

**De Modererende Rol van het Hebben van een Partner op de Relatie Tussen de Mate
Angstklachten en Subjectieve Kwaliteit van Leven**

Ilse Weeda (s3703878)

Masteropleiding Orthopedagogiek, Faculteit der Gedrags- en Maatschappijwetenschappen,

Rijksuniversiteit Groningen

Masterthese Orthopedagogiek

Begeleider: dr. K.J. Wardenaar

Tweede beoordelaar: Prof. dr. M. van Dijk

15 januari 2024

Totaal aantal woorden: 7681

Abstract

Background. This study examined the relationship between the level of anxiety symptoms and subjective quality of life (SQoL). Various protective and risk factors may influence this relationship. Current study therefore examined whether having a (romantic) partner has a moderating effect on the relationship between level of anxiety symptoms and SQoL. In addition, exploratory research was conducted into whether the moderating effect differed between men and women. **Method.** Data were obtained from “HowNutsAreTheDutch”, who conducted crowdsourcing research in the general Dutch population ($N = 7842$). The level of anxiety symptoms was measured with the DASS. The MANSAS was used to measure SQoL. To explore the relationship between level of anxiety symptoms and SQoL, linear regression analysis was performed. Moderation analysis was then conducted to examine the moderation effect of having a partner on this relationship. These analyzes were repeated separately for gender subgroups to explore the difference between men and women. **Results.** The linear regression analyzes showed that level of anxiety symptoms was significantly associated with SQoL, both in the entire sample as for men and women separately. The moderation analyzes showed no significant moderating effect of having a partner on the association between level of anxiety symptoms and SQoL. **Conclusion.** Individuals with lower levels of anxiety symptoms generally score their SQoL higher than individuals with higher levels. Having a partner does not appear to be a significant moderator in the relationship between level of anxiety symptoms and SQoL. No indications were found for a significant difference between men and women.

Samenvatting

Achtergrond. In het huidige onderzoek is de relatie tussen mate van angstklachten en subjectieve kwaliteit van leven (SKvL) onderzocht. Diverse beschermende- en risicofactoren hebben mogelijk invloed op deze relatie. Het huidige onderzoek onderzocht daarom of partnerstatus een modererend effect heeft op de relatie tussen mate van angstklachten en SKvL. Daarnaast is exploratief onderzocht of het moderatie-effect verschilde tussen mannen en vrouwen. **Methode.** Data is verkregen via “HoeGekIsNL”, een project dat crowdsourcing onderzoek uitgevoerd heeft in de algemene Nederlandse bevolking ($N = 7842$). Mate van angstklachten is gemeten met de DASS. De MANSA is gebruikt om SKvL te meten. Om de relatie tussen mate van angstklachten en SKvL te onderzoeken, is lineaire regressieanalyse uitgevoerd. Vervolgens werd moderatieanalyse uitgevoerd om het moderatie-effect van het hebben van een partner op de associatie tussen mate van angstklachten en SKvL te onderzoeken. Deze analyses zijn afzonderlijk herhaald bij gendersubgroepen om het verschil tussen mannen en vrouwen exploratief te onderzoeken. **Resultaten.** Uit de lineaire regressieanalyses bleek dat mate van angstklachten zowel in het gehele sample als voor mannen en vrouwen apart significant samenhangt met SKvL. Daarnaast toonden de moderatieanalyses geen significant moderatie-effect van partnerstatus op de associatie tussen mate van angstklachten en SKvL. **Conclusie.** Individuen met een lagere mate van angstklachten scoren hun SKvL doorgaans hoger dan individuen met een hogere mate van angstklachten. Het hebben van een partner blijkt geen significante moderator in de relatie tussen mate van angstklachten en SKvL. Er zijn geen aanwijzingen gevonden voor een significant verschil tussen mannen en vrouwen.

Inhoudsopgave

Inleiding.....	5
Methode.....	10
Resultaten.....	15
Discussie en conclusie.....	23
Literatuurlijst.....	29
Bijlage A. Resultaten tabellen en figuren	42

Inleiding

Uit recent landelijk bevolkingsonderzoek, NEMESIS-3, blijkt dat 48% van de volwassen Nederlandse populatie eens in zijn leven een psychische aandoening heeft gehad. 29% van deze groep krijgt te maken met een angststoornis, de meest voorkomende vorm van psychopathologie (Ten Have et al., 2023). Een angststoornis wordt gedefinieerd als het hebben van een hoge mate van buitensporige of langer aanhoudende angstklachten (American Psychiatric Association, 2013). Het hebben van een angststoornis kan een individu belemmeren om deel te nemen aan sociale (De Wit et al., 2010), educatieve en arbeid gerelateerde activiteiten (Hakulinen et al., 2019). Daarnaast brengt het economische kosten met zich mee. Mensen met een angststoornis hebben een vergrootte kans op langer werkverzuim en verminderde werkprestaties (Plaisier et al., 2010) en dragen hogere kosten voor gezondheidszorg (Konopka & König, 2019).

Een stoornis ontwikkelt zich echter niet van de één op andere dag. Een dimensionele zienswijze is in opkomst, waarbij uitgegaan wordt van een continuüm. Iedereen, enkele uitzonderingen daargelaten, ervaart wel eens in meer of mindere mate angst (Meadows & Butcher, 2005), zonder hierbij een stoornis, dat op het uiterste eind van het continuüm ligt, te ontwikkelen. Het dominante categorische classificatiesysteem houdt minder tot geen rekening met variatie in voortekenen (zoals blootstelling aan gedrags-, emotionele en psychologische kenmerken), variatie in bijkomende factoren (zoals ernst en specifieke symptomatologie) en variatie in de gevolgen (zoals beperking en verminderde kwaliteit van leven) (Kraemer, 2007). De dimensionele benadering detecteert naast de aanwezigheid van een klinisch (angst)syndroom vaak ook “subsyndromale niveaus van angst”: symptomen die niet ernstig genoeg zijn voor een klinische diagnose, beter bekend als angstklachten (Ollendick & Seligman, 2005). Volgens de dimensionele zienswijze is angst niet zwart-wit: gedachten, gevoelens, stemmingen en/of gedragingen kunnen in meer of mindere matig aanwezig zijn (Bos, 2017).

Het ontwikkelen van angstklachten is veelal een combinatie van biologische-, persoonlijke- en omgevingsfactoren (Rachman, 2020). Voorbeelden van geïdentificeerde risicofactoren voor het ontwikkelen van angstklachten zijn een laag zelfbeeld (Nonterah et al., 2023; Wiechert et al., 2023), onveilige hechting (Rosas-Santiago et al., 2020) en een verminderde mate van fysieke activiteit (Kim et al., 2020). Daarnaast kunnen het meemaken van stressvolle levensgebeurtenissen op de domeinen familie (zoals ziekte en overlijden), romantische relaties (zoals een groot conflict of ziekte), school en studie, en vrienden en sociale activiteiten (zoals slachtoffer van geweld) op termijn leiden tot (meer) angstklachten

(Young & Dietrich, 2015; De Beurs et al., 2001). Ten slotte blijken specifieke domeinen van perfectionisme zoals bang zijn om fouten te maken, twijfels over handelen en eigen (hoge) standaarden invloed te hebben op de mate van angstklachten (Smith et al., 2017). Naast risicofactoren zijn evenwel beschermende factoren bekend die de kans op het ontwikkelen van angstklachten verminderen, zoals het hebben van een sterk ondersteuningssysteem voor (sociale) steun (Levula et al., 2018), zelfeffectiviteit (Tahmassian & Jalali-Moghadam, 2011) en optimisme (Mezo & Elhai, 2020). Het is duidelijk dat het al dan niet ontwikkelen van angstklachten en de mate hiervan beïnvloed worden door diverse factoren. De mate van angstklachten kan op haar beurt invloed hebben op de mate van functioneren van een individu. Zo blijkt uit onderzoek dat mensen met angstklachten vaker problemen ervaren op academisch (Derdikman-Eiron et al., 2012) en arbeidsgebied (Carmassi et al., 2021), maar ook op het gebied van sociaal functioneren (Bryant et al., 2023). Duidelijk is dat er een complexe relatie bestaat tussen angstklachten en beschermende en risicovolle persoons- en omgevingsfactoren (McKnight et al., 2016): twee fenomenen die elk invloed hebben op het welzijn van een individu (Routledge et al., 2016)

Welzijn is te beschrijven als de (positieve) gesteldheid die iemand of een samenleving ervaart. De staat van welzijn wordt bepaald door sociale, economische en ecologische condities. Welzijn omvat de kwaliteit van leven en zorgt voor een gevoel van betekenis en doel voor mensen en samenlevingen (World Health Organization, 2021). Welzijn wordt beïnvloed en vormgegeven door diverse (levens)omstandigheden, waaronder mentaal welbevinden, fysieke gezondheid, het hebben van betekenis en een doel, sociale omgeving (o.a. familie en de samenleving) en financiële zekerheid (Weziak-Bialowolska et al., 2021; Sirgy, 2021a). Er zijn meerdere typen welzijn te onderscheiden, waaronder emotioneel welzijn, levenstevredenheid, geluk, waargenomen kwaliteit van leven, psychisch welzijn en positief en negatief effect (Sirgy, 2021b). Kwaliteit van leven is op te delen in twee componenten: objectieve en subjectieve kwaliteit van leven (SKvL). In huidig onderzoek ligt de focus op de SKvL, een onderdeel van subjectief welzijn.

SKvL is een multidimensionaal construct dat verschillende domeinen op sociaal, fysiek en psychologisch gebied omvat. Het wordt gevormd door de beleving van een individu over zijn of haar eigen leven, binnen de context van de cultuur en de waardensystemen waarin de individu zich bevindt en in relatie tot doelen, verwachtingen, normen en zorgen die hij of zij heeft (World Health Organization, 1998). Instrumenten gericht op de SKvL evalueren dan ook tevredenheid op sociaal, fysiek en psychologisch gebied (Lange et al., 2022). Ontevredenheid op deze gebieden is mogelijk groter bij mensen die meer angstklachten

ervaren, aangezien de gebieden overlappen met de eerdergenoemde beschermende- en risicofactoren voor het ontwikkelen van angstklachten. Echter, hoeft een hoge(re) mate van angstklachten niet direct te resulteren in een lage(re) mate van SKvL dan bij mensen met lagere of zonder klachten (Krieke et al., 2016; Bos et al., 2016; Finch et al., 2023).

Onderzoek specifiek gericht op hoe en of angst als dimensioneel fenomeen samenhangt met SKvL is onder andere uitgevoerd door Rafael en collega's (2014), zij constateerden een significante negatieve lineaire correlatie tussen SKvL en de mate van angstklachten. Onderzoeken van Li en collega's (2012) en Machado en collega's (2018) bevestigen een negatief verband tussen (niveau van) angstklachten en SKvL. Rapaport en collega's (2005) hebben onderzoek gedaan naar de associatie tussen het hebben van een angststoornis en de SKvL, maar hebben hierbij binnen de klinische populatie ook gekeken naar mate van angstklachten. Zij stellen dat het effect van een angststoornis op de SKvL varieert binnen de groep van personen met een angststoornis. Echter, blijkt symptoomernst binnen deze klinische populatie maar een klein deel van de variatie te verklaren. Dit suggereert dat er andere factoren zijn dan enkel de ernst van symptomen die de SKvL beïnvloeden, zoals financiële middelen, het hebben en bereiken van levensdoelen en beschikken over sociale ondersteuning (Rapaport et al., 2005). Dit indiceert dat er mogelijk sprake is van variatie in de populatie: niet iedereen met eenzelfde mate van angstklachten ervaart dezelfde SKvL. Theoretische studies gericht op de bredere begrippen welzijn en mentale gezondheid sluiten hierbij aan. Zo suggereren Iasiello en collega's (2020) op basis van literatuuronderzoek dat subjectief welzijn en het hebben van een psychische aandoening twee afzonderlijke maar onderling verbonden fenomenen zijn die elkaar weerspiegelen. Daarnaast stelt Keyes (2005) dat welzijn meer is dan enkel de afwezigheid van mentale klachten en afwezigheid van mentale klachten niet direct resulteert in positief welzijn. Dit komt mogelijk door beschermende- en risicofactoren die invloed hebben op angstklachten en/of de SKvL. Het in stand houden van persoonlijke sterke punten en hulpbronnen, zoals humor, sociale gezelschap en dagelijkse bezigheden, kan mensen helpen een aanvaardbaar niveau van welzijn, en dus ook SKvL, te behouden ondanks de aanwezigheid van angstklachten (Bos et al., 2016). De sociale omgeving van een individu speelt hierin mogelijk een belangrijke rol. Steun vanuit de sociale omgeving wordt namelijk significant geassocieerd met zowel een mindere mate van angstklachten als een hogere kwaliteit van leven (Li et al., 2022; Liu et al., 2021). Een belangrijk onderdeel van de sociale omgeving is sociale relaties (Berkman et al., 2000). Het huidige onderzoek legt de focus op één type sociale relatie als

mogelijke bufferende factor in de relatie tussen mate van angstklachten en SKvL, namelijk romantische relaties. Oftewel, het al dan niet hebben van een partner.

Het hebben van een partner lijkt een positieve weerslag te hebben op het subjectieve welzijn, waaronder de subjectieve kwaliteit van leven. Dit komt mogelijk doordat een partner bevorderend werkt in het voorzien van de drie psychologisch basisbehoeften zoals gesteld door de zelfdeterminatie theorie: verbondenheid, competentie en autonomie (Deci & Ryan, 2000). Deze theoretische verklaring wordt ondersteund door empirische onderzoeken gericht op het bredere begrip subjectief welzijn. Zo vonden Dush en Amato (2005) dat het hebben van aan partner, ongeacht de vorm van de relatie, positief associeert met subjectief welzijn. Daarnaast suggereert onderzoek van Chen en Van Ours (2018) dat het hebben van een partner gemiddeld genomen verband houdt met een hoger niveau van subjectief welzijn. Hiervoor bestaan in de literatuur verschillende verklaringen. Eén van deze verklaring is dat het hebben van een intieme relatie een gevoel van identiteit en betekenis aan het leven geeft (Gove et al., 1990; Berkman et al., 2000), wat op zijn beurt invloed heeft op subjectief welzijn (Sumner et al., 2015). Daarnaast wordt aangenomen dat een partner emotionele steun biedt en zorgt voor verzorging en een gevoel van geliefdheid en waardering (Verbakel, 2012), oftewel sociale steun biedt (Wills, 1991 in Taylor, 2007). Een fenomeen dat lijkt te resulteren in een hoger subjectief welzijn (Matsuda et al., 2014). Naast een positieve werking op SKvL kan een partner ook invloed hebben op de mate van angstklachten. Het hebben van een partner blijkt namelijk effect te hebben op beschermende- en risicofactoren voor het ontwikkelen van angstklachten. Uit een onderzoek van Hansard (2022) blijkt dat individuen die sociale steun ervaren van hun partner in mindere mate angstklachten ervaren. Onderzoek van Apostolou en collega's (2023) stelt dat mensen met een partner doorgaans een hogere mate van steun rapporteren. Deze sociale steun kan onder andere het gevoel van eenzaamheid verminderen (Apostolou et al., 2019). Twee factoren die ook in verband zijn gebracht met het ervaren van minder angstklachten (Beutel et al., 2017; Roohafza et al., 2014). Op dezelfde manier kan een partner zorgen voor een verhoogde mate van zelfvertrouwen (Neyer & Lehnart, 2007), wat wederom een positief effect heeft op de mate van angstklachten (Manna et al., 2016; Sowislo & Orth, 2013). Deze bevindingen suggereren dat het hebben van een partner mogelijk invloed heeft op de relatie tussen de mate van angstklachten en SKvL.

Geslacht is mogelijk een belangrijke factor om rekening mee te houden bij het onderzoeken van de bufferende werking van het hebben van een partner op de relatie tussen de mate van angstklachten en SKvL. Eerste onderzoeken noemen namelijk voorzichtig dat het hebben van een partner een groter positief effect heeft op het welzijn van mannen (Stronge et

al., 2019). Aangenomen wordt dat dit voorkomt uit het feit dat mannen meer afhankelijk zijn van hun partner voor het ontvangen van steun en vrouwen doorgaans een groter steunend netwerk hebben. Naast het onderzoek van Stronge en collega's is er weinig tot geen onderzoek gedaan naar genderverschillen in het effect van het hebben van een partner in het algemeen op de mate van angstklachten of op SKvL. Er is wel focus gelegd op specifieke type relaties. Zo stellen DeMaris & Oates (2022) dat of iemand nu man of vrouw is, gehuwd zijn hoe dan ook geassocieerd is met een verbetering van de kwaliteit van leven. Bevindingen over de invloed van geslacht zijn dus schaars en lijken inconsistent, het is daarom interessant om exploratief te onderzoeken of er in huidig onderzoek een verschil tussen mannen en vrouwen aanwezig is in het moderatie-effect van het hebben van een partner op de relatie tussen mate van angstklachten en SKvL.

Huidige studie

Gesteld kan worden dat de mate van angstklachten en SKvL doorgaans negatief met elkaar samenhangen, maar dat er sprake is van variatie in deze relatie. In dit complexe systeem spelen verschillende bekende en onbekende factoren mogelijk een bufferende rol. Huidig onderzoek beoogt kennis rondom deze variatie te vergroten door zich te focussen op één potentiële bufferende factor, namelijk het al dan niet hebben van een partner. Uit het uitgevoerde literatuuronderzoek blijkt dat het hebben van een partner effect kan hebben op zowel het subjectief welzijn van een individu (waaronder SKvL) als op de mate van angstklachten die iemand ervaart. Dit geeft aanwijzingen voor een mogelijk bufferend effect van het hebben van een partner op de relatie tussen de mate van angstklachten en SKvL. De onderzoeksvraag luidt dan ook: *“In welke mate en in welke richting wordt de relatie tussen de mate van angstklachten en de subjectieve kwaliteit van leven gemodereerd door het hebben van een partner?”*. Op basis van de gevonden literatuur is een hypothese opgesteld: *“vanwege de positieve effecten van het hebben van een partner wordt verwacht dat de negatieve samenhang tussen de mate van angstklachten en subjectieve kwaliteit van leven minder negatief is bij individuen met een partner dan individuen zonder een partner”*. De gevonden literatuur geeft aanwijzingen dat het moderatie-effect mogelijk verschilt tussen geslachten, maar eerdere bevindingen hierin zijn wisselend. Daarom wordt het onderzoek aangevuld met één exploratieve subvraag: *“Is er verschil in de sterkte van de moderatie van het hebben van een partner op de relatie tussen de mate van angstklachten en subjectieve kwaliteit van leven tussen genders (man vs. vrouw)?”*. Het beantwoorden van deze onderzoeksvragen kan de kennis vergroten over mogelijke bufferende factoren in de relatie tussen de mate van angstklachten en SKvL. Door inzicht en begrip van deze complexe relatie te vergroten kan dit

verband en bijhorende variatie mogelijk beter begrepen worden. Daarnaast kunnen bevindingen handvaten en aanknopingspunten bieden voor verdere ontwikkeling van preventie gericht op het behoud van een hogere mate van SKvL in de aanwezigheid van angstklachten.

Methode

Populatie

Data is verkregen via het project “HoeGekIsNL”, een initiatief van het Interdisciplinair Centrum Psychopathologie en Emotieregulatie (ICPE), onderdeel van de Rijksuniversiteit Groningen en het Universitair Medisch Centrum Groningen (UMCG). “HoeGekIsNL” heeft vanaf december 2013 crowdsourcing onderzoek uitgevoerd in de algemene Nederlandse bevolking waarin door middel van zelfrapportages gegevens omtrent meerdere dimensies van de geestelijke gezondheid zijn verzameld. Het huidige onderzoek gebruikte tot en met december 2017 verzamelde gegevens.

De Medische Ethische Toetsingscommissie (METc) van het UMCG evalueerde het onderzoeksprotocol. Deze stelde vast dat het onderzoek was uitgezonderd van beoordeling onder de Wet Medisch-wetenschappelijk Onderzoek omdat het een niet gerandomiseerde open studie gericht op anonieme vrijwilligers was. Via lokale en nationale radio-uitzendingen, televisie, podiumdiscussies, kranten en tijdschriften deed “HoeGekIsNL” een openbare oproep om deel te nemen aan het onderzoek. Dit werd verder verspreid via diverse onlineblogs en sociale media. Het onderzoek kende twee inclusiecriteria: (1) het zijn van een Nederlands of Belgisch staatsburger, (2) een minimumleeftijd van 18 jaar. Door deelname aan het onderzoek ging men impliciet akkoord met het gebruik van de (gedeelde) gegevens. Om deel te kunnen nemen aan het project kon men na het lezen van informatie over het project zelf actief en vrijwillig een account aan maken op www.HoeGekIs.nl en deze bevestigen. Aangezien deelname in het crowdsourcing project online en anoniem was, werd geen formele schriftelijke getekende toestemming verkregen. Via het aangemaakte account konden deelnemers anoniem vragenlijsten invullen over diverse domeinen met betrekking tot de geestelijke gezondheid (waaronder invloed/stemming, welzijn, persoonlijkheid en psychopathologie). Alvorens men hiermee kon beginnen diende de ‘start-module’ gedaan te worden waarin sociaal-demografische gegevens van het individu uitgevraagd werden (geslacht, geboortjaar en -maand, postcodegebied en land van verblijf). Een uitgebreide omschrijving van het onderzoek is te vinden in het artikel van Krieke en collega’s (2016).

Metingen

Voor dit onderzoek is door middel van vragen informatie verkregen over sociaal demografische kenmerken en is gebruik gemaakt van twee meetinstrumenten: de Depression Anxiety Stress Scales (DASS) en de Manchester Short Assessment of Quality of Life (MANSA).

Demografische kenmerken

Er zijn een vijftal demografische gegevens van de participanten in kaart gebracht. Twee demografische kenmerken zijn naast voor de beschrijving van het sample ook gebruikt om het sample op te delen in subgroepen voor de statistische analyses, namelijk gender (vrouw = 0, man = 1) en partnerstatus (geen partner = 0, partner = 1). Onder het hebben van een partner valt zowel gehuwde als ongehuwde staat én zowel wel als niet samenwonend. Participanten die gescheiden zijn of weduwe/weduwenaar zijn vallen onder de groep participanten zonder partner.

Drie van de demografische gegevens zijn enkel gebruikt om een beschrijvend beeld te verkrijgen van het sample: het hebben van kinderen (ja of nee), opleidingsniveau en leeftijd. Opleidingsniveau is opgedeeld in drie groepen: hoger beroepsonderwijs, wetenschappelijk onderwijs en anders. Onder de categorie “anders” vallen: geen opleiding, lager onderwijs, lager of voorbereidend beroepsonderwijs, middelbaar algemeen voortgezet onderwijs, middelbaar beroepsonderwijs of beroepsbegeleidend onderwijs, hoger algemeen en voorbereidend wetenschappelijk onderwijs.

Angstklachten

Om de mate van angstklachten bij individuen vast te stellen is gebruik gemaakt van de Depression Anxiety Stress Scales (DASS) (Lovibond & Lovibond, 1995). Dit instrument meet drie soorten psychische klachten: depressie, angst en stress. Elke subschaal van de DASS bestaat uit 14 items. Elk item brengt een (negatief) psychologisch of psychosomatisch symptoom in kaart. Voor de angstschaal zijn dit bijvoorbeeld autonome opwindings, spierspanning, situationele angst en subjectieve ervaring van angstige affecten. Er wordt voor elk item gebruik gemaakt van een 4-punts Likertschaal (0 = helemaal niet op mij van toepassing, 3 = helemaal of meestal op mij van toepassing) (Lovibond & Lovibond, 1995). De totaalscore voor de subschaal angst is berekend door het gegeven aantal punten op de losse items bij elkaar op te tellen. De hieruit volgende totaalscores variëren tussen een minimale score van 0 en een maximale score van 42 punten, waarbij een hoge score wijst op een hogere mate van angstklachten.

Betrouwbaarheid en validiteit. Onderzoek van Wardenaar en collega's (2017) toont aan dat de interne consistentie voor de DASS-subschaal angst hoog is in de groep

participanten uit “HoeGekIsNL” die de DASS voltooid hebben (Chronbach’s alpha .94). Dit sluit aan bij een eerdere bevinding van Crawford en Henry (2003) die een interne consistentie van .897 aantoonde voor de subschaal angst in een niet-klinisch sample uit de algemene volwassen bevolking. Zlomke (2009) onderzocht de test-hertest betrouwbaarheid van internetversie van de DASS-subschaal angst ($r = .66$) en concludeerde dat deze niet voldeed aan het aanvaardbare niveau ($r \geq .70$). Dit is passend bij de veranderde aard van het construct ‘angst’. Al met al lijkt de DASS-subschaal angst dan ook een betrouwbaar instrument om de mate van angstklachten te meten. De constructvaliditeit van de angstschaal is veelvuldig onderzocht, onder andere door Crawford & Henry (2003) die zich, net als huidig onderzoek, specifiek hebben gericht op een niet-klinische sample. Zij onderzochten dit door de correlatie met de angst-subschalen van de Personal Disturbance Scale (sAD) en de Hospital Anxiety and Depression Scale (HADS) te analyseren. Resultaten toonden een sterke correlatie ($r = .72$ en $r = .67$), wat duidt op convergente validiteit. Crawford & Henry (2003) hebben zich in dezelfde niet-klinische sample ook gericht op de divergente validiteit door de correlatie van de DASS-subschaal angst met de subschalen depressie en stress van de DASS te onderzoeken. De correlatie met de subschaal depressie ($r = .70$) en de subschaal stress ($r = .71$) bleken hoog, een indicatie dat de DASS-subschaal angst sterk samenhangt met de andere schalen.

Subjectieve kwaliteit van leven

De Manchester Short Assessment of Quality of Life (MANSA) is gebruikt om de subjectieve kwaliteit van leven te meten (Pribe et al., 1999). De MANSA bestaat uit 16 vragen, waarvan 12 subjectief. De 4 objectieve items zijn niet meegenomen in huidig onderzoek. De subjectieve vragen onderzoeken de tevredenheid met het leven als geheel, werk-/leersituatie, financiële situatie, vriendschappen, vrijetijdsbesteding, huisvesting, persoonlijke veiligheid, woonsituatie, seksleven, relatie met familie, lichamelijke en geestelijke gezondheid. Participanten beoordelen de items op een 7-punts Likertschaal (1 = extreem negatief, 7 = extreem positief). De totaalscore is gevormd door alle scores bij elkaar op te tellen. Hieruit volgde een totaalscore met een minimale score van 12 en een maximale score van 84 punten. Een hogere score wijst daarbij op een hogere SKvL.

Betrouwbaarheid en validiteit. Van Nieuwenhuizen en collega’s (2017) hebben onderzoek gedaan naar de interne consistentie van de subjectieve items van de Nederlandse versie van de MANSA in vijf verschillende onderzoeksgroepen. De algemene bevolking kende een Cronbach’s alpha van .75. Dit sluit aan bij bevindingen van Björkman & Svensson (2005) die een hoge interne consistentie (Cronbach’s alpha .81) vaststellen in de complete (objectieve en subjectieve vragen) Zweedse versie van de MANSA. Van Nieuwenhuizen en

collega's (2017) hebben de convergente validiteit van de Nederlandse versie getoetst door te kijken naar de correlaties tussen de tevredenheidsscores op de twaalf subjectieve vragen van de MANSA en tevredenheidsscores van de Lancashire Quality of Life Profile (LQoLP). Alle sub-domeinen van de LQoLP kenden een Pearson's correlatiecoëfficiënt met de losse items van de MANSA van boven de ,65. Er is dus sprake van een goede convergente validiteit. Van Nieuwenhuizen en collega's (2017) keken eveneens naar de divergente validiteit van de MANSA door de gemiddelde totaalscore te vergelijken met vier overkoepelende schalen van de RAND-36, een vragenlijst die de algemene gezondheidstoestand van individuen meet. Met één van de vier schalen (algemene gezondheidsbeleving) is een matige correlatie ($r = ,48$) gevonden. Met de schalen fysiek functioneren, rolbeperkingen door fysieke problemen en pijn is sprake van een lage correlatie ($r = -,06; ,13; ,29$), wat indicatie geeft voor een goede divergente validiteit.

Statistische analyses

Alle data zijn geanalyseerd middels SPSS, waarbij een significantieniveau van 5% ($\alpha = 0.05$) gehanteerd is. Een beschrijving van het sample, waaronder de sociaal-demografische kenmerken en de gemiddelde DASS-subschaal angst- en MANSA-score, zijn weergegeven door middel van beschrijvende statistiek. Continue variabelen zijn beschreven middels gemiddelden, standaarddeviaties en medianen inclusief de interkwartielafstand. De nominale variabelen worden weergegeven middels frequenties en percentages. Er is kort stilgestaan bij de deelnemers met incomplete data (missende waarden op de MANSA-score, DASS-subschaal angst en/of partnerstatus). Door middel van beschrijvende statistiek is bekeken of er aanwijzingen zijn voor selectieve uitval.

Om de associatie tussen angstklachten en de SKvL te onderzoeken en de hypothese te toetsen dat er een negatief verband is tussen de afhankelijke variabele (MANSA-score) en onafhankelijke variabele (DASS-subschaal angst), is enkelvoudige (lineaire) regressieanalyse uitgevoerd. Vervolgens is er gekeken naar de significante (p-waarde), de richting van het verband en de verklaarde variantie.

Vervolgens is er moderatie analyse uitgevoerd. Hiervoor werd partnerstatus als onafhankelijke variabele aan het bovenstaande model toegevoegd en is een interactieterm aangemaakt tussen de twee onafhankelijke variabelen partnerstatus en DASS-subschaal angst. Hierna is een meervoudige regressieanalyse uitgevoerd met als afhankelijke variabele de MANSA-score en als onafhankelijke variabelen partnerstatus, DASS-subschaal angst en de interactieterm. De resultaten zijn geïnterpreteerd aan de hand van de significantie van de interactieterm. Om vervolgens meer inzicht te krijgen in het mogelijke moderatie-effect van

partnerstatus, is een scatterplot gegenereerd met op de y-as de MANSA-score en op de x-as de DASS-subschaal angst met een regressielijn voor individuen met en een regressielijn voor individuen zonder partner.

Om de exploratieve vraagstelling of het moderatie-effect van het hebben van een partner verschilt naar gender te beantwoorden, is de dataset verdeeld in twee subgroepen: man en vrouw. In beide groepen is eerst enkelvoudige lineaire regressie uitgevoerd om een beter begrip te krijgen van en vast te stellen of er samenhang is tussen de afhankelijke variabele (MANSA-score) en onafhankelijke variabele (DASS-subschaal angst) bij mannen en vrouwen. In beide groepen is gekeken naar de significantie (p-waarde) en richting van het verband met behulp van de regressiecoëfficiënt. Daarnaast is tussen de gender groepen de verklaarde variantie vergeleken.

Ten slotte is door middel van meervoudige regressie in beide subgroepen moderatie analyse uitgevoerd met als afhankelijke variabele de MANSA-score en als onafhankelijke variabelen partnerstatus, DASS-subschaal angst en hun interactieterm. In beide groepen is gekeken naar de significantie van de interactieterm en werd de verklaarde variantie ten opzichte van het enkelvoudige model vergeleken. In beide groepen is een mogelijk modererend effect van partnerstatus ten slotte afzonderlijk inzichtelijk gemaakt door middel van scatterplots met op de y-as de MANSA-score en op de x-as de DASS-subschaal angst met twee regressielijnen afzonderlijk voor individuen met en individuen zonder partner.

Alvorens de resultaten van bovengenoemde enkelvoudige regressie- en moderatie analyses geïnterpreteerd werden, zijn de drie (model)assumpties gecontroleerd. De lineaire samenhang (lineariteit) tussen angstklachten en SKvL is gecontroleerd door middel van scatterplots met op de y-as de MANSA-score en op de x-as de DASS-subschaal angst. Om aan deze assumptie te voldoen diende er een rechte lijn door de data getrokken te kunnen worden. Kortom, er diende sprake te zijn van een lineair verband. Een normale verdeling van de residuen (normaliteit) is gecontroleerd middels P-P-plots. Deze assumptie volstond als de datapunten niet noemenswaardig afweken van de diagonale lijn in het plot. Ten slotte is homoscedasticiteit gecontroleerd door middel van residuplots. Om aan deze assumptie te voldoen diende de spreiding van de residuen constant te zijn over het gehele bereik van de voorspellende scores. Als niet aan de assumptie van normaliteit en lineariteit voldaan werd, is er gecorrigeerd voor de assumpties door middel van transformatie van de afhankelijke variabele. Indien het model niet aan de assumptie homoscedasticiteit voldeed (heteroscedasticiteit), werd om onderschatting van de p-waarden te voorkomen gebruik gemaakt van robuuste standaardfouten waarmee de p-waarden gecorrigeerd werden voor

heteroscedasticiteit (Hayes & Cai, 2007). Er was voor beide type analyses (enkelvoudige regressie- en moderatie analyse) een vierde assumptie die gecontroleerd diende te worden: onafhankelijkheid van de afhankelijke en onafhankelijke variabelen. Deze assumptie was vooraf te onderzoeken. De instrumenten waarvan gebruik is gemaakt, de MANSA en de DASS, zijn twee losstaande, onafhankelijke instrumenten. Daarom werd ervanuit gegaan dat in de gebruikte modellen voldaan is aan de assumptie van onafhankelijkheid.

Resultaten

Beschrijvende statistiek

De totale dataset bestond uit 14095 participanten. Bij 6253 participanten van de totale dataset ontbraken gegevens betreffende partnerstatus of waren de benodigde instrumenten (MANSA en/of DASS) niet ingevuld, waardoor het uiteindelijke sample bestond uit 7842 individuen. Tabel 1 toont de beschrijvende statistische gegevens voor dit sample. De meerderheid van de steekproef was vrouw (68,6%) en in totaal had 73% van de participanten een partner. Van deze groep is bijna de helft (45%) getrouwd en samenwonend met zijn/haar partner. Een nog groter gedeelte van het totale sample (57,2%) heeft kinderen. Een duidelijke meerderheid van het sample heeft hoger onderwijs gevolgd in de vorm van hoger beroeps- (38,9%) en wetenschappelijk (38,8%) onderwijs. De gemiddelde leeftijd was 45,5 jaar oud ($SD = 14,5$). De gemiddelde score op de DASS subschaal angst was 3,7 ($SD = 5,1$) en de scores hadden een mediaan van 2. De MANSA kende een gemiddelde score van 61,9 ($SD = 8,8$) en een mediaan van 63.

De vanwege incomplete data geëxcludeerde participanten ($n = 6253$) (bijlage A tabel 1) vallen op twee manieren op. Ten eerste is de DASS-subschaal angst met een gemiddelde score van 5,2 ($SD = 6$) hoger dan de gemiddelde score van 3,7 ($SD = 5,1$) van de geïnccludeerde participanten. Echter, is deze score gevormd op basis van 903 participanten, een sample dat 6939 participanten minder kent dan de score zoals weergegeven in tabel 1. De data van geëxcludeerde participanten zal daardoor gevoeliger zijn voor extreme gevallen. Daarnaast verschilt de verhouding op het gebied van opleidingsniveau bij de geëxcludeerde participanten ten opzichte van de geïnccludeerde participanten. Het percentage participanten dat hoger beroeps- of wetenschappelijk onderwijs heeft gevolgd is gedaald naar respectievelijk 35,1% en 30,6% wat automatisch resulteert in een hoger percentage anders opgeleiden (25,4%). De groep anders opgeleiden blijft echter net als bij de geïnccludeerde participanten het kleinst. Er lijkt geen sprake te zijn van selectieve uitval.

Tabel 1*Beschrijvende Statistiek geïnccludeerde participanten*

Variabele	<i>n</i> (%)	<i>M</i> (<i>SD</i>)	Mediaan (<i>IQR</i> : Q1-Q3)
Gender			
Man	2465 (31,4%)		
Vrouw	5377 (68,6%)		
Partnerstatus			
Partner	5728 (73%)		
Geen partner	2114 (27%)		
Kinderen			
Wel kinderen	4485 (57,2%)		
Geen kinderen	3357 (42,8%)		
Opleidingsniveau ^a			
Hoger beroepsonderwijs	3053 (38,9%)		
Wetenschappelijk onderwijs	3040 (38,8%)		
Anders	1675 (21,3%)		
Leeftijd		45,5 (14,5)	48 (33-57)
DASS-subschaal angst		3,7 (5,1)	2 (0-5)
MANSA-score		61,8 (8,8)	63 (57-68)

Noot. $N = 7842$; M = gemiddelde; SD = standaarddeviatie; IQR = interkwartielafstand

^a Missende data $n = 74$.

Relatie tussen de mate van angstklachten en SKvL

De controle van de modelassumpties (bijlage A, figuren 1-3) liet zien dat er voldaan is aan de assumpties lineariteit en normaliteit. De homoscedasticiteit van het model blijkt niet optimaal, de verdeling van de residuen kende een trechtervorm. Daarom werd een regressiemodel met robuuste standaardfouten geschat, zodat de p-waardes werden gecorrigeerd voor eventuele effecten van heteroscedasticiteit. De uitkomst van de enkelvoudige lineaire regressieanalyse met MANSA-score als afhankelijke variabele en de DASS-subschaal angst als onafhankelijke variabele laat zien dat er een significante negatieve relatie is tussen de variabelen ($p < ,001$). De regressiecoëfficiënt was $-,88$, dit houdt in dat één punt toename op de DASS-subschaal angst gemiddeld genomen resulteert in een afname van $,88$ op de MANSA-score. De verklaarde variantie bedraagt 25,7% ($R^2 = ,257$), wat betekent

dat de mate van angstklachten die iemand ervaart 25,7% van de variantie in de SKvL verklaart. Deze resultaten laten zien dat er een significant negatief verband is tussen de mate van angstklachten en SKvL.

Tabel 2

Resultaten Enkelvoudige Lineaire Regressieanalyse met als Afhankelijke Variabele MANSA-score en als Onafhankelijke Variabele DASS-subschaal Angst

	<i>B</i>	<i>(df) t</i>	<i>p</i>	<i>95%-BHI</i>
Constante	65,13	(7840) 608,10	<,001	64,92; 65,34
DASS subschaal angst	-,88	(7840) -39,34	<,001	-,93; -,84

Noot. $N = 7842$; B = regressiecoëfficiënt; df = vrijheidsgraden ; t = t-score ; p = p-waarde; $95\%-bhi$ = 95% betrouwbaarheidsinterval

Het moderatie-effect van het hebben van een partner op de relatie tussen de mate van angstklachten en SKvL

Uit de gegenereerde P-P- en scatterplots (bijlage A, figuren 4 en 5) blijkt dat de data voldoet aan de assumpties: lineariteit en normaliteit. In het residuplot (bijlage A, figuur 6) lijkt, net als in de vorige analyse, heteroscedasticiteit aanwezig te zijn. Daarom is een regressie met robuuste standaardfouten gebruikt voor het uitvoeren van de moderatie analyse met als afhankelijke variabele de MANSA-score en als onafhankelijke variabelen partnerstatus, de DASS-subschaal angst en de bijhorende interactieterm (partnerstatus*DASS subschaal angst). In tabel 2 staan de uitkomsten van de moderatie analyse. In figuur 1 wordt een grafisch beeld weergegeven van de moderatie van het hebben van een partner op de relatie tussen de mate van angstklachten en SKvL voor het gehele sample. De interactieterm was niet-significant ($p = ,773$). De verklaarde variantie van het totale model bedraagt 29,1% ($R^2 = ,291$), een toename van 3% ten opzichte van de enkelvoudige regressie. Echter, aangezien de interactieterm niet significant is, is er geen sprake van moderatie door het hebben van een partner op de relatie tussen de mate van angstklachten en de SKvL.

Tabel 3

*Resultaten Moderatie Analyse met als Afhankelijke Variabele MANSA-score en als Onafhankelijke Variabelen DASS-subschaal Angst, Partnerstatus en Interactieterm (Partnerstatus*DASS-subschaal Angst)*

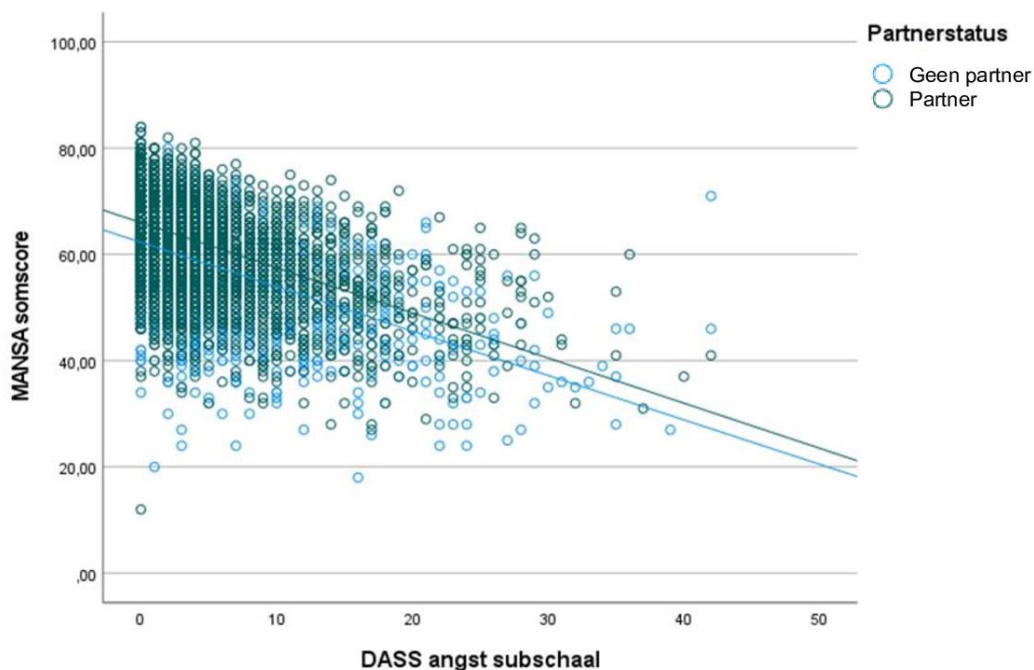
	<i>B</i>	<i>SE</i> ^a	<i>p</i>	95%- <i>BHI</i>
Constante	62,29	,24	<,001	61,83; 62,76
Partnerstatus	3,70	,27	<,001	3,19; 4,21
DASS-subschaal angst	-,84	,04	<,001	-,92; -,76
Interactieterm ^b	-,01	,05	,773	-,11; ,08

Noot. *N* = 7842. *B* = regressiecoëfficiënt; *SE* = standaardfout; *p* = p-waarde; 95%-*bhi* = 95% betrouwbaarheidsinterval

^a Robust Standard Error (Hayes & Cai, 2007) ^b Interactieterm = (partnerstatus * DASS-subschaal angst)

Figuur 1

Relatie tussen MANSA-score (y-as) en DASS-subschaal Angst (x-as) Gesplitst op Partnerstatus



Genderverschillen

Ondanks het niet-significante moderatie-effect is gekozen om de exploratieve analyse naar een mogelijk verschil van het enkelvoudige en moderatie-effect tussen mannen ($n = 2465$) en vrouwen ($n = 5377$) alsnog uit te voeren.

Vershil tussen mannen en vrouwen in de relatie tussen de mate van angstklachten en SKvL

Op basis van de P-P- en scatterplots van beide modellen kan geconstateerd worden dat voldaan wordt aan de modelassumpties: lineariteit en normaliteit (bijlage A, figuren 7-8, 10-11). De homoscedasticiteit (bijlage A, figuren 9 en 12) was in beide modellen niet uiterst sterk en vertoonden wederom een trechtervorm. Om deze reden is een regressiemodel met robuuste standaardfouten geschat, zodat de p-waardes gecorrigeerd werden voor eventuele effecten van heteroscedasticiteit. De resultaten van de enkelvoudige lineaire regressieanalyses met MANSA-score als afhankelijke variabele en de DASS subschaal angst als onafhankelijke variabele tonen aan dat er zowel bij vrouwen als mannen sprake is van een significante negatieve relatie (zie tabel 3). Bij mannen is het effect van de mate van angstklachten op de SKvL het grootst met een regressiecoëfficiënt van $-1,06$. Dit betekent dat met één punt toename op de DASS-subschaal angst de MANSA-score gemiddeld met meer dan één punt afneemt. Voor vrouwen is het effect met een regressiecoëfficiënt van $-,83$ minder groot. De verklaarde variantie is voor mannen enigszins hoger ($R^2 = ,265$) dan voor vrouwen ($R^2 = ,258$). Dit betekent dat de mate van angstklachten die mannen ervaren 26,5% van de variantie in de SKvL verklaard. Voor vrouwen is dit 25,8%. Deze resultaten bieden ondersteuning om te stellen dat in huidig sample voor zowel mannen als vrouwen een negatief verband is tussen de mate van angstklachten en de SKvL.

Tabel 4

Resultaten Enkelvoudige Lineaire Regressieanalyse naar Gender met als Afhankelijke Variabele MANSA-score en als Onafhankelijke Variabele DASS-subschaal Angst

	<i>B</i>	<i>(df) t</i>	<i>p</i>	<i>95%-BHI</i>
Vrouwen^a				
Constante	65,03	(5375) 524,19	<,001	64,79; 65,28
DASS-subschaal angst	-,83	(5375) -37,05	<,001	-,87; -,78
Mannen^b				
Constante	65,37	(2463) 302,95	<,001	64,95; 65,79
DASS-subschaal angst	-1,06	(2463) -16,52	<,001	-1,18; -,93

Noot. *B* = regressiecoëfficiënt; *df* = vrijheidsgraden ; *t* = t-score ; *p* = p-waarde; *95%-bhi* = 95% betrouwbaarheidsinterval

^a *n* = 5377 ^b *n* = 2465

Verschillen tussen mannen en vrouwen in het moderatie-effect van het hebben van een partner op de relatie tussen de mate van angstklachten en SKvL

Voor de twee gendergroepen zijn moderatieanalyses uitgevoerd met als afhankelijke variabele de MANSA-score en als onafhankelijke variabelen partnerstatus, de DASS-subschaal angst en bijhorende interactieterm (partnerstatus*DASS-subschaal angst). Na controle van de modelassumpties (bijlage A, figuren 13-20) bleken in beide groepen de data te voldoen aan twee van de drie assumpties: lineariteit en normaliteit. De residu-plotten toonden echter voor beide groepen geen optimale homoscedasticiteit (trechtervorm). Er is daarom gebruik gemaakt van een regressie met robuuste standaardfouten voor het uitvoeren van de moderatie analyses. In tabel 4 staan de uitkomsten van beide moderatie analyses. In figuur 2 wordt een grafisch beeld van de moderatie van het hebben van een partner op de relatie tussen de mate van angstklachten en SKvL voor vrouwen weergegeven, figuur 3 toont eenzelfde weergave voor mannen. De interactieterm voor vrouwen bleek met een p-waarde van ,527 niet significant en kende een verklaarde variantie van 28,3% ($R^2 = ,283$), een minimale toename van 2,5% ten opzichte van de enkelvoudige regressie. De interactieterm bleek voor mannen eveneens niet significant ($p = ,529$). De verklaarde variantie van het totale model voor mannen bedraagt 32,2% ($R^2 = ,322$), ten opzichte van de enkelvoudige regressie een toename van 5,7%. Uit de resultaten blijkt dat het hebben van een partner voor zowel mannen als vrouwen in het huidige sample geen modererend effect heeft op de relatie tussen de mate van angstklachten en SKvL.

Tabel 5

*Resultaten Moderatie Analyse Gesorteerd naar Gender met als Afhankelijke Variabele MANSA-score en als Onafhankelijke Variabelen DASS-subschaal Angst, Partnerstatus en Interactieterm (Partnerstatus*DASS-subschaal Angst)*

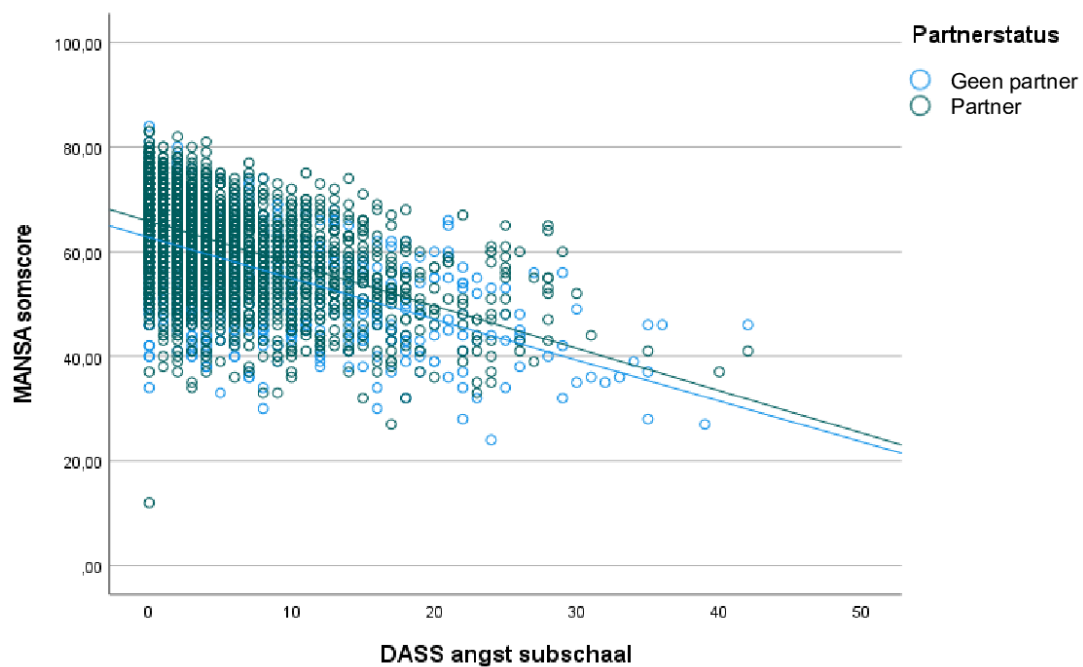
	<i>B</i>	<i>SE</i> ^c	<i>p</i>	<i>95%-BHI</i>
Vrouw^a				
Constante	62,71	,25	<,001	62,23; 63,19
Partnerstatus	3,11	,28	<,001	2,55; 3,66
DASS-subschaal angst	-,78	,04	<,001	-,85; -,71
Interactieterm ^b	-,03	,05	,527	-,12; ,06
Man^b				
Constante	61,45	,64	<,001	60,20; 62,70
Partnerstatus	4,87	,67	<,001	3,56; 6,18
DASS-subschaal angst	-1,06	,15	<,001	-1,35; -,77
Interactieterm ^d	,10	,16	,529	-,21; ,42

Noot. *B* = regressiecoëfficiënt; *SE* = standaardfout; *p* = p-waarde; *95%-bhi* = 95% betrouwbaarheidsinterval

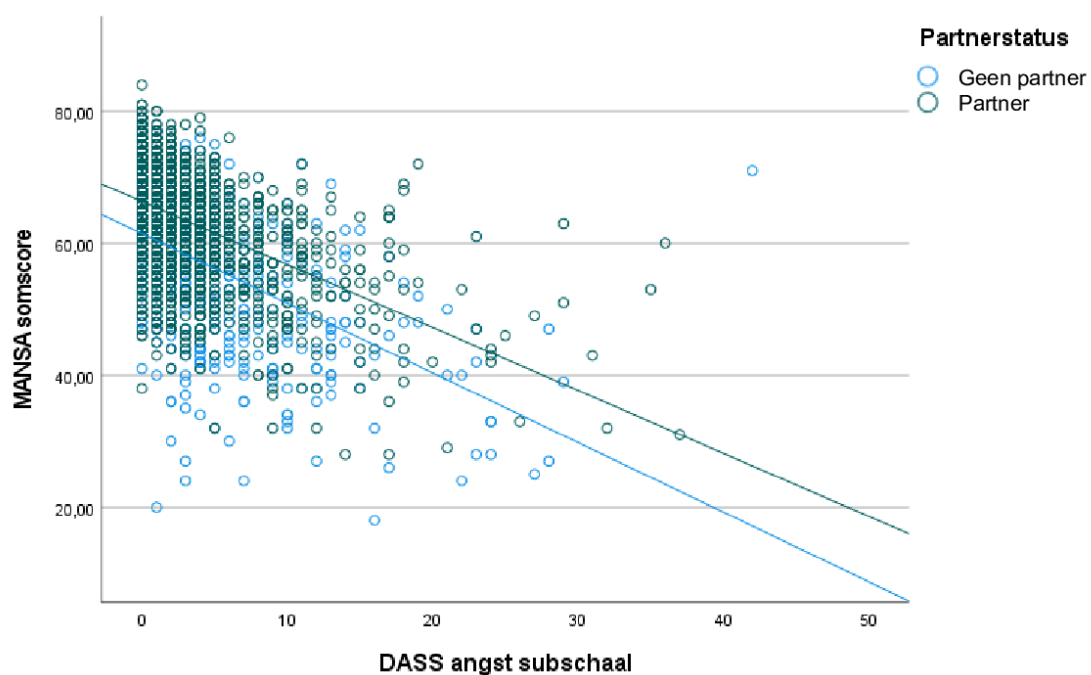
^a *n* = 5377 ^b *n* = 2465 ^c Robust Standard Error (Hayes & Cai, 2007) ^d Interactieterm = (partnerstatus * DASS subschaal angst)

Figuur 2

Relatie tussen MANSA-score (y-as) en DASS-subschaal Angst (x-as) Gesplitst op Partnerstatus voor Vrouwen

**Figuur 3**

Relatie tussen MANSA-score (y-as) en DASS-subschaal Angst (x-as) Gesplitst op Partnerstatus voor Mannen



Discussie en conclusie

Het huidige onderzoek heeft zich verdiept in de rol van partnerstatus op de relatie tussen de mate van angstklachten en subjectieve kwaliteit van leven (SKvL). Het onderzoek beoogde om kennis rondom variatie in deze relatie te vergroten door de focus te leggen op partnerstatus als mogelijke bufferende factor. De onderzoeksvraag luidde: *“In welke mate en in welke richting wordt de relatie tussen het hebben van angstklachten en de subjectieve kwaliteit van leven gemodereerd door het hebben van een partner?”*. De resultaten van de enkelvoudige lineaire regressieanalyse in het gehele sample tonen een negatief significant verband tussen de mate van angstklachten en SKvL en laten zien dat 25,7% van de variantie in SKvL verklaard wordt door de mate van angstklachten die individuen rapporteerden. De resultaten van de moderatieanalyse voor het gehele sample tonen geen significante moderatie. De verklaarde variantie steeg ten opzichte van het enkelvoudige regressiemodel minimaal (29,1%). De hypothese dat de samenhang tussen de mate van angstklachten en SKvL minder negatief is bij individuen met een partner dan bij individuen zonder een partner, wordt op basis van deze bevindingen verworpen. Vanwege tegenstrijdige bevindingen naar het effect van het hebben van een partner naar gelang gender (het zijn van man dan wel vrouw) op de mate van angstklachten en SKvL werd het onderzoek uitgebreid met een exploratieve vraag: *“Is er verschil in de sterkte van de moderatie van het hebben van een partner op de relatie tussen de mate van angstklachten en SKvL tussen genders (man vs. vrouw)?”*. De resultaten van de enkelvoudige lineaire regressieanalyses zijn in beide gender subgroepen vergelijkbaar met de bevindingen van de gehele sample. De resultaten van de moderatieanalyse bij zowel mannen als vrouwen geeft geen significant moderatie-effect van het hebben van een partner op de relatie tussen de mate van angstklachten en SKvL. De verklaarde variantie neemt in beide subgroepen minimaal toe ten opzichte van de enkelvoudige lineaire regressieanalyse (mannen 5,7%. Vrouwen 2,5%).

Reflectie en Discussie

De resultaten van de enkelvoudige regressieanalyse, een significant negatief verband, wijzen op een negatieve samenhang tussen mate van angstklachten en SKvL. Een bevinding die in lijn is met de verwachtingen op basis van eerder onderzoek (Li et al., 2012; Macahdo et al., 2018; Malone & Wachholtz, 2018; Rafael et al., 2014). Naast statistische significantie is het van belang om aandacht te schenken aan praktische significantie in de vorm van effectgrootte, zoals verklaarde variantie (Rights & Sterba, 2018). De verklaarde variantie in huidig onderzoek bedraagt 25,7% ($R^2 = ,257$). Dit betekent dat de mate van angstklachten die iemand ervaart 25,7% van de variantie in de SKvL verklaart. Gesteld kan worden dat het

model een gematigd deel van de variantie verklaard en dat de verklaarde variantie, in combinatie met de statistische significantie, hoog genoeg is om betekenisvol en relevant te zijn voor praktisch gebruik. In de sociale wetenschappen geldt doorgaans namelijk niet dat men menselijk gedrag wil voorspellen, zo geldt ook voor huidig onderzoek. Het doel is het achterhalen van voorspellers van of verklarende variabelen voor een afhankelijke variabele, derhalve lijkt een ‘lagere’ verklaarde variantie van tenminste 10% acceptabel (Ozili, 2023). Dit geldt ook voor huidig onderzoek waarin als eerste stap de voorspellende mate van de mate van angstklachten op SKvL onderzocht is.

Ondanks de in de literatuur gevonden positieve effecten van het hebben van een partner op zowel de mate van angstklachten als de SKvL lieten de resultaten van de moderatieanalyse geen significante moderatie zien. Een mogelijke verklaring hiervoor is de wijze waarop partnerschap gemeten is. In huidige studie is enkel gekeken naar de aanwezigheid van een partner en is geen aandacht besteed aan het type of de kwaliteit van de relatie en hieruit voortkomende (mate van) ervaren steun. Dit is mogelijk wel van belang, aangezien een hogere mate van sociale steun geassocieerd wordt met zowel een mindere mate van angstklachten als een hogere kwaliteit van leven (Li et al., 2022; Liu, et al., 2021). Een ander aspect dat niet meegenomen is in huidig onderzoek, maar mogelijk wel invloed heeft op de kwaliteit van een relatie en daarmee op de ervaren steun is leeftijdscategorie in combinatie met relatieduur. Uit onderzoek van Lantagne & Furman (2017) blijkt namelijk dat een wisselwerking tussen deze twee factoren bepalend is voor de kwaliteit van romantische relaties. De theorie van Laursen & Jensen-Campbell (1999) stelt dat adolescenten in een relatie voornamelijk gericht zijn op zichzelf en gedreven worden door eigen gewin. Naarmate men ouder wordt neemt de theorie aan dat individuen zich meer gaan richten op wederzijds gewin, waarna de kwaliteit van de relatie toeneemt. Aan deze kwaliteit kan relatieduur gekoppeld worden. Langere relaties blijken meer steun te bieden (Connolly & Johnson, 1996; Doyle & Molix, 2014), echter neemt de ervaren kwaliteit van de relatie doorgaans af naarmate deze langer duurt (Bühler et al., 2021). Bovengenoemde gevolgen van het type of de kwaliteit van een relatie lijken hun weerslag te hebben op de mate van angstklachten en de SKvL die iemand ervaart en daarmee mogelijk op hun onderlinge relatie. Mogelijk is het hebben van een partner voor een (bepaalde) langere duur of bij mensen in een specifieke (oudere) leeftijdsgroep met een bepaalde kwaliteit en soort relatie wel een significante moderator of is het ervaren van sociale steun belangrijker dan de daadwerkelijke aanwezigheid van een partner. Ten slotte is in huidig onderzoek partnerschap los van de sociale context onderzocht, hierbij is geen oog geweest voor wat iemand naast het al dan niet hebben van een partner nog

meer aan (betekenisvolle) sociale relaties heeft. Gesteld zou kunnen worden, bijvoorbeeld vanuit de systeemtheorie (Bronfenbrenner, 1989), dat de werking tussen de mate van angstklachten en SKvL pas begrepen kan worden als gekeken wordt naar het complete of een groter gedeelte van het systeem, oftewel de sociale context van een individu. Vanuit de theorie van Bronfenbrenner wordt elk individu gezien als actief persoon dat interacteert met zijn of haar omgeving, daardoor wordt beïnvloed, maar deze ook hervormt (1979). Zijn theorie is relevant in huidige kwestie omdat een persoon in wisselwerking staat met andere (kleine en grote) systemen, zoals familie, een partner, vrienden, collega's en burens. Systemen die mogelijk allen invloed hebben op de mate van angstklachten die iemand ervaart en op zijn of haar SKvL en al dan niet een gezamenlijk (moderatatie-)effect op de relatie tussen de mate van angstklachten en SKvL. Mogelijk is het zoeken naar een moderatatie-effect van het hebben van een partner op de relatie tussen de mate van angstklachten en SKvL, zoals in het huidige onderzoek, een te nauwe visie. Een partner is onderdeel van een groter sociaal geheel wat mogelijk niet los van elkaar gezien kan worden. Er dient gekeken te worden naar de bredere sociale context en de wisselwerking hierin.

Bovenstaande redeneringen gelden ook voor de exploratieve vraagstelling over het moderatatie-effect van het hebben van een partner voor mannen en vrouwen op de relatie tussen de mate van angstklachten en SKvL. Er was in beginsel al geen moderatatie in het gehele sample, echter was het mogelijk dat het moderatatie-effect gemaskeerd werd en wel gevonden zou worden in één van de twee subgroepen. De resultaten geven echter aan dat er weinig verschillen zijn tussen mannen en vrouwen en het effect van het hebben van een partner op de relatie tussen de mate van angstklachten en SKvL. Dit is een aannemelijk resultaat aangezien eerdere onderzoeken wisselende bevindingen vonden, waaronder geen verschil tussen gendergroepen. Onderzoek van Hyde (2005) bekrachtigt deze aanname door te stellen dat mannen en vrouwen vergelijkbaar zijn op een groot aantal psychologische variabelen. Echter, een tegengestelde aanname is dat er mogelijk sprake is van onderschatting van de mate van angstklachten bij mannen, wat ertoe heeft geleid dat de resultaten geen (duidelijke) genderverschillen tonen. Uit onderzoek van Smith en collega's (2016) blijkt namelijk dat standaard meetinstrumenten mogelijk ontoereikend zijn om ervaringen van mannen op het gebied van mentale klachten te beoordelen. Enerzijds omdat deze zich anders voordoen, anderzijds omdat mannen psychologische problemen vaker verbergen en terughoudender zijn in het melden van symptomen (Lee & Owens, 2002; O'Brien et al., 2005).

Krachten en Beperkingen

Het huidige onderzoek bevat een aantal sterke punten. Eén van deze punten is de grote omvang van het sample. Dit leidt tot voldoende statistische power wat zorgt voor een minder grote kans om de nulhypothese onterecht niet te verwerpen (Type II-fout: vals-negatief). Daarnaast zorgt het ervoor dat de uitbijters minder invloed hebben op de resultaten. Bovendien benaderde huidige studie angst als dimensioneel fenomeen wat als voordeel heeft dat er rekening wordt gehouden met individualiteit en variatie. Het biedt ruimte voor individuele verschillen in mate van symptomen en klachten, en creëert een mogelijkheid voor het onderkennen van aanwezige angstklachten zonder dat deze onder de classificatie ‘angststoornis’ vallen (Brown & Barlow, 2005). Ten slotte kent het huidige onderzoek nog drie sterke punten op methodologisch gebied. Ten eerste zijn de modelassumpties voor de statistische analyses nauwkeurig gecheckt en indien nodig gecorrigeerd, waardoor de kans op Type-I en Type-II fouten afnam en daarmee de kans op over- en onderschatting van de resultaten en effectgrootte (Osborne & Waters, 2002). Daarnaast is er gebruik gemaakt van gestandaardiseerde en gevalideerde meetinstrumenten. Dit betekent dat de instrumenten meten wat ze beogen te meten wat de betrouwbaarheid van de verkregen data vergroot. Een laatste kracht van het huidige onderzoek is de anonimiteit van de deelnemers wat mogelijk het gevaar op het verkrijgen van sociaal wenselijke antwoorden heeft verkleind (Dornyei, 2007 in Dewaele, 2018). Het hebben van angstklachten of een minder hoog gevoel van subjectieve kwaliteit van leven kunnen immers gevoelige onderwerp zijn om over te rapporteren (Krumpal, 2011; Tourangeau & Yan, 2007).

Het huidig onderzoek bevat echter ook een aantal beperkingen die mogelijk impact hebben gehad op de resultaten en meegenomen dienen te worden in de interpretatie ervan. De eerste beperking sluit aan bij laatstgenoemde kracht: anonimiteit van de deelnemers. Participanten kunnen meerdere accounts aangemaakt hebben en het is mogelijk dat enkele participanten een lage motivatie hadden en de vragen niet eerlijk beantwoord hebben wat kan hebben geleid tot onbetrouwbare gegevens (Latkovikj & Popovska, 2020). Echter, wordt de impact van deze beperkingen mogelijk afgezwakt door de grote van sample, waardoor het gemiddelde minder snel beïnvloed wordt. Desondanks dienen de resultaten met enige voorzichtigheid geïnterpreteerd te worden, aangezien in huidig onderzoek niet uit te sluiten is dat niet alle deelnemers integer deelgenomen hebben. Daarnaast kan afgevraagd worden hoe representatief de data is voor de algemene Nederlandse bevolking. De dataset bestond voor een aanzienlijk deel uit vrouwen en hoger opgeleiden. Deze twee groepen hebben mogelijk meer affiniteit met onderzoek en de brede onderwerpen “psychisch en algeheel welzijn”. Deze groepen blijken regelmatig oververtegenwoordigd te zijn in online onderzoeken (Batterham,

2014). Dit heeft invloed op de generaliseerbaarheid van de bevindingen, deze kunnen niet gegeneraliseerd worden naar de gehele Nederlandse bevolking. Hier dient voorzichtig mee omgegaan te worden. Ten slotte zijn er een tweetal beperkingen met betrekking tot één van de gebruikte meetinstrumenten: de DASS. Ten eerste hebben de respondenten de DASS maar éénmaal ingevuld. Er zijn dus enkel retrospectieve data verzameld over ervaren (angst)klachten van één week. Daarnaast moesten respondenten hun eigen oordeel geven over de frequentie van klachten (“soms”, “vaak”). Dergelijke termen zijn subjectief, wat voor de ene persoon soms is is voor een ander vaak en andersom (Kimberlin & Winterstein, 2008). Hierdoor is mogelijk geen goed beeld ontstaan van de mate van angstklachten die respondenten daadwerkelijk ervaren. Bovenstaande beperkingen kunnen ervoor hebben gezorgd dat er mogelijk geen goed beeld is ontstaan van het werkelijke moderatie-effect van het hebben van een partner op de relatie tussen de mate van angstklachten en SKvL. Resultaten dienen dan ook met enige voorzichtigheid geïnterpreteerd te worden.

Aanbevelingen vervolgonderzoek

Op basis van de resultaten en beperkingen van het huidige onderzoek zijn diverse aanbevelingen te doen voor vervolgonderzoek. Ten eerste kan vervolgonderzoek zich verder verdiepen in het moderatie-effect van het hebben van een partner op de relatie tussen de mate van angstklachten en SKvL door zich te richten op verschillende facetten van partnerschap. Er zou onderscheid gemaakt kunnen worden in het type relatie (zoals gehuwd, samenwonend, niet-samenwonend), leeftijdscategorieën en relatieduur, maar er zou ook specifiek gekeken kunnen worden naar de kwaliteit van de relatie en datgene wat een partner (mogelijk) biedt, waaronder mate van sociale steun. Daarnaast zou het interessant zijn om te kijken naar de rol van een partner op de mate van ervaren sociale steun in de grotere sociale context en daarbij te focussen op de wisselwerking tussen verschillende sociale partijen, zoals partner, familie en vrienden. Onderzoek zou dan kunnen kijken naar het moderatie-effect van een bredere sociale context of de mate van ervaren sociale steun op de relatie tussen de mate van angstklachten en SKvL. Een derde aanbeveling is gericht op het uitvoeren van metingen. Vervolgonderzoek zou kunnen kijken naar de bias in het meten van de mate angstklachten bij mannen en eventuele terughoudendheid hierin (Lee & Owens, 2002; O’Brien et al., 2005). Daarnaast wordt het aanbevolen gebruik te maken van een meetinstrument waarmee subjectiviteit van respondenten wordt geminimaliseerd, bijvoorbeeld door het bieden van andere (objectievere) antwoordmogelijkheden, zoals aantallen (bijvoorbeeld “... keer per week”). Wellicht resulteert dit in een accuratere meting van angstklachten met als gevolg een ander resultaat uit de moderatie-analyse. Op basis van deze aanbevelingen zou het inzicht en begrip in de

complexe relatie tussen psychisch en algeheel welzijn mogelijk alsnog vergroot kunnen worden.

Conclusie

Concluderend kan gesteld worden dat in huidig onderzoek de mate van angstklachten en SKvL negatief met elkaar samenhangen. Er is onderzoek gedaan naar het hebben van een partner als mogelijke modererende factor op deze relatie. Uitgevoerde moderatie analyse geeft geen aanleiding om te stellen dat het hebben van een partner een moderatie-effect heeft op de relatie tussen de mate van angstklachten en SKvL. Het niet gevonden moderatie-effect verschilde niet significant voor mannen of vrouwen. De resultaten van het huidige onderzoek dienen vanwege bovengenoemde beperkingen echter met enige voorzichtigheid geïnterpreteerd te worden. Aanbevolen wordt om onderzoek naar een moderatie-effect op de relatie tussen de mate van angstklachten en SKvL voort te zetten en hierbij de focus te leggen op verschillende facetten van partnerschap, (ervaren) sociale steun of de bredere sociale context.

Literatuurlijst

- American Psychiatric Association. (2013). Anxiety Disorders. In *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed.). https://doi-org.proxy-ub.rug.nl/10.1176/appi.books.9780890425787.x05_Anxiety_Disorders
- Apostolou, M., Christoforou, C., & Lajunen, T. (2023). What are romantic relationships good for? An explorative analysis of the perceived benefits of being in a relationship. *Evolutionary Psychology*, 21(4). <https://doi.org/10.1177/14747049231210245>
- Apostolou, M., Matogian, I., Koskeridou, G., Shialos, M., & Georgiadou, P. (2019). The Price of Singlehood: Assessing the impact of involuntary singlehood on emotions and life satisfaction. *Evolutionary Psychological Science*, 5(4), 416–425. <https://doi.org/10.1007/s40806-019-00199-9>
- 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>
- Berkman, L. F., Glass, T., Brissette, I., & Seeman, T. E. (2000). From social integration to health: Durkheim in the new millennium. *Social Science & Medicine*, 51(6), 843–857. [https://doi.org/10.1016/S0277-9536\(00\)00065-4](https://doi.org/10.1016/S0277-9536(00)00065-4)
- Beutel, M. E., Klein, E. M., Brähler, E., Reiner, I., Jünger, C., Michal, M., Wiltink, J., Wild, P. S., Münzel, T., Lackner, K. J., & Tibubos, A. N. (2017). Loneliness in the general population: prevalence, determinants and relations to mental health. *BMC Psychiatry*, 17(1). <https://doi.org/10.1186/s12888-017-1262-x>
- Björkman, T., & Svensson, B. (2005). Quality of life in people with severe mental illness. Reliability and validity of the Manchester Short Assessment of Quality of Life (MANSA). *Nordic Journal of Psychiatry*, 59(4), 302–306. <https://doi.org/10.1080/08039480500213733>

- Bos, A. E. R. (2017). *Een sociaalpsychologisch perspectief op psychopathologie*.
https://www.ou.nl/documents/40554/629785/Oratie_Arjan_Bos_2018.pdf/38c4f295-a3ff-a917-4905-da6545d40097
- Bos, E. H., Snippe, E., de Jonge, P., Jeronimus, B. F., & Kavushansky, A. (2016). Preserving subjective wellbeing in the face of psychopathology: buffering effects of personal strengths and resources. *Plos One*, *11*(3).
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0150867>
- Bronfenbrenner, U. (1979). Basis Concepts. In *The Ecology of Human Development: Experiments by Nature and Design*. Harvard University Press.
- Bronfenbrenner, U. (1989). Ecological systems theory. *Annals of Child Development*, *6*, 187–249
- Brown, T. A., & Barlow, D. H. (2005). Dimensional versus categorical classification of mental disorders in the fifth edition of the Diagnostic and statistical manual of mental disorders and beyond: Comment on the special section. *Journal of Abnormal Psychology*, *114*(4), 551–556. <https://doi-org.proxy-ub.rug.nl/10.1037/0021-843X.114.4.551>
- Bryant, V., Shortell, D. D., DeFelice, J. S., Huxhold, A., Cook, R. L., Porges, E., & Cohen, R. A. (2023). The association of depression and anxiety symptoms to three different types of activities of daily living in persons with and without HIV. *AIDS Care*, 1–8.
<https://doi.org/10.1080/09540121.2023.2251458>
- Bühler, J. L., Krauss, S., & Orth, U. (2021). Development of relationship satisfaction across the life span: a systematic review and meta-analysis. *Psychological Bulletin*, *147*(10), 1012–1053. <https://doi.org/10.1037/bul0000342>
- Carmassi, C., Pedrinelli, V., Dell'Oste, V., Bertelloni, C. A., Cordone, A., Bouanani, S., Corsi, M., Baldanzi, S., Malacarne, P., Dell'Osso, L., & Buselli, R. (2021). Work and social

- functioning in frontline healthcare workers during the covid-19 pandemic in Italy: role of acute post-traumatic stress, depressive and anxiety symptoms. *Rivista di psichiatria*, 56(4), 189–197. <https://doi.org/10.1708/3654.36346>
- Chen, S., & Van Ours, J. C. (2018). Subjective well-being and partnership dynamics: Are Same-Sex Relationships Different? *Demography*, 55(6), 2299–2320. <https://doi.org/10.1007/s13524-018-0725-0>
- Connolly, J., & Johnson, A. M. (1996). Adolescents' romantic relationships and the structure and quality of their close interpersonal ties. *Personal Relationships*, 3(2), 185–195. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.1996.tb00111.x>
- Crawford, J. R., & Henry, J. D. (2003). The Depression Anxiety Stress Scales (DASS): normative data and latent structure in a large non-clinical sample. *British Journal of Clinical Psychology*, 42(2), 111–131. <https://doi.org/10.1348/014466503321903544>
- De Beurs, E., Beekman, A., Geerlings, S., Deeg, D., Van Dyck, R., & Van Tilburg, W. (2001). On becoming depressed or anxious in late life: similar vulnerability factors but different effects of stressful life events. *British Journal of Psychiatry*, 179(5), 426–431. <https://doi.org/10.1192/bjp.179.5.426>
- De Wit, L., Fokkema, M., Van Straten, A., Lamers, F., Cuijpers, P., & Penninx, B. W. J. H. (2010). Depressive and anxiety disorders and the association with obesity, physical, and social activities. *Depression and Anxiety*, 27(11), 1057–1065. <https://doi.org/10.1002/da.20738>
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2000). The “What” and “Why” of goal pursuits: human needs and the Self-Determination of behavior. *Psychological Inquiry*, 11(4), 227–268. https://doi.org/10.1207/s15327965pli1104_01
- Derdikman-Eiron, R., Indredavik, M. S., Bakken, I. J., Bratberg, G. H., Hjemdal, O., & Colton, M. (2012). Gender differences in psychosocial functioning of adolescents with

- symptoms of anxiety and depression: longitudinal findings from the Nord-Trøndelag Health Study. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 47(11), 1855–1863.
<https://doi.org/10.1007/s00127-012-0492-y>
- Dewaele, J.M. (2018). Online Questionnaires. In: Phakiti, A., De Costa, P., Plonsky, L., Starfield, S. (eds) *The Palgrave Handbook of Applied Linguistics Research Methodology* (pp. 269-286). Palgrave Macmillan, London. https://doi-org.proxy-ub.rug.nl/10.1057/978-1-137-59900-1_13
- Doyle, D. M., & Molix, L. (2014). Love on the margins: the effects of social stigma and relationship length on romantic relationship quality. *Social Psychological and Personality Science*, 5(1), 102–110. <https://doi.org/10.1177/1948550613486677>
- Dush, C. M. K., & Amato, P. R. (2005). Consequences of relationship status and quality for subjective well-being. *Journal of Social and Personal Relationships*, 22(5), 607–627.
<https://doi.org/10.1177/0265407505056438>
- Finch, J., Waters, A. M., & Farrell, L. J. (2023). Adolescent anxiety, depression and flourishing before and during covid-19 and the predictive role of baseline psychological capital (psycap) on student mental health and subjective wellbeing during the pandemic. *Child Psychiatry & Human Development*, 1-13, 1–13.
<https://doi.org/10.1007/s10578-023-01568-z>
- Gove, W. R., Style, C. B., & Hughes, M. (1990). The effect of marriage on the well-being of adults: a theoretical analysis. *Journal of Family Issues*, 11(1), 4–35.
<https://doi.org/10.1177/019251390011001002>
- Hakulinen, C., Elovainio, M., Arffman, M., Lumme, S., Pirkola, S., Keskimäki, I., Manderbacka, K., & Böckerman, P. (2019). Mental disorders and long-term labour market outcomes: Nationwide cohort study of 2 055 720 individuals. *Acta*

- Psychiatrica Scandinavica*, 140(4), 371–381. <https://doi-org.proxy-ub.rug.nl/10.1111/acps.13067>
- Hansard, S. M. (2022). Reciprocal support within intimate relationships: Examining the association with depression and anxiety. *Sociological Perspectives*, 65(5), 915–928. <https://doi.org/10.1177/07311214211070280>
- Hayes, A. F., & Cai, L. (2007). Using heteroskedasticity-consistent standard error estimators in OLS regression: an introduction and software implementation. *Behavior Research Methods*, 39(4), 709–722. <https://doi.org/10.3758/BF03192961>
- Hyde, J. S. (2005). The gender similarities hypothesis. *American Psychologist*, 60(6), 581–592. <https://doi.org/10.1037/0003-066x.60.6.581>
- Iasiello, M., Van Agteren, J., & Muir-Cochrane, E. (2020). Mental Health and/or Mental Illness: A Scoping Review of the Evidence and Implications of the Dual-Continua Model of Mental Health. *Evidence Base*, 2020(1), 1–45. <https://doi.org/10.21307/eb-2020-001>
- Keyes, C. L. M. (2005). Mental illness and/or mental health? investigating axioms of the complete state model of health. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 73(3), 539–548. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.73.3.539>
- Kim, S.-Y., Jeon, S.-W., Lee, M. Y., Shin, D.-W., Lim, W.-J., Shin, Y.-C., & Oh, K.-S. (2020). The association between physical activity and anxiety symptoms for general adult populations: an analysis of the dose-response relationship. *Psychiatry Investigation*, 17(1), 29–36. <https://doi.org/10.30773/pi.2019.0078>
- Kimberlin, C. L., & Winterstein, A. G. (2008). Validity and reliability of measurement instruments used in research. *American Journal of Health-System Pharmacy*, 65(23), 2276–2284. <https://doi.org/10.2146/ajhp070364>

- Konnopka, A., & König, H. (2019). Economic burden of anxiety disorders: a systematic review and meta-analysis. *Pharmacoeconomics*, 38(1), 25–37.
<https://doi.org/10.1007/s40273-019-00849-7>
- Kraemer, H. C. (2007). Dsm categories and dimensions in clinical and research contexts. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 16(S1), 15.
<https://doi.org/10.1002/mpr.211>
- Krieke, L. V. D., Jeronimus, B. F., Blauw, F. J., Wanders, R. B. K., Emerencia, A. C., Schenk, H. M., Vos, S. D., Snippe, E., Wichers, M., Wigman, J. T. W., Bos, E. H., Wardenaar, K. J., & Jonge, P. D. (2016). 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>
- Krumpal, I. (2011). Determinants of Social Desirability Bias in Sensitive Surveys: A Literature review. *Quality & Quantity*, 47(4), 2025–2047.
<https://doi.org/10.1007/s11135-011-9640-9>
- Lange, S. M. M., Meesters, P. D., Stek, M. L., Penninx, B. W., & Rhebergen, D. (2022). The 5-year outcome of subjective quality of life in older schizophrenia patients. *Quality of Life Research: An International Journal of Quality of Life Aspects of Treatment, Care and Rehabilitation*, 31(8), 2471–2479. <https://doi.org/10.1007/s11136-021-03062-2>
- Lantagne, A., & Furman, W. (2017). Romantic Relationship development: the interplay between age and relationship length. *Developmental Psychology*, 53(9), 1738–1749.
<https://doi.org/10.1037/dev0000363>
- Latkovikj, M. T., & Popovska, M. B. (2020). Online research About Online research: Advantages and Disadvantages. *E-methodology*, 6(6), 44–56.
<https://doi.org/10.15503/emet2019.44.56>

- Laursen, B., & Jensen-Campbell, L. A. (1999). The nature and functions of social exchange in adolescent romantic relationships. In W. Furman, B. B. Brown, & C. Feiring (Eds.), *The development of romantic relationships in adolescence* (pp. 51–74). New York, NY: Cambridge University Press. <http://dx.doi.org/10.1017/CBO9781316182185.004>
- Lee, C., & Owens, R. G. (2002). Issues for a psychology of Men's health. *Journal of Health Psychology, 7*(3), 209–217. <https://doi.org/10.1177/1359105302007003215>
- Levula, A., Harré, M., & Wilson, A. (2018). The association between social network factors with depression and anxiety at different life stages. *Community Mental Health Journal, 54*(6), 842–854. <https://doi-org.proxy-ub.rug.nl/10.1007/s10597-017-0195-7>
- Li, X., Ren, Z., Ji, T., Shi, H., Zhao, H., He, M., Fan, X., Guo, X., Zha, S., Qiao, S., Li, Y., Pu, Y., Liu, H., & Zhang, X. (2022). Associations of sleep quality, anxiety symptoms and social support with subjective well-being among Chinese perimenopausal women. *Journal of Affective Disorders, 302*, 66–73. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2022.01.089>
- Liu, C., Lee, Y.-C., Lin, Y.-L., & Yang, S.-Y. (2021). Factors associated with anxiety and quality of life of the wuhan populace during the covid-19 pandemic. *Stress and Health: Journal of the International Society for the Investigation of Stress, 37*(5), 887–897. <https://doi.org/10.1002/smi.3040>
- Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (1995). The Structure of Negative Emotional States: Comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck Depression and Anxiety Inventories. *Behaviour Research and Therapy, 33*(3), 335–343. [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(94\)00075-u](https://doi.org/10.1016/0005-7967(94)00075-u)
- Machado, L., Souza, C. T. N. de, Nunes, R. de O., de Santana, C. N., Araujo, C. F. de, & Cantilino, A. (2018). Subjective well-being, religiosity and anxiety: a cross-sectional study applied to a sample of Brazilian medical students. *Trends in Psychiatry and Psychotherapy, 40*(3), 185–192. <https://doi.org/10.1590/2237-6089-2017-0070>

- Malone, C., & Wachholtz, A. (2018). The relationship of anxiety and depression to subjective well-being in a mainland chinese sample. *Journal of Religion and Health, 57*(1), 266–278. <https://doi.org/10.1007/s10943-017-0447-4>
- Manna, G., Falgares, G., Ingoglia, S., Como, M. R., & De Santis, S. (2016). The Relationship between Self-Esteem, Depression and Anxiety: Comparing Vulnerability and Scar Model in the Italian context. *Mediterranean Journal of Clinical Psychology, 4*(3), 1–17. <https://doi.org/10.6092/2282-1619/2016.4.1328>
- Matsuda, T., Tsuda, A., Kim, E., & Deng, K. (2014). Association between perceived social support and subjective well-being among Japanese, Chinese, and Korean college students. *Psychology, 5*(6), 491–499.
<https://doiorg.proxyub.rug.nl/10.4236/psych.2014.56059>
- McKnight, P. E., Monfort, S. S., Kashdan, T. B., Blalock, D. V., & Calton, J. M. (2016). Anxiety symptoms and functional impairment: a systematic review of the correlation between the two measures. *Clinical Psychology Review, 45*, 115–30.
<https://doi.org/10.1016/j.cpr.2015.10.005>
- Meadows, E.A., Butcher, J. (2005). Anxiety-Adult. In: Freeman, A., Felgoise, S.H., Nezu, C.M., Nezu, A.M., Reinecke, M.A. (Eds) *Encyclopedia of Cognitive Behavior Therapy*. Springer, Boston, MA. https://doi-org.proxy-ub.rug.nl/10.1007/0-306-48581-8_11
- Mezo, P. G., & Elhai, J. D. (2020). Character strengths as complementary predictors of anxiety symptoms. *Applied Research in Quality of Life: The Official Journal of the International Society for Quality-Of-Life Studies, 16*(5), 2173–2183.
<https://doi.org/10.1007/s11482-020-09867-6>

- Neyer, F. J., & Lehnart, J. (2007). Relationships matter in personality Development: Evidence from an 8-Year longitudinal study across young adulthood. *Journal of Personality*, 75(3), 535–568. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2007.00448.x>
- Nonterah, C. W., Hubbard, R. R., Taasobshirazi, G., Hahn, N. C., Peifer, J. S., & Utsey, S. O. (2023). Collective self-esteem and well-being among college students in Ghana. *International Perspectives in Psychology*, (20230718). <https://doi.org/10.1027/2157-3891/a000084>
- O'Brien, R., Hunt, K., & Hart, G. (2005). "It's caveman stuff, but that is to a certain extent how guys still operate": Men's accounts of masculinity and help seeking. *Social Science & Medicine*, 61(3), 503–516. <https://doi-org.proxy-ub.rug.nl/10.1016/j.socscimed.2004.12.008>
- Ollendick, T.H., Seligman, L.D. (2005). Anxiety-Children. In: Freeman, A., Felgoise, S.H., Nezu, C.M., Nezu, A.M., Reinecke, M.A. (Eds) *Encyclopedia of Cognitive Behavior Therapy*. Springer, Boston, MA. https://doi-org.proxy-ub.rug.nl/10.1007/0-306-48581-8_13
- Osborne, J. W., & Waters, E. (2002). Four assumptions of multiple regression that researchers should always test. *Practical Assessment, Research and Evaluation*, 8(2), 2. <https://doi.org/10.7275/r222-hv23>
- Ozili, P. K. (2023). The acceptable R-Square in empirical modelling for social science research. In *Advances in knowledge acquisition, transfer and management book series* (pp. 134–143). <https://doi.org/10.4018/978-1-6684-6859-3.ch009>
- Plaisier, I., Beekman, A. T., De Graaf, R., Smit, J., Van Dyck, R., & Penninx, B. W. J. H. (2010). Work functioning in persons with depressive and anxiety disorders: the role of specific psychopathological characteristics. *Journal of Affective Disorders*, 125(1–3), 198–206. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2010.01.072>

- 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>
- Rachman, S. (2020). *Anxiety* (4th ed.). Psychology Press.
<https://doi.org/10.4324/9780429458958>
- Rafael, B., Simon, A., Drótos Gergely, & Balog, P. (2014). Vital exhaustion and anxiety are related to subjective quality of life in patients with acute myocardial infarct before cardiac rehabilitation. *Journal of Clinical Nursing*, 23(19-20), 2864–2873.
<https://doi.org/10.1111/jocn.12563>
- Rapaport, M. H., Clary, C., Fayyad, R., & Endicott, J. (2005). Quality-of-life impairment in depressive and anxiety disorders. *American Journal of Psychiatry: Official Journal of the American Psychiatric Association*, 162(6), 1171–1178.
<https://doi.org/10.1176/appi.ajp.162.6.1171>
- Rights, J. D., & Sterba, S. K. (2018). A framework of R-squared measures for single-level and multilevel regression mixture models. *Psychological Methods*, 23(3), 434–457.
<https://doi.org/10.1037/met0000139>
- Roohafza, H. R., Afshar, H., Keshteli, A. H., Mohammadi, N., Feizi, A., Taslimi, M., & Adibi, P. (2014). What's the role of perceived social support and coping styles in depression and anxiety? *DOAJ (DOAJ: Directory of Open Access Journals)*, 19(10), 944–949. <https://doaj.org/article/25c8c8601d3c46e588aea3c7ac48e77d>
- Rosas-Santiago, F. J., Garduño, M. L. M., Hernández-Aguilera, R. D., & Campos-Uscanga, Y. (2020). Insecure attachment as a risk factor for the development of anxiety and depression symptoms in a sample of Mexican adults. *Issues in Mental Health Nursing*, 42(8), 768–775. <https://doi.org/10.1080/01612840.2020.1836538>

- Routledge, K. M., Burton, K., Williams, L. M., Harris, A., Schofield, P. R., Clark, C., & Gatt, J. M. (2016). Shared versus distinct genetic contributions of mental wellbeing with depression and anxiety symptoms in healthy twins. *Psychiatry Research*, *244*, 65–70. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2016.07.016>
- Sirgy, M. J. (2021a). *The psychology of quality of life: Wellbeing and positive mental health, 3rd ed* (Vol. 83). Springer Nature Switzerland AG. <https://doi-org.proxy-ub.rug.nl/10.1007/978-3-030-71888-6>
- Sirgy, M. J. (2021b). Philosophical Foundations, Definitions, and Measures of Wellbeing. In: *The Psychology of Quality of Life. Social Indicators Research Series*, vol 83. Springer, Cham. https://doi-org.proxy-ub.rug.nl/10.1007/978-3-030-71888-6_1
- Smith, D. T., Mouzon, D. M., & Elliott, M. (2016). Reviewing the Assumptions about Men's Mental Health: An Exploration of the Gender Binary. *American Journal of Men's Health*, *12*(1), 78–89. <https://doi.org/10.1177/1557988316630953>
- Smith, M. M., Vidovic, V., Sherry, S., Stewart, S. H., & Saklofske, D. H. (2017). Are perfectionism dimensions risk factors for anxiety symptoms? A meta-analysis of 11 longitudinal studies. *Anxiety, Stress, & Coping*, *31*(1), 4–20. <https://doi.org/10.1080/10615806.2017.1384466>
- Sowislo, J. F., & Orth, U. (2013). Does low self-esteem predict depression and anxiety? A meta-analysis of longitudinal studies. *Psychological Bulletin*, *139*(1), 213–240. <https://doi.org/10.1037/a0028931>
- Sumner, R., Burrow, A. L., & Hill, P. L. (2015). Identity and purpose as predictors of subjective well-being in emerging adulthood. *Emerging Adulthood*, *3*(1), 46–54. <https://doi.org/10.1177/2167696814532796>
- Tahmassian, K., & Jalali-Moghadam, N. (2011). Relationship between self-efficacy and symptoms of anxiety, depression, worry and social avoidance in a normal sample of

- students. *Iranian Journal of Psychiatry and Behavioral Sciences*, 5(2), 91–8. PMID: 24644452; PMCID: PMC3939966.
- Taylor, S. E. (2007). Social Support. In Friedman, H.S., & Cohen, R. (Eds.) *Foundations of health Psychology* (pp. 145–171). Oxford University Press.
<https://doi.org/10.5860/choice.44-4148>
- Ten Have, M., Tuithof, M., van Dorsselaer, S., Schouten, F., & de Graaf, R. (2023). NEMESIS. De psychische gezondheid van de Nederlandse bevolking. Kerncijfers psychische aandoeningen. Geraadpleegd op 4 oktober 2023, van <https://cijfers.trimbos.nl/nemesis/kerncijfers-psychische-aandoeningen/voorkomen-psychische-aandoeningen/>. Trimbos-instituut, Utrecht
- Tourangeau, R., & Yan, T. (2007). Sensitive questions in surveys. *Psychological Bulletin*, 133(5), 859–883. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.133.5.859>
- Van Nieuwenhuizen, C., Janssen-de Ruijter, E.A.W., & Nugter, M.A. (2017). *Handleiding Manchester Short Assessment of Quality of Life (MANSA)*. Eindhoven: Stichting QoLM NL
- Verbakel, E. (2012). Subjective well-being by partnership status and its dependence on the normative climate. *European Journal of Population / Revue Européenne De Démographie*, 28(2), 205–232. <https://doi.org/10.1007/s10680-012-9257-2>
- Wardenaar, K. J., Wanders, R., Jeronimus, B. F., & De Jonge, P. (2017). The psychometric properties of an Internet-Administered version of the Depression Anxiety and Stress scales (DASS) in a sample of Dutch adults. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 40(2), 318–333. <https://doi.org/10.1007/s10862-017-9626-6>
- Weziak-Bialowolska, D., Bialowolski, P., Lee, M. T., Chen, Y., VanderWeele, T. J., & McNeely, E. (2021). Psychometric properties of flourishing scales from a

- comprehensive well-being assessment. *Frontiers in Psychology*, 12.
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.652209>
- Wiechert, S., van Bockstaele, B., Vertregt, M., van Marwijk, L., & Maric, M. (2023). Explicit and implicit self-esteem and their associations with symptoms of anxiety and depression in children and adolescents. *European Journal of Developmental Psychology*, 20(5), 823–838. <https://doi.org/10.1080/17405629.2023.2216447>
- World Health Organization. (1998). Development of the world health organization WHOQOL-BREF quality of life assessment. *Psychological Medicine*, 28(3), 551–558.
<https://doi.org/10.1017/S0033291798006667>
- World Health Organization. (2021). *Health promotion glossary of terms 2021*. Geraadpleegd op 14 december 2023, van
<https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/350161/9789240038349-eng.pdf>
- Young, C. C., & Dietrich, M. S. (2015). Stressful life events, worry, and rumination predict depressive and anxiety symptoms in young adolescents. *Journal of Child and Adolescent Psychiatric Nursing: Official Publication of the Association of Child and Adolescent Psychiatric Nurses, Inc*, 28(1), 35–42. <https://doi.org/10.1111/jcap.12102>
- Zlomke, K. (2009). Psychometric properties of internet administered versions of Penn State Worry Questionnaire (PSWQ) and Depression, Anxiety, and Stress Scale (DASS). *Computers in Human Behavior*, 25(4), 841–843.
<https://doi.org/10.1016/j.chb.2008.06.003>

Bijlage A.
Resultaten tabellen en figuren

Tabel A1*Beschrijvende Statistiek Geëxcludeerde Participanten*

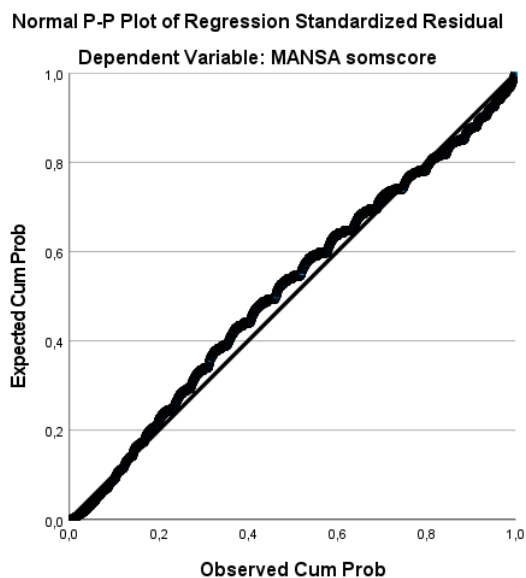
Variabele	<i>n</i> (%)	<i>M</i> (<i>SD</i>)	Mediaan (<i>IQR</i> : Q1-Q3)
Gender			
Man	2175 (34,8%)		
Vrouw	4078 (65,2%)		
Partnerstatus ^a			
Partner	4256 (68,1%)		
Geen partner	1484 (23,7%)		
Kinderen ^b			
Wel kinderen	3055 (48,9%)		
Geen kinderen	2685 (42,9%)		
Opleidingsniveau ^c			
Hoger beroepsonderwijs	2196 (35,1%)		
Wetenschappelijk onderwijs	1916 (30,6%)		
Anders	1593 (25,4%)		
Leeftijd		45,2 (14,8)	42 (29-54)
DASS subschaal angst ^d		5,2 (6,0)	3 (1-7)
MANSA-score ^e		61,6 (8,6)	63 (57-68)

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

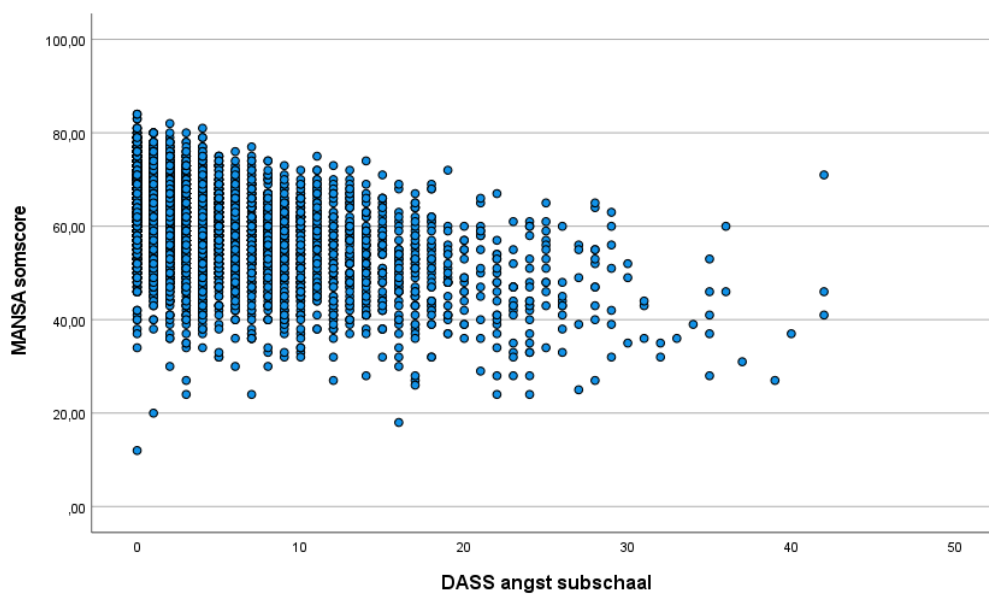
^a Missende data *n* = 513. ^b Missende data *n* = 513. ^c Missende data *n* = 548. ^d *n* = 903. ^e *n* = 3312.

Figuur A1

Normal Probability-Probability Plot voor het Checken van de Assumptie Normaliteit voor de Enkelvoudige Lineaire Regressie met als Afhankelijke Variabele MANSA-score en als Onafhankelijke Variabele DASS-subschaal Angst

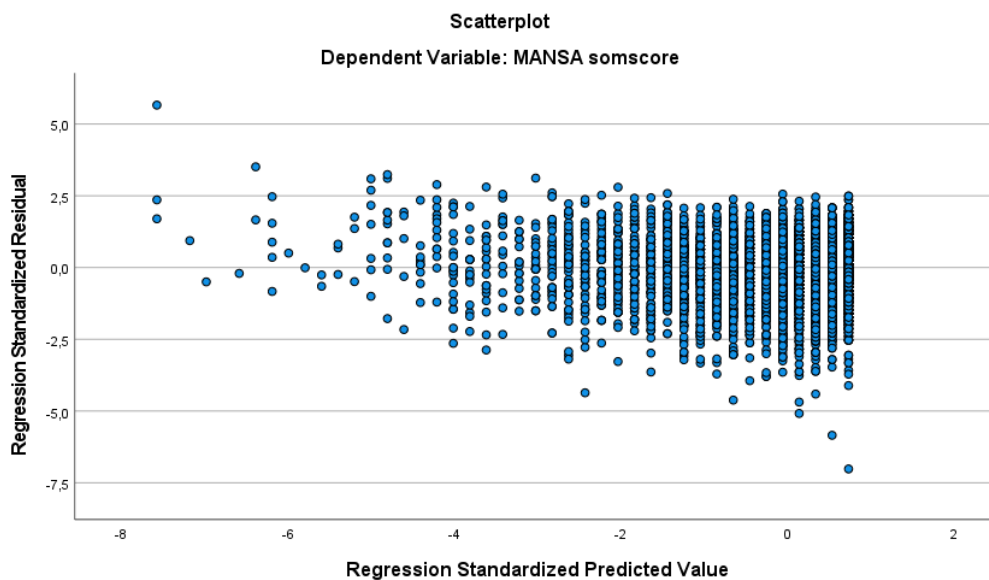
**Figuur A2**

Scatterplot voor het Checken van Assumptie Lineariteit Enkelvoudige Lineaire Regressie met als Afhankelijke Variabele MANSA-score (y-as) en als Onafhankelijke Variabele DASS-subschaal Angst (x-as)



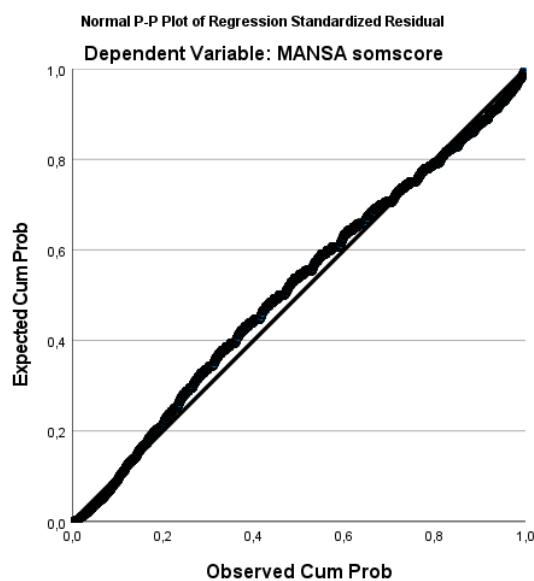
Figuur A3

Residuplot voor het Checken van de Assumptie Homoscedasticiteit voor de Enkelvoudige Lineaire Regressie met als Afhankelijke Variabele MANSA-score en als Onafhankelijke Variabele DASS-subschaal Angst



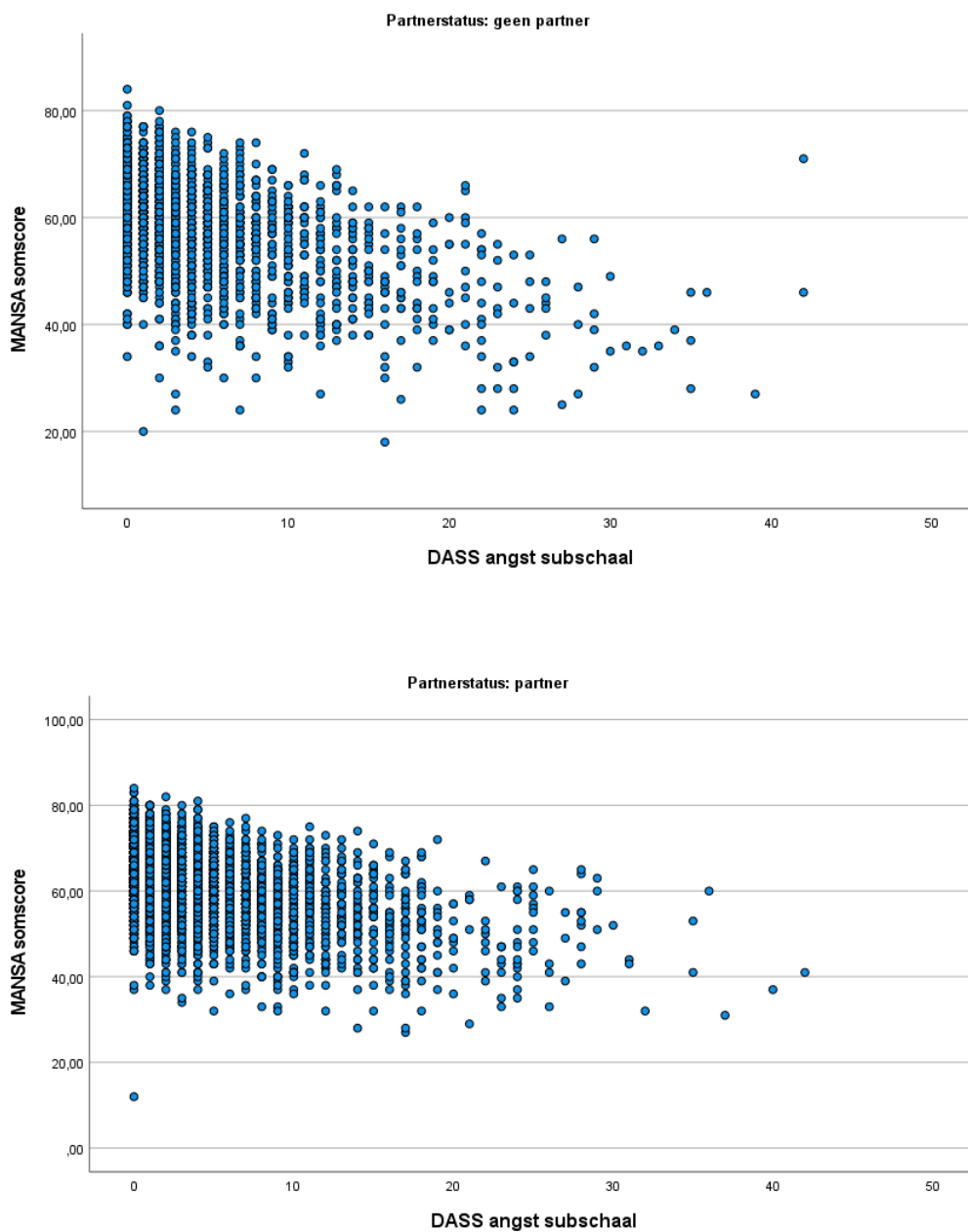
Figuur A4

*Normal Probability-Probability Plot voor het Checken van de Assumptie Normaliteit voor de Moderatie Analyse met als Afhankelijke Variabele MANSA-score en als Onafhankelijke Variabelen DASS-subschaal Angst, Partnerstatus en Interactieterm (Partnerstatus*DASS-subschaal Angst)*



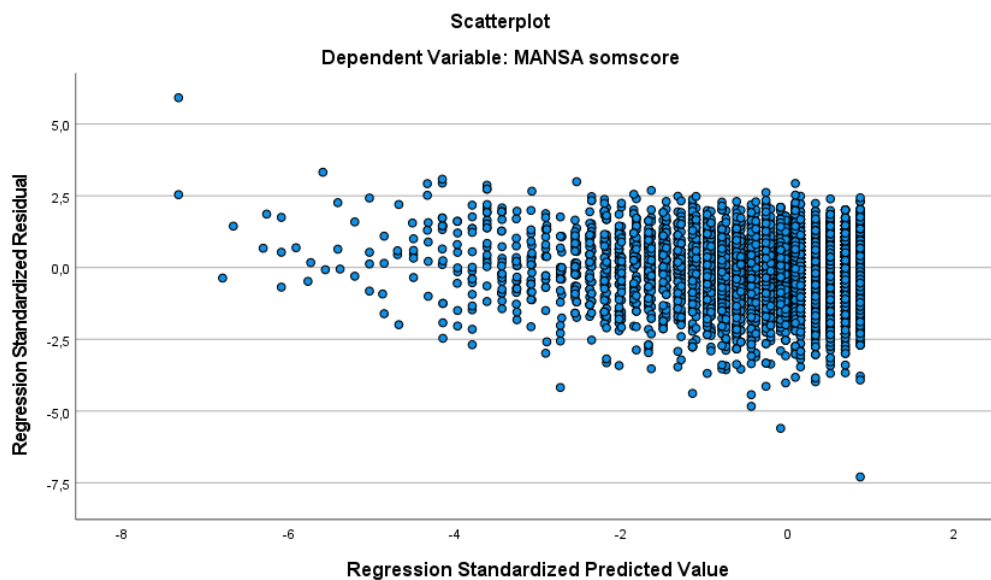
Figuur A5

Scatterplots voor het Checken van de Assumptie Lineariteit voor de Moderatie Analyse met als Afhankelijke Variabele MANSA-score (y-as) en als Onafhankelijke Variabelen DASS-subschaal Angst (x-as), Partnerstatus en Interactieterm (Partnerstatus*DASS-subschaal Angst)



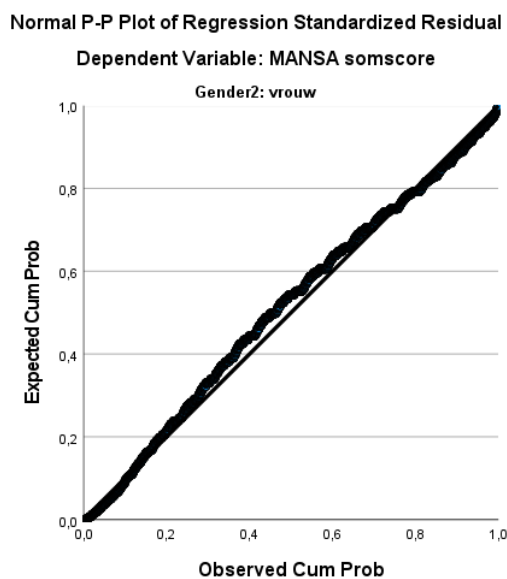
Figuur A6

*Residuplot voor het Checken van de Assumptie Homoscedasticiteit voor de Moderatie Analyse met als Afhankelijke Variabele MANSA-score en als Onafhankelijke Variabelen DASS-subschaal Angst, Partnerstatus en Interactieterm (Partnerstatus*DASS-subschaal Angst)*



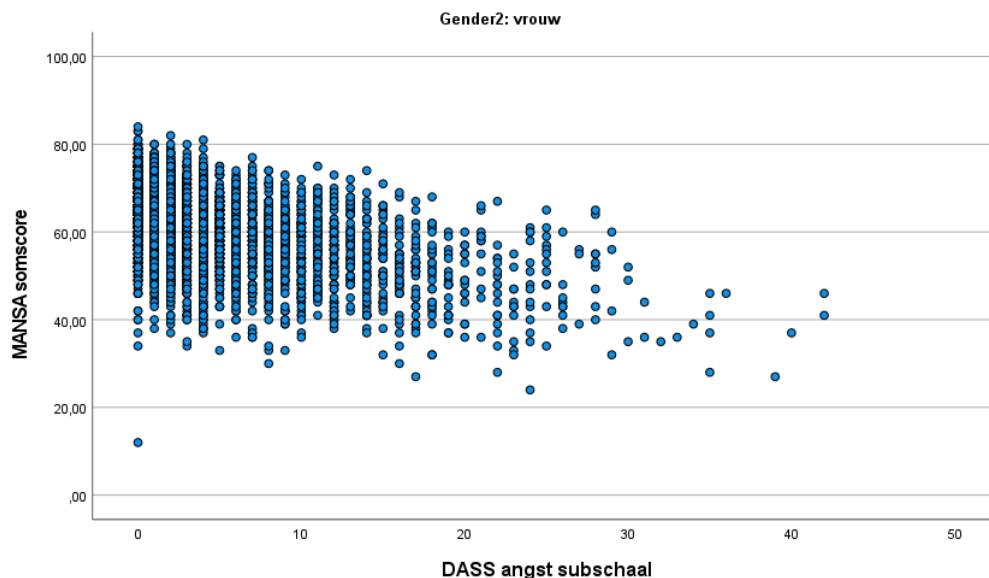
Figuur A7

Normal Probability-Probability Plot voor het Checken van de Assumptie Normaliteit voor de Enkelvoudige Lineaire Regressie met als Afhankelijke Variabele MANSA-score en als Onafhankelijke Variabele DASS-subschaal Angst bij Vrouwen

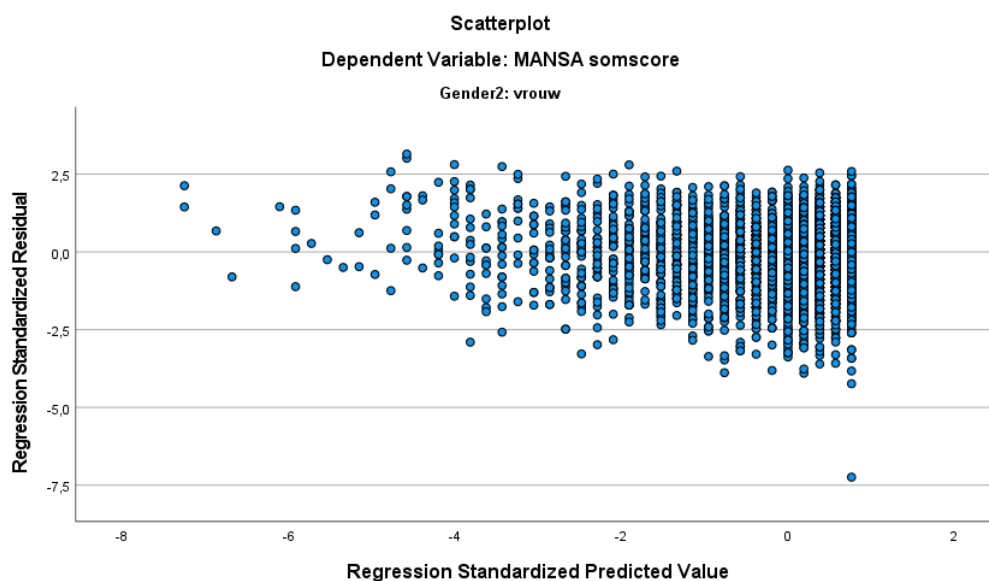


Figuur A8

Scatterplot voor het Checken van de Assumptie Lineariteit voor de Enkelvoudige Lineaire Regressie met als Afhankelijke Variabele MANSA-score (y-as) en als Onafhankelijke Variabele DASS-subschaal Angst (x-as) bij Vrouwen

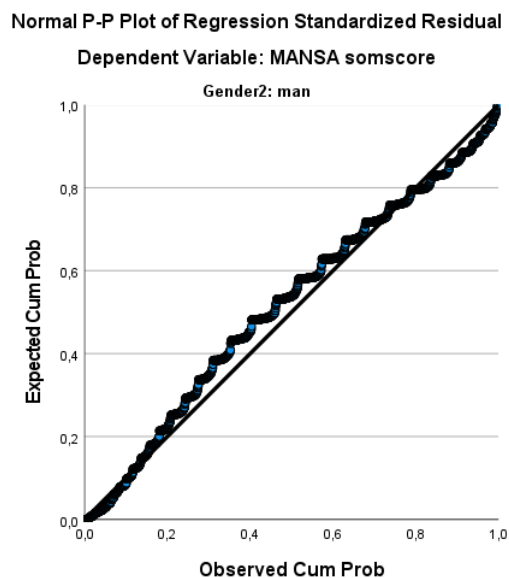
**Figuur A9**

Residplot voor het Checken van de Assumptie Homoscedasticiteit voor de Enkelvoudige Lineaire Regressie met als Afhankelijke Variabele MANSA-score en als Onafhankelijke Variabele DASS-subschaal Angst bij Vrouwen

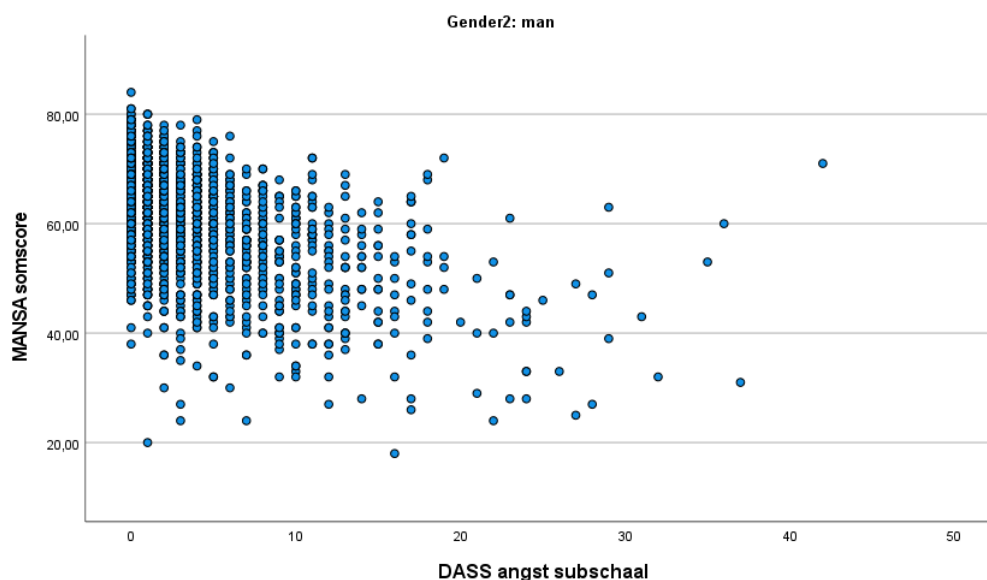


Figuur A10

Normal Probability-Probability voor het Checken van de Assumptie Normaliteit voor de Enkelvoudige Lineaire Regressie met als Afhankelijke Variabele MANSA-score en als Onafhankelijke Variabele DASS-subschaal Angst bij Mannen

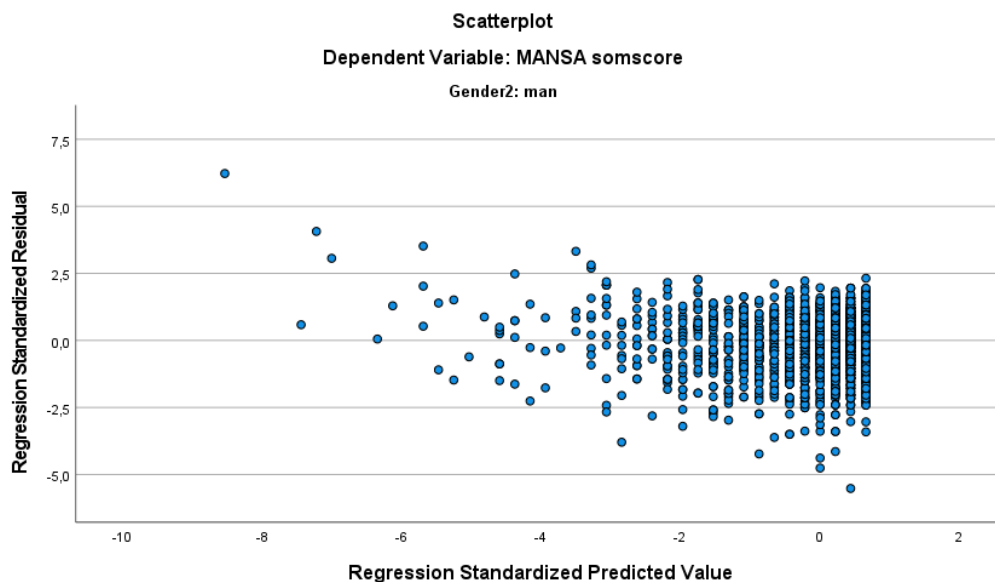
**Figuur A11**

Scatterplot voor het Checken van de Assumptie Lineariteit voor de Enkelvoudige Lineaire Regressie met als Afhankelijke Variabele MANSA-score (y-as) en als Onafhankelijke Variabele DASS-subschaal Angst (x-as) bij Mannen



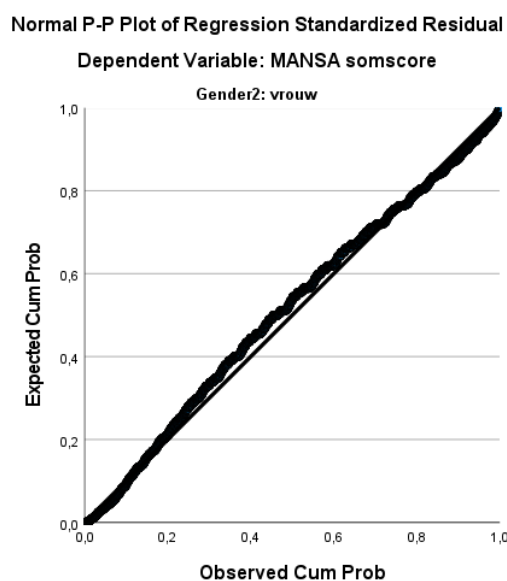
Figuur A12

Residuplot voor het Checken van de Assumptie Homoscedasticiteit voor de Enkelvoudige Lineaire Regressie met als Afhankelijke Variabele MANSA-score en als Onafhankelijke Variabele DASS-subschaal Angst bij Mannen



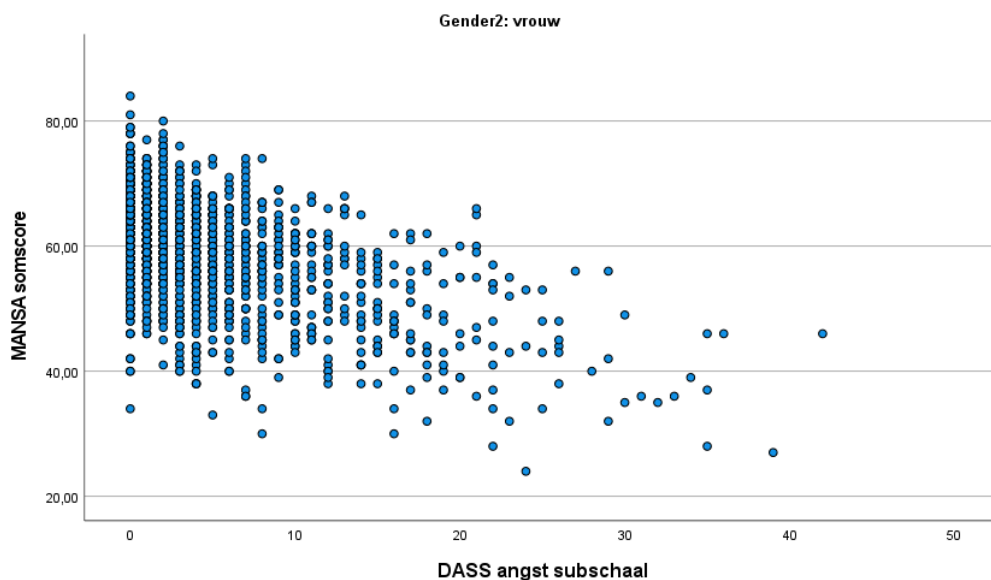
Figuur A13

*Normal Probability-Probability voor het Checken van de Assumptie Normaliteit voor de Moderatie Analyse met als Afhankelijke Variabele MANSA-score en als Onafhankelijke Variabelen DASS-subschaal Angst, Partnerstatus en Interactieterm (Partnerstatus*DASS-subschaal Angst) bij Vrouwen*



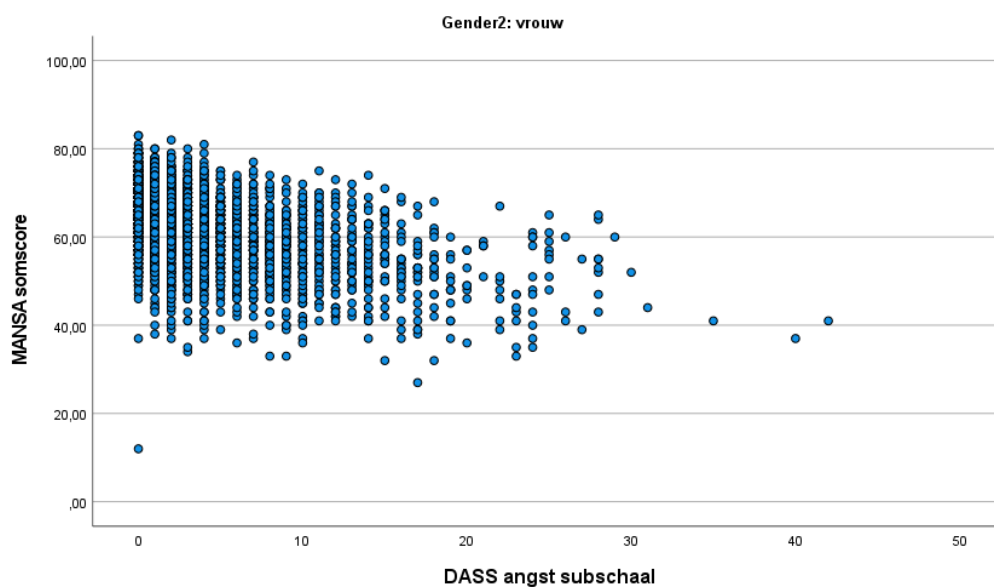
Figuur A14

Scatterplots voor het Checken van de Assumptie Lineariteit voor de Moderatie Analyse met als Afhankelijke Variabele MANSA-score (y-as) en als Onafhankelijke Variabelen DASS-subschaal Angst (x-as), Partnerstatus en Interactieterm (Partnerstatus*DASS-subschaal Angst) bij vrouwen zonder een partner



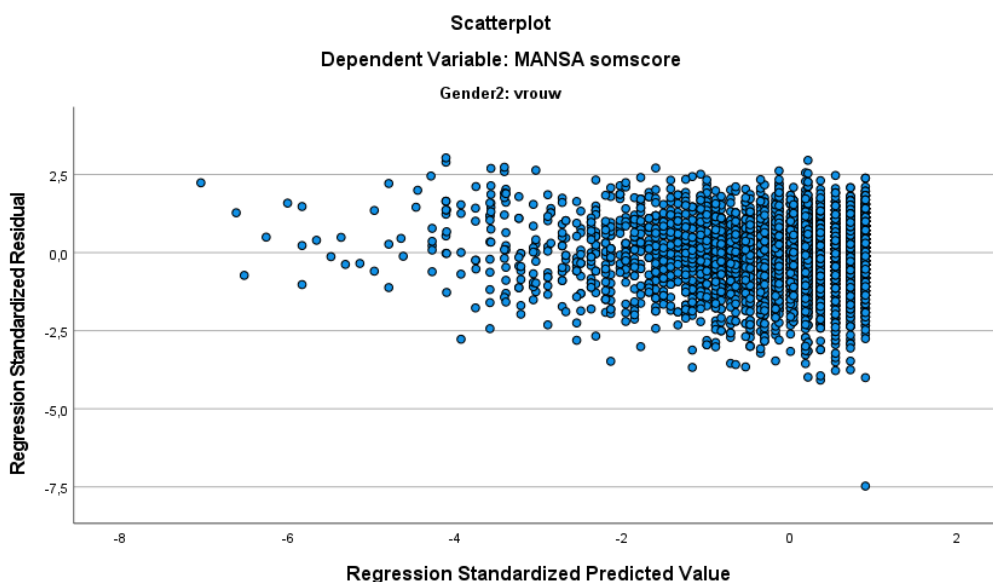
Figuur A15

Scatterplots voor het Checken van de Assumptie Lineariteit voor de Moderatie Analyse met als Afhankelijke Variabele MANSA-score (y-as) en als Onafhankelijke Variabelen DASS-subschaal Angst (x-as), Partnerstatus en Interactieterm (Partnerstatus*DASS-subschaal Angst) bij vrouwen met een partner



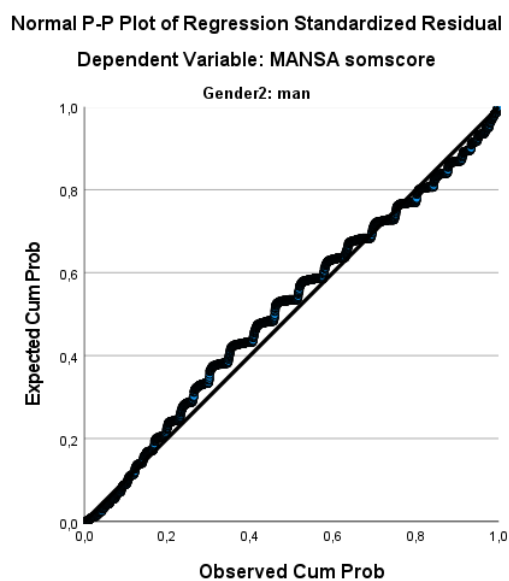
Figuur A16

*Residuplot voor het Checken van de Assumptie Homoscedasticiteit voor de Moderatie Analyse met als Afhankelijke Variabele MANSA-score en als Onafhankelijke Variabelen DASS-subschaal Angst, Partnerstatus en Interactieterm (Partnerstatus*DASS-subschaal Angst) bij vrouwen*



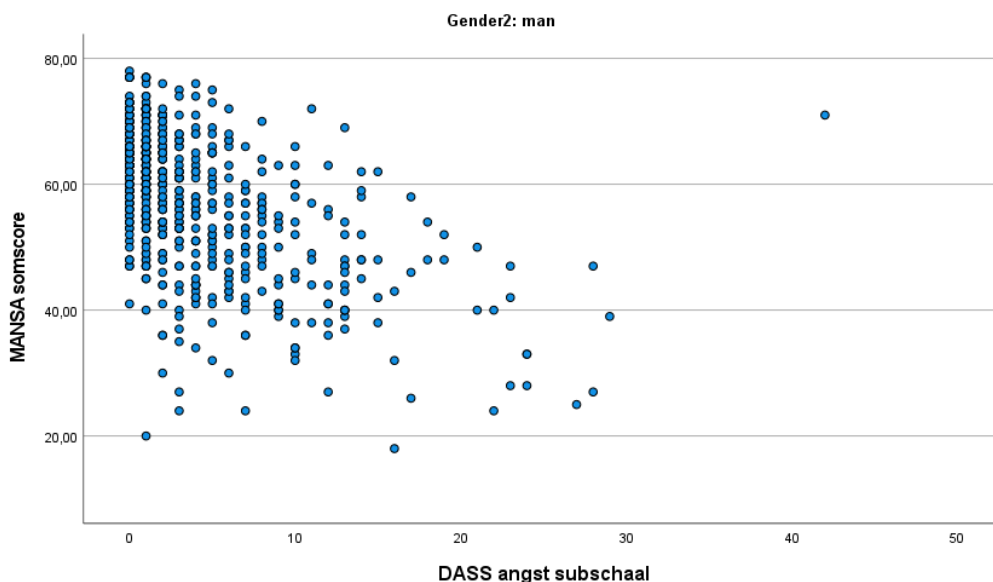
Figuur A17

*Normal Probability-Probability voor het Checken van de Assumptie Normaliteit voor de Moderatie Analyse met als Afhankelijke Variabele MANSA-score en als Onafhankelijke Variabelen DASS-subschaal Angst, Partnerstatus en Interactieterm (Partnerstatus*DASS-subschaal Angst) bij Mannen*

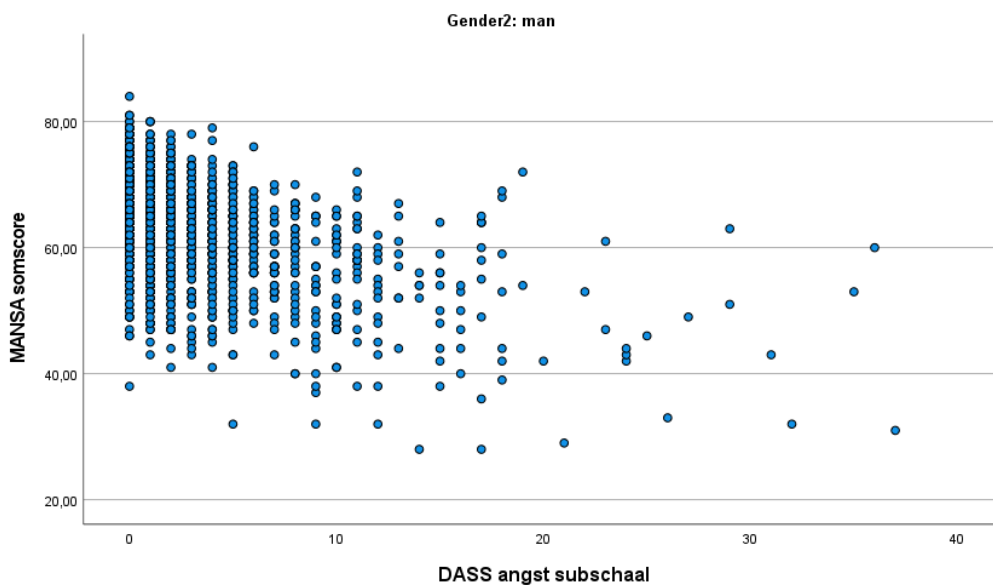


Figuur A18

Scatterplots voor het Checken van de Assumptie Lineariteit voor de Moderatie Analyse met als Afhankelijke Variabele MANSA-score (y-as) en als Onafhankelijke Variabelen DASS-subschaal Angst (x-as), Partnerstatus en Interactieterm (Partnerstatus*DASS-subschaal Angst) bij Mannen zonder partner

**Figuur 19**

Scatterplots voor het Checken van de Assumptie Lineariteit voor de Moderatie Analyse met als Afhankelijke Variabele MANSA-score (y-as) en als Onafhankelijke Variabelen DASS-subschaal Angst (x-as), Partnerstatus en Interactieterm (Partnerstatus*DASS-subschaal Angst) bij Mannen met partner



Figuur A20

*Residuplot voor het Checken van de Assumptie Homoscedasticiteit voor de Moderatie Analyse met als Afhankelijke Variabele MANSA-score en als Onafhankelijke Variabelen DASS-subschaal Angst, Partnerstatus en Interactieterm (Partnerstatus*DASS-subschaal Angst) bij Mannen*

