rao, U., Flynn, C., Moreci, P., Williamson, D., & Ryan, N. (1997). Schedule for affective disorders and schizophrenia for school-age children-present and lifetime version (K-SADS-PL): initial reliability and validity data. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry, 36*(7), 980-988. <https://doi.org/10.1097/00004583-199707000-00021>
- Keles, S., & Idsoe, T. (2018). A meta-analysis of group cognitive behavioral therapy (CBT) interventions for adolescents with depression. *Journal of adolescence, 67*, 129-139.  
<https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2018.05.011>

- Kessler R., Petukhova M., Sampson N., Zaslavsky A., & Wittchen, H. (2012). Twelve month and lifetime prevalence and lifetime morbid risk of anxiety and mood disorders in the United States. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 21(3), 169–184. <https://doi-org/10.1002/mpr.1359>
- Klein, J., Jacobs, R., & Reinecke, M. (2007). Cognitive-behavioral therapy for adolescent depression: a meta-analytic investigation of changes in effect-size estimates. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 46(11), 1403-1413. <https://doi.org/10.1097/chi.0b013e3180592aaa>
- Kunas, S., Lautenbacher, L., Lueken, U., & Hilbert, K. (2020). Psychological Predictors of Cognitive-Behavioral Therapy Outcomes for Anxiety and Depressive Disorders in Children and Adolescents: A Systematic Review and Meta-Analysis. *Journal of Affective Disorders*, 278(1), 614-626. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.09.092>
- Lewinsohn, P. (1974). A behavioral approach to depression. *Essential papers on depression*, 150-172.
- Meeuwissen, J., Speetjens, P., Meije, D., Oud, M., Konijn, C., Besselse, M., Heemskerk, E., De Marez Oyens, I., Rozema, E., Selle, J. & Stikkelbroek, Y. (2017). *Richtlijn Stemningsproblemen voor jeugdhulp en jeugdbescherming* (3<sup>e</sup> herziene druk). Beroepsvereniging van Professionals in Sociaal Werk, Nederlands Instituut van Psychologen, Nederlandse vereniging van pedagogen en onderwijskundigen.
- Milkman, H., & Wanberg, K. (2007). *Cognitive-behavioral treatment: A review and discussion for corrections professionals*. US Department of Justice, National Institute of Corrections.
- Muris, P. (2002). Relationships between self-efficacy and symptoms of anxiety disorders and depression in a normal adolescent sample. *Personality and individual differences*, 32(2), 337-348. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(01\)00027-7](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(01)00027-7)
- Ng, M., Eckshtain, D., & Weisz, J. (2016). Assessing fit between evidence-based psychotherapies for youth depression and real-life coping in early adolescence. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 45(6), 732-748. <https://doi.10.1080/15374416.2015.1041591>
- Nilsen, T., Eisemann, M., & Kvernmo, S. (2013). Predictors and moderators of outcome in child and adolescent anxiety and depression: a systematic review of psychological treatment studies. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 22(2), 69-87. <https://doi.10.1007/s00787-012-0316-3>

- O'Neil, K., Conner, B., & Kendall, P. (2011). Internalizing disorders and substance use disorders in youth: Comorbidity, risk, temporal order, and implications for intervention. *Clinical Psychology Review, 31*(1), 104-112.  
<https://doi.org/10.1016/j.cpr.2010.08.002>
- Oud, M., Winter, de L., Vermeulen-Smit, E., Bodden, D., Nauta, M., Stone, L., Heuvel, van den M., Al Taher, R., Graaf, de I., Kendall, T., Engels, R., & Stikkelbroek, Y. (2019). Effectiveness of CBT for children and adolescents with depression: A systematic review and meta-regression analysis. *European Psychiatry, 57*, 33-45. <http://dx.doi.org/10.1016/j.eurpsy.2018.12.008>
- Quiroga, C., Janosz, M., Bisset, S., & Morin, A. (2013). Early adolescent depression symptoms and school dropout: Mediating processes involving self-reported academic competence and achievement. *Journal of Educational Psychology, 105*(2), 552.
- Sregonja, R., Nystrand, C., Feldman, I., Sarkadi, A., Langenskiöld, S., & Jonsson, U. (2019). Indicated preventive interventions for depression in children and adolescents: A meta-analysis and meta-regression. *Preventive medicine, 118*, 7-15.  
<https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2018.09.021>
- Tang, T. Z., & DeRubeis, R. J. (1999). Sudden gains and critical sessions in cognitive-behavioral therapy for depression. *Journal of consulting and clinical psychology, 67*(6), 894.
- Thapar, A., Collishaw, S., Pine, D., & Thapar, A. (2012). *Depression in Adolescence. Lancet, 379*(9820), 1056-1067. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(11\)60871-4](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(11)60871-4)
- Trimbos Instituut. (2018, 25 oktober). *Onderzoek: waarom werkt cognitieve gedragstherapie bij depressieve adolescenten?*  
<https://www.trimbos.nl/actueel/nieuws/bericht/onderzoek-waarom-werkt-cognitieve-gedragstherapie-bij-depressieve-jongeren>
- Van Den Heuvel, M. W. H., Bodden, D. M. H., Moerbeek, M., Smit, F., & Engels, R. (2019). Dismantling the relative effectiveness of core components of cognitive behavioural therapy in preventing depression in adolescents: protocol of a cluster randomized microtrial. *BMC Psychiatry, 19*(1), 200. <https://doi.org/10.1186/s12888-019-2168-6>
- Van Den Heuvel, M. W. H., Bodden, D. H. M., Smit, F., Stikkelbroek, Y., Weisz, J. R., Moerbeek, M., & Engels, R. D. M. E. (submitted). Outcomes on the relative effectiveness of CBT-components and different sequencing in indicated depression prevention for adolescents: A pragmatic cluster randomized microtrial. *Manuscript submitted.*

- Weersing, V., Rozenman, M., & Gonzalez, A. (2009). Core components of therapy in youth: do we know what to disseminate?. *Behavior Modification*, *33*(1), 24-47.  
<https://doi.org/10.1177/0145445508322629>
- Weisz, J. R., McCarty, C. A., & Valeri, S. M. (2006). Effects of psychotherapy for depression in children and adolescents: a meta-analysis. *Psychological bulletin*, *132*(1), 132.  
<https://doi.org/10.1037/0033-2909.132.1.132>
- Wilson, S., Hicks, B., Foster, K., McGue, M., & Iacono, W. (2015). Age of onset and course of major depressive disorder: associations with psychosocial functioning outcomes in adulthood. *Psychological Medicine*, *45*(3), 505.  
<https://doi.org/10.1017/S0033291714001640>