

Romantische relaties en negatief affect: De mediërende rol van zelfwaardering

Fenne van Tiggelen 574901

Orthopedagogiek, Erasmus Universiteit Rotterdam

IJsbrand Leertouwer (leertouwer@essb.eur.nl)

Savannah Boele (s.boele@essb.eur.nl)

2 juli 2025, Breda

Samenvatting

Romantische relaties spelen een belangrijke rol in het psychologisch welzijn van adolescenten, maar hun invloed is niet eenduidig. In deze kwantitatieve studie is onderzocht in hoeverre adolescenten met een romantische relatie minder negatief affect ervaren, en de verklarende rol van zelfwaardering hierin. Daarnaast is onderzocht of adolescenten die tevreden zijn over hun relatie minder negatief affect ervaren, en of zelfwaardering ook daarin een rol speelt. Tevens zijn exploratieve analyses met positief affect als uitkomstmaat uitgevoerd. De steekproef bestond uit 227 studenten (91% vrouw, $M = 19.60$ jaar). De data zijn verzameld middels *Experience Sampling Method*, waarbij deelnemers gedurende 11 dagen, vijf keer per dag een korte vragenlijst invulden. Op basis van theorie en eerder onderzoek werd verwacht dat zowel een romantische relatie als relatietevredenheid gepaard zou gaan met meer zelfwaardering, wat negatief affect zou verminderen. De hypothesen zijn getoetst met mediatie-analyses. De resultaten boden echter geen ondersteunend bewijs voor de veronderstelde verbanden. Wel bleek dat adolescenten met een relatie, of hoge relatietevredenheid, meer positief affect ervaarden dan adolescenten zonder relatie of met minder relatietevredenheid. In beide gevallen werd dit niet verklaard door zelfwaardering. Wel rapporteerden jongeren met hogere zelfwaardering gemiddeld minder negatief en meer positief affect, ongeacht hun relatiestatus, wat het belang onderstreept van zelfwaardering in het welbevinden van adolescenten. Suggesties voor vervolgonderzoek betreffen de tijdsspanne van het onderzoek, het onderscheiden van soorten romantische betrokkenheid en het gebruik van een betrouwbare schaal voor relatietevredenheid, om uiteindelijk beter te begrijpen hoe romantische relaties bijdragen aan het psychisch welzijn van jongeren.

Sleutelwoorden: Romantische relaties, relatietevredenheid, zelfwaardering, affect, adolescentie

Abstract

Romantic relationships play an important role in adolescents' psychological well-being, but their impact is not straightforward. This quantitative study examined whether adolescents in a romantic relationship experience less negative affect, and whether self-esteem plays a mediating role. Additionally, it was explored whether adolescents who are satisfied with their relationship experience less negative affect, and whether self-esteem plays a role in that context. Exploratory analyses were also conducted with positive affect as outcome measure. The sample consisted of 227 students (91% female, $M = 19.60$ years). Data were collected using the Experience Sampling Method, in which participants completed short questionnaires five times a day over 11 days. Based on theory and previous research, it was expected that both having a relationship and higher relationship satisfaction would be associated with more self-esteem, which in turn would reduce negative affect. Hypotheses were tested using mediation analyses. However, the results did not support the assumed associations. Nevertheless, adolescents with a relationship or high relationship satisfaction reported more positive affect than those without a relationship or with lower satisfaction. In both cases, this effect was not explained by self-esteem. Adolescents with higher self-esteem did report less negative and more positive affect, regardless of relationship status, which highlights the importance of self-esteem in adolescent well-being. Suggestions for future research concern the timing of assessment, distinctions between types of romantic involvement, and the use of a reliable scale for measuring relationship satisfaction, in order to better understand how romantic relationships contribute to adolescents' psychological well-being.

Keywords: Romantic relationships, relationship satisfaction, self-esteem, affect, adolescence

Romantische relaties en negatief affect: De mediërende rol van zelfwaardering

De adolescentie is een cruciale ontwikkelingsfase waarin jongeren aanzienlijke emotionele en sociale veranderingen doormaken (Sawyer et al., 2018). Hoewel de exacte leeftijdsgrens per definitie varieert, wordt in deze studie uitgegaan van een brede definitie van adolescentie, namelijk de periode van 10 tot 24 jaar. Naast identiteitsvorming spelen interpersoonlijke relaties in deze periode een steeds grotere rol, met name romantische relaties (Collins et al., 2008). In 2021 was namelijk 75% van de Nederlandse jongeren op het voortgezet onderwijs weleens verliefd geweest (Nederlands Jeugdinstituut, 2024).

Romantische relaties worden vaak gezien als bron van steun en verbondenheid, en kunnen bijdragen aan het welzijn van adolescenten (Braithwaite et al., 2010; Ciairano et al., 2006; Kansky & Allen, 2018). Echter, onderzoek toont aan dat romantische relaties niet altijd beschermend zijn en in sommige gevallen zelfs negatieve gevolgen kunnen hebben zoals depressieve klachten (Davila et al., 2008; Rogers et al., 2018). Waarom profiteren sommige jongeren van een relatie, terwijl anderen psychische klachten ontwikkelen?

Het effect van romantische relaties

Romantische relaties kunnen dus zowel positieve als negatieve gevolgen hebben voor het welzijn van adolescenten en jongvolwassenen. Recente studies bevestigen dit beeld en laten zien dat de relatie tussen romantische relaties en negatief affect complex en context afhankelijk is. Zo toont het longitudinale onderzoek van Collibee en Furman (2015) aan dat romantische relaties in de adolescentie gepaard gaan met meer psychosociale problemen, waaronder verhoogde niveaus van depressie en angst. Deze adolescenten werden zeven jaar lang gevolgd tot in de late adolescentie, van 15 tot 22 jaar. In de late adolescentie gingen romantische relaties daarentegen gepaard met minder psychische klachten. Dit suggereert een positieve samenhang tussen het hebben van een relatie en negatief affect in de adolescentie, terwijl dit een aantal jaar later omdraait.

In een ander longitudinaal onderzoek (Kansky & Allen, 2018) wordt aangetoond dat adolescenten in een conflictueuze relatie op latere leeftijd meer depressieve en angstklachten ontwikkelen. Tegelijkertijd voorspellen relaties gekenmerkt door steun, minder externaliserend gedrag in jongvolwassenheid. Dit suggereert dat niet zozeer het hebben van een relatie bepalend is voor het welzijn, maar vooral de kwaliteit van de relatie.

Waar de vorige studies zich richten op langetermijneffecten, laat het onderzoek van Villalta et al. (2022) zien dat de invloed van romantische relaties ook op dagelijks niveau zichtbaar is. De resultaten van deze dagboekstudie onder adolescenten lieten zien dat jongeren zich gelukkiger voelden en minder negatieve emoties ervaarden wanneer zij hun

relatie als positief en steunend beleefden. Dit suggereert dat de emotionele impact van een relatie afhangt van hoe deze op korte termijn wordt ervaren.

Deze bevindingen laten zien dat romantische relaties in de adolescentie zowel samen kunnen gaan met een toename als met een afname van negatieve gevoelens, afhankelijk van factoren zoals leeftijd, relatiekwaliteit en dagelijkse ervaringen. Dit roept de vraag op welke psychologische factoren hierin mogelijk een rol spelen. Een mogelijke factor is zelfwaardering. Verschillende studies laten zien dat romantische relaties een belangrijke invloed kunnen uitoefenen op hoe jongeren zichzelf zien (Luciano & Orth, 2016; Harris & Orth, 2019), wat gevolgen kan hebben voor hun mentale gezondheid.

Romantische relatie als voorspeller van zelfwaardering

Zelfwaardering kan worden gedefinieerd als “een houding van goedkeuring” en “geeft de mate aan waarin een individu zichzelf als bekwaam, significant, succesvol en waardevol beschouwt” (Coopersmith, 1967, pp. 4-5). Kortom, het verwijst naar de mate waarin iemand een positief of negatief gevoel heeft over zichzelf. Romantische relaties kunnen een voorspeller zijn van zelfwaardering (Harris & Orth, 2019; Luciano & Orth, 2016). Uit een meta-analyse van Harris en Orth (2019) blijkt dat zelfwaardering een belangrijke rol speelt in emotionele reacties op sociale ervaringen en dat sociale relaties, waaronder romantische relaties, het zelfvertrouwen van individuen beïnvloeden. Dit suggereert dat zelfvertrouwen niet enkel een intern kenmerk is, maar ook sociaal bepaald wordt door interacties en relaties.

Deze bevindingen worden ondersteund door het longitudinale onderzoek van Luciano en Orth (2016), waarin wordt aangetoond dat jongeren die een romantische relatie beginnen, een stijging in zelfwaardering ervaren. Hierbij blijkt ook de duur van de relatie een cruciale factor te zijn. De resultaten lieten zien dat jongeren die een relatie begonnen die minstens een jaar duurde, een duidelijke en langdurige stijging demonstreerden in zelfwaardering. Wanneer de relatie kort duurde, was er geen toename van zelfwaardering. Daarnaast was niet alleen de lengte van de relatie, maar ook de kwaliteit ervan van invloed op zelfwaardering.

Relatietevredenheid als bepalende factor bij zelfwaardering

Naast het hebben van een romantische relatie zelf, blijkt dus dat de tevredenheid binnen de relatie een belangrijke rol speelt bij de impact op zelfwaardering (Luciano & Orth, 2016). Schaffhuser et al. (2014) onderzochten in hun longitudinale onderzoek de relatie tussen relatietevredenheid en zelfwaardering, en vonden dat hogere relatietevredenheid een voorspeller is van zelfwaardering twee jaar later. Dit impliceert wederom dat de ervaren kwaliteit bepalend is voor het effect op het zelfbeeld. Bovendien blijkt uit dit onderzoek dat lage relatietevredenheid leidt tot een daling in zelfwaardering. Dit suggereert dat

adolescenten die ontevreden zijn over hun relatie, een verhoogd risico lopen op een daling in zelfwaardering.

Naast het belang van relatietevredenheid voor zelfwaardering, blijkt ook dat meisjes en jongens in sommige opzichten verschillend reageren op hun relaties. Rose en Rudolph (2006) concluderen op basis van hun literatuurstudie dat meisjes doorgaans sterker worden beïnvloed door de kwaliteit van hun sociale relaties dan jongens. Een mogelijke verklaring is dat meisjes meer waarde hechten aan hechte, persoonlijke relaties en zich daarin sterker emotioneel verbonden voelen. Dit kan betekenen dat negatieve ervaringen in romantische relaties bij meisjes mogelijk een grotere impact hebben op hun zelfwaardering en emotioneel welzijn dan bij jongens.

De rol van zelfwaardering in emotioneel welzijn

Verschillende onderzoeken ondersteunen dus het idee dat romantische relaties en de kwaliteit hiervan een voorspeller kunnen zijn van zelfwaardering (Harris & Orth, 2019; Luciano & Orth, 2016; Schaffhuser et al., 2014). Zelfwaardering zou daarmee een verklarende factor kunnen zijn van de relatie tussen romantische relaties en psychisch welzijn. Onderzoek toont namelijk aan dat lage zelfwaardering sterk samenhangt met depressieve klachten en negatief affect (Muris & Otgaar, 2023; Orth et al., 2012). Negatief affect omvat een breed scala aan negatieve emoties zoals somberheid, angst en irritatie (Watson et al., 1998). Naast het verband tussen zelfwaardering en negatief affect, laat ook longitudinaal onderzoek zien dat lage zelfwaardering een voorspeller kan zijn voor ervaren negatief affect drie jaar later (Orth et al., 2012).

Ook de meta-analyse van Muris en Otgaar (2023) benadrukt het belang van zelfwaardering voor mentale gezondheid. Tegenover de eerder genoemde effecten van lage zelfwaardering op negatief affect, laat dit onderzoek zien dat hoge zelfwaardering juist een beschermende rol kan spelen. Hoge zelfwaardering is niet alleen negatief geassocieerd met psychologische problemen, maar ook met meer mentaal welzijn. Hoge zelfwaardering lijkt hiermee een beschermende factor.

Deze bovenstaande bevindingen kunnen worden verklaard door de *sociometer theory* (Leary, 2005). Deze theorie stelt dat zelfwaardering een deel is van het psychologische systeem. Het fungeert als een sociometer, die constant de sociale omgeving scant op signalen die wijzen op acceptatie of afwijzing. In dit geval kunnen romantische relaties worden beschouwd als een specifieke vorm van sociale relaties, waarop de sociometer in gelijke mate reageert. Wanneer er signalen van afnemende relationele waardering worden gedetecteerd, wordt er een intern alarmsignaal geactiveerd. Dit kan zich uiten in verhoogde sociale

waakzaamheid, een daling in zelfwaardering, gedragsverandering of negatieve emoties. Enerzijds kan een instabiele of onbevredigende relatie leiden tot een afname in zelfwaardering, terwijl anderzijds een positieve, stabiele relatie juist zelfwaardering kan versterken. Dit impliceert dat het mechanisme zelfwaardering niet alleen een oorzaak is voor negatief affect, maar dat het ook een consequentie kan zijn van romantische relaties. In het licht van deze theorie kan zelfwaardering dan ook worden gezien als een psychologisch mechanisme dat de impact van romantische relaties op negatief affect deels verklaart.

Samenvattend laat de literatuur zien dat romantische relaties tijdens de adolescentie zowel positieve als negatieve effecten kunnen hebben op emotioneel welzijn, afhankelijk van de relatietevredenheid (Collibee & Furman, 2015; Kansky & Allen, 2018; Villalta et al., 2022). Zelfwaardering is hierbij een mogelijke verklarende factor. Jongeren die zich gewaardeerd voelen in hun relatie, ontwikkelen vaker een positief zelfbeeld (Luciano & Orth, 2016; Schaffhuser et al., 2014), terwijl jongeren in instabiele relaties juist vaker gaan twijfelen over hun eigenwaarde (Leary, 2005). Deze invloed blijkt verschillend te zijn voor jongens en meisjes (Rose & Rudolph, 2006), omdat meisjes doorgaans sterker beïnvloed lijken te worden door de kwaliteit van hun sociale relaties dan jongens. De literatuur wijst uit dat lage zelfwaardering sterk samenhangt met negatieve emoties zoals somberheid en angst, en het risico op psychische klachten vergroot (Orth et al., 2012). Anderzijds kan een positief zelfbeeld dienen als beschermende factor tegen negatieve emoties (Muris & Otgaar, 2023).

Huidig onderzoek

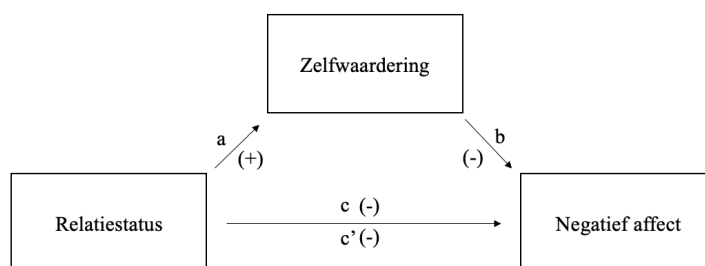
Hoewel er veel onderzoek is gedaan naar de verbanden tussen romantische relaties, negatief affect en zelfwaardering, is zelfwaardering als verklarende factor nog zelden onderzocht. Deze studie draagt bij aan bestaande literatuur door deze rol expliciet te onderzoeken. Dit is een belangrijke lacune, aangezien zelfwaardering een veranderbaar mechanisme is en daardoor een relevant aangrijppingspunt voor preventie. Wegens het toenemende aantal jongeren dat kampt met negatieve gevoelens (Centraal Bureau voor de Statistiek, 2022), is het van belang om factoren te identificeren die bescherming kunnen bieden. Daarnaast zijn verliefdheid en romantische relaties een groot onderdeel van de adolescentie (Nederlands Jeugdinstituut, 2024). Als blijkt dat zelfwaardering een cruciale schakel is tussen romantische relaties en negatief affect, kan worden gewerkt aan preventieve programma's over de effecten van romantische relaties op jonge leeftijd, en het belang van zelfwaardering.

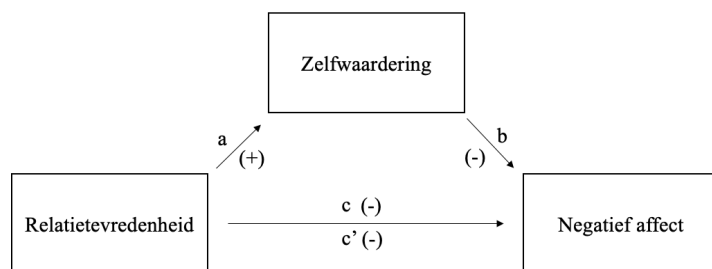
Allereerst zal relatiestatus in combinatie met zelfwaardering en negatief affect worden onderzocht, omdat uit eerder onderzoek blijkt dat adolescenten bij enkel het aangaan van een

relatie, al een stijging in zelfwaardering ervaren (Luciano & Orth, 2016). De eerste onderzoeksvraag luidt daarom: In hoeverre ervaren adolescenten met een romantische relatie minder negatief affect, en in hoeverre wordt deze relatie gemedieerd door zelfwaardering? Daarnaast zal relatietevredenheid worden onderzocht, omdat eerdere studies aantonen dat adolescenten die een hogere relatietevredenheid rapporteren, ook meer zelfwaardering rapporteren (Luciano & Ortho, 2016; Schaffhuser et al., 2014). De tweede onderzoeksvraag luidt daarom: In hoeverre ervaren adolescenten die tevreden zijn over hun relatie minder negatief affect, en in hoeverre wordt deze relatie gemedieerd door zelfwaardering?

Op basis van de sociometer theory (Leary, 2005) en voorgaand onderzoek, wordt verwacht dat adolescenten met een romantische relatie gemiddeld minder negatief affect ervaren dan adolescenten zonder relatie (Figuur 1, pad c; Braithwaite et al., 2010; Ciairano et al., 2006; Collins et al., 2008; Kansky & Allen, 2018). Tevens wordt verwacht dat het hebben van een relatie positief samenhangt met zelfwaardering (Figuur 1, pad a; Luciano & Orth, 2016), wat op zijn beurt zal leiden tot minder negatief affect (Figuur 1, pad b; Orth et al., 2012). Er wordt een gedeeltelijke mediatie verwacht, omdat romantische relaties op zichzelf ook lijken bij te dragen aan het welzijn van adolescenten (Figuur 1, pad c'; Collins et al., 2008). Naast relatiestatus wordt ook relatietevredenheid meegenomen als predictor, omdat dit zelfwaardering zou kunnen versterken (Figuur 2, pad a; Schaffhuser et al., 2014), wat negatief affect zou doen afnemen (Figuur 2, pad b; Orth et al., 2012). Er wordt verwacht dat adolescenten die tevreden zijn over hun relatie, minder negatief affect zullen ervaren (Figuur 2, pad c; Kansky & Allen, 2018; Villalta et al., 2022). Ook hier wordt een gedeeltelijke mediatie verwacht (Figuur 2, pad c'; Collins et al., 2008).

Figuur 1
Conceptueel model: relatiestatus



Figuur 2*Conceptueel model: relatietevredenheid*

Methode

Voor het huidige onderzoek is gebruikgemaakt van data afkomstig uit het onderzoek van Van Roekel et al. (2016). Zij deden onderzoek naar hoe een sociaal-cognitief model van eenzaamheid kan verklaren waarom sommige jongvolwassenen vatbaarder zijn voor eenzaamheid dan anderen. De data zijn verzameld aan de hand van de *Experience Sampling Methode* (ESM), een methode die onderzoekers in staat stelt om herhaalde metingen van ervaringen, emoties en gedragingen van individuen in hun dagelijkse context te verzamelen (Gabriel et al., 2018). Het voordeel van deze methode is dat retrospectieve bias wordt geminimaliseerd, omdat de kans op geheugenvervalsing vermindert. Daarnaast verhoogt deze methode de validiteit doordat de metingen plaatsvinden in de natuurlijke omgeving van de deelnemers, waardoor de gegevens een realistisch beeld geven (Shiffman et al., 2007). Naast de ESM-data zal ook gebruik worden gemaakt van *baseline* vragenlijsten.

Participanten

De steekproef bestond uit 227 eerstejaars Psychologie en Onderwijswetenschappen studenten, waarvan 91% vrouw, met een gemiddelde leeftijd van 19.60 ($SD = 1.46$). Hiervan was 76% afkomstig uit Nederland, 21% was geboren in Duitsland en 3% was afkomstig uit andere landen. De meeste studenten woonden ten tijde van het onderzoek niet meer thuis (65%). Ongeveer de helft van de studenten had een relatie bij de baseline meting (49%), waarvan de meerderheid al langer dan een jaar in een relatie zat (65%). Bijna alle studenten zaten in het eerste jaar van hun studie (96%).

Procedure

Participanten zijn geworven via een online aanmeldingsprogramma van het *Behavioural Science Institute* van de Radboud Universiteit in Nederland. Studenten konden vrijwillig deelnemen aan het onderzoek, nadat een introductie was gegeven van het onderzoek tijdens eerste- en tweedejaars colleges. Het was een vereiste om in het bezit te zijn

van een smartphone, omdat de ESM vragenlijsten via de smartphone zouden worden ingevuld.

Participanten vulden een week voorafgaand aan het ESM onderzoek een online baseline vragenlijst in over demografische variabelen en karaktereigenschappen. Een week later werden zij uitgenodigd voor instructie over het ESM onderzoek, waarbij alle items van de dagelijkse vragenlijsten werden behandeld en uitgelegd. Ook werd *informed consent* gegeven aan het einde van de instructie. De participanten werden geïnstrueerd een anoniem G-mail account aan te maken waarop ze een notificatie zouden ontvangen wanneer de vragenlijst ingevuld moest worden, inclusief een link.

Gedurende 11 dagen vulden de deelnemers vijfmaal per dag de vragenlijst in, op semi-willekeurige tijdstippen tussen 10:00 en 23:00, met gemiddeld 160 minuten ertussen. Per deelnemer waren dit 55 meetmomenten. De onderzoekers hielden de respons bij en stuurden een herinnering bij gemiste metingen. Het invullen van de vragenlijst duurde 3 tot 5 minuten per keer en er was sprake van een beloning in de vorm van 12 studiepunten bij het afronden van ten minste 80% van het onderzoek. De studie werd goedgekeurd door de medisch-ethische toetscommissie van de Radboud Universiteit.

Variabelen

De ESM-data die is gebruikt voor dit onderzoek biedt de mogelijkheid om zowel tussen-persoons variantie (*trait-scores*) als binnen-persoons variantie (*state-scores*) in relatietevredenheid, zelfwaardering en negatief affect te analyseren. In dit onderzoek werd enkel gebruikgemaakt van tussen-persoons variantie (*trait-scores*). Zoals wordt benoemd door Schuurman (2023), is het cruciaal om bij herhaalde metingen expliciet onderscheid te maken tussen binnen-persoons variantie en tussen-persoons variantie, omdat ze verschillende onderzoeksvragen beantwoorden en verschillende theoretische interpretaties vereisen. Met binnen-persoons variantie kan bijvoorbeeld onderzocht worden hoe momentane fluctuaties samenhangen, zoals: ervaart iemand op momenten waarop die minder tevreden is met zijn of haar relatie ook meer negatief affect dan op andere momenten? Ook kan onderzocht worden hoe gevoelens of gedrag samenhangt met de situatie van dat moment, zoals na afloop van een ruzie.

Hoewel analyses op state-niveau ook waardevolle inzichten zouden bieden in het psychologisch functioneren van adolescenten, sluit het gebruik van *trait-scores* beter aan bij de opzet van dit onderzoek. In dit onderzoek ligt de focus namelijk op het vergelijken van personen in plaats van het volgen van veranderingen binnen personen. Door het gemiddelde

te nemen van de herhaalde metingen kan gesproken worden van een stabiele eigenschap (trait-score) van de individuen (Gabriel et al., 2018; Leertouwer et al., 2022).

Betrouwbaarheid. De betrouwbaarheid van de variabelen is in kaart gebracht met de *generalizability theory (G-Theory)*. Op basis van G-theory kunnen verschillende betrouwbaarheidscoëfficiënten worden berekend op basis van binnen-persoons variantie, tussen-persoons variantie en item-specifieke variantie. In deze studie gebruiken we de R_{KRN} -coëfficiënt die betrekking heeft op tussen-persoons verschillen (*trait-scores*; Shrout & Lane, 2012). Deze coëfficiënt geeft weer in welke mate de gemiddelde score representatief is voor een stabiel persoonskenmerk.

Verder is voor negatief affect, positief affect en zelfwaardering een Cronbach's alpha berekend (Cronbach, 1951), om de interne consistentie voor de persoonsgemiddelden voor de verschillende items te toetsen. Cronbach's alpha is een veelgebruikte en breed geaccepteerde maat voor interne consistentie welke uitgaat van tau-equivalentie (Hayes & Coutts, 2020), ook wel gelijke factorladingen. De gebruikte samengestelde schalen zijn gebaseerd op het gemiddelde van de items, wat een gelijke bijdrage aan de totaalscore impliceert. Deze aanpak sluit daardoor aan bij de veronderstelling van gelijke factorladingen (tau-equivalent), waardoor deze maat een betrouwbare en realistische inschatting van de interne consistentie biedt. Voor de in dit onderzoek gebruikte schalen wordt een waarde van $\geq .70$ aangehouden als indicatie voor voldoende samenhang (Boateng et al., 2018).

Relatiestatus en Relatietevredenheid. Tijdens de baseline vragenlijst werd aan participanten gevraagd of zij een relatie hadden (0 = nee; 1 = ja). In de ESM vragenlijsten kregen participanten de vraag: "Hoe denk je over je relatie?" Deze vraag kon worden beantwoord aan de hand van een zevenpuntsschaal (0 = onbekend; 1 = onbekend). Voor elke persoon is het gemiddelde berekend over de herhaalde metingen op deze vraag, resulterend in de variabele relatietevredenheid. De R_{KRN} -coëfficiënt voor relatietevredenheid was .99.

Zelfwaardering. De variabele zelfwaardering is wederom afkomstig uit de ESM vragenlijst waarbij vier items zijn gebruikt: "Ik ben een mislukkeling," "Ik schaam me voor mezelf," "Ik vind mezelf leuk," en "Ik ben een goed mens." Hierbij moest op een zevenpuntsschaal worden aangegeven in hoeverre de uitspraak klopte (1 = helemaal niet; 7 = heel erg). Ook voor deze variabele werd het gemiddelde per persoon (trait-score) berekend nadat de negatieve items waren omgescoord. De R_{KRN} -coëfficiënt voor zelfwaardering was .99. De interne consistentie voor persoonsgemiddelden voor de verschillende items was .78.

Ter validatie van de variabele en convergente validiteit (Chin & Yao, 2023), is een correlatie berekend tussen de gemiddelde zelfwaardering uit de ESM-vragenlijst, en de

somscore voor de *Rosenberg self-esteem scale* (RSES; Rosenberg, 1965) uit de baseline vragenlijst. Deze schaal bestond uit 10 items, gemeten met een vierpuntsschaal (1 = past helemaal niet bij me; 4 = past goed bij me). De interne consistentie voor deze vragenlijst was .87. Er bleek een positieve significante correlatie tussen zelfwaardering uit de ESM-data en zelfwaardering uit de baseline vragenlijst ($r = .58, p < .001$), wat duidt op matige tot hoge convergente validiteit. Deze correlatie is lager in tegenstelling tot wat verwacht zou worden wanneer twee dezelfde constructen worden vergeleken. Een mogelijke verklaring is dat de vier ESM-items een beperkter deel van het construct zelfwaardering meten dan de bredere RSES, die onder meer ook aspecten als zelfrespect en zelfacceptatie bevat.

Negatief affect. De variabele negatief affect (NA) is afkomstig uit de ESM-vragenlijsten. Vier items werden gebruikt, voorafgegaan door de inleidende zin “Ik voel me...”. De deelnemers gaven vervolgens aan in hoeverre de volgende gevoelens op hen van toepassing waren: “onzeker”, “angstig”, “geïrriteerd” en “bezorgd”. Er is gebruikgemaakt van een zevenpuntsschaal (1 = past helemaal niet bij me; 7 = past goed bij me). De R_{KRN} -coëfficiënt voor negatief affect was .98 en de interne consistentie voor persoonsgemiddelden voor de verschillende items was .91.

Positief affect. In dit onderzoek is een steekproef uit een studentenpopulatie onderzocht waardoor de variabiliteit in negatief affect mogelijk beperkt is. Dit kan resulteren in een *floor-effect*, waarbij de scores voornamelijk aan de onderkant van de schaal clusteren, wat het lastig maakt subtiele verschillen te detecteren (Liu & Wang, 2020). Om deze mogelijke beperking te voorkomen en een volledig beeld te krijgen van het psychologisch welzijn van de deelnemers, werd ook positief affect (PA) exploratief meegenomen als variabele. De verwachting hierbij was dat adolescenten die een relatie hebben, en adolescenten die tevreden zijn over hun relatie, meer positief affect ervaren (Kansky & Allen, 2018). Voor deze variabele zijn wederom vier items gebruikt met een zevenpuntsschaal (1 = past helemaal niet bij me; 7 = past goed bij me): “opgewekt”, “tevreden”, “gelukkig” en “energiek”. Voor zowel negatief affect als positief affect werd wederom een persoonsgemiddelde (trait-score) berekend. De R_{KRN} -coëfficiënt voor positief affect was .98 en de interne consistentie voor persoonsgemiddelden voor de verschillende items was .93.

Gender en Relatieduur. De variabelen gender (0 = man; 1 = vrouw) en relatieduur (1 = 1-4 weken; 2 = 1-3 maanden; 3 = 3-6 maanden; 4 = 6 maanden - 1 jaar; 5 = 1-2 jaar; 6 = >2 jaar) werden in dit onderzoek meegenomen als mogelijke covariaten. Door te controleren voor gender en relatieduur wordt voorkomen dat mogelijke genderverschillen en invloed van de relatieduur, het verband tussen romantische relaties en negatief affect vertekenen.

Statistische analyse

Om de validiteit van de mediaticanalyse te waarborgen, werden de bijbehorende assumpties getest en uitschieters geïdentificeerd. De belangrijkste assumpties die hiervoor getest werden zijn lineariteit, homoscedasticiteit, multicollineariteit en normaal verdeelde residuen (Hayes, 2018).

Assumpties. Lineariteit en homoscedasticiteit werden gecheckt door het bekijken van de *scatterplot* van gestandaardiseerde residuen tegen voorspelde waarden. Wat betreft lineariteit werd gecontroleerd of de puntenwolk een rechte lijn volgt, terwijl homoscedasticiteit werd geëvalueerd aan de hand van gelijkmatige spreiding van residuen rondom de regressielijn. Waar nodig werd een Breusch-Pagan test gedaan om heteroscedasticiteit uit te sluiten (Field, 2017). Multicollineariteit werd getest via de *Variance Inflation Factor* (VIF) en *tolerance* ($VIF < 10$ en $tolerance > .10$; Kutner & Neter, 2004). Tot slot werd de assumptie van normaliteit van residuen getest met behulp van een histogram, Q-Q plots én met de Shapiro-Wilk test, die specifiek aangeeft of de verdeling significant afwijkt van normaliteit ($p < .05$).

Uitschieters. Uitschieters werden geïdentificeerd met behulp van de gestandaardiseerde residuen, *Cook's Distance*, *Mahalanobis Distance* en de *leverage*-waarden (Aguinis et al., 2013; Field, 2017). Observaties met een gestandaardiseerde residuwaarde groter dan 3, een Cook's Distance groter dan 1, of een extreme Mahalanobis (boven de conservatieve 99%-grens) of leverage-waarde werden nader onderzocht. Deze gecombineerde benadering voorkomt onnodige steekproefreductie. Als er sprake is van schending van de assumpties of uitschieters met een combinatie van extreme waarden, wordt hierop teruggekomen in de resultaten.

Analyses. De verkregen data werd geanalyseerd aan de hand van twee mediaticanalyses: een met relatiestatus en een met relatietevredenheid als voorspellende variabele. De analyses werden uitgevoerd met SPSS en PROCESS (Hayes, 2018). Dit statistische model test of de invloed van een onafhankelijke variabele (relatiestatus) op een afhankelijke variabele (negatief affect) gedeeltelijk of volledig verloopt via een derde variabele (zelfwaardering). De mediatic-effecten werden geëvalueerd met bootstrapping, met een significantieniveau van .05 en bias-gecorrigeerde 95% betrouwbaarheidsintervallen (BCa). Verder zullen beschrijvende statistieken, bivariate correlaties en T-toetsen voor eventuele covariaten worden gerapporteerd ($p < .05$).

Voor het uitvoeren van de analyse met betrekking tot de eerste onderzoeksvraag werd eerst de directe relatie tussen relatiestatus (X1) en negatief affect (Y1) getoetst (Figuur 1, pad

c). Vervolgens werd de relatie tussen relatiestatus (X1) en zelfwaardering (M) getoetst (Figuur 1, pad a). Daarna werd de relatie tussen zelfwaardering (M) en negatief affect (Y1) getoetst (Figuur 1, pad b), terwijl de variabele relatiestatus (X1) werd meegenomen. Tot slot werd getoetst of de directe relatie tussen relatiestatus (X1) en negatief affect (Y1) afnam wanneer de mediator zelfwaardering (M) werd opgenomen in het model (Figuur 1, pad c'). Vanwege het mogelijke *floor-effect*, werden dezelfde stappen herhaald met positief affect (Y2) als onafhankelijke variabele.

Voor het uitvoeren van de analyse met betrekking tot de tweede onderzoeksvraag werden dezelfde stappen herhaald, echter dit keer met relatietevredenheid (X2) als onafhankelijke variabele (Figuur 2). Net als bij de eerste analyse werd positief affect (Y2) als uitkomstmaat exploratief geanalyseerd.

Resultaten

Analyses rondom relatiestatus

In dit model werd onderzocht of zelfwaardering (M) een mediërende rol speelt tussen relatiestatus (X) en negatief affect (Y1) of positief affect (Y2) bij adolescenten.

Beschrijvende statistieken. Gemiddelden (*M*), standaarddeviaties (*SD*) en correlaties tussen de onderzoeksvariabelen voor de analyses rondom relatiestatus zijn weergegeven in Tabel 1. Eén deelnemer is uitgesloten van de analyses omdat tijdens de onderzoeksperiode een relatiebreuk plaatsvond, waardoor de data geen betrouwbare weergave meer bieden van een stabiele relatie context ($N = 227$).

Tabel 1

Beschrijvende statistieken analyses rondom relatiestatus

Variabele	M	SD	1	2	3	4
1. Leeftijd ^a	19.59	1.49	1	-	-	-
2. Zelfwaardering	5.93	.67	.09	1	-	-
3. Negatief affect	1.62	.66	.04	-.46**	1	-
4. Positief affect	4.79	.81	-.08	.44**	-.46**	1

Noot. $N = 227$. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

^a $N = 225$ wegens invoerfouten bij leeftijd.

Er zijn T-toetsen uitgevoerd voor de dichotome variabelen om te onderzoeken of er significante verschillen waren tussen adolescenten met of zonder relatie, of tussen mannen en

vrouwen. Hieruit bleek dat adolescenten met een relatie hogere waarden van positief affect hadden ($M = 4.94$; $SD = .78$), dan participanten zonder relatie ($M = 4.64$; $SD = .81$, $t(225) = -2.88$; $p = .004$). Er zijn geen significante verschillen gevonden tussen mannen en vrouwen, in tegenstelling tot de verwachting op basis van eerder onderzoek. Een verklaring hiervoor is het merendeel van de deelnemers vrouw was (91%). Gender zal daarom niet worden meegenomen als covariaat voor de analyses rondom relatiestatus.

Mediatie-analyse met negatief affect als uitkomstmaat. De resultaten van de mediatie-analyse met negatief affect (Tabel 2), toonden aan dat er geen bewijs is gevonden voor het idee dat adolescenten met een relatie minder negatief affect ervaren dan adolescenten zonder relatie (pad c; $\beta = -.16$, $p = .236$). Ook is er geen bewijs gevonden voor de hypothese dat adolescenten met een relatie gemiddeld genomen meer zelfwaardering ervaren (pad a; $\beta = .21$, $p = .128$). Wel bleek dat adolescenten met een hoge zelfwaardering over het algemeen minder negatief affect ervaarden (pad b; $\beta = -.46$, $p < .001$). Verder is er geen bewijs gevonden voor het idee dat zelfwaardering een verklarende rol speelt tussen het hebben van een relatie en de hoeveelheid ervaren negatief affect (pad a*b; $\beta = -0.10$, 95% BI $[-.24, .01]$). Tot slot verschilden adolescenten met of zonder relatie ook niet in ervaren negatief affect wanneer er gecontroleerd werd voor zelfwaardering (pad c'; $\beta = -.06$, $p = .601$).

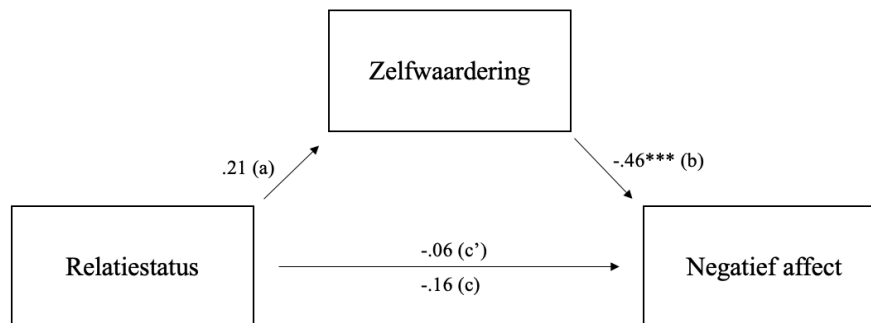
Mediatie-analyse met positief affect als uitkomstmaat. De resultaten van de mediatie-analyse met positief affect (Tabel 2), lieten zien dat adolescenten met een relatie over het algemeen meer positief affect ervaarden dan adolescenten zonder relatie (pad c; $\beta = .38$, $p < .01$). Wederom was er geen bewijs gevonden voor de hypothese dat adolescenten met een relatie gemiddeld genomen meer zelfwaardering ervaren (pad a; $\beta = .21$, $p = .119$). Wel bleek dat adolescenten met een hoge zelfwaardering gemiddeld genomen meer positief affect ervaarden (pad b; $\beta = 0.43$, $p < .001$). Verder is er bij deze mediatie-analyse geen ondersteunend bewijs gevonden voor de hypothese dat het verband tussen adolescenten met een relatie en ervaren positief affect, verklaard wordt door zelfwaardering (pad a*b; $\beta = .09$, 95% BI $[-0.02, 0.21]$). Tot slot was er ook sprake van een verschil tussen adolescenten met of zonder relatie en ervaren positief affect wanneer er gecontroleerd werd voor zelfwaardering (pad c'; $\beta = .29$, $p = .016$).

Tabel 2*Mediatieanalyse relatiestatus, zelfwaardering, negatief affect en positief affect*

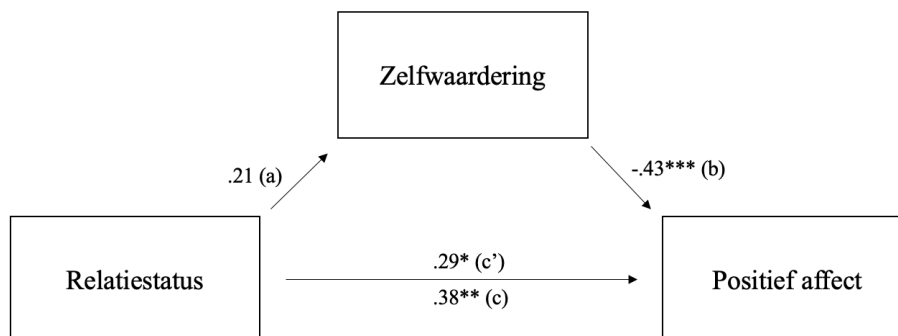
Pad	Negatief affect (Y1)				Positief affect (Y2)			
	β	SE	95% CI	p	β	SE	95% CI	p
Pad c: $X \rightarrow Y$	-.16	.13	[-.42, .10]	.236	.38	.13	[.12, .63]	.004
Pad a: $X \rightarrow M$	.21	.13	[-.05, .47]	.119	.21	.13	[-.05, .47]	.119
Pad b: $M \rightarrow Y$	-.46	.06	[-.58, -.34]	<.001	.43	.06	[.31, .55]	<.001
Pad a*b	-.10	-	[-.24, .01]*	-	.09	-	[-.02, .21]*	-
Pad c': $X \rightarrow Y$	-.06	.12	[-.30, .17]	.601	.29	.12	[.05, .52]	.016

Noot. $N = 227$. Voor alle mediatie-analyses zijn Z-scores gebruikt van de continue variabelen.

*Bootstrapped betrouwbaarheidsinterval.

Figuur 3*Mediatie-model: relatiestatus, zelfwaardering en negatief affect*

Noot. $N = 227$. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

Figuur 4*Mediatie-model: relatiestatus, zelfwaardering en positief affect*

Noot. $N = 227$. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

Analyses rondom relatietevredenheid

In dit model werd onderzocht of zelfwaardering (M) de relatie mediëert tussen relatietevredenheid (X) en negatief affect (Y1) of positief affect (Y2), bij adolescenten die op het moment van meten in een romantische relatie zaten.

Beschrijvende statistieken. Gemiddelden (*M*), standaarddeviaties (*SD*) en correlaties tussen de onderzoeksvariabelen voor de analyses rondom relatietevredenheid zijn weergegeven in Tabel 3. Eén deelnemer is wederom uitgesloten van de analyses omdat tijdens de onderzoeksperiode een relatiebreuk plaatsvond. Verder zijn alle deelnemers zonder een relatie uitgesloten, omdat zij geen waarde hebben voor relatietevredenheid ($N = 110$). Ook waren er zes observaties met een relatie die geen waarde voor relatietevredenheid hadden ingevuld, waardoor deze niet zijn meegenomen in de analyses ($N = 104$).

Wederom zijn er T-toetsen uitgevoerd voor de dichotome variabele gender om te onderzoeken of er significante verschillen waren tussen mannen en vrouwen. Deze bleken geen van allen significant. Ook was er geen significante correlatie tussen relatieduur en de overige voorspellers (Tabel 3). Gender en relatieduur zullen daarom niet worden meegenomen als covariaten voor de analyses rondom relatietevredenheid.

Assumpties. Uit de assumptie controle voor de analyse met relatietevredenheid en negatief affect, bleek dat de assumptie van homoscedasticiteit was geschonden (zie Bijlage 1). Visueel waren er lichte aanwijzingen voor heteroscedasticiteit, en de Breusch-Pagan test bevestigde dit ($R^2 = .095$, $BP = 9,88$), waarbij de testwaarde de kritieke grenswaarde van 9.21 overschreed ($\alpha = .01$, $df = 2$). Omdat PROCESS automatisch gebruikmaakt van HC3-robuste standaardfouten, wordt dit niet als bedreiging voor de validiteit beschouwd.

Tabel 3

Beschrijvende statistieken analyses rondom relatietevredenheid

Variabele	M	SD	1	2	3	4	5	6
1. Leeftijd	19.49	1.46	1	-	-	-	-	-
2. Relatietevredenheid	6.04	.80	-.08	1	-	-	-	-
3. Zelfwaardering	6.02	.55	-.05	.60	1	-	-	-
4. NA	1.53	.57	.08	-.11	-.44**	1	-	-
5. PA	4.96	.75	-.18	.31**	.51**	-.54**	1	-
5. Relatieduur	4.65	1.39	.20*	.03	.12	.13	-.07	1

Noot. $N = 104$. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

Mediatie-analyse met negatief affect als uitkomstmaat. De uitkomsten van de mediatie-analyse met negatief affect (Tabel 4), gaven geen ondersteunend bewijs voor de hypothese dat adolescenten die meer tevreden waren over hun relatie minder negatief affect ervaren dan adolescenten met lagere relatietevredenheid (pad c; $\beta = -.10$; $p = .275$). Ook is er geen bewijs gevonden voor het idee dat relatietevredenheid zorgt voor meer zelfwaardering (pad a; $\beta = 0.14$, $p = .105$). Wel werd, consistent met eerdere resultaten, gevonden dat adolescenten met een hoge zelfwaardering over het algemeen minder negatief affect ervaarden (pad b; $\beta = -0.48$, $p < .001$). Ook hier bleek zelfwaardering geen mediërende rol te spelen tussen relatietevredenheid en de hoeveelheid ervaren negatief affect (pad a*b; $\beta = -.06$, 95% BI [-.21, .02]). Ten slotte verschilden adolescenten die tevredener waren over hun relatie niet in ervaren negatief affect van adolescenten die minder relatietevredenheid rapporteerden, wanneer werd gecontroleerd voor zelfwaardering (pad c'; $\beta = -0.048$, $p = .564$).

Mediatie-analyse met positief affect als uitkomstmaat. De resultaten van de mediatie-analyse met positief affect (Tabel 4), lieten zien dat adolescenten die meer tevreden waren over hun relatie over het algemeen ook meer positief affect ervaarden (pad c; $\beta = .30$, $p = .001$). Er werd geen bewijs gevonden voor de aanname dat relatietevredenheid gepaard gaat met hogere zelfwaardering bij adolescenten (pad a; $\beta = .14$, $p = .105$). Wel kwam opnieuw naar voren dat adolescenten met een hogere zelfwaardering, vaker positieve gevoelens ervaarden (pad b; $\beta = .52$, $p < .001$). Ook uit deze analyse bleek geen ondersteuning voor de hypothese dat het verband tussen relatietevredenheid bij adolescenten en ervaren positief affect, wordt verklaard door zelfwaardering (pad a*b; $\beta = .07$, 95% BI [-.03, 0.18]). Tot slot ervaarden adolescenten met hogere relatietevredenheid, ook meer positieve gevoelens wanneer werd gecontroleerd voor zelfwaardering (pad c'; $\beta = .23$, $p < .01$).

Tabel 4

Mediatieanalyse relatietevredenheid, zelfwaardering, negatief affect en positief affect

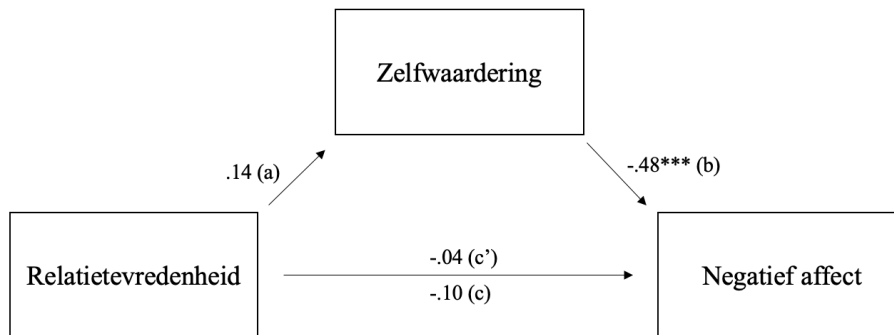
Pad	Negatief affect (Y1)				Positief affect (Y2)			
	β	SE	95% CI	p	β	SE	95% CI	p
Pad C: $X \rightarrow Y$	-.10	.09	[-.28, .08]	.275	.30	.09	[.12, .47]	.001
Pad A: $X \rightarrow M$	.14	.08	[-.03, .30]	.105	.14	.08	[-.03, .30]	.105
Pad B: $M \rightarrow Y$	-.48	.10	[-.67, -.28]	<.001	.52	.09	[.34, .71]	<.001
Pad A * B	-.06	-	[-.21, .02]*	-	.07	-	[-.03, .18]*	-
Pad C': $X \rightarrow Y$	-.04	.08	[-.20, .13]	.672	.23	.08	[.07, .38]	.005

Noot. Voor alle mediatie-analyses zijn Z-scores gebruikt van de continue variabelen.

*Bootstrapped betrouwbaarheidsinterval.

Figuur 5

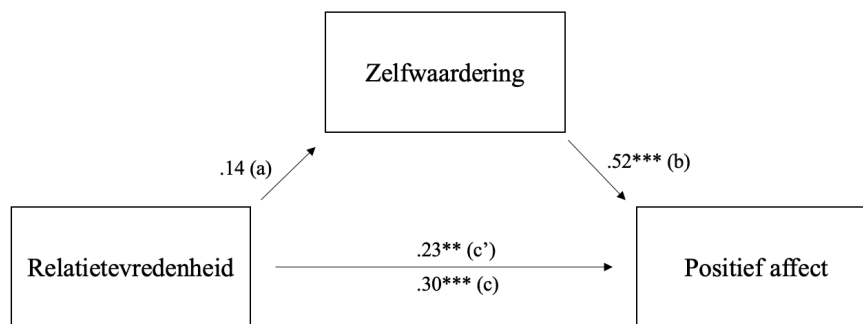
Empirisch mediatie-model: relatietevredenheid, zelfwaardering en negatief affect



Noot. $N = 227$. $*p < .05$, $**p < .01$, $***p < .001$.

Figuur 6

Empirisch mediatie-model: relatietevredenheid, zelfwaardering en positief affect



Noot. $N = 227$. $*p < .05$, $**p < .01$, $***p < .001$.

Discussie

In deze studie is onderzocht in hoeverre adolescenten met een relatie minder negatief affect ervaren, en of zelfwaardering hier een verklarende rol in heeft. Daarbij werd gekeken naar zowel relatiestatus als relatietevredenheid. In tegenstelling tot de verwachtingen op basis van theorie en eerder onderzoek (Harris & Orth, 2019; Leary, 2005; Luciano & Orth, 2016; Muris & Otgaar, 2023; Orth et al., 2011; Schaffhuser et al., 2014), werd geen ondersteunend bewijs gevonden voor het idee dat adolescenten met een relatie meer zelfwaardering en minder negatief affect ervaren. Ook is er geen bewijs gevonden voor de hypothese dat adolescenten die meer tevreden zijn over hun relatie, meer zelfwaardering of minder negatieve emoties ervaren dan jongeren die hun relatie minder positief beoordelen. Een mogelijke verklaring voor het uitblijven van een significant mediatie-effect, is het eerder genoemde floor-effect (Liu & Wang, 2020). De deelnemers scoorden gemiddeld laag en met

weinig spreiding op negatief affect, wat het detecteren van verschillen bemoeilijkt. Daarnaast leek er voor de variabele relatietevredenheid ook sprake van het *ceiling-effect*, waarbij scores dicht bij het maximum van de schaal clusteren (Liu & Wang, 2020), wat het wederom moeilijker maakt om verschillen vast te stellen.

In lijn met de verwachtingen bleek dat adolescenten met een relatie meer positief affect ervaarden dan adolescenten zonder relatie. Ook adolescenten die meer tevreden waren over hun relatie ervaarden over het algemeen meer positieve gevoelens. Deze bevindingen komen overeen met het onderzoek van Villalta et al. (2022), waaruit blijkt dat jongeren zich gelukkiger voelen wanneer zij hun relatie als positief en steunend beleven. Het gevonden verband kan echter niet verklaard worden door zelfwaardering, omdat het effect van zowel relatiestatus op zelfwaardering, als van relatietevredenheid op zelfwaardering uit bleef. Een mogelijke oorzaak hiervoor is dat positief affect beïnvloed kan worden door dagelijkse sociale ervaringen (Kuppens et al., 2010), terwijl zelfwaardering een stabiel construct is dat zich over langere tijd ontwikkelt (Erol & Orth, 2011). Binnen het tijdsbestek van deze studie is het daarom aannemelijker dat veranderingen in affect worden gedetecteerd, dan langzamere verschuivingen in een diepgeworteld construct als zelfwaardering.

Naast de eerder genoemde methodologische verklaringen (i.e. floor-effect en ceiling-effect), zijn ook inhoudelijke interpretaties denkbaar over waarom er geen verband is gevonden met negatief affect en relaties bij adolescenten, maar wel met positief affect. Mogelijk reageren positief en negatief affect verschillend op relationele invloeden, waarbij positieve gevoelens eerder versterkt worden door warme relaties, terwijl negatief affect mogelijk minder gevoelig is voor dagelijkse relationele variatie. Zo laat onderzoek zien dat positieve gebeurtenissen doorgaans sneller en sterker doorwerken op positief affect, dan negatieve gebeurtenissen op negatief affect (Touboul et al., 2010). Daarnaast lijken onderliggende factoren als gehechtheid en emotieregulatiestrategieën ook een verschil te maken in hoe men doorgaans reageert op sociale situaties en de gevoelens die daarbij komen kijken (Feeney & Collins, 2015; Gross & John, 2003). Toekomstig onderzoek zou kunnen verkennen onder welke voorwaarden relaties zorgen voor positief affect en negatief affect, door onder andere gehechtheidsstijlen of emotieregulatiestrategieën mee te nemen in het onderzoek.

Ook in lijn met de verwachtingen, bleek dat adolescenten met een hogere zelfwaardering minder negatieve emoties en juist meer positieve gevoelens ervaarden. Deze bevindingen komen overeen met de meta-analyse van Muris en Otgaar (2023), die laten zien dat zelfwaardering niet alleen negatief geassocieerd is met psychische problemen, maar ook

positief met mentaal welzijn en positieve emoties. Hiermee onderstrepen de resultaten het belang van zelfwaardering bij het emotioneel functioneren van jongeren. Het lijkt een cruciale factor in het vergroten van welbevinden én het terugdringen van negatieve gevoelens, wat van belang is wegens het toenemende aantal jongeren met psychische klachten (Centraal Bureau voor de Statistiek, 2022). Preventieve programma's zouden hun aandacht kunnen vestigen op het ontwikkelen van een stabiel zelfbeeld, los van de romantische context.

De bovenstaande bevindingen bieden deels ondersteuning voor de sociometer theory (Leary, 2005), waarin wordt verondersteld dat een positief zelfbeeld als buffer fungeert tegen negatieve emoties. Dit kan verklaren waarom adolescenten met hogere zelfwaardering minder negatief affect ervaren. Tegelijkertijd sluiten de resultaten niet volledig aan bij de sociometer theory. Hoewel positieve sociale relaties, in dit geval romantische relaties, volgens deze theorie zouden moeten bijdragen aan een sterker zelfbeeld, werd in dit onderzoek geen verband gevonden met zelfwaardering en romantische relaties. Dit hoeft echter niet te betekenen dat sociale relaties geen invloed hebben op zelfwaardering. Toekomstig onderzoek zou kunnen nagaan binnen welke tijdsspanne sociale feedback, zoals signalen van acceptatie en afwijzing, daadwerkelijk effect heeft op iemands gevoel van eigenwaarde. Daarnaast zou onderscheid kunnen worden gemaakt in romantische relaties en platonische relaties, om eventuele verschillen in hun invloed op zelfwaardering beter te kunnen begrijpen. Door zowel het temporele aspect als het type sociale relatie expliciet mee te nemen in vervolgonderzoek, kan de sociometer theory verder verfijnd worden.

Limitaties

Hoewel dit kwantitatieve onderzoek inzichten biedt in het verband tussen romantische relaties bij adolescenten, zelfwaardering en ervaren affect, zijn er enkele belangrijke inhoudelijke en methodologische beperkingen die moeten worden erkend. Allereerst was er sprake van een vrij homogene steekproef. De steekproef was een redelijk 'gezonde' steekproef met voornamelijk hoogopgeleide, Nederlandse, vrouwelijke studenten van een sociale studie. Hierdoor is de generaliseerbaarheid van de bevindingen beperkt. Daarnaast speelde deze homogene steekproef aannemelijk een rol in de verklaring voor de minimale spreiding in zelfvertrouwen, relatietevredenheid en negatief affect. Deze variabelen zouden mogelijk meer variëren tussen jongeren met een andere opleidingsachtergrond, culturele context of geslacht. Een grotere spreiding is essentieel om voldoende variatie te hebben om statistische verbanden te kunnen detecteren (Preacher & Kelley, 2011).

Ook vormt de steekproefgrootte an sich een beperking. De gehele steekproef bestond uit 227 participanten, wat mogelijk niet genoeg *power* biedt voor het opsporen van kleine indirecte effecten bij mediatie-analyses (Fritz & MacKinnon, 2007). Daarnaast konden er maar 104 participanten worden meegenomen in de analyses met relatietevredenheid. Een grotere en meer heterogene steekproef wordt aanbevolen voor vervolgonderzoek, zodat de statistische power, de variatie in de scores en de generaliseerbaarheid van de bevindingen zal toenemen.

Ten tweede mag benoemd worden dat in dit onderzoek is gekozen om de variabelen op trait-niveau te analyseren (i.e. stabiel over een periode), waarbij gemiddelden over tijd zijn genomen. Hoewel deze opzet, zoals eerder benoemd, past bij het doel van dit onderzoek, gaat hiermee wel wat nuance verloren. Doordat er gebruik is gemaakt van ESM-data, bestond de mogelijkheid om variabelen op state-niveau te analyseren (i.e. variabel over een periode), waarmee momentane schommelingen en contextafhankelijke processen zichtbaar worden. Een aanbeveling voor toekomstig onderzoek is dan ook om romantische relaties op state-niveau te analyseren om aanvullende inzichten te kunnen bieden in hoe affect in het dagelijks leven fluctueert. Bijvoorbeeld hoe positieve of negatieve interacties met de partner samenhangen met dagelijks ervaren affect.

Ten derde is het temporele ontwerp een limitatie van dit onderzoek. Een temporeel ontwerp is de manier waarop de tijdsperiode van een studie is vormgegeven, het interval tussen metingen en het aantal meetmomenten, wat bepaalt hoe goed het onderzoeksontwerp past bij het psychologische proces dat men wil onderzoeken (Hamaker, 2025). Zoals eerder benoemd, was het binnen het tijdsbestek van dit onderzoek mogelijk niet haalbaar om betekenisvolle veranderingen in een relatief stabiel construct als zelfwaardering waar te nemen (Erol & Orth, 2011). Voor vervolgonderzoek is het van belang dat voorafgaand rekening wordt gehouden met het temporele ontwerp in combinatie met de psychologische constructen die onderzocht dienen te worden. Hierbij dient ook rekening te worden gehouden met de relatieduur, omdat onderzoek heeft aangetoond dat bij relaties die minstens een jaar duurde pas een duidelijke en langdurige stijging in zelfwaardering was te zien (Luciano & Orth, 2016). Een suggestie is daarom om de ESM-metingen na 6 maanden te herhalen, en nog eens na 6 maanden (12 maanden na de eerste meting). Door de combinatie van longitudinale herhaling en ESM-metingen, kunnen zowel dagelijkse fluctuaties in affect, als stabielere constructen zoals zelfwaardering worden onderzocht.

Ten vierde is sociale wenselijkheid een belangrijke overweging. Enerzijds zijn de ESM-metingen momentaan en kort, waardoor de deelnemers minder tijd en gelegenheid

hebben om sociaal wenselijk antwoord te geven dan bij baseline vragenlijsten (Ram et al., 2017). Dit kan tevens een verklaring zijn voor de afwezigheid van een perfecte correlatie tussen de ESM-zelfwaardering en de baseline zelfwaardering (RSES). Anderzijds blijven vragenlijsten met gevoelige thema's zoals zelfwaardering, relaties en emoties, inherent gevoelig voor sociaal wenselijke antwoorden (Krumpal, 2014). Daarom is het meten van de variabele relatietevredenheid met slechts één item methodologisch gezien minder betrouwbaar. Toekomstig onderzoek zou gebruik kunnen maken van meer sensitieve en specifiek geformuleerde items om relatietevredenheid nauwkeuriger en betrouwbaarder in kaart te brengen. Vragen kunnen bijvoorbeeld gebaseerd worden op items uit de *Relationship Assessment Scale* (RAS; Hendrick & Hendrick, 1998). Deze items hebben betrekking op algemene relatietevredenheid, maar ook in hoeverre de relationele behoeften worden vervuld, of in hoeverre er weleens twijfels zijn.

Tot slot is het van belang om stil te staan bij de ambiguïteit rondom het begrip 'romantische relatie'. In de huidige generatie jongeren bestaan er uiteenlopende vormen en labels van romantische betrokkenheid (Howard et al., 2015). Het is dan ook de vraag in hoeverre de deelnemers zonder 'officiële' relatie daadwerkelijk niet betrokken waren bij romantische interacties, zoals *daten*, informele contacten, of een langdurige relatie zonder label. Onduidelijkheid over de interpretatie van het begrip relatie kan hebben bijgedragen aan een vertekend beeld van de bevindingen. Toekomstig onderzoek zou daarom kunnen overwegen om verschillende stadia van romantische betrokkenheid mee te nemen, om zo meer inzicht te verkrijgen in de mogelijke verschillen in ervaren affect tussen jongeren die zich in verschillende fasen of stadia van romantische verbondenheid bevinden.

Conclusie

Hoewel romantische relaties bij adolescenten over het algemeen samenhangen met meer positieve gevoelens, werd geen bewijs gevonden voor een verband met negatief affect of zelfwaardering. Ook bleek zelfwaardering geen verklarende factor in deze relaties. Wel bevestigt dit onderzoek het belang van zelfwaardering als onafhankelijke factor in het emotioneel welbevinden van adolescenten. Voor toekomstig onderzoek is het onder meer van belang om aandacht te besteden aan het temporele ontwerp, de labeling van romantische relaties een betrouwbare schaal voor relatietevredenheid. Op die manier kan beter worden begrepen hoe romantische relaties bijdragen aan het psychisch welzijn van jongeren.

Referentielijst

- Aguinis, H., Gottfredson, R. K., & Joo, H. (2013). Best-Practice recommendations for defining, identifying, and handling outliers. *Organizational Research Methods*, 16(2), 270–301. <https://doi.org/10.1177/1094428112470848>
- Boateng, G. O., Neilands, T. B., Frongillo, E. A., Melgar-Quinonez, H. R., & Young, S. L. (2018). Best practices for developing and validating scales for health, social, and behavioral research: A primer. *Frontiers in Public Health*, 6. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2018.00149>
- Braithwaite, S. R., Delevi, R., & Fincham, F. D. (2010). Romantic relationships and the physical and mental health of college students. *Personal Relationships*, 17(1), 1–12. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.2010.01248.x>
- Centraal Bureau voor de Statistiek. (2022, 31 mei). Mentale gezondheid jongeren afgenomen. *Centraal Bureau Voor de Statistiek*. Geraadpleegd op 14 juni 2025, via <https://www.cbs.nl/nl-nl/nieuws/2022/22/mentale-gezondheid-jongeren-afgenomen?>
- Chin, C., & Yao, G. (2023). Convergent validity. *Springer eBooks* (pp. 1398–1399). https://doi.org/10.1007/978-3-031-17299-1_573
- Ciairano, S., Bonino, S., Kliwer, W., Miceli, R., & Jackson, S. (2006). Dating, sexual activity, and well-being in Italian adolescents. *Journal Of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 35(2), 275–282. https://doi.org/10.1207/s15374424jccp3502_11
- Collibee, C., & Furman, W. (2015). Quality counts: Developmental shifts in associations between romantic relationship qualities and psychosocial adjustment. *Child Development*, 86(5), 1639–1652. <https://doi.org/10.1111/cdev.12403>
- Collins, W. A., Welsh, D. P., & Furman, W. (2008). Adolescent romantic relationships. *Annual Review Of Psychology*, 60(1), 631–652. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.60.110707.163459>
- Coopersmith, S. (1967). *The antecedents of self-esteem* (pp. 4 - 5). W. H. Freeman.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297–334. <https://doi.org/10.1007/bf02310555>
- Davila, J., Stroud, C. B., Starr, L. R., Miller, M. R., Yoneda, A., & Hershenberg, R. (2008). Romantic and sexual activities, parent–adolescent stress, and depressive symptoms among early adolescent girls. *Journal Of Adolescence*, 32(4), 909–924. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2008.10.004>

- Erol, R. Y., & Orth, U. (2011). Self-esteem development from age 14 to 30 years: A longitudinal study. *Journal Of Personality And Social Psychology*, 101(3), 607–619. <https://doi.org/10.1037/a0024299>
- Feeney, B. C., & Collins, N. L. (2015). Thriving through relationships. *Current Opinion in Psychology*, 1, 22–28. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2014.11.001>
- Field, A. (2017). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics (5th ed.)*. SAGE Publications.
- Fritz, M. S., & MacKinnon, D. P. (2007). Required sample size to detect the mediated effect. *Psychological Science*, 18(3), 233–239. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9280.2007.01882.x>
- Gabriel, A. S., Podsakoff, N. P., Beal, D. J., Scott, B. A., Sonnentag, S., Trougakos, J. P., & Butts, M. M. (2018). Experience sampling methods: A discussion of critical trends and considerations for scholarly advancement. *Organizational Research Methods*, 22(4), 969–1006. <https://doi.org/10.1177/1094428118802626>
- Gross, J. J., & John, O. P. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: Implications for affect, relationships, and well-being. *Journal Of Personality And Social Psychology*, 85(2), 348–362. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.85.2.348>
- Hamaker, E. L. (2025). Temporal design and its consequences. *MATILDA*, 2025-05-23. Geraadpleegd op 11 juni 2025, via <https://matilda.fss.uu.nl/articles/temporal-design-and-its-consequences.html>
- Harris, M. A., & Orth, U. (2019). The link between self-esteem and social relationships: A meta-analysis of longitudinal studies. *Journal Of Personality And Social Psychology*, 119(6), 1459–1477. <https://doi.org/10.1037/pspp0000265>
- Hayes, A. F. (2018). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach* (2e editie). New York, NY: Guilford Press.
- Hayes, A. F., & Coutts, J. J. (2020). Use Omega rather than Cronbach's Alpha for estimating reliability. But. . . *Communication Methods And Measures*, 14(1), 1–24. <https://doi.org/10.1080/19312458.2020.1718629>
- Hendrick, S. S., Dicke, A., & Hendrick, C. (1998). The Relationship Assessment scale. *Journal Of Social And Personal Relationships*, 15(1), 137–142. <https://doi.org/10.1177/0265407598151009>
- Howard, D. E., Debnam, K. J., Cham, H. J., Czinn, A., Aiken, N., Jordan, J., & Goldman, R. (2015). The (mal) adaptive value of mid-adolescent dating relationship labels. *The*

- Journal Of Primary Prevention*, 36(3), 187–203. <https://doi.org/10.1007/s10935-015-0387-2>
- Kansky, J., & Allen, J. P. (2018). Long-term risks and possible benefits Associated with late adolescent romantic relationship quality. *Journal Of Youth And Adolescence*, 47(7), 1531–1544. <https://doi.org/10.1007/s10964-018-0813-x>
- Krumpal, I. (2014). Social desirability bias and context in sensitive surveys. *Springer eBooks* (pp. 6037–6043). https://doi.org/10.1007/978-94-007-0753-5_4086
- Kuppens, P., Oravecz, Z., & Tuerlinckx, F. (2010). Feelings change: Accounting for individual differences in the temporal dynamics of affect. *Journal Of Personality And Social Psychology*, 99(6), 1042–1060. <https://doi.org/10.1037/a0020962>
- Kutner, M. H., & Neter, J. (2004). *Applied Linear Regression models*. Irwin/McGraw-Hill.
- Leary, M. R. (2005). Sociometer theory and the pursuit of relational value: Getting to the root of self-esteem. *European Review Of Social Psychology*, 16(1), 75–111. <https://doi.org/10.1080/10463280540000007>
- Leertouwer, I., Schuurman, N. K., & Vermunt, J. K. (2022). Are retrospective assessments means of people’s experiences? Accounting for interpersonal and intrapersonal variability when comparing retrospective assessment data to ecological momentary assessment data. *Journal For Person-Oriented Research*, 8(2), 52–70. <https://doi.org/10.17505/jpor.2022.24855>
- Liu, Q., & Wang, L. (2020). t-Test and ANOVA for data with ceiling and/or floor effects. *Behavior Research Methods*, 53(1), 264–277. <https://doi.org/10.3758/s13428-020-01407-2>
- Luciano, E. C., & Orth, U. (2016). Transitions in romantic relationships and development of self-esteem. *Journal Of Personality And Social Psychology*, 112(2), 307–328. <https://doi.org/10.1037/pspp0000109>
- Muris, P., & Otgaar, H. (2023). Self-esteem and self-compassion: A narrative review and meta-Analysis on their links to psychological problems and well-being. *Psychology Research And Behavior Management, Volume 16*, 2961–2975. <https://doi.org/10.2147/prbm.s402455>
- Nederlands Jeugdinstituut. (2024). *Cijfers over seksueel gedrag*. Geraadpleegd op 22 juni 2025, van <https://www.nji.nl/cijfers/seksueel-gedrag>
- Orth, U., Robins, R. W., & Widaman, K. F. (2012). Life-span development of self-esteem and its effects on important life outcomes. *Journal Of Personality And Social Psychology*, 102(6), 1271–1288. <https://doi.org/10.1037/a0025558>

- Preacher, K. J., & Kelley, K. (2011). Effect size measures for mediation models: Quantitative strategies for communicating indirect effects. *Psychological Methods*, 16(2), 93–115. <https://doi.org/10.1037/a0022658>
- Ram, N., Brinberg, M., Pincus, A. L., & Conroy, D. E. (2017). The questionable ecological validity of ecological momentary assessment: Considerations for design and analysis. *Research in Human Development*, 14(3), 253–270. <https://doi.org/10.1080/15427609.2017.1340052>
- Rogers, A. A., Ha, T., Updegraff, K. A., & Iida, M. (2018). Adolescents' daily romantic experiences and negative mood: A dyadic, intensive longitudinal study. *Journal Of Youth And Adolescence*, 47(7), 1517–1530. <https://doi.org/10.1007/s10964-017-0797-y>
- Rose, A. J., & Rudolph, K. D. (2006). A review of sex differences in peer relationship processes: Potential trade-offs for the emotional and behavioral development of girls and boys. *Psychological Bulletin*, 132(1), 98–131. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.132.1.98>
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton University Press.
- Sawyer, S. M., Azzopardi, P. S., Wickremarathne, D., & Patton, G. C. (2018). The age of adolescence. *The Lancet Child & Adolescent Health*, 2(3), 223–228. [https://doi.org/10.1016/s2352-4642\(18\)30022-1](https://doi.org/10.1016/s2352-4642(18)30022-1)
- Schaffhuser, K., Wagner, J., Lüdtke, O., & Allemand, M. (2014). Dyadic longitudinal interplay between personality and relationship satisfaction: A focus on neuroticism and self-esteem. *Journal Of Research in Personality*, 53, 124–133. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2014.08.007>
- Schuurman, N. K. (2023). A "within/between problem" primer: About (not) separating within-person variance and between-person variance in psychology. <https://doi.org/10.31234/osf.io/7zgkx>
- Shiffman, S., Stone, A. A., & Hufford, M. R. (2007). Ecological Momentary Assessment. *Annual Review Of Clinical Psychology*, 4(1), 1–32. <https://doi.org/10.1146/annurev.clinpsy.3.022806.091415>
- Shrout, P. E., & Lane, S. P. (2012). Psychometrics. *Handbook of research methods for studying daily life* (pp. 302–320). The Guilford Press.
- Touboul, J., Romagnoni, A., & Schwartz, R. (2010). On the dynamic interplay between positive and negative affects. *arXiv (Cornell University)*. <https://doi.org/10.48550/arxiv.1004.4856>

- Van Roekel, E., Ha, T., Scholte, R. H. J., Engels, R. C. M. E., & Verhagen, M. (2016). Loneliness in the daily lives of young adults: Testing a socio–cognitive model. *European Journal Of Personality*, 30(1), 19–30. <https://doi.org/10.1002/per.2028>
- Villalta, S. I., Goldberg, R. E., & Tienda, M. (2022). Adolescent partnership quality and emotional health: Insights from an intensive longitudinal study. *Social Forces*, 101(3), 1422–1459. <https://doi.org/10.1093/sf/soac043>
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal Of Personality And Social Psychology*, 54(6), 1063–1070. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063>

Bijlage 1

Assumpties en outlier detectie analyse 1

Outlier detectie. Er werden zes observaties met een gestandaardiseerd residu $> |3|$ gevonden, maar geen daarvan had een Cook's Distance groter dan 1, of een Mahalanobis-afstand boven de kritieke waarde (bij twee predictoren en 99% CI: $\chi^2(2) > 9.21$). In totaal overschreden 17 observaties de Mahalanobis-drempel, maar niet in combinatie met hoge residuen of Cook's Distance. Alle observaties werden behouden.

Assumptiecontrole. Visuele inspectie middels een scatterplot van de residuen (ZRES tegen ZPRED) suggereerde geen ernstige schending van lineariteit. Er was enige aanwijzing voor heteroscedasticiteit, waardoor een Breusch-Pagan test is uitgevoerd. Deze leverde een niet-significante uitkomst op ($R^2 = .023$; BP = 5.221, $p > .05$). VIF-waarden (< 10) en tolerantie ($> .10$) duiden op afwezigheid van multicollineariteit. Histogrammen en Q-Q plots toonden enige skewness in de verdeling van de residuen, bevestigd door een significante Shapiro-Wilk- en Kolmogorov-Smirnov-tests. Aangezien PROCESS gebruikmaakt van bootstrapping en HC3-standaardfouten (Hayes. 2018), wordt deze afwijking niet als problematisch beschouwd.

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.464 ^a	.215	.208	.55366

a. Predictors: (Constant), Gemiddelde Zeldwaardering, Relatiestatus binair

b. Dependent Variable: Gemiddelde Negatief Affect

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	18.857	2	9.428	30.758	<.001 ^b
	Residual	68.664	224	.307		
	Total	87.521	226			

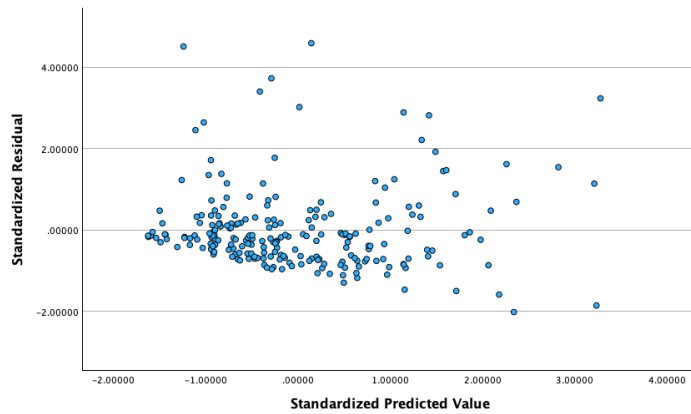
a. Dependent Variable: Gemiddelde Negatief Affect

b. Predictors: (Constant), Gemiddelde Zeldwaardering, Relatiestatus binair

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients B	Std. Error	Standardized Coefficients Beta	t	Sig.	Collinearity Statistics Tolerance	VIF
1	(Constant)	4.208	.332		12.662	<.001		
	Relatiestatus binair	-.039	.074	-.031	-.524	.601	.989	1.011
	Gemiddelde Zeldwaardering	-.433	.056	-.460	-7.729	<.001	.989	1.011

a. Dependent Variable: Gemiddelde Negatief Affect

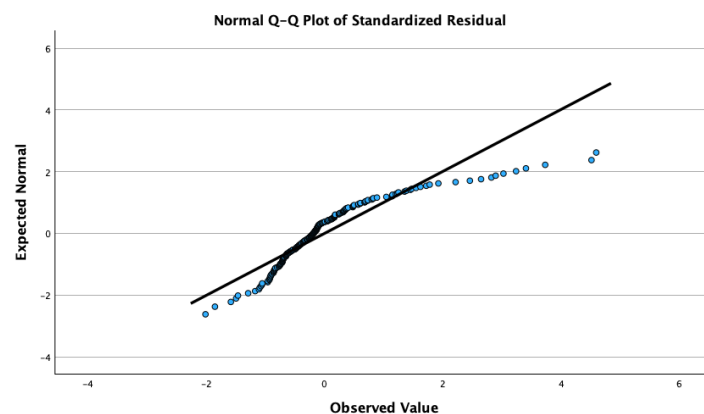
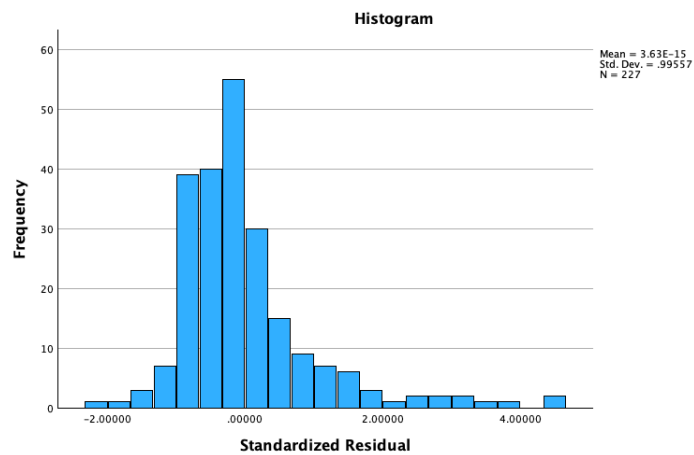


Tests of Normality

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Standardized Residual	.159	227	<.001	.837	227	<.001

a. Lilliefors Significance Correction

Standardized Residual



Assumpties en outlier detectie analyse 2

Outlierdetectie. De analyse werd wederom uitgevoerd op $N = 227$ observaties. Er werden opnieuw zes observaties gevonden met een gestandaardiseerd residu $> |3|$, maar geen van deze overschreed de drempel voor Cook's Distance of Mahalanobis-afstand ($\chi^2(2) > 9.210$). Er waren 17 observaties met een Mahalanobis-afstand boven deze drempel, maar

deze punten hadden verder geen verhoogde leverage of residuen, en de data-invoer leek plausibel. Er zijn dan ook geen observaties verwijderd.

Assumptiecontrole. De spreiding van gestandaardiseerde residuen tegen voorspelde waarden suggereerde voldoende lineariteit. Er was een lichte toename in spreiding zichtbaar in het rechterdeel van de plot, wat mogelijk duidt op milde heteroscedasticiteit. De Breusch-Pagan test werd daarom uitgevoerd, maar wees niet op een significante schending van homoscedasticiteit ($R^2 = .001$; BP = 0.227, $p > .05$). VIF-waarden en tolerantie-indicatoren lagen binnen acceptabele grenzen, en er was geen sprake van multicollineariteit. De verdeling van de residuen vertoonde opnieuw een rechtsscheve verdeling, bevestigd door significante normaliteitstests. Omdat gebruik is gemaakt van bootstrapping en HC3-robuste standaardfouten, worden de schattingen als robuust beschouwd.

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.466 ^a	.217	.210	.71781

a. Predictors: (Constant), Relatiestatus binair, Gemiddelde Zeldwaardering

b. Dependent Variable: Gemiddelde Positief Affect

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	32.041	2	16.020	31.093	<.001 ^b
	Residual	115.415	224	.515		
	Total	147.455	226			

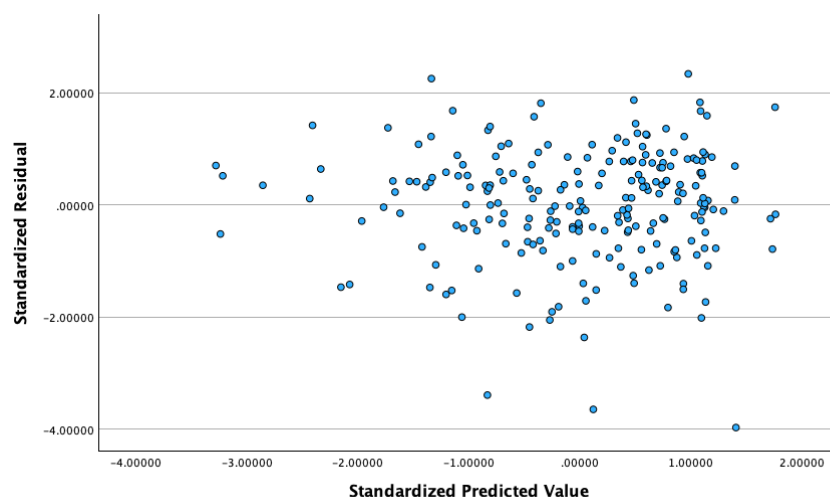
a. Dependent Variable: Gemiddelde Positief Affect

b. Predictors: (Constant), Relatiestatus binair, Gemiddelde Zeldwaardering

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients B	Std. Error	Standardized Coefficients Beta	t	Sig.	Collinearity Statistics Tolerance	VIF
1	(Constant)	1.567	.431		3.638	<.001		
	Gemiddelde Zeldwaardering	.524	.073	.429	7.213	<.001	.989	1.011
	Relatiestatus binair	.232	.096	.144	2.421	.016	.989	1.011

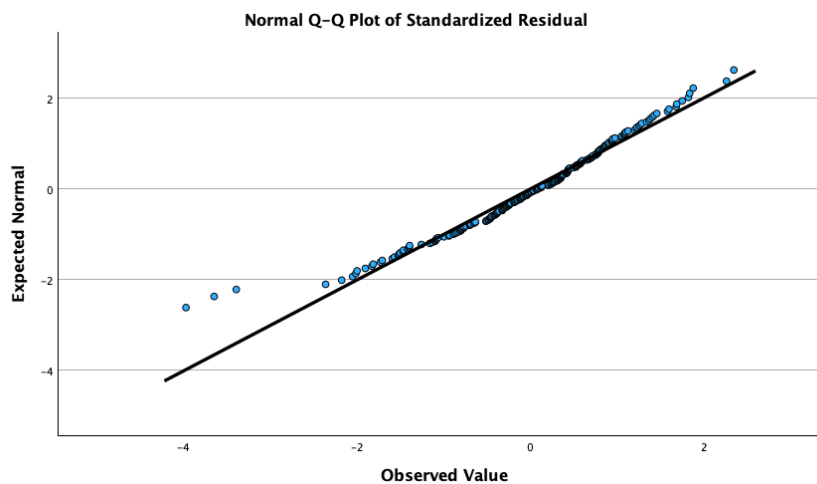
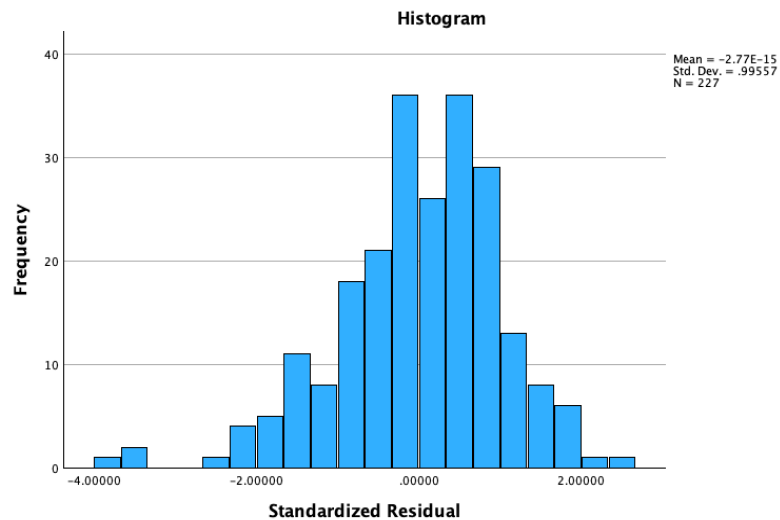
a. Dependent Variable: Gemiddelde Positief Affect



Tests of Normality						
	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Standardized Residual	.069	227	.010	.969	227	<.001

a. Lilliefors Significance Correction

Standardized Residual



Assumpties en outlier detectie analyse 3

Outlierdetectie. Van de 225 observaties waren er 110 met een relatie. Na het filteren van de observaties op basis van *missing values*, werden $N = 104$ observaties meegenomen in deze analyse. Er werd één observatie gevonden met een gestandaardiseerd residu groter dan $|4|$, gecombineerd met relatief hoge Mahalanobis-afstand en leverage, maar deze overschreed geen van de kritieke drempelwaarden. Daarnaast hadden acht observaties een Mahalanobis-afstand groter dan de grenswaarde ($\chi^2(4) > 13.277$), met uitschieters boven de 20 en één boven de 30. Omdat deze punten inhoudelijk plausibel waren (bijvoorbeeld zeer lage relatietevredenheid) én geen verhoogde Cook's Distance vertoonden, zijn zij niet verwijderd.

Assumptiecontrole. De scatterplot van gestandaardiseerde residuen tegen voorspelde waarden toonde een min of meer willekeurige spreiding, wat duidt op voldoende lineariteit. Visueel waren er wederom lichte aanwijzingen voor heteroscedasticiteit, en de Breusch-Pagan test bevestigde dit ($R^2 = .116$; $BP = 12.06$, $p < .05$). Omdat PROCESS automatisch gebruikmaakt van HC3-robuste standaardfouten, wordt dit niet als bedreiging voor de validiteit beschouwd. De VIF- en tolerantie-indicatoren duiden opnieuw op afwezigheid van multicollineariteit. De verdeling van de residuen toonde opnieuw een duidelijke skewe verdeling. Zowel de Kolmogorov-Smirnov- als Shapiro-Wilk-test was significant. Vanwege de beperkte invloed van deze afwijking op de robuuste schattingen in PROCESS, zijn de resultaten als betrouwbaar beschouwd.

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.445 ^a	.198	.182	.51170

a. Predictors: (Constant), Gemiddelde Zeldwaardering, Gemiddelde relatietevredenheid

b. Dependent Variable: Gemiddelde Negatief Affect

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	6.512	2	3.256	12.436	<.001 ^b
	Residual	26.445	101	.262		
	Total	32.957	103			

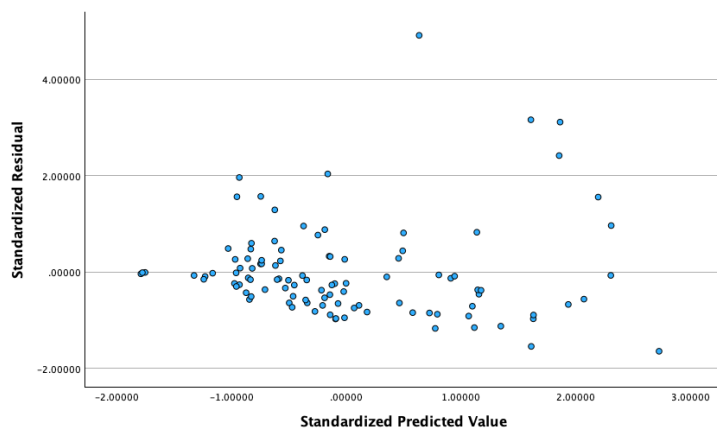
a. Dependent Variable: Gemiddelde Negatief Affect

b. Predictors: (Constant), Gemiddelde Zeldwaardering, Gemiddelde relatietevredenheid

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients B	Std. Error	Standardized Coefficients Beta	t	Sig.	Collinearity Statistics Tolerance	VIF
1	(Constant)	4.391	.627		7.004	<.001		
	Gemiddelde relatietevredenheid	-.027	.064	-.038	-.425	.672	.974	1.026
	Gemiddelde Zeldwaardering	-.448	.093	-.437	-4.837	<.001	.974	1.026

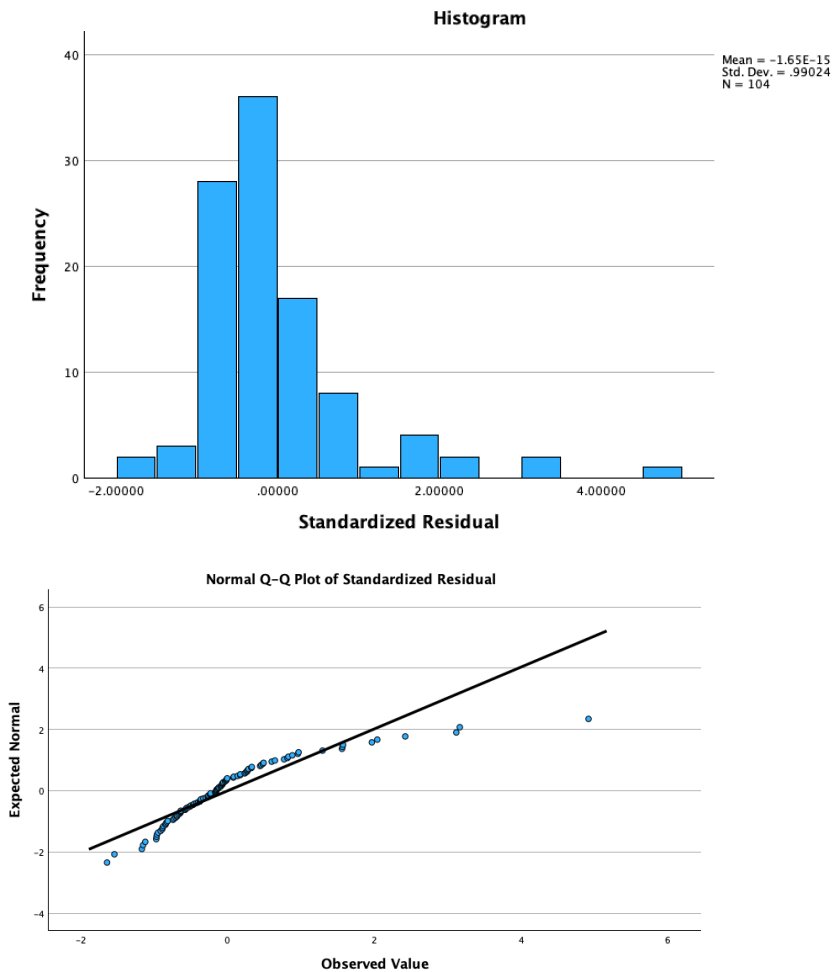
a. Dependent Variable: Gemiddelde Negatief Affect



Tests of Normality						
Standardized Residual	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
	.167	104	<.001	.835	104	<.001

a. Lilliefors Significance Correction

Standardized Residual



Assumpties en outlier detectie analyse 4

Outlierdetectie. De analyse werd uitgevoerd op N = 104 respondenten. Er werden geen observaties gevonden met een Cook's Distance > 1 of met gecombineerde kritieke waarden op meerdere statistieken. Acht respondenten hadden een Mahalanobis-afstand boven de drempel ($\chi^2(4) > 13.277$), waaronder enkele met opvallend hoge scores (> 20 en > 30), maar deze observaties bleken inhoudelijk plausibel en vertoonden geen andere afwijkingen. Ook twee cases met een gestandaardiseerd residu < -3 werden behouden, omdat zij geen aanvullende aanwijzingen boden voor invloedrijkheid.

Assumptiecontrole. De scatterplot van gestandaardiseerde residuen tegen voorspelde waarden liet geen duidelijke afwijkingen zien van lineariteit of homoscedasticiteit. Ook de Breusch-Pagan test leverde geen aanwijzingen voor heteroscedasticiteit op (R^2 zeer laag; BP

niet significant). VIF- en tolerantiewaarden lagen wederom binnen de normen, wat duidde op afwezigheid van multicollineariteit. Zoals bij eerdere analyses werd ook hier een lichte scheefheid van de residuen geconstateerd en waren de normaliteitstests significant, maar dankzij het gebruik van bootstrapping en HC3-correctie worden de resultaten als robuust beschouwd.

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.557 ^a	.311	.297	.63122

a. Predictors: (Constant), Gemiddelde relatietevredenheid, Gemiddelde Zeldwaardering

b. Dependent Variable: Gemiddelde Positief Affect

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	18.142	2	9.071	22.766	<.001 ^b
	Residual	40.243	101	.398		
	Total	58.385	103			

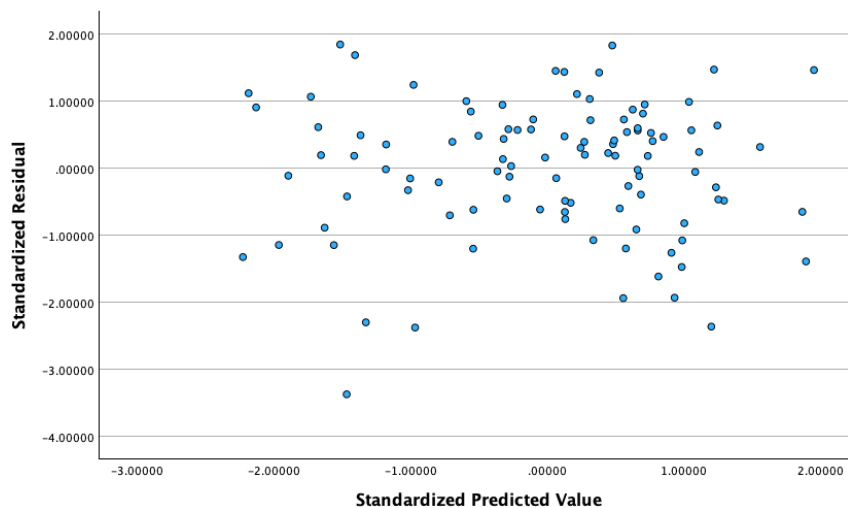
a. Dependent Variable: Gemiddelde Positief Affect

b. Predictors: (Constant), Gemiddelde relatietevredenheid, Gemiddelde Zeldwaardering

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	-.238	.773		-.307	.759		
	Gemiddelde Zeldwaardering	.636	.114	.466	5.574	<.001	.974	1.026
	Gemiddelde relatietevredenheid	.225	.079	.240	2.864	.005	.974	1.026

a. Dependent Variable: Gemiddelde Positief Affect

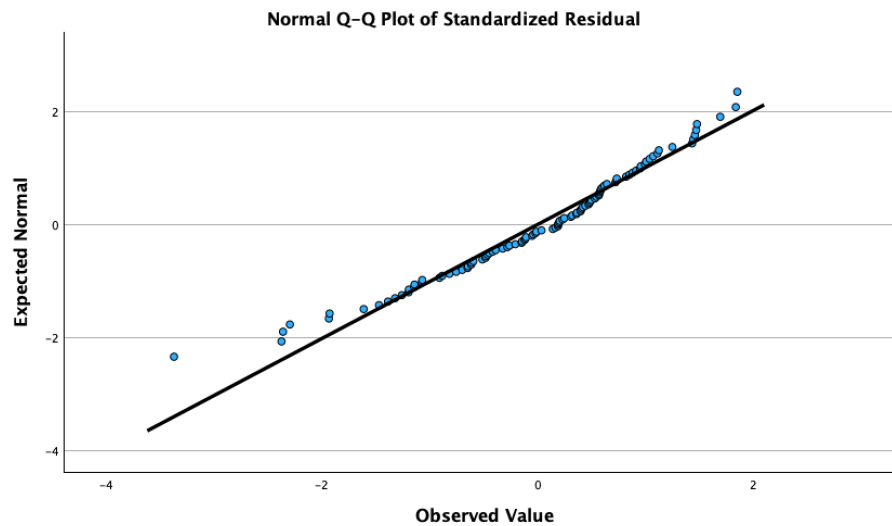
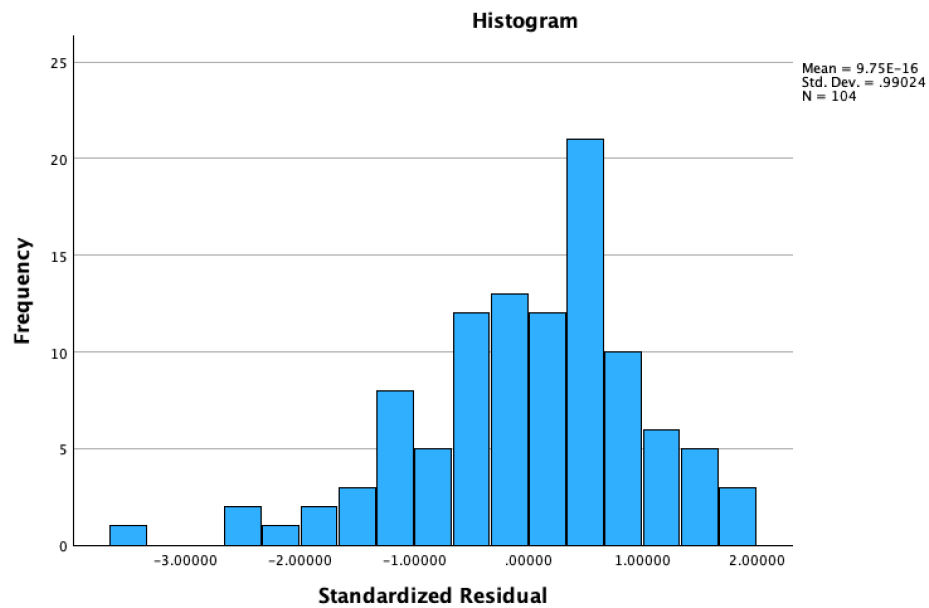


Tests of Normality

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Standardized Residual	.093	104	.027	.968	104	.012

a. Lilliefors Significance Correction

Standardized Residual



Bijlage 2



BIJLAGE 4. PLAGIAATVERKLARING

Met ondertekening van deze overeenkomst verklaar ik Fenne Christina Céline van Tiggelen student Pedagogische Wetenschappen van de Erasmus Universiteit Rotterdam, dat ik bij het schrijven van mijn scriptie over het onderwerp romantische relaties bij adolescenten geen plagiaat heb gepleegd en dat de scriptie het resultaat is van mijn eigen werk en verwoord is in mijn eigen woorden, behoudens citaten. Daar waar mijn scriptie gebaseerd is op informatie dan wel ideeën van een ander zal ik die ander recht doen door naar diens geraadpleegde werk te verwijzen. Tevens verklaar ik dat ik te allen tijde verantwoordelijk blijf voor het bovenstaande.*

Datum, plaats: 30-06-2025, Breda

Handtekening:

A handwritten signature in black ink, appearing to read 'F. van Tiggelen'.