

**De samenhang tussen ouderschap en subjectief welzijn en de modererende rol van
positieve relaties met anderen en partnerstatus**

Masterthesis Orthopedagogiek
Faculteit der Gedrags- en Maatschappijwetenschappen
Rijksuniversiteit Groningen
Masterthese Orthopedagogiek

Femke Pool

Studentnummer: S4140664

Eerste beoordelaar: dr. K.J. Wardenaar

Tweede beoordelaar: dr. A.M.N. Huyghen

Aantal woorden: 7995

Mei 2025

Abstract

The current study examined the relationship between parenthood and subjective well-being. The relationship between parenthood and subjective well-being may depend on various factors. Therefore, in the current study, positive relations with others and partner status was examined as possible moderators. Data were obtained from the “HowNutsAreTheDutch” project, which allowed the Dutch population to assess their mental health through crowdsourcing ($N = 11,009$). Subjective well-being was measured using the Manchester Short Assessment on Quality of Life (MANSA) and positive relations with others were measured using a subscale of the Ryff scales. Furthermore, data on having children and having a partner were used. Linear regression analyses were used to examine the relationship between parenthood and subjective well-being. Additionally, two analyses were conducted to examine the moderation effect of ‘positive relation with others’ and ‘partner status’ on the relationship between parenthood and subjective well-being. The linear regression analysis showed a significant positive relation ($B = 1.539, p < .001$) between parenthood and subjective well-being. The moderation analyses did not show a significant moderation effect of positive relations with others and partner status on the relation between parenthood and subjective well-being. In conclusion, people with children show higher subjective well-being than people without children. Nevertheless, the explained variance of this relationship is small (0,8%). However, positive relations with others and partner status do not significantly moderate this association.

Samenvatting

In het huidige onderzoek werd de relatie tussen ouderschap en subjectief welzijn onderzocht. De samenhang tussen ouderschap en subjectief welzijn hangt mogelijk af van verschillende factoren. Daarom werd in het huidige onderzoek gekeken naar 'positieve relaties met anderen' en 'partnerstatus' als mogelijk modererende factoren. Er is gebruikgemaakt van de data van het HoeGekIsNL onderzoeksproject. Waarbij via crowdsourcing een oproep is gedaan aan de Nederlandse bevolking om hun geestelijke gezondheid te beoordelen ($N=11.009$). Het subjectief welzijn is gemeten met de Manchester Short Assessment on Quality of Life (MANSA) en het hebben van positieve relaties met anderen is gemeten met de Ryff scales. Daarnaast zijn de gegevens over het hebben van kinderen en het hebben van een partner gebruikt. Er zijn lineaire regressieanalyses uitgevoerd om de relatie tussen ouderschap en subjectief welzijn te onderzoeken. Vervolgens zijn er twee moderatieanalyses uitgevoerd om het moderatie-effect van 'positieve relaties met anderen' en 'partnerstatus' te onderzoeken op de relatie tussen ouderschap en subjectief welzijn. De lineaire regressieanalyses lieten een significante positieve relatie ($B=1,539, p < ,001$) zien tussen ouderschap en subjectief welzijn. De moderatieanalyses toonden geen significant moderatie-effect van 'positieve relaties met anderen' en 'partnerstatus' op de relatie tussen ouderschap en subjectief welzijn. Concluderend, mensen met kinderen vertonen een hoger subjectief welzijn dan mensen zonder kinderen. De verklaarde variantie van deze relatie is echter klein (0,8%). Het hebben van positieve relaties met anderen en een partner blijken geen significante moderatoren in de relatie tussen ouderschap en subjectief welzijn.

Inhoudsopgave

Inleiding.....	5
Methode.....	10
Resultaten.....	14
Discussie.....	25
Literatuur.....	30
Bijlagen.....	34

Inleiding

Stel je voor: een gezellig avondje met vrienden, gevolgd door een heerlijk ochtendje uitslapen. Voor ouders is dit minder vanzelfsprekend, mogelijk ervaren zij slaapgebrek door het hebben van jonge kinderen en nauwelijks tijd voor sociale contacten. Echter, zij genieten wel van de aanwezigheid van hun kinderen. Een grote tegenstrijdigheid: welke levensstijl zorgt voor een groter welzijn? De relatie tussen ouderschap en welzijn levert in huidige onderzoeken wisselende resultaten op (Negraia & Augustine, 2020; Nelson et al., 2014; Rizzo et al., 2012; Tolkamp & Pollmann-Schult, 2024). Sommige studies suggereren dat ouders gelukkiger zijn dan mensen zonder kinderen, andere studies suggereren het tegenovergestelde (Hansen, 2012; Nelson et al., 2014). Deze tegenstelling wordt de ouderschapsparadox genoemd (Baumeister, 1991). Het begrijpen van deze paradox kan helpen bij het ontwikkelen van beleid en ondersteuning voor ouders, wat kan bijdragen aan hun welzijn. Dit is zowel voordelig voor ouders zelf als voor hun kinderen, omdat het welzijn van ouders voorspellend is voor de ontwikkeling van hun kinderen (Nelson et al., 2014). Daarnaast kan onderzoek naar de paradox bijdragen aan een beter begrip van hoe verschillende omstandigheden de ervaring van het ouderschap beïnvloeden en hoe deze omstandigheden voorspellers zijn van welzijn (Nelson et al., 2014).

Welzijn, de afhankelijke variabele in dit onderzoek, is een complex en breed begrip (Diener et al., 2018). De definitie van welzijn varieert tussen studies. Onder het begrip welzijn worden de volgende dimensies verstaan: subjectieve, sociale, gezondheids- (bijvoorbeeld depressie en stress) en materiële dimensies (Diener et al., 2018; Nelson et al., 2014). Becker et al. (2019) definiëren welzijn als het psychologische evenwicht tussen de beschikbaarheid van persoonlijke middelen en de uitdagingen die men tegenkomt. Huidig onderzoek richt zich op het domein van subjectief welzijn. Subjectief welzijn is een specifieke vorm van welzijn die aangeeft hoe mensen hun eigen leven beoordelen (Diener et al., 2018; Keyes, 2007). Het bestaat uit drie componenten: affect (tijdelijke stemmingen en emoties), tevredenheid binnen verschillende levensdomeinen en globale beoordelingen van levensgeluk of tevredenheid (Bos et al., 2016). Een hoge mate van subjectief welbevinden is voorspellend voor positieve levensgebeurtenissen zoals trouwen, kinderen krijgen, een kleinere kans op scheiden en een lagere kans om een baan te verliezen of te veranderen van baan (Diener et al., 2018). Daarnaast is subjectief welzijn geassocieerd met specifieke gezondheidsproblemen. Enerzijds ervaren mensen die lijden aan fysieke aandoeningen een verminderd subjectief welzijn. Anderzijds kan subjectief welzijn een beschermende rol spelen bij het behouden van gezondheid (Steptoe et al., 2015). Hoewel slechte gezondheid

meestal geassocieerd is met verminderd welzijn, blijkt dat sommige mensen zich aan hun ziekte aanpassen, wat soms zelfs leidt tot hogere niveaus van welzijn (Steptoe et al., 2015). Dit laat zien dat subjectief welzijn geen vaststaand gegeven is, maar verschillend wordt ervaren afhankelijk van persoonlijke omstandigheden (Becker et al., 2019). Het wel of niet hebben van kinderen kan bijvoorbeeld van invloed zijn op hoe mensen hun subjectieve welzijn ervaren.

In het huidige onderzoek wordt onderzocht hoe ouderschap samenhangt met subjectief welzijn. Verschillende studies hebben een relatie gevonden tussen ouderschap en subjectief welzijn (bijvoorbeeld: Tolkamp & Pollmann-Schult, 2024). Er bestaat echter geen duidelijk patroon in de relatie tussen subjectief welzijn en ouderschap (Negraia & Augustine, 2020; Nelson et al., 2014; Tolkamp & Pollmann-Schult, 2024). Sommige studies laten een negatieve associatie zien tussen ouderschap en welzijn (Baumeister, 1991; Evenson & Simon, 2005), terwijl andere studies een positieve relatie laten zien (Ballas & Dorling, 2007; Nelson et al., 2013). Deze paradoxale bevindingen zijn mogelijk te verklaren door te kijken naar aspecten die de ervaring van ouderschap per individu beïnvloeden en die ook de variatie in welzijn tussen ouders kunnen verklaren. Aan de ene kant kan ouderschap zorgen voor meer ervaren betekenis in het leven, bevrediging van basisbehoeften, meer positieve emoties en een verbeterde sociale rol (Nelson et al., 2014). Positieve emoties en een verbeterde sociale rol dragen bij aan de affectieve component van subjectief welzijn. Daarnaast geeft ouderschap subjectief welzijn vorm, doordat kinderen emotionele behoeften vervullen, sociale connecties versterken en soms fungeren als statussymbolen (Tolkamp & Pollmann-Schult, 2024). Volgens Tolkamp & Pollmann-Schult (2024) ervaren ouders met volwassen kinderen over het algemeen hogere niveaus van subjectief welzijn dan ouders met jongere kinderen en niet-ouders. Echter, rapporteren niet-ouders een vergelijkbaar, of zelfs hoger subjectief welbevinden dan ouders met een emotioneel afstandelijke relatie met hun kind (Tolkamp & Pollmann-Schult, 2024). Aan de andere kant is ouderschap in verband gebracht met hogere niveaus van waargenomen stress en depressie (Hansen, 2012; Rizzo et al., 2012). Ouderschap kan zorgen voor slaapproblemen, negatieve emoties, grotere financiële problemen, minder vrije tijd en huwelijksproblemen (Fawcett, 1988; Negraia & Augustine, 2020; Nelson et al., 2014). Deze negatieve effecten kunnen schadelijk zijn voor de component van subjectief welzijn die betrekking heeft op tevredenheid binnen verschillende levensdomeinen.

De paradoxale bevindingen in eerder onderzoek suggereren dat de relatie tussen ouderschap en subjectief welzijn niet voor iedereen hetzelfde is. Studies laten zien dat de

samenhang tussen ouderschap en subjectief welzijn complex is en afhangt van veel verschillende factoren (Negraia & Augustine, 2020; Nelson et al., 2014; Tolkamp & Pollmann-Schult, 2024). Om een beter begrip te krijgen van de inconsistente samenhang, wordt gekeken of ‘positieve relaties met anderen’ en ‘partnerstatus’ van invloed zijn op de samenhang tussen ouderschap en subjectief welzijn.

De samenhang tussen ouderschap en subjectief welzijn zal naar verwachting verschillen naargelang de mate van positieve relaties die een persoon met anderen ervaart. Vooralsnog hebben veel studies gekeken of ‘sociale steun’ van invloed is op de associatie tussen ouderschap en subjectief welzijn. Sociale steun is een netwerk van familie, vrienden, burens en leden van de gemeenschap die beschikbaar zijn om psychologische, fysieke en financiële hulp te bieden (Het Amerikaanse National Cancer Institute, 2018). Het omvat de hoeveelheid en de kwaliteit van banden met vrienden, familie en het sociale netwerk (Becker et al., 2019) en varieert van emotionele steun tot praktische hulp (Nelson et al., 2014). Nelson et al. (2014) hebben een literatuurstudie uitgevoerd waarbij sociale steun als moderator van de relatie tussen ouderschap en welzijn werd onderzocht. Hun bevindingen zijn dat het welzijn van ouders wordt voorspeld door de mate waarin zij sociale netwerken en sociale steun hebben. Ouderschap brengt zowel vreugde als stress met zich mee, de kwaliteit van sociale relaties kunnen deze effecten versterken of verzachten (Nelson et al., 2014). Sociale steun kan echter afnemen bij ouders door gebrek aan tijd om relaties te onderhouden, waardoor hun welzijn kan afnemen (Nelson et al., 2014). Mensen zonder kinderen hebben daarentegen mogelijk meer tijd voor sociale contacten, wat bijdraagt aan een hoger welzijn (Negraia & Augustine, 2020; Nelson et al., 2014). Ook richt veel onderzoek zich op de samenhang tussen sociale steun en welzijn. Eerder onderzoek laat zien dat sociale steun en de kwaliteit van sociale relaties voorspellers zijn van het welzijn van ouders (Diener et al., 2018; Rizzo et al., 2012). Volgens Becker et al. (2019) zijn sociale netwerken (zowel netwerktype als netwerkgrootte) positief gerelateerd aan de volgende componenten van welzijn: kwaliteit van leven, levensvoldoening en tevredenheid met het sociale ondersteuningsnetwerk. Personen met diverse en grote netwerken vertonen een beter subjectief welzijn, met minder eenzaamheid, minder angst en meer geluk (Litwin & Shiovitz-Ezra, 2010). Geluk van een individu lijkt vaak afhankelijk van het geluk van anderen in diens sociale netwerk. Mensen die omringd zijn door veel gelukkige mensen, hebben meer kans om in de toekomst zelf ook gelukkig te worden (Fowler & Christakis, 2008). Terwijl eenzame netwerken bijdragen aan verdere isolatie (Cacioppo et al., 2009). Sociale steun, zoals hierboven beschreven, speelt een modererende rol in de relatie tussen ouderschap en welzijn (Nelson et al., 2014). Vorige

studies focusten op de aanwezigheid van sociale steun, niet specifiek op de waardering die ouders en niet-ouders hechten aan relaties met anderen. Huidig onderzoek onderzoekt wel specifiek die waardering van ouders en niet-ouders en de invloed daarvan op de associatie tussen ouderschap en subjectief welzijn. Op basis van eerdere bevindingen, zoals Nelson et al. (2014), wordt verwacht dat ouders die positieve relaties met anderen ervaren, een hoger subjectief welzijn rapporteren dan ouders die in mindere mate positieve relaties met anderen ervaren. Daarnaast wordt verwacht dat ouders die positieve relaties met anderen ervaren een vergelijkbaar of hoger welzijn rapporteren dan niet-ouders met positieve relaties met anderen. Aangezien ouders zowel profiteren van hun ouderrol als van hun sociale netwerk, terwijl niet-ouders enkel van hun sociale netwerk profiteren. Tot slot wordt verwacht dat ouders zonder positieve relaties met anderen een lager welzijn rapporteren dan niet-ouders zonder positieve relaties met anderen. Ouders hebben doorgaans meer stress dan niet-ouders door bijvoorbeeld slaapproblemen en financiële druk (Nelson et al., 2014) en zijn daardoor naar verwachting sterker afhankelijk van positieve relaties met anderen voor hun subjectief welzijn.

Naast positieve relaties met anderen kan partnerstatus de relatie tussen ouderschap en subjectief welzijn beïnvloeden. De literatuurstudie van Nelson et al. (2014) gaat in op de huwelijkse status als moderator van de relatie tussen ouderschap en welzijn. Zij halen onderzoeken aan die ondersteunen dat het welzijn van ouders wordt verminderd bij het ontbreken van een partner om de ervaring van het opvoeden van kinderen mee te delen (Nelson et al., 2014). Alleenstaande ouders rapporteren hogere niveaus van depressie en lagere niveaus van geluk en eigenwaarde dan getrouwde ouders (Hansen et al., 2009). Getrouwde ouders rapporteren een hoger (Aassve et al., 2011) of vergelijkbaar level van welzijn dan getrouwde mensen zonder kinderen. Alleenstaande ouders daarentegen rapporteren een lager welzijn dan alleenstaande mensen zonder kinderen (Aassve et al., 2011; Nelson et al., 2014). Negraia & Augustine (2020) stellen eveneens dat het welzijn van ouders wordt beïnvloed door de aanwezigheid van partnersteun. Ouders in stabiele partnerschappen met gedeelde verantwoordelijkheden ervaren doorgaans een hoger welzijn vergeleken met alleenstaande ouders (Negraia & Augustine, 2020). Alleenstaande ouders hebben verantwoordelijkheid voor alle huishoudelijke en opvoedtaken, en hebben meer kans op financiële problemen (Nelson et al., 2014). Huwelijken daarentegen bieden vaak voordelen zoals sociale steun, grotere economische zekerheid en stabiliteit (Nelson et al., 2014). De literatuurstudie van Nelson et al. (2014) gaat in op de huwelijkse staat als moderator, maar de definitie van “alleenstaand” verschilt tussen studies. Het huidige onderzoek onderzoekt

daarom de partnerstatus in bredere zin en de invloed daarvan op de associatie tussen ouderschap en subjectief welzijn. Op basis van bovenstaande bevindingen is de verwachting dat het hebben van een partner een positieve invloed heeft op het subjectief welzijn van ouders, terwijl het ontbreken van een partner een negatieve invloed zal hebben op het subjectief welzijn van ouders. Daarnaast wordt verwacht dat ouders met partner een hoger of vergelijkbaar subjectief welzijn ervaren dan mensen met partner zonder kinderen. Tot slot wordt verwacht dat ouders zonder partner een lager welzijn rapporteren dan alleenstaande mensen zonder partner.

Bovenstaande laat zien dat het aannemelijk is dat ouderschap samenhangt met subjectief welzijn. De grootte en de richting van de samenhang is echter nog onduidelijk. Daarnaast is het nog onduidelijk hoe deze samenhang mogelijk afhankelijk is van positieve relaties met anderen en van partnerstatus.

De vraagstelling van dit onderzoek is daarom:

- In hoeverre is er een samenhang tussen ouderschap en subjectief welzijn?
- In hoeverre wordt de samenhang tussen ouderschap en subjectief welzijn gemodereerd door positieve relaties met anderen?
- In hoeverre wordt de samenhang tussen ouderschap en subjectief welzijn gemodereerd door partnerstatus?

Op basis van de hierboven beschreven resultaten uit studies wordt, ondanks inconsistenties, een positieve relatie tussen ouderschap en subjectief welzijn verwacht. De positieve effecten van ouderschap op subjectief welzijn wegen naar verwachting zwaarder dan de negatieve aspecten. Daarnaast wordt verwacht dat ‘positieve relaties met anderen’ en ‘partnerstatus’ deze relatie modereren. Naar verwachting zullen ouders met positieve relaties een hoger subjectief welzijn ervaren dan ouders zonder positieve relaties. Ook wordt verwacht dat ouders met positieve relaties een gelijk of hoger subjectief welzijn ervaren dan niet-ouders met positieve relaties. Ouders zonder positieve relaties zullen naar verwachting een lager subjectief welzijn rapporteren dan niet-ouders zonder positieve relaties. Wat betreft partnerstatus is de verwachting dat ouders met partner een hoger subjectief welzijn ervaren dan ouders zonder partner. Ook wordt verwacht dat ouders met partner een hoger of vergelijkbaar subjectief welzijn ervaren dan niet-ouders met partner. Ouders zonder partner zullen vermoedelijk een lager subjectief welzijn rapporteren dan niet-ouders zonder partner.

Beantwoording van deze vragen kan een bijdrage leveren aan kennisvergroting over de relatie tussen ouderschap en subjectief welzijn. Vooralsnog zijn er tegenstrijdige bevindingen over de relatie tussen ouderschap en welzijn, wat de behoefte aan meer

gedetailleerd onderzoek benadrukt. Meer begrip en kennis kunnen helpen bij ouderondersteuning en de ontwikkeling van beleid, interventies en programma's gericht op welzijnsverbetering van ouders. Het subjectief welzijn van ouders kan hierdoor in de toekomst mogelijk verbeterd worden, wat bijdraagt aan de ontwikkeling van hun kinderen.

Methode

Design

Om antwoord te geven op de vraagstelling van dit onderzoek werd gebruikgemaakt van de gegevens die zijn verzameld in het crowdsourcing onderzoeksproject HoeGekIsNL (Engels: HowNutsAreTheDutch). Het project was een initiatief van het Universitair Medisch Centrum Groningen (UMCG). Dit project beoogde om meerdere dimensies van de mentale gezondheid van de Nederlandse bevolking in kaart te brengen door middel van zelfrapportage gegevens (Van der Krieke et al., 2015).

Populatie en steekproef

Het project had als doel om de Nederlandse bevolking te betrekken bij het onderzoek. Er werd een open oproep gedaan aan inwoners van Nederland om deel te nemen aan het HND project via de website www.HoeGekIs.nl. De oproep werd verspreid via radio-uitzendingen, televisie, kranten, tijdschriften, podium discussies en sociale media. Op 19 december 2013 ging de website www.HoeGekIs.nl online, de gebruikte data in dit onderzoek werden verzameld tot eind december 2017. Mensen werden uitgenodigd om de website te bezoeken en zichzelf te beoordelen op hun geestelijke gezondheid. Deelname aan het onderzoek was toegestaan voor mensen die 18 jaar of ouder waren, Nederlands spreken en toegang tot een computer hebben.

Procedure

De deelname aan het project was volledig vrijwillig en anoniem. Voor deelname aan het project moesten deelnemers zich registreren en een account maken op de website. Na verstrekking van demografische basisgegevens (bv. geslacht en leeftijd) begonnen de kernmodules. De drie kernmodules gingen over (1) leefsituatie, (2) affect/stemming en (3) welzijn. Na afronding van de 3 kernmodules, werden alle overige modules beschikbaar gesteld die in willekeurige volgorde konden worden ingevuld (Van der Krieke et al., 2015).

Ethische kwesties

De Medisch Ethische Commissie van het UMCG heeft het project beoordeeld en vrijgesteld van toetsing onder de Wet Medisch-Wetenschappelijk Onderzoek met Mensen (WMO), aangezien het een niet-gerandomiseerde, open studie betrof die gericht was op

anonieme vrijwilligers uit de algemene bevolking. De deelnemers konden op de website informatie lezen over het project en de doelen ervan, voordat zij een account aanmaakten en bevestigden. Omdat deelname geheel anoniem, online en op eigen initiatief (vrijwillig) was, werd geen formeel geschreven en getekende toestemmingsverklaring verkregen. De projectleiders van www.hoegekis.nl hebben toestemming verleend voor het gebruik van de data voor de huidige studie. De relevante data is aangeleverd en vervolgens opgeslagen en geanalyseerd op de beveiligde Y-schijf van de RUG.

Variabelen en instrumenten

Om de vraagstelling te beantwoorden is voor het meten van ouderschap de vraag over het aantal kinderen dat deelnemers hebben gebruikt. Hiervan is een dichotome variabele gemaakt voor het wel (=1) of niet (=0) hebben van kinderen. Ook werd deelnemers gevraagd naar hun relatiestatus. Op basis van de antwoorden werd een dichotome variabele gemaakt, die onderscheid maakt tussen het wel (=1) of niet (=0) hebben van een partner. Participanten die gehuwd samenwonend, gehuwd niet samenwonend, ongehuwd samenwonend of ongehuwd niet samenwonend zijn vallen onder de groep participanten met partner. Onder het hebben van geen partner vallen participanten die gescheiden of weduwe/weduwnaar zijn. Als laatste zijn geslacht en leeftijd onderzocht als mogelijke controlevariabele. Het geslacht was aangegeven door de deelnemer bij de demografische gegevens. Deze variabele is omgezet naar een dichotome variabele, waarbij onderscheid werd gemaakt tussen vrouw (=1) en man (=2).

Subjectief welzijn

Voor het meten van het subjectief welzijn werd in het huidige onderzoek de Nederlandse versie van de Manchester Short Assessment of Quality of Life (MANSA) gebruikt (Priebe et al., 1999; Van Nieuwenhuizen et al., 2017). De MANSA meet de kwaliteit van het leven op meerdere domeinen. De 12 items vormen samen een somscore en er zijn vier aanvullende ja/nee- items. Een hogere somscore betekent een hoger ervaren subjectief welzijn. Deelnemers beantwoorden de vragen op een 7-puntsschaal, van 1 - "Slechter kan niet", via 4="Gemengd (tevreden en ontevreden)", tot 7="Beter kan niet".

Er is onderzoek gedaan naar de psychometrische eigenschappen van de MANSA. Ten eerste werd in de studie van Van Nieuwenhuizen et al. (2017) een Cronbach's alpha van de subjectieve items van de MANSA tussen de .75 en .84 gevonden. Dit lijkt te wijzen op een adequate interne consistentie van de MANSA. Daarnaast heeft de confirmatieve factoranalyse van de MANSA laten zien dat de MANSA uit één schaal bestaat, dit ondersteunt de constructvaliditeit. Bij een deel van de populatie is zowel de MANSA als de

Lancashire Quality of Life Profile (LQoLP) afgenomen, die beide kwaliteit van leven meten. De LQoLP is een al bestaande en goed onderzochte schaal voor het meten van kwaliteit van leven. Een hoge convergente validiteit werd gevonden, alle subdomeinen van de LQoLP zijn vergeleken met de losse items van de MANSA waaruit bleek dat alle correlaties boven de .65 zijn. De hoge correlatie betekent dat de MANSA en LQoLP hetzelfde pretenderen te meten, wat het vertrouwen in de MANSA als valide versterkt (Van Nieuwenhuizen et al., 2017). Tot slot is een goede criteriumvaliditeit geconstateerd, aangezien er significante verschillen ($F(6,1771)=136.72, p < .000$) zijn gevonden tussen de gemiddelde MANSA scores van de algemene bevolking en van de klinische populatie (Van Nieuwenhuizen et al., 2017). Uit voorgaande blijkt dat de MANSA een voldoende betrouwbare en valide vragenlijst is.

Positieve relaties met anderen

Voor het meten van 'positieve relaties met anderen' werd de Ryff scales (van Dierendonck., 2004; Ryff., 1989) gebruikt. De Ryff scales meet zes dimensies van psychologisch welzijn: autonomie, omgevingsbeheersing, zelfacceptatie, persoonlijke groei, positieve relaties met anderen en doel in het leven. De test bevat 39 items (versie met kortere schalen), variërend van 6 tot 8 items per schaal. In de huidige studie zijn enkel 6 items gebruikt die de positieve relaties met anderen in kaart brengen. Deelnemers beantwoorden de vragen op een 6-puntsschaal die varieert van 1 "sterk mee oneens" tot 6 "sterk mee eens". De totaalscore op de 6 items loopt van 6 tot 36, een hogere score vertegenwoordigt een groter positief gevoel over de relaties met anderen. De scoring hield rekening met zowel positief als negatief geformuleerde items. Daarnaast is onderzoek gedaan naar de psychometrische eigenschappen van de Ryff scales. De studie van van Dierendonck (2004) heeft gevonden dat de correlaties van de kortere schalen (gebruikt in dit onderzoek) met de oorspronkelijke 14-item schalen minstens .91 waren. Dit geeft aan dat de kortere schalen de essentie van de langere schalen goed dekken. Voor de dimensie 'positieve relaties met anderen' was de correlatie met de oorspronkelijke 14-item schaal .92 (van Dierendonck., 2004). De interne consistentie van de schalen was minimaal .72. Voor de dimensie 'positieve relaties met anderen' was Cronbach's alpha .80, wat lijkt te wijzen op een goede interne consistentie. De confirmatieve factoranalyse van de Ryff scales heeft laten zien dat er enig bewijs is voor de subschaalstructuur van de Ryff, echter bestaan er nog wel onduidelijkheden over. De constructvaliditeit is daarmee enigszins twijfelachtig (van Dierendonck., 2004). Uit voorgaande blijkt, ondanks enkele tekortkomingen, dat de Ryff scales een voldoende betrouwbaar en valide instrument is.

Analyseplan

Voor de analyse van de gegevens is SPSS (versie 28) gebruikt. De data werden als eerst gecontroleerd op extreme waarden (waarden die meer dan 3 standaarddeviaties boven of onder het gemiddelde liggen), om inzicht te krijgen in bijzondere gevallen die de analyses kunnen beïnvloeden. Vervolgens werd onderscheid gemaakt tussen ouders en niet-ouders. Beschrijvende statistiek is gebruikt om een beeld te krijgen van de participanten. Voor normaal verdeelde continue variabelen zijn de gemiddelden en standaarddeviaties beschreven en voor niet-normaal verdeelde continue variabelen de medianen. Voor discrete variabelen zijn frequenties en percentages gegeven. Er zijn geen missende waarden van de MANSA of Ryff scales, aangezien deelnemers of de gehele module hebben ingevuld of helemaal niks. Wel wordt onderzocht of er verschillen zijn tussen participanten die de MANSA en/of Ryff scales hebben ingevuld en degenen die dat niet hebben gedaan. Dit biedt inzicht in de representativiteit van de groep die deze schalen heeft ingevuld ten opzichte van de gehele steekproef.

Eerst werd een enkelvoudige regressieanalyse uitgevoerd om de samenhang tussen ouderschap (onafhankelijke variabele) en subjectief welzijn (MANSA, afhankelijke variabele) te onderzoeken. Toen werden geslacht en leeftijd aan het regressiemodel toegevoegd om te kijken of deze variabelen de samenhang tussen ouderschap en MANSA veranderen. Als de associatie tussen ouderschap en welzijn verandert na toevoeging van de controlevariabelen, zijn ze mogelijk confounders.

Er werd een tweede regressieanalyse uitgevoerd met MANSA als afhankelijke variabele, en ouderschap en positieve relaties met anderen als onafhankelijke variabelen. De variabele positieve relaties met anderen is alvorens de regressieanalyse gecentreerd (gemiddelde van variabele aftrekken), dit maakte de variabele makkelijker interpreteerbaar. Toen werd de interactieterm (ouderschap * positieve relaties met anderen) aan het model toegevoegd, om te testen of positieve relaties met anderen (M1) de relatie tussen ouderschap (X) en MANSA (Y) modereren. De verklaarde variantie van dit model werd vergeleken met het model met ouderschap en Ryff als hoofdeffecten. Daarna werden geslacht en leeftijd als controlevariabelen aan het model toegevoegd, om hun invloed op de relatie tussen de interactieterm en MANSA te controleren.

Tot slot werd een derde regressieanalyse uitgevoerd, met MANSA als afhankelijke variabele en ouderschap en partnerstatus als onafhankelijke variabelen. Daarna werd de interactieterm (ouderschap * partnerstatus) aan het model toegevoegd, om te testen of partnerstatus (M2) de relatie tussen ouderschap (X) en MANSA (Y) modereren. De

verklaarde variantie van dit model werd vergeleken met het model met ouderschap en partnerstatus als hoofdeffecten. Tot slot werden geslacht en leeftijd als controlevariabelen aan het model toegevoegd, om hun invloed op de relatie tussen de interactieterm en MANSA te controleren.

Na iedere toevoeging van onafhankelijke variabelen, interactietermen en controlevariabelen aan de regressiemodellen werden regressiecoëfficiënten, p-waarden, 95%-betrouwbaarheidsintervallen en R-square gerapporteerd. De regressiecoëfficiënt was statistisch significant bij een p-waarde van .05 of lager.

De assumpties: lineariteit, onafhankelijkheid, normaliteit en homoscedasticiteit zijn gecontroleerd bij de uitgevoerde analyses. Lineariteit werd gecontroleerd door scatterplots, waarbij een rechte lijn zichtbaar moest zijn. Onafhankelijkheid is gecontroleerd voor de analyses. Aangezien de gebruikte instrumenten (demografie, MANSA en Ryff scales) onafhankelijke instrumenten van elkaar zijn, is aangenomen dat de modellen voldoen aan deze assumptie. Normaliteit is beoordeeld met een histogram van de residuen en Q-Q-plots, de punten moeten grofweg op de diagonale lijn liggen om de assumptie aan te nemen. Homoscedasticiteit is gemeten met residual plots, waarbij de spreiding over de residuen ongeveer gelijk moet zijn. Bij schending van homoscedasticiteit (heteroscedasticiteit), werd eerst geprobeerd de afhankelijke variabele te transformeren. Indien deze aanpak onvoldoende effect had, werden robuuste standaardfouten gebruikt om p-waarden te corrigeren voor heteroscedasticiteit. Bij schending van normaliteit, werd de afhankelijke variabele getransformeerd naar een log-transformatie. Vervolgens werden de assumpties opnieuw gecontroleerd alvorens regressie resultaten te interpreteren.

Resultaten

Beschrijvende statistiek

De totale dataset bevatte 14.095 deelnemers. De uiteindelijke sample bestond uit 11.009 deelnemers, aangezien bij 3.086 deelnemers één of meerdere gegevens ontbraken over ouderschap, partnerstatus, MANSA-score of de Ryff- metingen. Tabel 1 geeft de beschrijvende statistiek van de geïnccludeerde en geëxcludeerde groep weer. Van het uiteindelijke sample was 67,0% vrouw en had 73,7% een partner. Het percentage deelnemers dat kinderen heeft was 56,7%. Een meerderheid van de steekproef heeft hoger onderwijs gevolgd, met 38,8% in het hoger beroepsonderwijs en 37,4% in het wetenschappelijk onderwijs. De gemiddelde leeftijd van de deelnemers was 44,9 jaar ($SD=14,6$). De gemiddelde MANSA-score was 61,8 ($SD=8,7$) en de mediaan was 63 ($IQR=57-68$). De

somscore van de subschaal ‘positieve relaties met anderen’ van de Ryff scales (hierna genoemd als Ryff) had een gemiddelde score van 25,8 ($SD=5,9$) en de mediaan was 27 ($IQR=22-30$). Figuur 1 geeft een redelijk normale verdeling van de MANSA-score weer. De verdeling van de Ryff is enigszins scheef naar links, wat aangeeft dat er meer mensen zijn met hogere scores op de Ryff dan met lagere.

Van de geëxcludeerde deelnemers ($N=3.086$) van het onderzoek was 67,2% vrouw, het verschil in geslacht tussen de twee groepen is niet significant ($\chi^2(1=0.045, p=.832)$). De geëxcludeerde deelnemers zijn vergeleken met de geïnccludeerde deelnemers jonger ($M=41,1$ jaar, $SD=14,8$), dit verschil tussen de twee groepen is significant ($t(14093)=-12,75, p<,001$, 95%-BHI [-4,39; -3,22]). De uitval in het huidige onderzoek hangt mogelijk samen met een jongere leeftijd.

Tabel 1

Beschrijvende statistiek geïnccludeerde- ($N=11.009$) en geëxcludeerde ($N=3.086$) participanten

Variabele	Geïnccludeerde groep			Geëxcludeerde groep		
	<i>N</i> (%)	<i>M</i> (<i>SD</i>)	Mediaan (IQR: Q1-Q3)	<i>N</i> (%)	<i>M</i> (<i>SD</i>)	Mediaan (IQR: Q1-Q3)
Geslacht						
Man	3629 (33%)			1011 (32,8%)		
Vrouw	7380 (67%)			2075 (67,2%)		
Partnerstatus						
Partner	8119 (73,7%)					
Geen partner	2890 (26,3%)					
Kinderen						
Wel kinderen	6240 (56,7%)					
Geen kinderen	4769 (43,3%)					
Opleidingsniveau ^a						
Hoger beroepsonderwijs	4267 (38,8%)					

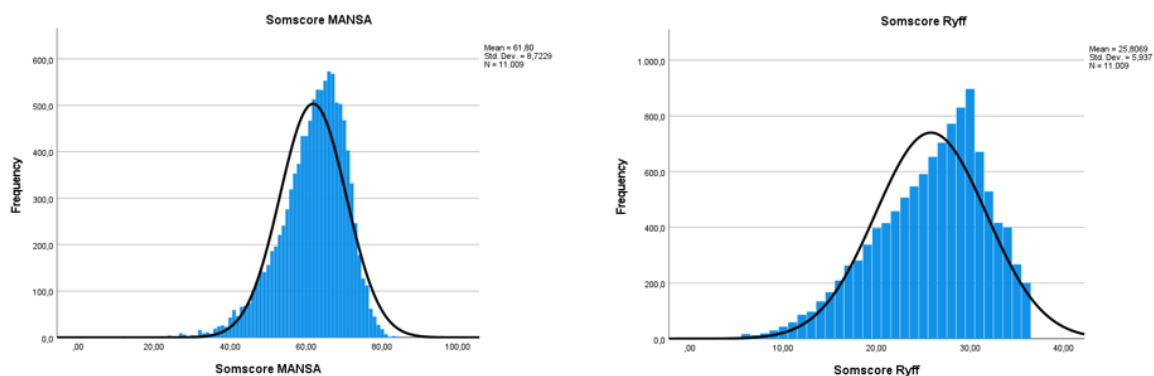
Wetensch- appelijkonderwijs	4119 (37,4%)				
Anders	2529 (22,9%)				
Leeftijd	44,9 (14,6)	47 (32-57)		41,1 (14,8)	41 (28-53)
MANSA-score	61,8 (8,7)	63 (57-68)			
Ryff-score ^b	25,8 (5,9)	27 (22-30)			

Noot. M =gemiddelde; SD =standaarddeviatie; IQR =interkwartielafstand.

^aMissende data $N=94$; ^bSubschaal Ryff 'positieve relaties met anderen'.

Figuur 1

Verdeling van de MANSA- en Ryff (subschaal 'positieve relaties met anderen') totaalscore



Tabel 2 toont de verschillen tussen ouders en niet-ouders. De gemiddelde leeftijd van ouders ligt hoger ($M=51,8$, $SD=10,8$) dan de leeftijd van niet-ouders ($M=35,9$, $SD=14,0$). Daarnaast scoorden ouders gemiddeld hoger op de MANSA-score ($M=62,5$, $SD=8,4$), dan niet-ouders ($M=60,9$, $SD=9,1$). Tabel 3 geeft de correlaties tussen de onderzoeksvariabelen weer. Er is een significant sterke positieve correlatie tussen MANSA-score en Ryff ($r=.610$, $p < .001$). Een hogere score op Ryff hangt dus samen met een hoger subjectief welzijn (MANSA).

Tabel 2

Gemiddelde en standaardafwijking van de meetinstrumenten voor ouders en niet-ouders (N=11.009)

Variabele	Ouderschap	<i>N</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
Geslacht ^a	Total	11009	1,3	,5
	Ja	6240	1,4	,5
	Nee	4769	1,3	,4
Leeftijd	Total	11009	44,9	14,6
	Ja	6240	51,8	10,8
	Nee	4769	35,9	14,0
MANSA-s core	Total	11009	61,8	8,7
	Ja	6240	62,5	8,4
	Nee	4769	60,9	9,1
Ryff ^b	Total	11009	25,8	5,9
	Ja	6240	25,8	5,8
	Nee	4769	25,8	6,1

Noot. *N*=aantal participanten; *M*=gemiddelde; *SD*=standaarddeviatie; ^aGeslacht: 1=vrouw, 2=man; ^bSubschaal Ryff 'positieve relaties met anderen'.

Tabel 3*Correlaties tussen de onderzoeksvariabelen (N=11.009)*

Variabele	Geslacht	Leeftijd	Ouderschap	Mansa-score	Ryff*
Geslacht	1	,169**	,099**	,023**	-,089**
Leeftijd	,169**	1	,538**	,099**	-,017***
Ouderschap	,099**	,538**	1	,087**	,005***
MANSA-score	,023**	,099**	,087**	1	,610**
Ryff*	-,089**	-,017***	,005***	,610**	1

Noot. *Subschaal Ryff ‘positieve relaties met anderen’; ** significant; *** niet significant.

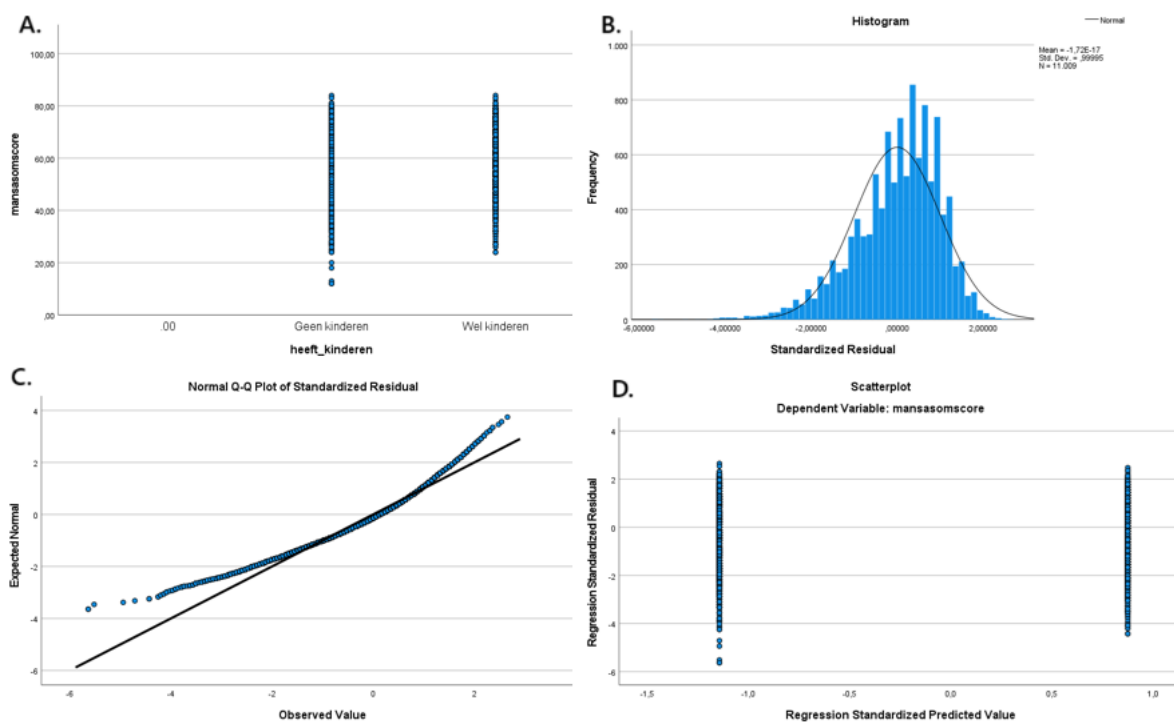
Relatie tussen ouderschap en subjectief welzijn

Er werd een enkelvoudige regressieanalyse uitgevoerd met subjectief welzijn (MANSA) als afhankelijke variabele en ouderschap als onafhankelijke variabele. Daarna werden de assumpties gecontroleerd. Figuur 2 laat zien dat aan de assumpties lineariteit, normaliteit en homoscedasticiteit werd voldaan. De scatterplot (Figuur 2A) laat zien dat aan de assumptie lineariteit werd voldaan, aangezien de relatie tussen de variabelen in beide groepen (wel/geen kinderen) een rechte lijn vertoont. Het histogram laat een symmetrische verdeling zien (Figuur 2B) en de MANSA-scores volgen ongeveer een rechte lijn in het QQ Plot (Figuur 2C), wat wijst op een redelijk normale verdeling. De residual plot (Figuur 2D) laat zien dat de punten binnen de verticale strepen vergelijkbare spreiding lijken te hebben, hiermee werd voldaan aan homoscedasticiteit. De uitgevoerde enkelvoudige regressieanalyse laat een significante positieve relatie tussen ouderschap en MANSA-score zien ($p < ,001$). Tabel 4 toont de regressiecoëfficiënt ($B=1,539$) en de 95%-BHI (1,212; 1,867). De verklaarde variantie is ,008, dit betekent dat ouderschap 0,8% van de variantie in subjectief welzijn verklaart. Vervolgens werden de controlevariabelen geslacht en leeftijd aan het regressiemodel toegevoegd. Daarna werden de assumpties opnieuw gecontroleerd (bijlage, figuren 1-4), die lieten zien dat aan de assumpties werd voldaan. Tabel 4 laat, na controle van geslacht en leeftijd, een blijvend positief significant effect van ouderschap op subjectief welzijn zien ($B=0,841$, $p < ,001$, 95%-BHI [,453; 1,228]), het effect is echter kleiner

geworden. Mogelijk is er dus sprake van enige confounding van de samenhang tussen ouderschap en subjectief welzijn door leeftijd en/of geslacht. De verklaarde variantie is ,012, dit betekent dat ouderschap, geslacht en leeftijd 1,2% van de variantie van subjectief welzijn verklaren.

Figuur 2

Grafieken voor het checken van de assumpties van de enkelvoudige regressieanalyse met de MANSA-score als afhankelijke variabele en ouderschap als onafhankelijke variabele



Legenda

- A. Scatterplot van de relatie tussen ouderschap en MANSA-score
- B. Histogram van de gestandaardiseerde residuen voor de MANSA-score
- C. Q-Q plot van de gestandaardiseerde residuen voor de MANSA-score
- D. Scatterplot van de residuen tegen de voorspelde MANSA- score

Tabel 4

Resultaten enkelvoudige regressieanalyse met ouderschap als onafhankelijke variabele en MANSA-score als afhankelijke variabele (N=11.009)

		<i>B</i>	<i>p</i>	<i>95%-BHI</i>
Model 1 ^a	Constante	60,927	,000	60,681; 61,174
	Ouderschap ^c	1,539	<,001	1,212; 1,867
	R ²	,008		
Model 1 ^b	Constante	59,233	,000	58,578; 59,888
	Ouderschap ^c	,841	<,001	,453; 1,228
	Geslacht ^d	,104	,561	-,246; ,453
	Leeftijd	,043	<,001	,030; ,057
	R ²	,012		

Noot. *B*=regressiecoëfficiënt; *p*=*p*-waarde; 95%-BHI=95% betrouwbaarheidsinterval.

^aModel zonder controlevariabelen; ^bModel met controlevariabelen; ^cOuderschap: 0=Geen kinderen, 1=Wel kinderen; ^dGeslacht: 1=vrouw, 2=man.

Moderatie-effect van positieve relaties met anderen

Er werd een meervoudige regressieanalyse uitgevoerd om te onderzoeken of positieve relaties met anderen de relatie tussen ouderschap en subjectief welzijn modereren. Eerst werd gekeken naar een model met ouderschap en Ryff als hoofdeffecten. De afhankelijke variabele was MANSA-score en de onafhankelijke variabelen waren ouderschap en Ryff. Vervolgens zijn de assumpties gecontroleerd, er leek wederom geen schending van de assumpties (bijlage, figuren 5-7). Tabel 5 laat een significant positief effect van Ryff op subjectief welzijn zien ($B=.896$, $p < .001$, 95%-BHI [.874; .917]). De verklaarde variantie is ,379 (37,9%), een toename van 37,1% vergeleken met het enkelvoudige regressiemodel. Dit suggereert dat ‘positieve relaties met anderen’ veel variantie verklaart van subjectief welzijn. Vervolgens werd de interactieterm (ouderschap * Ryff-somscore) aan het model toegevoegd. De MANSA-score was de afhankelijke variabele en ouderschap, Ryff en de interactieterm

(ouderschap * Ryff-somscore) de onafhankelijke variabelen. Daarna werden de assumpties opnieuw gecontroleerd (bijlage, figuren 9-11), daaruit bleek dat de assumpties lineariteit en normaliteit niet werden geschonden. De assumptie van homoscedasticiteit leek niet geheel voldaan. De residual plot (bijlage, figuur 12) laat zien dat de spreiding van de residuen niet volledig constant is over alle voorspelde waarden. Daarom werd een regressiemodel met robuuste standaardfouten geschat. Tabel 5 laat zien dat de interactieterm niet significant is ($B=-,032$, $p=,188$, 95%-BHI $[-,080; ,016]$). Dit suggereert dat het hebben van positieve relaties met anderen geen modererende invloed heeft op de relatie tussen ouderschap en subjectief welzijn. De verklaarde variantie is ,380 (38,0%). De toevoeging van de interactieterm leidde tot een significante minimale toename van de verklaarde variantie ten opzichte van het model met alleen ouderschap en Ryff als hoofdeffecten ($\Delta R^2=,001$, F verandering= $2243,708$, $p<,001$). De toegevoegde verklaarde variantie in subjectief welzijn door de interactieterm is verwaarloosbaar klein. Vervolgens werden geslacht en leeftijd toegevoegd aan het regressiemodel als controlevariabelen. Daarna zijn de assumpties opnieuw gecontroleerd. Er bleek aan de assumpties te worden voldaan (bijlage, figuren 13-16). Tabel 5 toont wederom een niet significante interactieterm ($B=-,034$, $p=,122$, 95%-BHI $[-,077; ,009]$). De moderatorvariabele ‘positieve relaties met anderen’ heeft, in het regressiemodel met de controlevariabelen geslacht en leeftijd, geen modererend effect op het verband tussen ouderschap en de MANSA-score. De verklaarde variantie is ,389 (38,9%), een relatief kleine bijdrage van 0,9% verklaarde variantie door geslacht en leeftijd ten opzichte van het regressiemodel zonder controle variabelen.

Tabel 5

*Resultaten regressieanalyses met ouderschap, Ryff-somscore en de interactieterm (ouderschap * Ryff-somscore) als onafhankelijke variabelen en MANSA-score als afhankelijke variabele (N=11.009)*

		<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>p</i>	<i>95%-BHI</i>
Model 2 ^a	Constante	60,956	,100	,000	60,761; 61,151
	Ouderschap ^f	1,489	,132	<,001	1,230; 1,748
	Ryff-somscore ^e	,896	,011	,000	,874; ,917

R ²		,379			
		<i>B</i>	<i>SE</i> ^d	<i>p</i>	<i>95%-BHI</i>
Model 2 ^b	Constante	60,957	,104	,000	60,754; 61,160
	Ouderschap ^f	1,489	,133	<,001	1,227; 1,750
	Ryff-somscore ^e	,913	,018	,000	,878; ,949
	Ouderschap * Ryff-somscore	-,032	,024	,188	-,080; ,016
R ²		,380			
		<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>p</i>	<i>95%-BHI</i>
Model 2 ^c	Constante	57,789	,504	,000	57,273; 58,305
	Ouderschap ^f	,614	,156	<,001	,309; ,920
	Ryff-somscore ^e	,924	,016	,000	,893; ,956
	Ouderschap * Ryff-somscore	-,034	,022	,122	-,077; ,009
	Geslacht ^g	1,115	,141	<,001	,893; 1,391
	Leeftijd	,049	,005	<,001	,038; ,059
R ²		,389			

Noot. *B*=regressiecoëfficiënt; *SE*=standaarderror; *p*=*p*-waarde, 95%-BHI=95% betrouwbaarheidsinterval.

^aModel met hoofdeffect van Ryff; ^bModel zonder controlevariabelen; ^cModel met controlevariabelen; ^dRobust standard Error; ^eSubschaal Ryff ‘positieve relaties met anderen’;

^fOuderschap: 0=Geen kinderen, 1=Wel kinderen; ^gGeslacht: 1=vrouw, 2=man.

Moderatie-effect van partnerstatus

Om te onderzoeken of partnerstatus als moderator fungeert op de relatie tussen ouderschap en subjectief welzijn, werd een meervoudige regressieanalyse uitgevoerd. Eerst werd gekeken naar een model met ouderschap en partnerstatus als hoofdeffecten. De afhankelijke variabele was de MANSA-score, de onafhankelijke variabelen waren ouderschap en partnerstatus. Vervolgens zijn de assumpties gecontroleerd (bijlage, figuren 17-20), hieruit bleek dat aan de assumpties werd voldaan. Tabel 6 toont een significant hoofdeffect van partnerstatus op subjectief welzijn ($B=4,68$, $p < ,001$, 95%-BHI [4,091; 4,844]). De verklaarde variantie is ,054 (5,4%), een toename van 4,6% vergeleken met het enkelvoudige regressiemodel. Vervolgens werd de interactieterm (ouderschap * partnerstatus) aan het model toegevoegd. De afhankelijke variabele was de MANSA-score en de onafhankelijke variabelen waren ouderschap, partnerstatus en de interactievariabele (ouderschap * partnerstatus). De assumpties werden gecheckt (bijlage, figuren 21-24), net als bij voorgaande analyses werd aan de assumpties voldaan. Tabel 6 laat zien dat de interactieterm niet significant is ($B=,003$, $p=,993$, 95%-BHI [-,761; ,768]). Het hebben van een partner verandert de relatie tussen ouderschap en de MANSA-score niet significant. De verklaarde variantie is ,054, ouderschap, partnerstatus en hun interactie verklaren 5,4% van de variantie van subjectief welzijn. De toevoeging van de interactieterm leidde niet tot een toename in de verklaarde variantie ten opzichte van het model met alleen ouderschap en partnerstatus als hoofdeffecten ($\Delta R^2=,000$). Vervolgens werden de controlevariabelen geslacht en leeftijd toegevoegd aan het regressiemodel. De assumpties werden gecheckt en voldaan, net als bij voorgaande analyses (bijlage, figuren 25-28). Tabel 6 toont de resultaten van de regressieanalyse, waarbij is gecontroleerd voor geslacht en leeftijd, de interactieterm was wederom niet significant ($B=,291$, $p=,459$, 95%-BHI [-,479; 1,061]). De verklaarde variantie is ,059, dit betekent dat 5,9% van de variantie van subjectief welzijn wordt verklaard door ouderschap en partnerstatus, gecontroleerd voor geslacht en leeftijd. Dit is 0,5% meer dan bij het regressiemodel zonder controlevariabelen.

Tabel 6

*Resultaten regressieanalyses met ouderschap, partnerstatus en de interactieterm (ouderschap * partnerstatus) als onafhankelijke variabelen en MANSA-score als afhankelijke variabele (N=11.009)*

<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>p</i>	<i>95%-BHI</i>
----------	-----------	----------	----------------

Model 3a	Constante	58,282	,167	,000	57,954; 58,610
	Ouderschap ^d	,394	,170	,021	,060; ,728
	Partnerstatus ^e	4,468	,192	<,001	4,091; 4,844
	R ²	,054			
Model 3 ^b	Constante	58,283	,192	,000	57,906; 58,660
	Ouderschap ^d	,391	,336	,245	-,268; 1,051
	Partnerstatus ^e	4,466	,250	<,001	3,976; 4,956
	Ouderschap * partnerstatus	,003	,390	,993	-,761; ,768
	R ²	,054			
Model 3 ^c	Constante	56,659	,356	,000	55,961; 57,356
	Ouderschap ^d	-,571	,363	,115	-1,282; ,140
	Partnerstatus ^e	4,369	,250	<,001	3,879; 4,859
	Ouderschap * partnerstatus	,291	,393	,459	-,479; 1,061
	Geslacht ^f	-,004	,175	,984	-,346; ,339
	Leeftijd	,047	,007	<,001	,034; ,060
	R ²	,059			

Noot. B=regressiecoëfficiënt; SE=standaarderror; p=p-waarde; 95%-BHI=95% betrouwbaarheidsinterval.

^aModel met alleen hoofdeffect van partnerstatus; ^bModel zonder controlevariabelen; ^cModel met controlevariabelen; ^dOuderschap: 0=Geen kinderen, 1=Wel kinderen; ^ePartnerstatus: 0=Geen partner, 1=Wel partner; ^fGeslacht: 1=vrouw, 2=man.

Discussie

De huidige studie deed onderzoek naar de samenhang tussen ouderschap en subjectief welzijn. Daarbij werden ‘positieve relaties met anderen’ en ‘partnerstatus’ onderzocht als mogelijk modererende factoren van deze samenhang. De enkelvoudige regressieanalyse liet, zoals verwacht, een positief significant verband zien tussen ouderschap en subjectief welzijn. De hypothese dat ouderschap samenhangt met subjectief welzijn, wordt ondanks de kleine geobserveerde verklaarde variantie ($R^2=0,8\%$) dus aangenomen. Daarnaast werd onderzocht of ‘positieve relaties met anderen’ een modererend effect had op de relatie tussen ouderschap en subjectief welzijn. Tegen de verwachtingen in is er geen significant moderatie-effect gevonden. De verklaarde variantie steeg bovendien slechts met 0,1% na toevoeging van de moderator ten opzichte van het model met alleen ouderschap en Ryff als hoofdeffecten. De hypothese dat positieve relaties met anderen de relatie tussen ouderschap en subjectief welzijn modereren, wordt verworpen. Ten slotte werd ‘partnerstatus’ als mogelijke moderator variabele onderzocht. Tegen de verwachtingen in werd daarbij geen significant moderatie-effect gevonden. Bovendien was er geen toename van verklaarde variantie na toevoeging van de moderator ten opzichte van het model met alleen ouderschap en partnerstatus als hoofdeffecten. De hypothese dat de relatie tussen ouderschap en subjectief welzijn wordt gemodereerd door partnerstatus wordt daarmee verworpen.

Huidig onderzoek suggereert dat ouderschap positief samenhangt met subjectief welzijn. De richting van dit verband sluit aan bij eerder onderzoek, waarin ouders een aanzienlijk hoger subjectief welzijn ervaren dan mensen zonder kinderen (Tolkamp & Pollmann-Schult, 2024; Nelson et al., 2014). Echter, de verklaarde variantie van het huidige onderzoek (0,8%) is lager dan de verklaarde variantie (20,9% voor life satisfaction, 14,4% voor positive affect en 4,5% voor negative affect) in het onderzoek van Tolkamp & Pollmann-Schult (2024). Het verschil in leeftijd tussen beide studies kan een verklaring zijn voor het verschil in verklaarde variantie. Het huidige onderzoek betreft voornamelijk jongere ouders (gem. leeftijd=44,9 jaar), terwijl het onderzoek van Tolkamp & Pollmann-Schult (2024) ouders en niet-ouders van 60 jaar en ouder betreft. Jongere ouders hebben mogelijk meer te maken met opvoedstress en vermoeidheid, wat kan zorgen voor een lager welzijn (Nelson et al., 2014). Terwijl oudere ouders meer zingeving en voldoening ervaren in hun rol als ouder (Pollmann-Schult, 2024). De ervaren stressfactoren van jongere ouders in het huidige onderzoek kunnen het positieve effect van ouderschap op welzijn deels afzwakken, wat mogelijk de lagere verklaarde variantie verklaard vergeleken met het onderzoek van Tolkamp & Pollmann-Schult (2024). Daarom dient de vergelijking tussen de huidige studie

en de studie van Tolkamp & Pollmann-Schult (2024) met voorzichtigheid te worden gemaakt. De lage verklaarde variantie van ouderschap op subjectief welzijn in huidig onderzoek kan mogelijk ook verklaard worden doordat ouderschap een relatief kleine rol speelt in de mechanismen die subjectief welzijn beïnvloeden. Andere invloeden zoals persoonlijkheid, sociale steun en werk zijn mogelijk een sterk bepalende factor van hoe mensen hun subjectieve welzijn ervaren (Diener et al., 2018). Daarnaast heeft het huidige onderzoek alleen gekeken naar een vergelijking tussen ouders en niet-ouders. Er is daarbij echter verder niet gekeken naar het aantal kinderen, de leeftijd van kinderen en of kinderen thuis wonen, terwijl die factoren wel kunnen samenhangen met welzijn. Volgens Tolkamp & Pollmann-Schult (2014) ervaren ouders met volwassen kinderen hogere niveaus van subjectief welzijn dan niet-ouders. Ouders van jongere kinderen ervaren een lager welzijn dan ouders van oudere kinderen, bijvoorbeeld door meer slaapproblemen, minder geluk in het huwelijk en grotere negatieve emoties (Nelson et al., 2014). Daarnaast zijn oudere kinderen die niet meer thuiswonen positief gerelateerd aan welzijn, aangezien oudere kinderen een belangrijke bron van sociale ondersteuning vormen voor hun ouders op latere leeftijd (Becker et al., 2019).

De huidige resultaten lieten, tegen de verwachtingen in, zien dat ‘positieve relaties met anderen’ de associatie tussen ouderschap en subjectief welzijn niet modereerde. Andere studies (bv. Nelson et al., 2014) vonden dat sociale steun een modererende rol speelt in de associatie tussen ouderschap en welzijn. Een mogelijke eerste verklaring voor deze inconsistentie is dat Nelson et al. (2014) zich hebben gericht op sociale steun, gericht op het bieden van hulp door sociale relaties dat verzachtend of versterkend kan werken voor vreugde en stress. De huidige studie zich heeft gericht op de waardering die wordt gegeven aan het hebben van positieve relaties met anderen. Een mogelijk tweede verklaring voor het ontbreken van het moderatie-effect is dat het hebben van positieve relaties met anderen direct bijdraagt aan subjectief welzijn. De resultaten van het huidige onderzoek ondersteunen dit. De resultaten tonen een significante samenhang tussen positieve relaties met anderen en subjectief welzijn, de verklaarde variantie nam met 37,1% toe ten opzichte van het enkelvoudige regressiemodel. Ryff (1989) die de Scales of Psychological Well-being (SPWB) ontwikkelde, waarmee alle aspecten van psychologisch welzijn gemeten konden worden, ondersteunt dit. Eén van de subschalen is ‘positieve relaties met anderen’, wat impliceert dat ‘positieve relaties met anderen’ onderdeel is van het bredere construct welzijn. Ook Diener et al. (2018) en Rizzo et al. (2012) suggereren dat sociale steun en de kwaliteit van sociale relaties voorspellend zijn voor welzijn. De sterke samenhang, gevonden in het huidige

onderzoek, tussen positieve relaties met anderen en subjectief welzijn kan deels worden verklaard door deze conceptuele overlap.

De huidige bevinding dat partnerstatus geen moderator is, was niet in lijn met de verwachting op basis van eerdere studies waarin huwelijkse status een modererende rol had (Nelson et al., 2014). Een verklaring voor het ontbreken van het modererende effect kan zijn dat het huidige onderzoek enkel heeft gekeken naar de aanwezigheid van een partner. Uit studies blijkt juist dat de kwaliteit van huwelijken van belang is voor iemand zijn persoonlijke welzijn en mentale gezondheid (Proulx et al., 2007; Wickrama et al., 1997). Volgens Twenge et al. (2003) rapporteren ouders een lagere huwelijkskwaliteit dan mensen zonder kinderen. Als ouders een lagere huwelijkskwaliteit rapporteren dan niet-ouders, dan dient de aanwezigheid van een partner niet als bescherming tegen de negatieve impact van ouderschap op welzijn. Dit kan een verklaring zijn waarom de huidige studie geen modererend effect van partnerstatus op de relatie tussen ouderschap en subjectief welzijn heeft gevonden. Een ander niet meegenomen aspect dat mogelijk meer van belang is voor het welzijn van ouders is relatieduur, die samenhangt met de relatiekwaliteit. Korte huwelijken worden als positiever beschouwd met minder problemen, terwijl lange huwelijken over het algemeen minder bevredigend zijn en vaak afnemen in kwaliteit, maar ze blijven wel stabiel (Karney & Bradbury, 1995; Umberson et al., 2005). Dit wijst erop dat relatieduur invloed heeft op relatiekwaliteit. Relatiekwaliteit hangt samen met mentale gezondheid en iemand zijn persoonlijke welzijn (Proulx et al., 2007; Wickrama et al., 1997). Gebaseerd op bovenstaande bevindingen wordt gesuggereerd dat de impact van ouderschap op subjectief welzijn mogelijk verschilt tussen ouders met een jonge en een langdurige relatie. De stabiliteit van lange relaties kan een bescherming zijn voor welzijn, terwijl een afname in bevrediging juist een negatieve impact kan hebben op welzijn. Gevolgen van relatiekwaliteit en relatieduur lijken van weerslag te zijn op de relatie tussen ouderschap en subjectief welzijn. Mogelijk zijn de relatiekwaliteit en relatieduur wel significante moderatoren van de relatie tussen ouderschap en subjectief welzijn.

Het huidige onderzoek kent enkele sterke punten. Ten eerste had de studie een grote sample size. Bij een grotere steekproef is er meer power en dus grotere kans om daadwerkelijk bestaande effecten te vinden (Haas, 2012). Ten tweede is er gebruikgemaakt van de gestandaardiseerde en psychometrisch onderzochte instrumenten MANSA en Ryff om het subjectieve welzijn en positieve relaties met anderen in kaart te brengen. Ten derde was er sprake van anonimiteit bij de deelnemers, hierdoor wordt het niveau van eerlijkheid in de

antwoorden verhoogd aangezien deelnemers zich minder beoordeeld voelen (Dörnyei, 2007). Ten vierde is er gecontroleerd voor leeftijd en geslacht.

Er zijn echter ook enkele beperkingen aan het onderzoek verbonden, die mogelijk invloed hadden op de resultaten en interpretatie ervan. Ten eerste is de genoemde anonimiteit als sterk punt ook een beperking. Er was geen controle op de antwoorden die de participanten hebben ingevuld, mogelijk hebben deelnemers sociaal wenselijke antwoorden gegeven. Tevens kan het zijn dat ze onzin antwoorden hebben ingevuld, de vragenlijsten hebben ingevuld onder suboptimale omstandigheden of meerdere accounts hebben aangemaakt. Volgens Caputo (2017) blijkt sociale wenselijkheid een rol te spelen in welzijn zelfrapportages. Ten tweede was de steekproef wellicht niet representatief. De steekproef bestaat voornamelijk uit hoogopgeleide vrouwen, deelnemers zijn mogelijk geïnteresseerd in het onderwerp en er was sprake van missende data. Volgens Batterham (2014) zijn vrouwen en hoogopgeleiden vaker oververtegenwoordigd bij online enquêtes. Volgens Leaf et al. (1987) hebben mensen met een lager opleidingsniveau een lagere bereidheid om geestelijke gezondheidszorg te zoeken. Batterham (2014) stelt bovendien dat mensen met psychische gezondheidsproblemen vaker deelnamen aan online enquêtes over geestelijke gezondheid dan mensen zonder dergelijke problemen. Voorgaande kan van toepassing zijn in het huidige onderzoek, met als gevolg dat de huidige studie mogelijk lagere gemiddelde niveaus van welzijn heeft gevonden ten opzichte van de algemene bevolking. Daarnaast kan de missende data in het huidige onderzoek een beperking zijn van de representativiteit. De resultaten toonden dat de geëxcludeerde groep significant jonger was dan de geïncludeerde groep. Jonge deelnemers zijn dus mogelijk ondervertegenwoordigd in de huidige steekproef, wat invloed heeft op de representativiteit van de steekproef. Gezien de steekproef niet representatief was, moet er voorzichtig worden omgegaan met de generaliseerbaarheid van de huidige resultaten naar de algehele Nederlandse ouderpopulatie. Ten derde is het cross-sectionele karakter van het huidige onderzoek een beperking. De data van dit onderzoek waren verzameld op één moment, waardoor er geen uitspraken kunnen worden gedaan over de richting van het verband. De richting van de causale invloed leidt tot onduidelijkheid bij cross-sectioneel onderzoek. Er kan bij een gevonden verband tussen twee variabelen niet met zekerheid worden vastgesteld of er sprake is van een causaal verband aangezien er geen meerdere metingen plaatsvinden (Bryman, 2012).

Er zijn een aantal aanbevelingen die worden gedaan voor nader onderzoek. Ten eerste zou vervolgonderzoek moeten bestaan uit een representatievere steekproef, waarbij er geen oververtegenwoordiging is van hoogopgeleide vrouwen maar meer diversiteit wat betreft

geslacht, leeftijd, SES en opleidingsniveau. Ten tweede wordt er, ondanks gebrek aan gevonden significantie in de huidige studie, aanbevolen nader onderzoek te doen naar het modererende effect van partnerstatus op de relatie tussen ouderschap en subjectief welzijn. Daarbij dienen verschillende facetten van partnerstatus mee te worden genomen zoals relatiekwaliteit en relatieduur. Een derde aanbeveling is om welzijn en ouderschap op meerdere momenten te meten. Er komt dan meer inzicht of ouderschap leidt tot een hoger subjectief welzijn en of de mate van subjectief welzijn verband houdt met het wel of niet kiezen voor ouderschap. Ten vierde, om een completer beeld van de variabele ouderschap te schetsen, zou ouderschap in vervolgstudies niet als dichotome variabele genomen moeten worden. Er kan bijvoorbeeld gekeken worden naar de hoeveelheid kinderen, leeftijd van de kinderen, ervaren opvoedstress of conflicten in de opvoeding om zo de context beter in kaart te kunnen brengen. Ten slotte wordt wat betreft de praktijk, gezien de geringe relatie tussen ouderschap en subjectief welzijn ($R^2=0,8\%$), aanbevolen om voorzichtig te zijn met grootschalige interventies gericht op alle ouders. Mogelijk is het focussen op specifieke subgroepen of aanvullende contextuele factoren binnen het ouderschap zinvoller. Vervolgonderzoek kan een bijdrage leveren aan meer kennis en begrip over de relatie tussen ouderschap en subjectief welzijn, wat kan bijdragen aan het ontwikkelen van beleid en interventies op het gebied van ouder- en gezinsondersteuning.

Concluderend laten de resultaten zien dat er een klein positief verband is tussen ouderschap en subjectief welzijn. Het huidige onderzoek heeft de mogelijk modererende factoren van 'positieve relaties met anderen' en 'partnerstatus' op de relatie onderzocht. Daaruit kan worden geconcludeerd dat positieve relaties met anderen of het hebben van een partner geen modererende rol hebben in de relatie tussen ouderschap en subjectief welzijn. De zwakke punten in overweging genomen, is het belangrijk om de huidige resultaten met enige voorzichtigheid te interpreteren. Daarnaast is het van belang dat nader onderzoek gedaan wordt met een representatievere steekproef. Ook wordt aanbevolen om verder onderzoek te doen naar partnerstatus als moderator en daarbij verschillende facetten van partnerstatus mee te nemen zoals relatiekwaliteit en relatieduur.

Literatuur

- Aassve, A., Goisis, A., & Sironi, M. (2011). Happiness and Childbearing Across Europe. *Social Indicators Research*, 108(1), 65–86.
<https://doi.org/10.1007/s11205-011-9866-x>
- Ballas, D., & Dorling, D. (2007). Measuring the impact of major life events upon happiness. *International Journal Of Epidemiology*, 36(6), 1244–1252.
<https://doi.org/10.1093/ije/dym182>
- Batterham, P. J. (2014). Recruitment of mental health survey participants using Internet advertising: content, characteristics and cost effectiveness. *International Journal Of Methods in Psychiatric Research*, 23(2), 184–191. <https://doi.org/10.1002/mpr.1421>
- Baumeister, R. F. (1991). *Meanings of Life*. <http://ci.nii.ac.jp/ncid/BA14022559>
- Becker, C., Kirchmaier, I., & Trautmann, S. T. (2019). Marriage, parenthood and social network: Subjective well-being and mental health in old age. *PLoS ONE*, 14(7), e0218704. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0218704>
- Bos, E. H., Snippe, E., De Jonge, P., & Jeronimus, B. F. (2016). Preserving Subjective Wellbeing in the Face of Psychopathology: Buffering Effects of Personal Strengths and Resources. *PLoS ONE*, 11(3), e0150867.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0150867>
- Bryman, A. (2012). *Social research methods* (4e ed.). Oxford University Press
- Cacioppo, J. T., Fowler, J. H., & Christakis, N. A. (2009). Alone in the crowd: The structure and spread of loneliness in a large social network. *Journal Of Personality And Social Psychology*, 97(6), 977–991. <https://doi.org/10.1037/a0016076>
- Caputo, A. (2017). Social desirability bias in self-reported well-being measures: Evidence from an online survey. *Universitas Psychologica*, 16(2).
<https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy16-2.sds>
- Definition of social support—NCI Dictionary of Cancer Terms—National Cancer Institute [Internet]. 23 Oct 2018[cited 6 Nov2018]. Available:
<https://web.archive.org/web/20181023124317/https://www.cancer.gov/publications/dictionaries/cancer-terms/def/social-support>
- Diener, E., Lucas, R. E., & Oishi, S. (2018). Advances and Open Questions in the Science of Subjective Well-Being. *Collabra. Psychology*, 4(1), 15.
<https://doi.org/10.1525/collabra.115>
- Dörnyei, Z. (2007). *Research methods in applied linguistics*. Oxford: Oxford University Press

- Evenson, R. J., & Simon, R. W. (2005). Clarifying the relationship between parenthood and depression. *Journal of health and social behavior*, 46(4), 341–358.
<https://doi.org/10.1177/002214650504600403>
- Fawcett, J. T. (1988). The value of children and the transition to parenthood. *Marriage & Family Review*, 12(3-4), 11–34. https://doi.org/10.1300/J002v12n03_03
- Fowler, J. H., & Christakis, N. A. (2008). Dynamic spread of happiness in a large social network: longitudinal analysis over 20 years in the Framingham Heart Study. *BMJ (Clinical research ed.)*, 337, a2338. <https://doi.org/10.1136/bmj.a2338>
- Haas, J. P. (2012). Sample size and power. *American Journal of Infection Control*, 40(8), 766–767. <https://doi.org/10.1016/j.ajic.2012.01.009>
- Hansen, T. (2012). Parenthood and Happiness: A Review of Folk Theories Versus Empirical Evidence. *Social Indicators Research*, 108(1).
<https://doi.org/10.1007/s11205-011-9865-y>
- Hansen, T., Slagsvold, B., & Moum, T. (2009). Childlessness and psychological well-being in midlife and old age: An examination of parental status effects across a range of outcomes. *Social Indicators Research*, 94, 343–362.
<https://doi.org/10.1007/s11205-008-9426-1>
- Karney, B. R., & Bradbury, T. N. (1995). The longitudinal course of marital quality and stability: a review of theory, method, and research. *Psychological bulletin*, 118(1), 3–34. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.118.1.3>
- Keyes, C. L. M. (2007). Promoting and protecting mental health as flourishing: A complementary strategy for improving national mental health. *American Psychologist*, 62(2), 95–108. <https://doi.org/10.1037/0003-066x.62.2.95>
- Leaf, P. J., Bruce, M. L., Tischler, G. L., & Holzer, C. E. (1987). The relationship between demographic factors and attitudes toward mental health services. *Journal Of Community Psychology*, 15(2), 275–284.
[https://doi.org/10.1002/1520-6629\(198704\)15:2](https://doi.org/10.1002/1520-6629(198704)15:2)
- Litwin, H., & Shiovitz-Ezra, S. (2010). Social Network Type and Subjective Well-being in a National Sample of Older Americans. *The Gerontologist*, 51(3), 379–388.
<https://doi.org/10.1093/geront/gnq094>
- Negraia, D. V., & Augustine, J. M. (2020). Unpacking the Parenting Well-Being Gap: The Role of Dynamic Features of Daily Life across Broader Social Contexts. *Social Psychology Quarterly*, 83(3), 207–228. <https://doi.org/10.1177/0190272520902453>

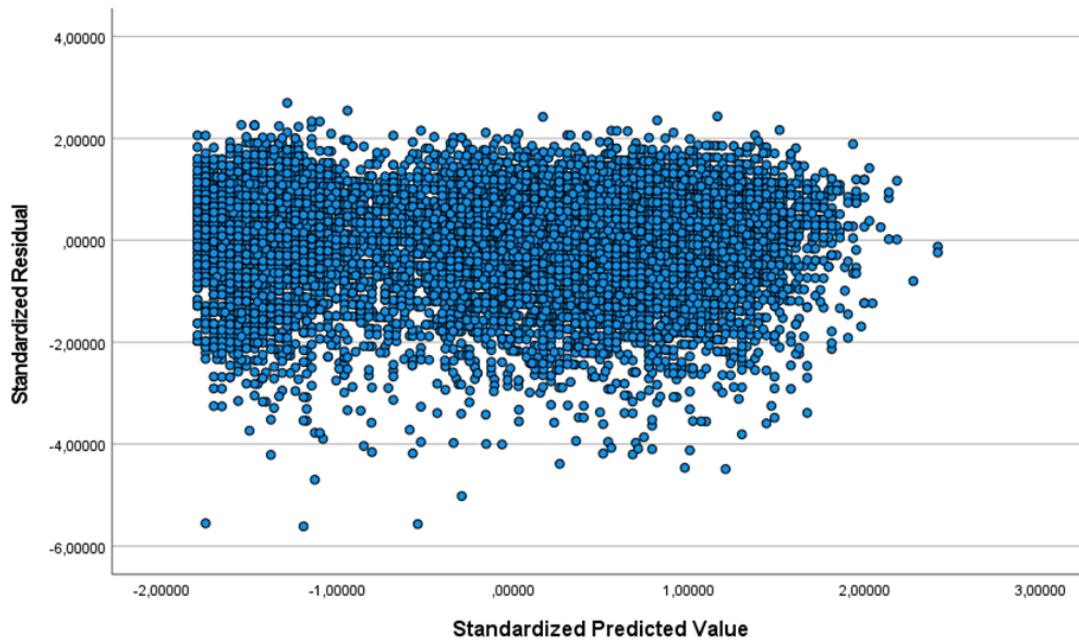
- Nelson, S. K., Kushlev, K., English, T., Dunn, E. W., & Lyubomirsky, S. (2013). In defense of parenthood: Children are associated with more joy than misery. *Psychological Science*, 24(1), 3–10. <https://doi.org/10.1177/0956797612447798>
- Nelson, S. K., Kushlev, K., & Lyubomirsky, S. (2014). The pains and pleasures of parenting: When, why, and how is parenthood associated with more or less well-being? *Psychological Bulletin*, 140(3), 846–895. <https://doi.org/10.1037/a0035444>
- Priebe, S., Huxley, P., Knight, S., & Evans, S. (1999). Application and results of the Manchester Short Assessment of Quality of Life (MANSA). *International Journal of Social Psychiatry*, 45(1), 7–12. <https://doi.org/10.1177/002076409904500102>
- Proulx, C. M., Helms, H. M., & Buehler, C. (2007). Marital quality and personal well-being: A meta-analysis. *Journal of Marriage and Family*, 69(3), 576–593. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2007.00393.x>
- Rizzo, K. M., Schiffrin, H. H., & Liss, M. (2012). Insight into the Parenthood Paradox: Mental Health Outcomes of Intensive Mothering. *Journal Of Child And Family Studies*, 22(5), 614–620. <https://doi.org/10.1007/s10826-012-9615-z>
- Ryff, C. D. (1989). Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57(6), 1069–1081. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.57.6.1069>
- Steptoe, A., Deaton, A., & Stone, A. A. (2015). Subjective wellbeing, health, and ageing. *Lancet (London, England)*, 385(9968), 640–648. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(13\)61489-0](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(13)61489-0)
- Tolkamp, M., & Pollmann-Schult, M. (2024). Subjective Well-Being of Parents and Childless People in Older Age in Germany. *Applied Research in Quality Of Life*. <https://doi.org/10.1007/s11482-024-10376-z>
- Twenge, J. M., Campbell, W. K., & Foster, C. A. (2003). Parenthood and Marital Satisfaction: A Meta-Analytic Review. *Journal of Marriage and Family*, 65(3), 574–583. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2003.00574.x>
- Umberson, D., Williams, K., Powers, D. A., Liu, H., & Needham, B. (2005). Stress in Childhood and Adulthood: Effects on Marital Quality Over Time. *Journal Of Marriage And Family*, 67(5), 1332–1347. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2005.00220.x>
- Van Der Krieke, L., Jeronimus, B. F., Blaauw, F. J., Wanders, R. B., Emerencia, A. C., Schenk, H. M., De Vos, S., Snippe, E., Wichers, M., Wigman, J. T., Bos, E. H., Wardenaar, K. J., & De Jonge, P. (2015c). HowNutsAreTheDutch (HoeGekIsNL):

- A crowdsourcing study of mental symptoms and strengths. *International Journal Of Methods in Psychiatric Research*, 25(2), 123–144. <https://doi.org/10.1002/mpr.1495>
- van Dierendonck, D. (2004). The construct validity of Ryff's Scales of Psychological Well-being and its extension with spiritual well-being. *Personality and Individual Differences*, 36(3), 629–643. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(03\)00122-3](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(03)00122-3)
- Van Nieuwenhuizen, Ch., Janssen-de Ruijter, E.A.W., & Nugter, M.A. (2017). Handleiding Manchester Short Assessment of Quality of Life (MANSA). Eindhoven: Stichting QoLM NL
- Wickrama, K. A. S., Lorenz, F. O., Conger, R. D., & Elder, G. H. (1997). Marital Quality and Physical Illness: A Latent Growth Curve Analysis. *Journal Of Marriage And Family*, 59(1), 143. <https://doi.org/10.2307/353668>

Bijlagen

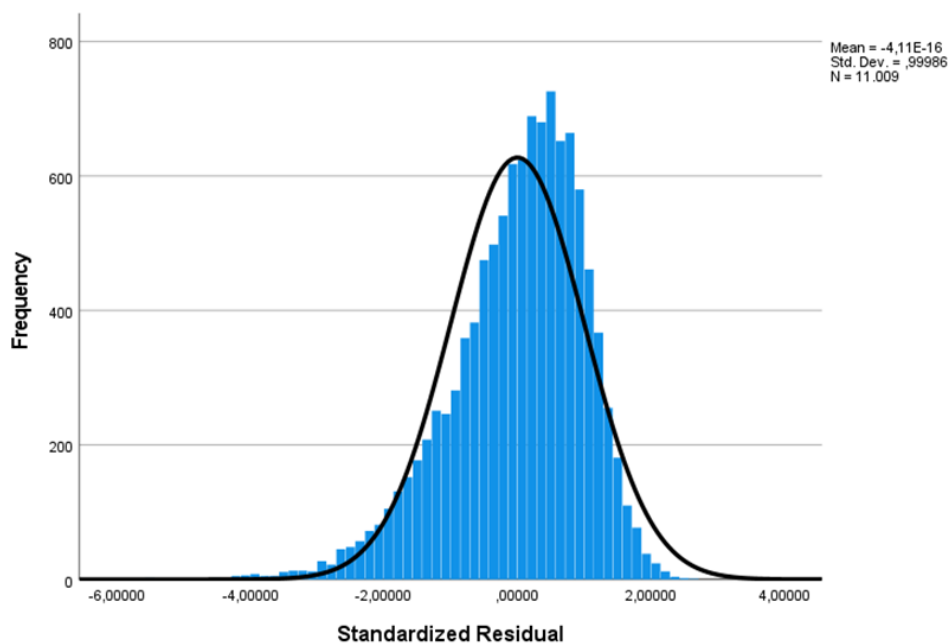
Figuur 1

Scatterplot voor het checken van de assumptie lineariteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA-somscore, als onafhankelijke variabele ouderschap en controlevariabelen geslacht en leeftijd



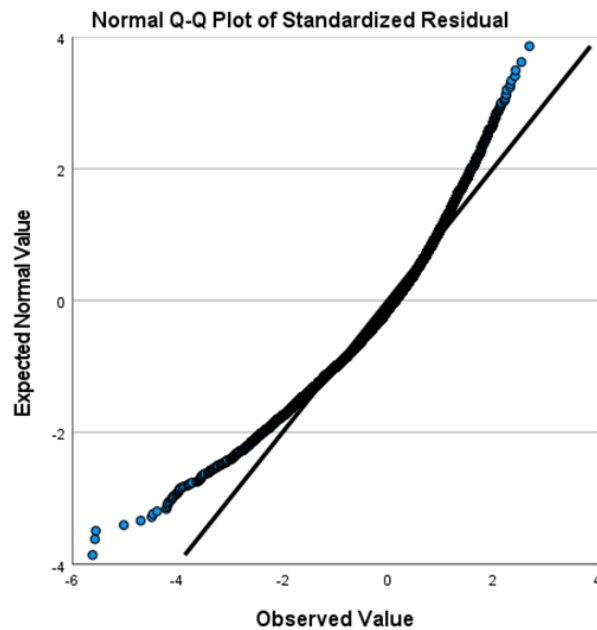
Figuur 2

Histogram voor het checken van de assumptie normaliteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA somscore, als onafhankelijke variabele ouderschap en controlevariabelen geslacht en leeftijd



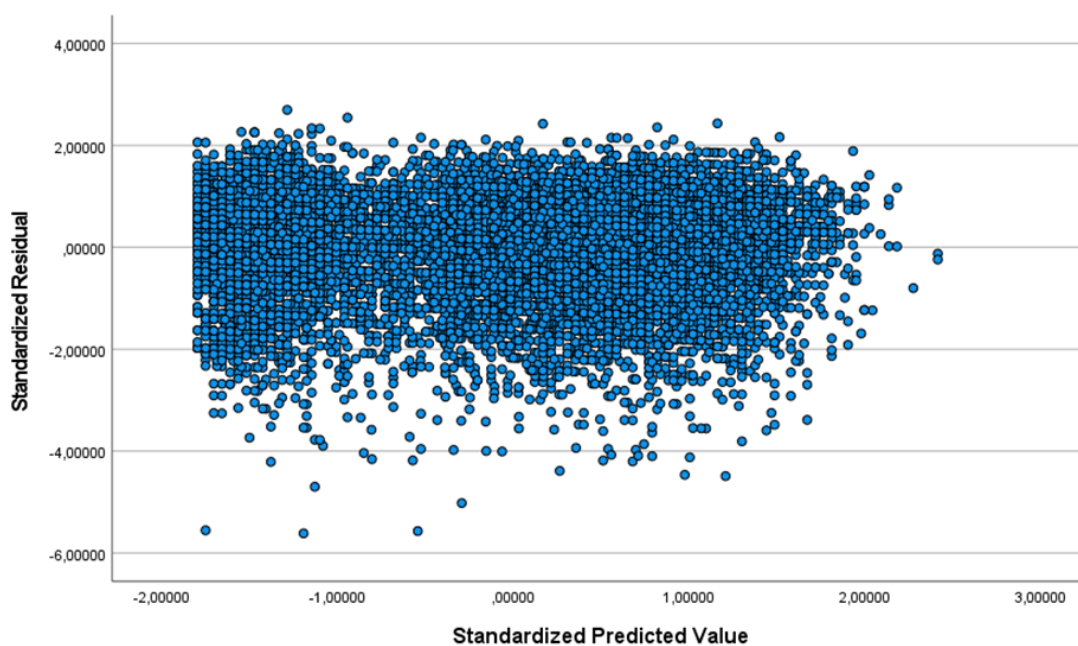
Figuur 3

Q-Q Plot voor het checken van de assumptie normaliteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA-somscore, als onafhankelijke variabele ouderschap en controlevariabelen geslacht en leeftijd



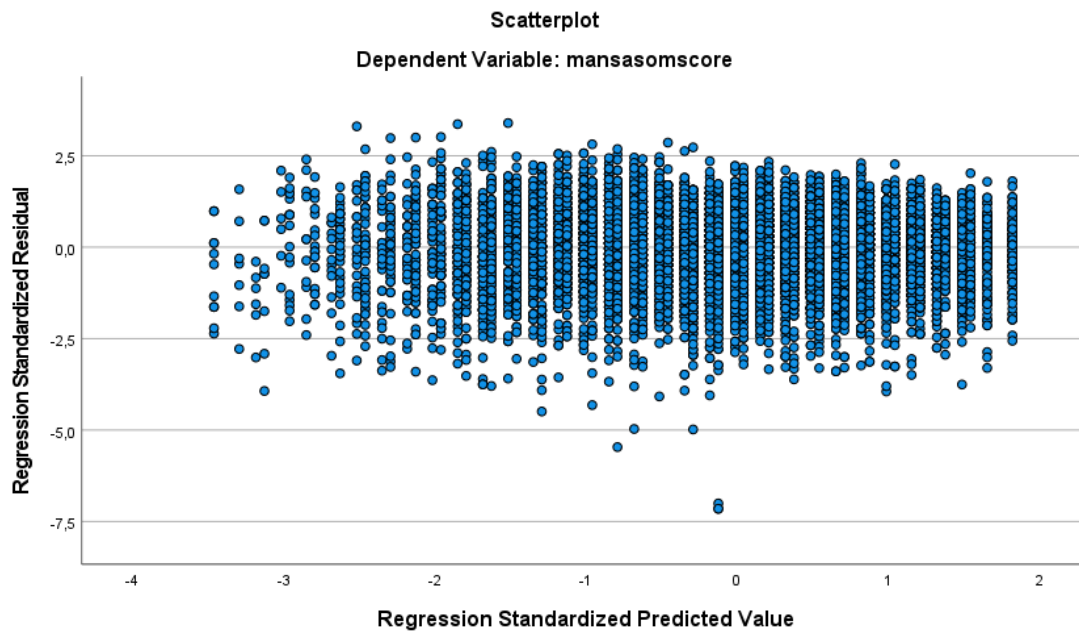
Figuur 4

Residual plot voor het checken van de assumptie homoscedasticiteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA-somscore, als onafhankelijke variabele ouderschap en controlevariabelen geslacht en leeftijd



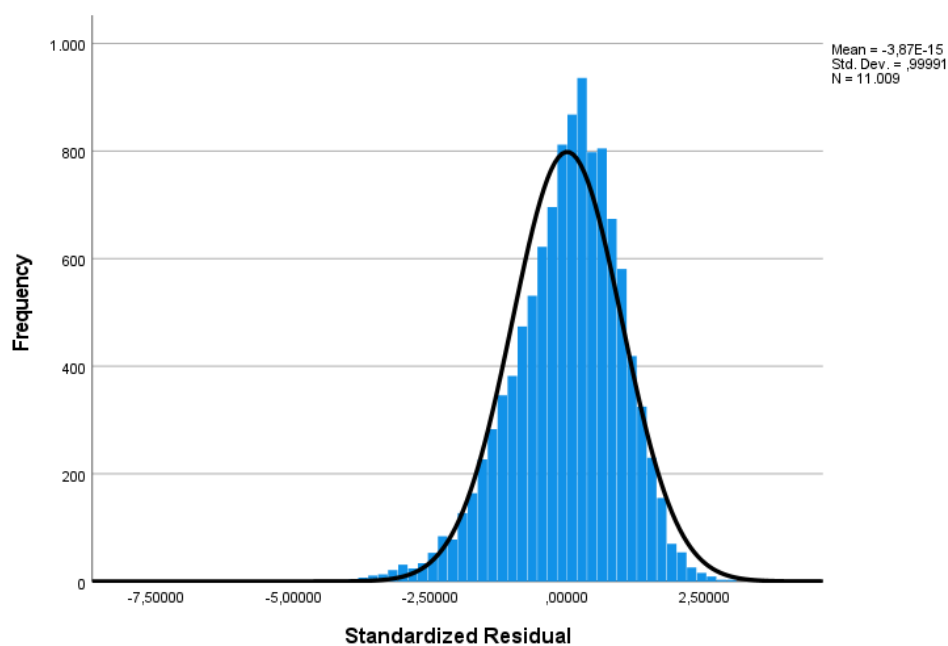
Figuur 5

Scatterplot voor het checken van de assumptie lineariteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA-somscore, als onafhankelijke variabele ouderschap en Ryff-score



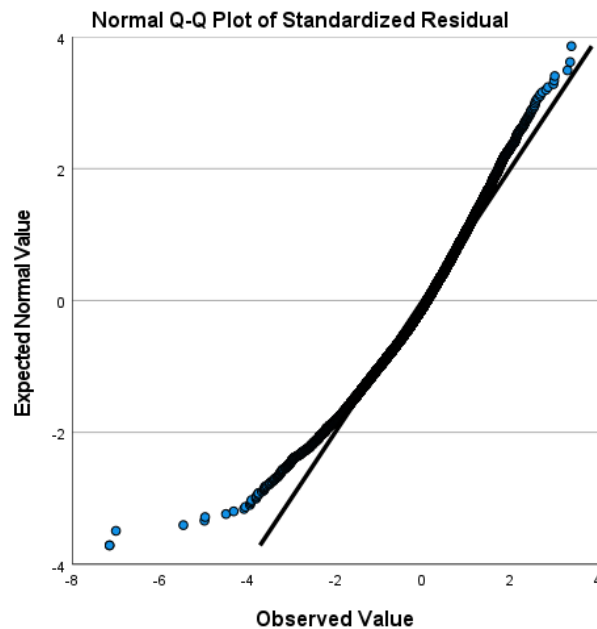
Figuur 6

Histogram voor checken van de assumptie normaliteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA-somscore, als onafhankelijke variabele ouderschap en Ryff-score



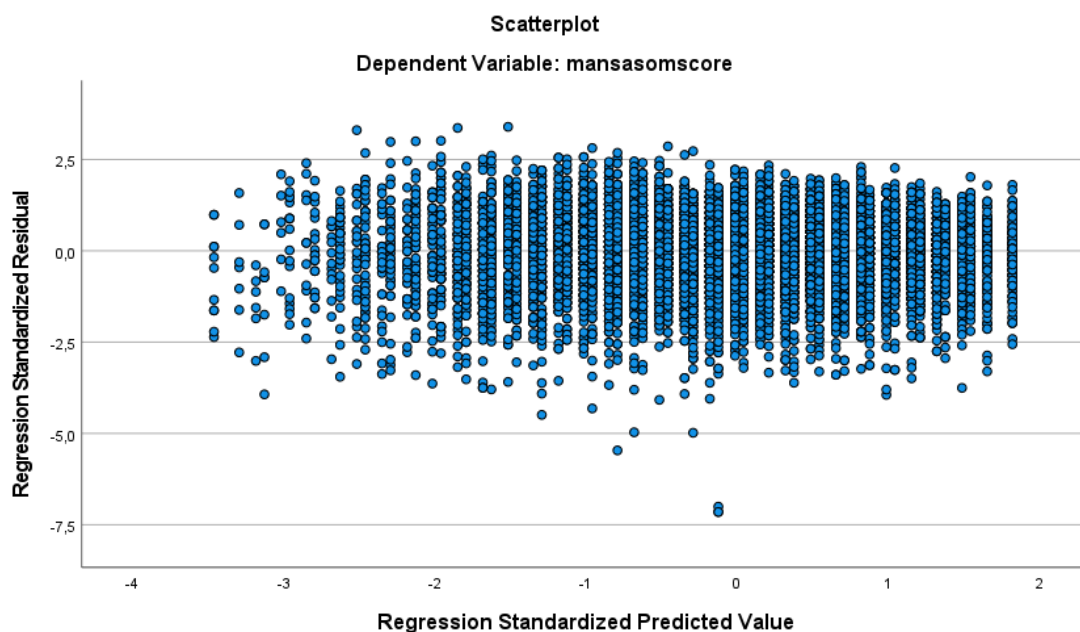
Figuur 7

Q-Q Plot voor het checken van de assumptie normaliteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA-somscore, als onafhankelijke variabele ouderschap en Ryff-score



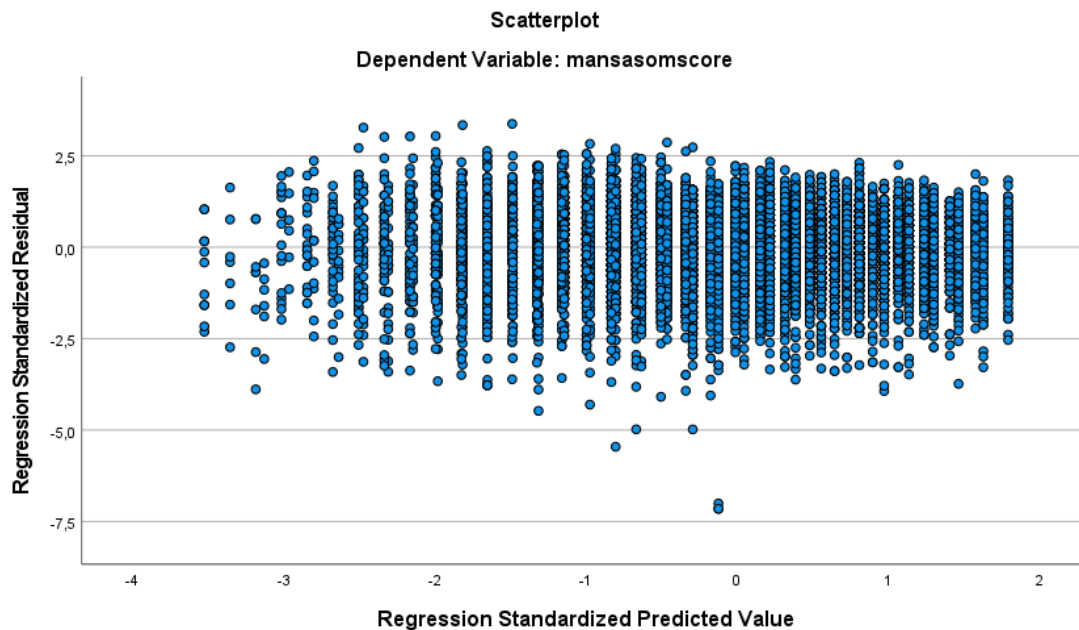
Figuur 8

Residual Plot voor het checken van de assumptie homoscedasticiteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA-somscore, als onafhankelijke variabele ouderschap en Ryff-score



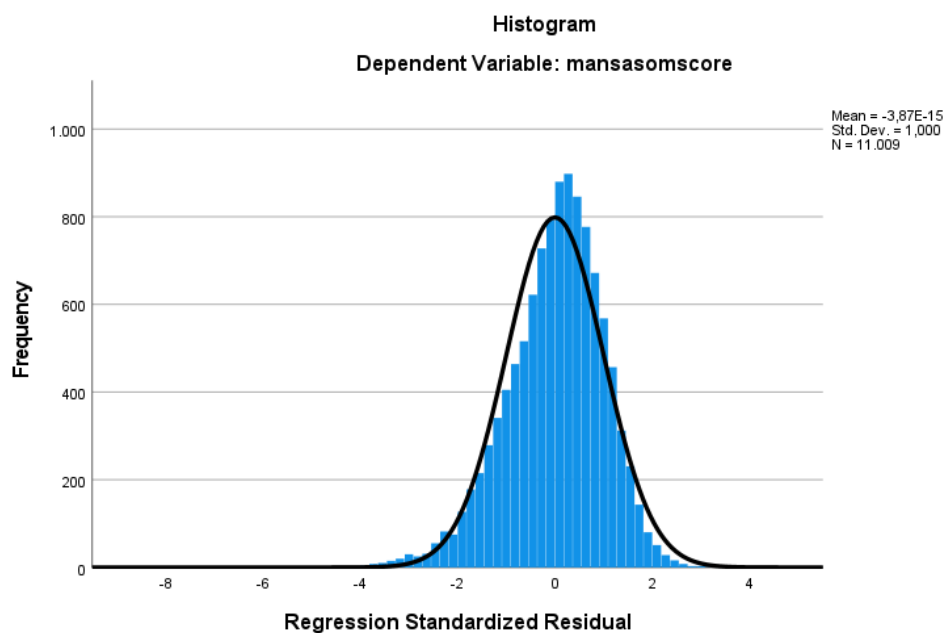
Figuur 9

*Scatterplot voor het checken van de assumptie lineariteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA-somscore, als onafhankelijke variabele ouderschap, Ryff-score en interactieterm (ouderschap * Ryff-score)*



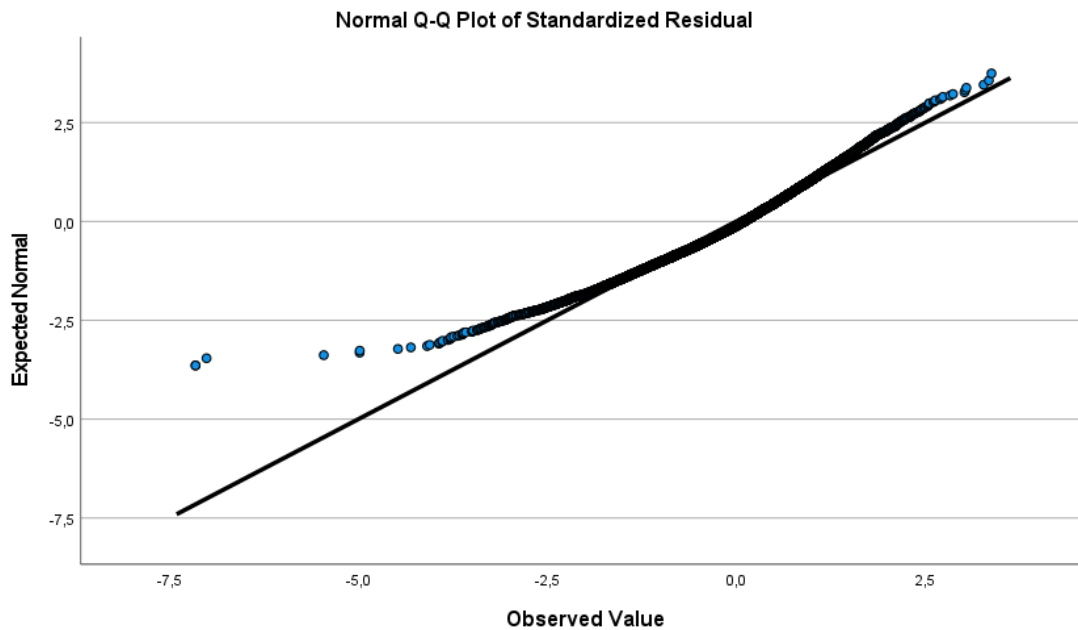
Figuur 10

*Histogram voor checken van de assumptie normaliteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA-somscore, als onafhankelijke variabele ouderschap, Ryff-score en interactieterm (ouderschap * Ryff-score)*



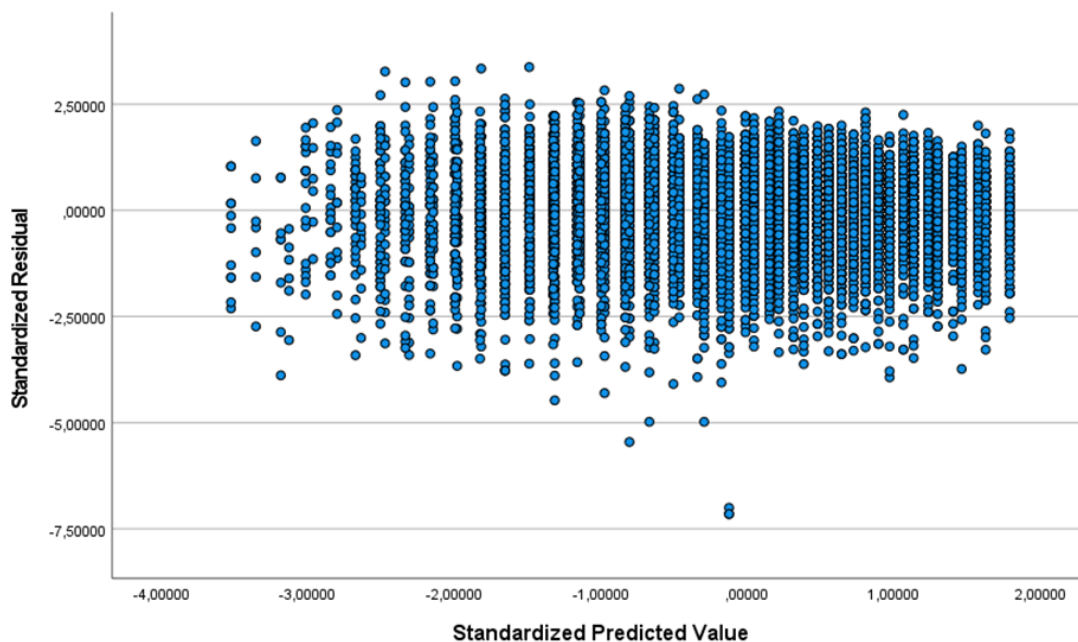
Figuur 11

*Q-Q Plot voor het checken van de assumptie normaliteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA-somscore, als onafhankelijke variabele ouderschap, Ryff-score en interactieterm (ouderschap * Ryff-score)*



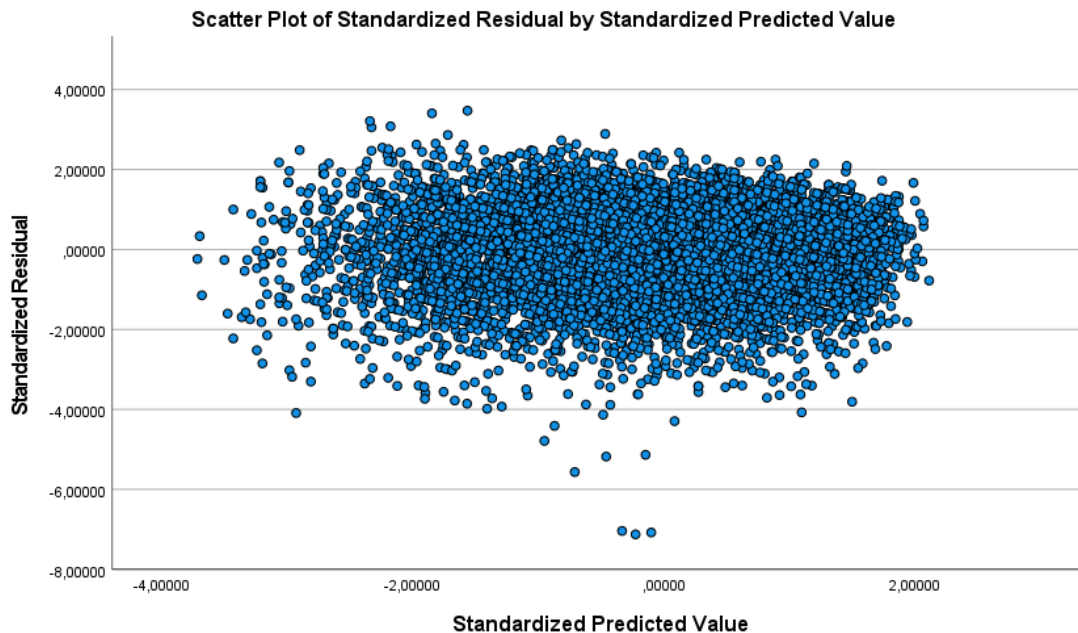
Figuur 12

*Residual Plot voor het checken van de assumptie homoscedasticiteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA-somscore, als onafhankelijke variabele ouderschap, Ryff-score en interactieterm (ouderschap * Ryff-score)*



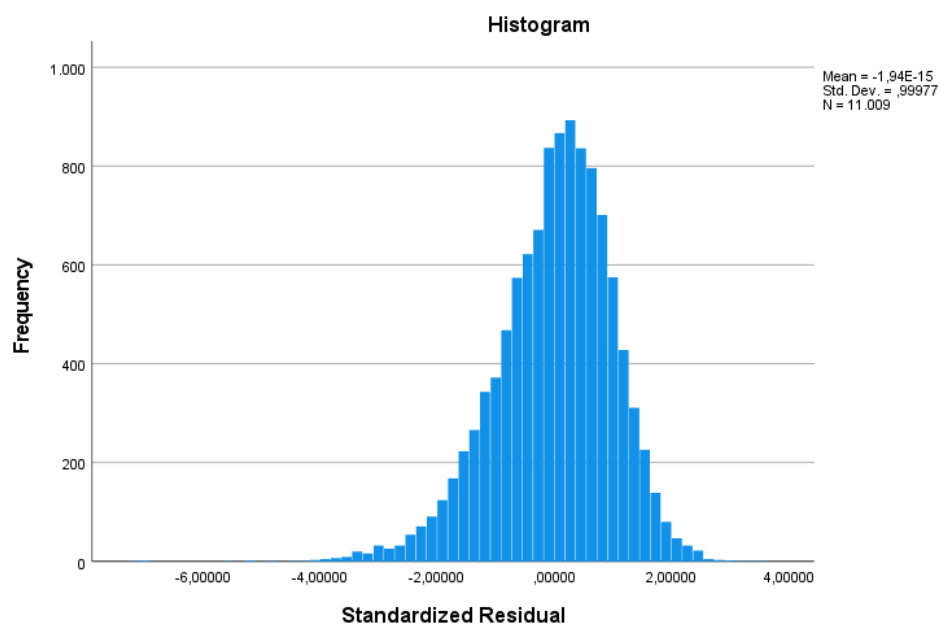
Figuur 13

*Scatterplot voor het checken van de assumptie lineariteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA-somscore, als onafhankelijke variabele ouderschap, Ryff-somscore, de interactieterm (ouderschap * Ryff-score) en controlevariabelen geslacht en leeftijd*



Figuur 14

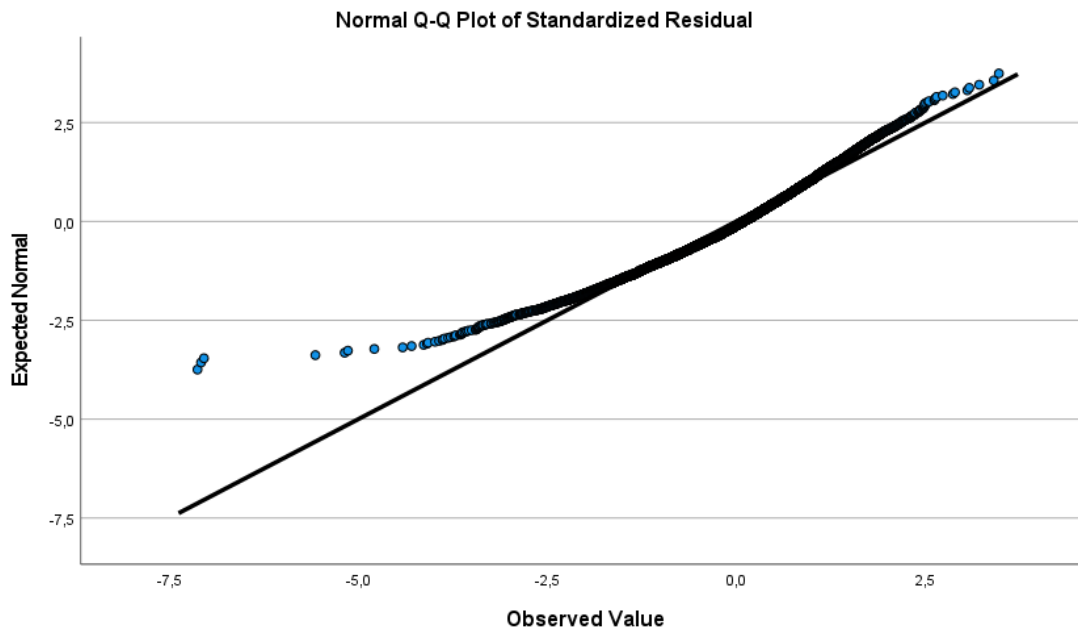
*Histogram voor checken van de assumptie normaliteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA-somscore, als onafhankelijke variabele ouderschap, Ryff-somscore, de interactieterm (ouderschap * Ryff-score) en controlevariabelen geslacht en*



leeftijd

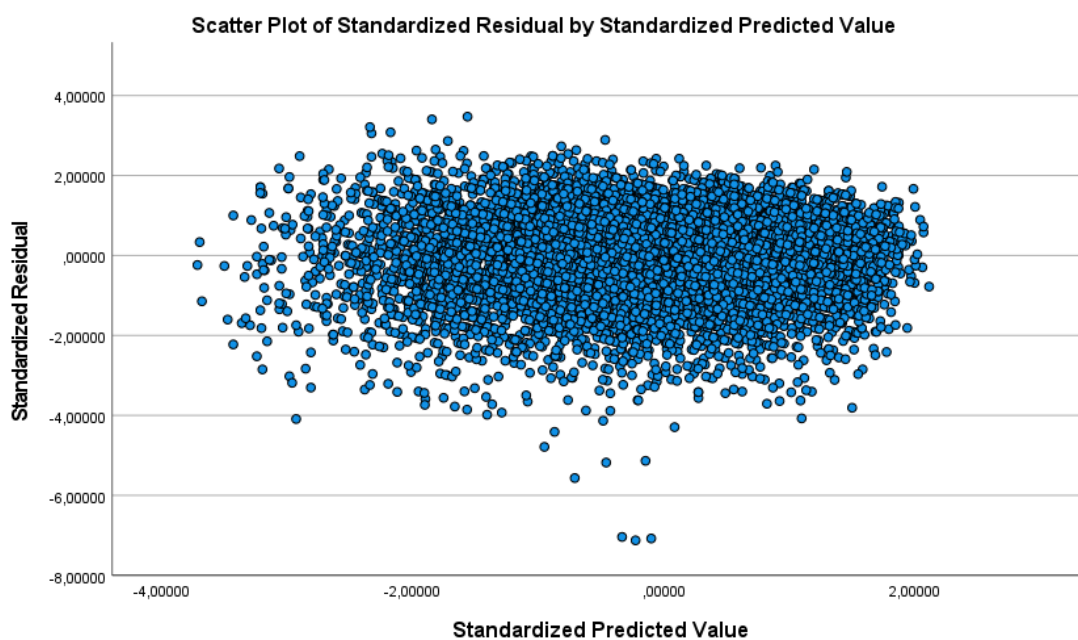
Figuur 15

*Q-Q Plot voor het checken van de assumptie normaliteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA-somscore, als onafhankelijke variabele ouderschap, de interactieterm (ouderschap * Ryff-score) en controlevariabelen geslacht en leeftijd*



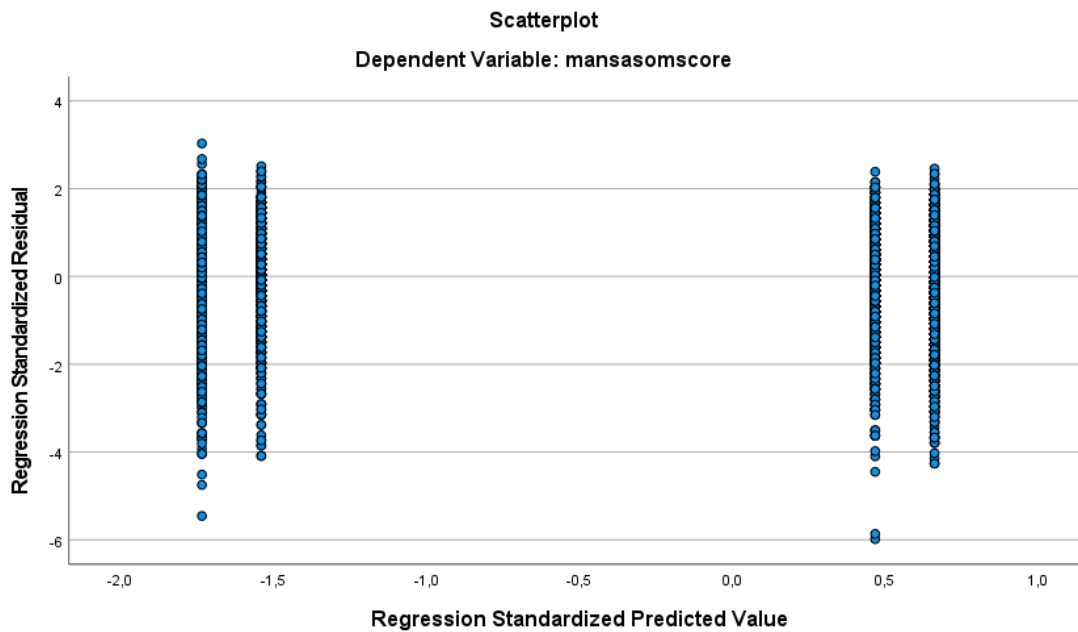
Figuur 16

*Residual Plot voor het checken van de assumptie homoscedasticiteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA-somscore, als onafhankelijke variabele ouderschap, Ryff-somscore, de interactieterm (ouderschap * Ryff-score) en controlevariabelen geslacht en leeftijd*



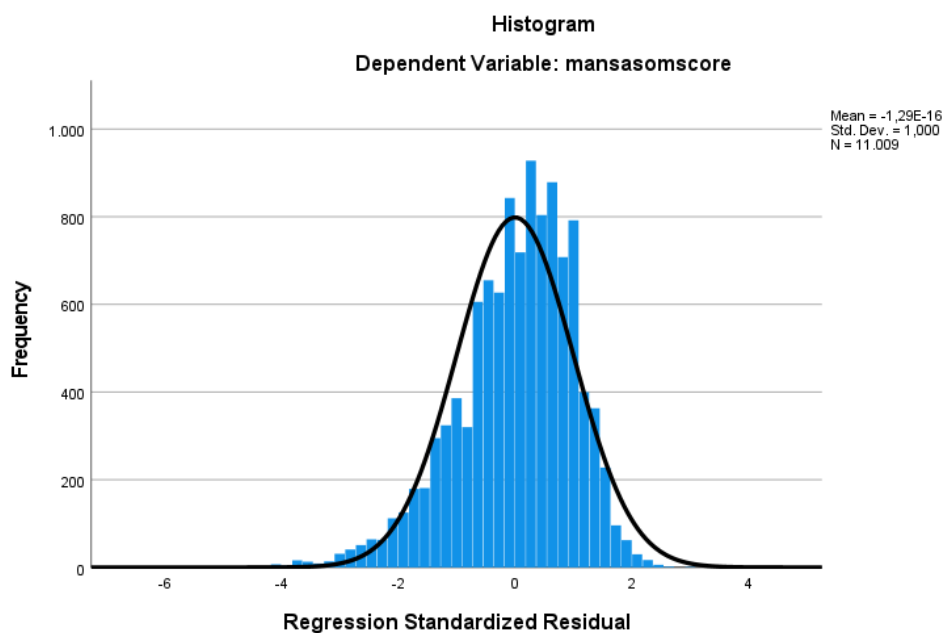
Figuur 17

Scatterplot voor het checken van de assumptie lineariteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA-somscore en als onafhankelijke variabele ouderschap en partnerstatus



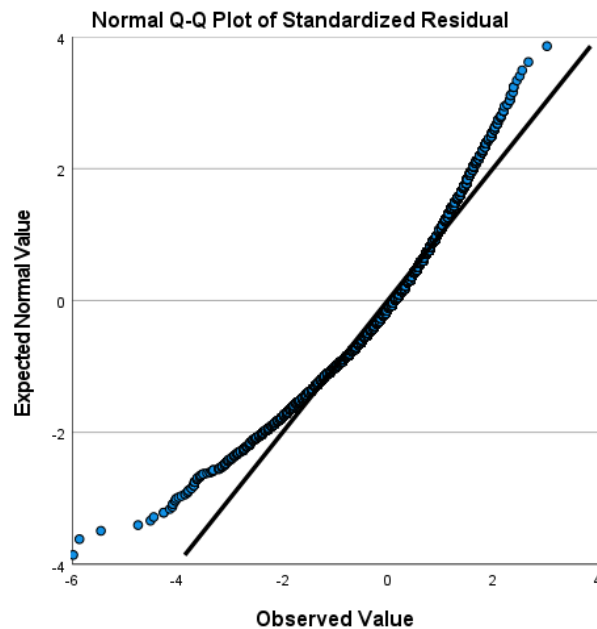
Figuur 18

Histogram voor checken van de assumptie normaliteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA-somscore, als onafhankelijke variabele ouderschap en partnerstatus



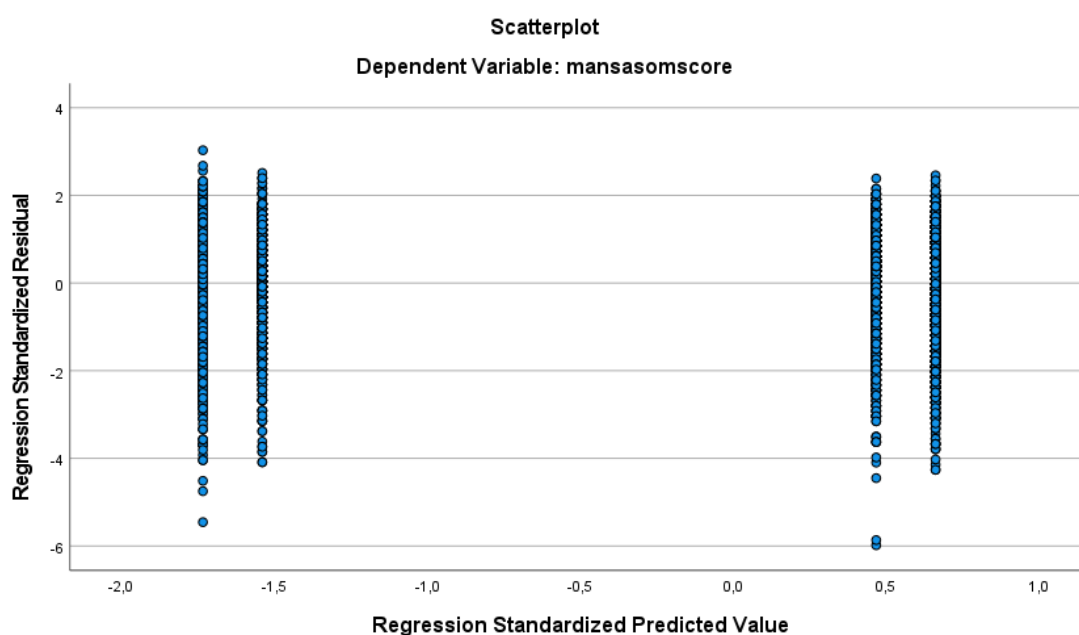
Figuur 19

Q-Q Plot voor het checken van de assumptie normaliteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA-somscore, als onafhankelijke variabele ouderschap en partnerstatus



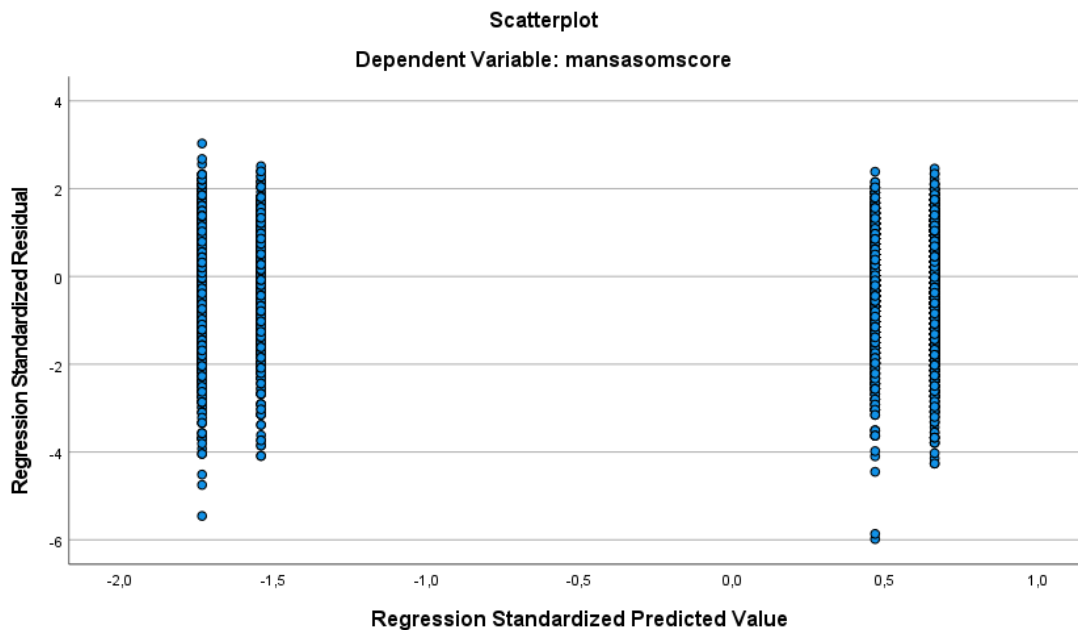
Figuur 20

Residual Plot voor het checken van de assumptie homoscedasticiteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA-somscore, als onafhankelijke variabele ouderschap en partnerstatus



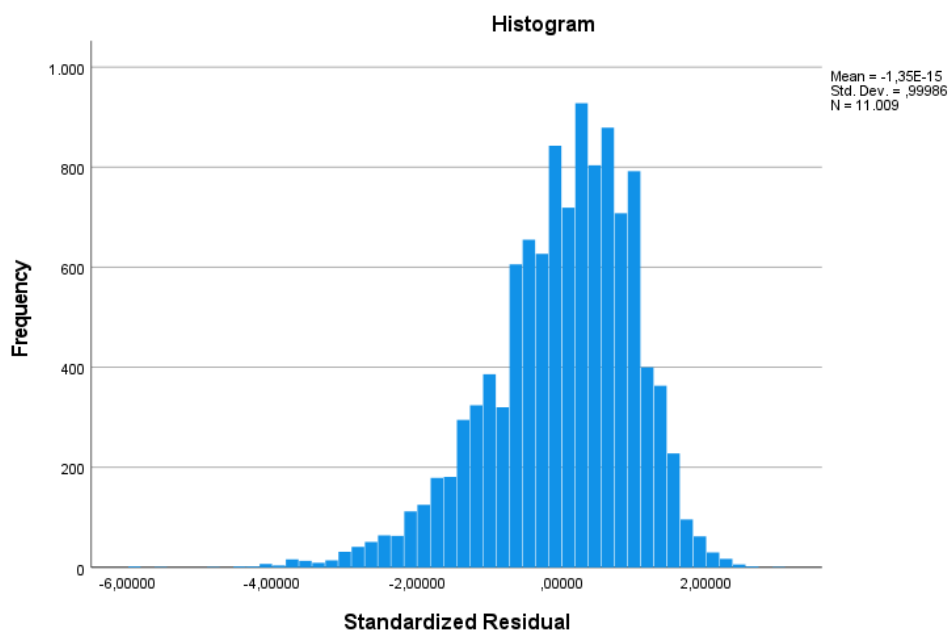
Figuur 21

*Scatterplot voor het checken van de assumptie lineariteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA-somscore en als onafhankelijke variabele ouderschap, partnerstatus en de interactieterm (ouderschap * partnerstatus)*



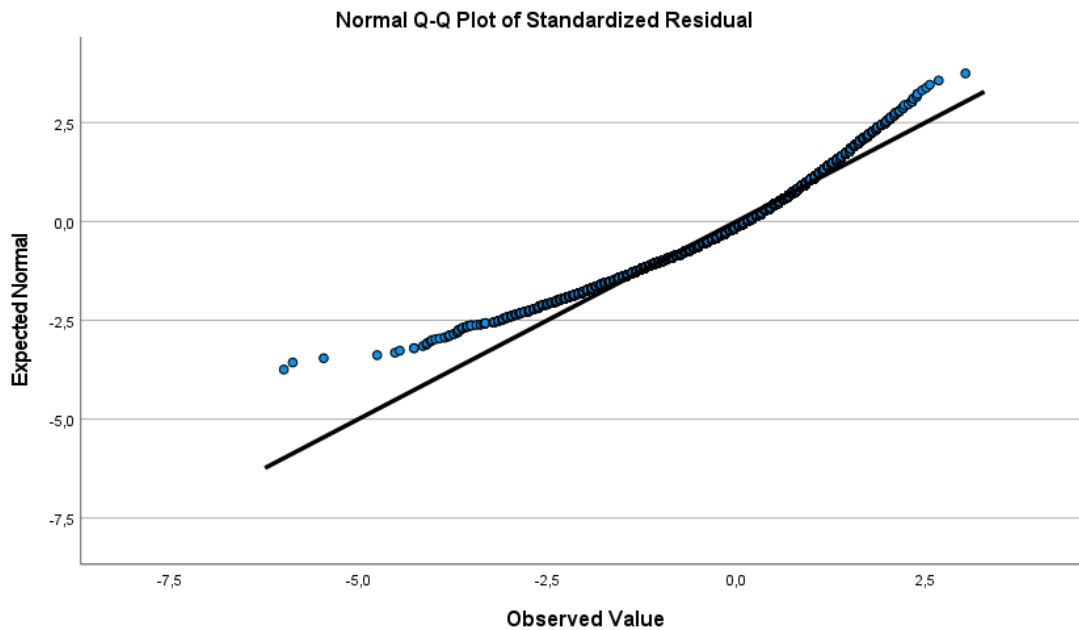
Figuur 22

*Histogram voor checken van de assumptie normaliteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA-somscore, als onafhankelijke variabele ouderschap, partnerstatus en de interactieterm (ouderschap * partnerstatus)*



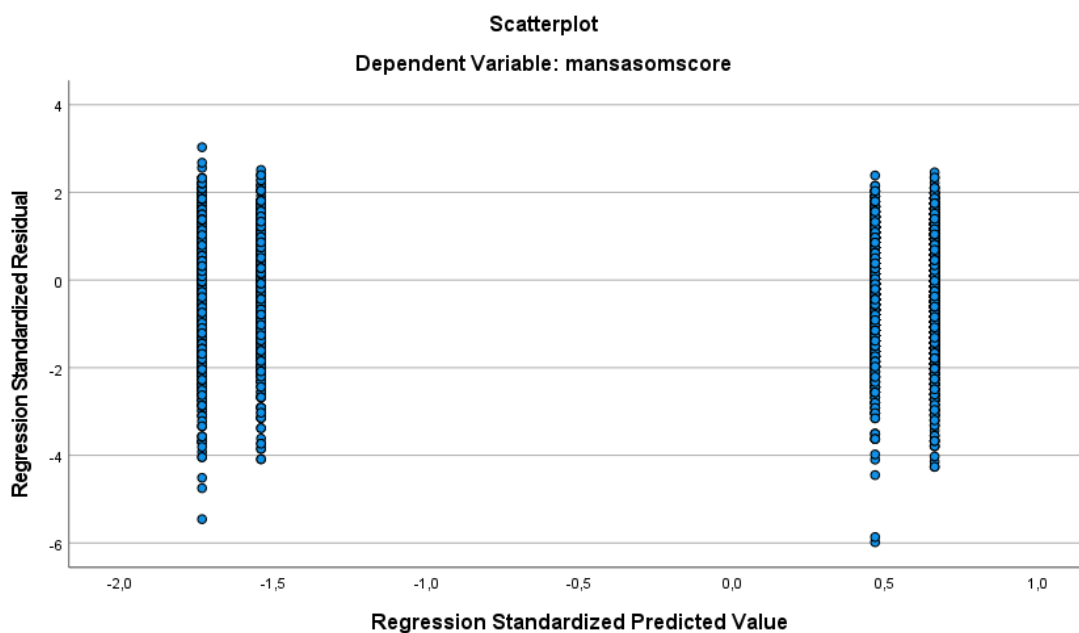
Figuur 23

*Q-Q Plot voor het checken van de assumptie normaliteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA-somscore, als onafhankelijke variabele ouderschap, partnerstatus en de interactieterm (ouderschap * partnerstatus)*



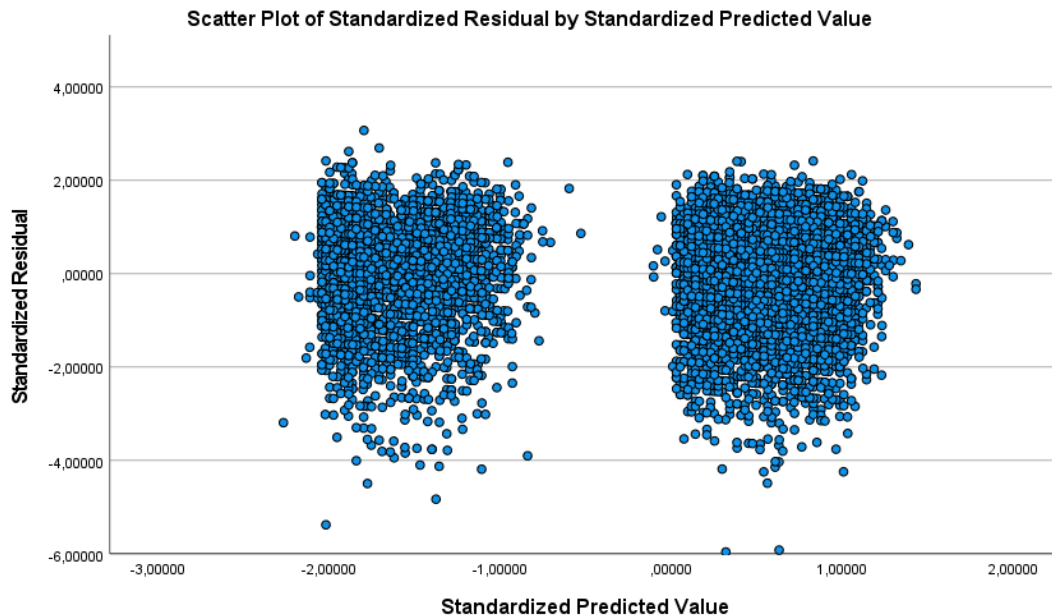
Figuur 24

*Residual Plot voor het checken van de assumptie homoscedasticiteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA-somscore, als onafhankelijke variabele ouderschap, partnerstatus en de interactieterm (ouderschap * partnerstatus)*



Figuur 25

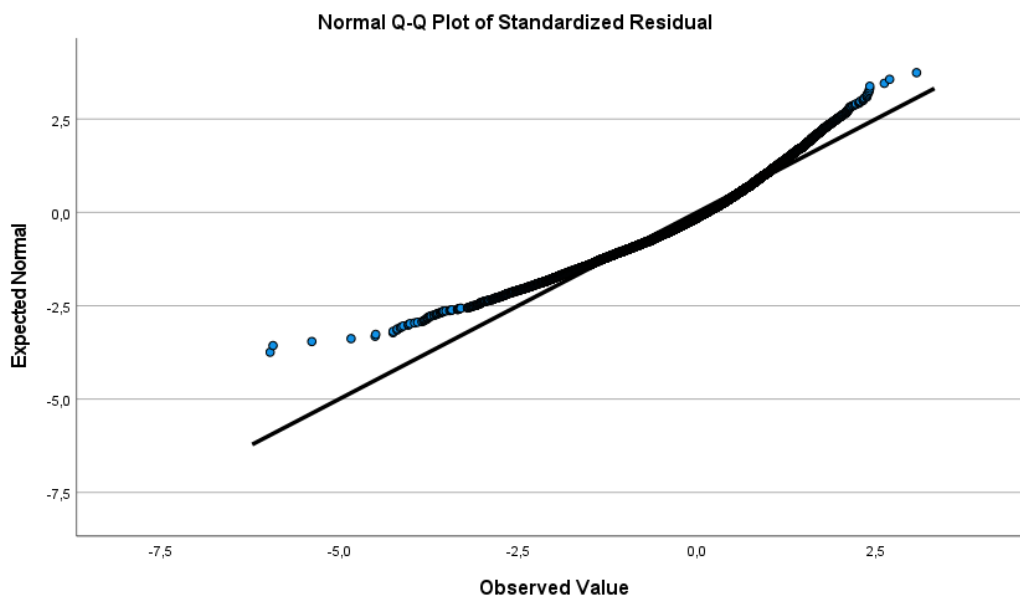
Scatterplot voor het checken van de assumptie lineariteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA-somscore en als onafhankelijke variabele ouderschap, partnerstatus, de interactieterm (ouderschap * partnerstatus) en de controlevariabelen geslacht en leeftijd



Figuur

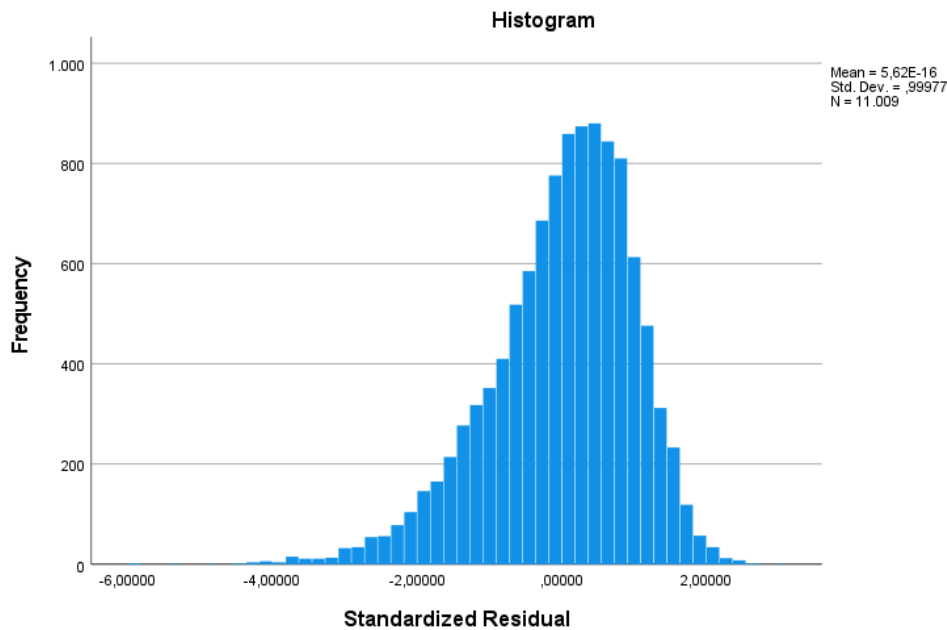
26

Q-Q Plot voor het checken van de assumptie normaliteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA-somscore, als onafhankelijke variabele ouderschap, partnerstatus de interactieterm (ouderschap * partnerstatus) en de controlevariabelen geslacht en leeftijd



Figuur 27

*Histogram voor checken van de assumptie normaliteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA-somscore, als onafhankelijke variabele ouderschap, de interactieterm (ouderschap * partnerstatus) en de controlevariabelen geslacht en leeftijd*



Figuur 28

*Residual Plot voor het checken van de assumptie homoscedasticiteit voor de lineaire regressie met als afhankelijke variabele de MANSA-somscore, als onafhankelijke variabele ouderschap, de interactieterm (ouderschap * partnerstatus) en de controlevariabelen geslacht en leeftijd*

