

De Relatie tussen Welzijn en Sociale Media bij Tieners van 10 tot 15 jaar  
Bodine den Haan (5840872) & Frisine Vermeer (5868602)  
Universiteit Utrecht

Thesis Pedagogische Wetenschappen

Groep: 4

Begeleider: Sarah Stuijzand en Helen Vossen

### **Abstract**

Social media is used by a lot of people nowadays, also by teenagers. In the last couple of years there has been a lot of attention towards the negative influences of social media. However, our well-being did not change in the past couple of years. The current research aims to investigate if there is a relation between the amount of social media use among teenagers between 10 and 15 years old and their well-being, divided into negative mood and life-satisfaction. Sex differences are also taken into account. To answer this question 1029 Dutch teenagers were surveyed using an online questionnaire at home. The results reveal that more social media use is significantly related to a more negative mood. There was a stronger relation between more social media use and a more negative mood in girls than in boys. No significant relation was found between the amount of social media use and life satisfaction among teenagers. There seems to be a difference in the temporary (negative mood) and prolonged (life satisfaction) relations between social media and well-being. The overall coherence of these two variables might be more nuanced, whereby the negative relations are only small.

*Keywords:* Social media; Well-being; Negative mood; Life-satisfaction; Teenagers

## De relatie tussen welzijn en sociale media bij tieners

### De relatie tussen welzijn en sociale media bij tieners van 10 tot 15 jaar

In 2018 maakte 85.1% van de totale Nederlandse bevolking gebruik van sociale media (Centraal Bureau voor de Statistiek, 2018). Onder jongeren van 12 tot 25 jaar is dit 95.4%, waarbij 94.7% aangeeft bijna dagelijks gebruik te maken van het internet (Centraal Bureau voor de Statistiek, 2018). Hierbij is Whatsapp het meest gebruikte sociale media netwerk in Nederland met 11,5 miljoen gebruikers in 2018 (Van der Veer, Boekee, Hoekstra & Peters, 2018). Hierna volgen Facebook en Instagram met respectievelijk 10,8 miljoen en 4,2 miljoen gebruikers in Nederland. Ook Snapchat, Twitter en Pinterest hebben in Nederland enkele miljoenen gebruikers (Van der Veer, Boekee, Hoekstra & Peters, 2018). Uit gegevens van de laatste zes jaar lijkt geen afname te hebben plaatsgevonden in het welzijn van de Nederlandse bevolking (Centraal Bureau voor de Statistiek, 2019). Dit is echter tegenstrijdig met berichten in de reguliere media waaruit blijkt dat sociale media wel een negatieve invloed op het welzijn zou hebben (zoals in Barr 2019; Van Doorn, 2019). Daarom is het belangrijk om te kijken wat het verband tussen welzijn en sociale media echt is, zodat we weten of de zorgen in de maatschappij over sociale media kloppen of niet.

Welzijn bestaat uit twee componenten, namelijk affectieve reacties en cognitieve oordelen (Diener, 1984). Affectieve reacties staan gelijk aan positief en negatief affect, ofwel de stemming van een individu (Diener, 1984; Kross et al., 2013). Stemming heeft te maken met hoe een individu zich op een specifiek moment voelt. Bij een positief affect voelt een individu zich enthousiast, actief en alert (Watson, Clark & Tellegen, 1988). Negatief affect heeft te maken met onaangename gevoelens zoals boosheid, minachting, angst en nervositeit (Watson, Clark, & Tellegen, 1988).

De resultaten van eerder onderzoek naar de relatie tussen sociale media gebruik en stemming duiden op een negatief verband. Er lijkt een relatie te zijn tussen het gebruik van sociale media platformen en een depressieve of negatieve stemming (Blomfield-Neira, & Barber, 2014; Fardouly, Diedrichs, Vartanian & Halliwell, 2014). Dit geldt voor zowel het actief (interacties tussen gebruikers) als voor het passief (bekijken van profielen van anderen) gebruik van Facebook (Frison & Eggermont, 2016a). Daarnaast blijkt dat het bekijken van posts op Instagram gerelateerd is aan een meer depressieve stemming 6 maanden later (Frison & Eggermont, 2017). Het gebruik van sociale media lijkt ook op lange termijn positief te correleren met een depressieve stemming. De blootstelling aan foto's op Instagram van beroemdheden en leeftijdsgenoten verhoogt de negatieve stemming (Brown & Tiggeman, 2016). Voor alleen het zelf posten en liken op Instagram is geen relatie gevonden met een depressieve stemming (Frison & Eggermont, 2017). Daarnaast

blijkt uit de studie van Tromholt (2016) dat wanneer de participanten geen Facebook meer gebruiken, het affectieve welzijn toeneemt.

Het grootste deel van de literatuur lijkt te ondersteunen dat het gebruik van sociale media negatief samenhangt met stemming, maar er is ook een positief verband gevonden in onderzoek. Uit onderzoek naar de Chinese sociale media site 'Qzone' blijkt namelijk dat er een positief verband is tussen het gebruik van dit sociale media platform en de stemming (Apaolaza, He & Hartmann, 2014). Dit geldt voor het gebruik van het platform voor socialisatie, het zoeken van informatie en voor entertainment.

Bovendien lijkt de relatie tussen stemming en sociale media gebruik gemodereerd te worden door sekse. Vrouwen die meer tijd aan Facebook spenderen rapporteren minder gevoelens van geluk, bij mannen is dit verband niet gevonden (Denti et al., 2012). Ook is er gevonden dat alleen bij meisjes het passieve gebruik van Facebook een meer depressieve stemming voorspelt (Frison & Eggermont, 2016a).

Verder lijkt een negatieve of depressieve stemming te worden gemedieerd door verschillende factoren. Mogelijk wordt deze relatie gemedieerd door de tijdsduur van het gebruik, de verwachting van het gebruik en jaloezie (Appel, Gerlach, & Crusius, 2016; Sagioglou & Greitemeyer, 2014). Een andere mogelijke mediator is de (negatieve) sociale vergelijking (Appel, Gerlach, & Crusius, 2016; Chae, 2018; Weinberg, 2017). Dit idee wordt ondersteund door de sociale vergelijkingstheorie (Festinger, 1954). Deze theorie stelt dat individuen hun meningen en mogelijkheden evalueren door te vergelijken met anderen. Op sociale media platformen kunnen deze vergelijkingen ook gemaakt worden (Frison & Eggermont, 2016a). Door online veel te vergelijken met anderen, kan men het gevoel krijgen dat het leven van anderen beter lijkt. Dit kan leiden tot een verminderde stemming.

De tweede component van het concept welzijn, de cognitieve oordelen, gaan over hoe tevreden iemand met zijn leven is (Diener, 1984; Kross et al., 2013). Levenstevredenheid wordt gezien als hoe tevreden een individu met het leven is, waarbij positieve en negatieve ervaringen worden meegenomen (Kabasakal, 2014). Daarbij wordt er naar het gehele leven gekeken in algemene dimensies, zoals tevredenheid over familie of school, en niet naar één specifieke situatie. Levenstevredenheid is een standaard die voor elk individu aangeeft wat een goed leven is en waarom ze het leven als positief ervaren (Diener, 1984).

Er is in enkele onderzoeken een positief verband gevonden tussen levenstevredenheid en bepaalde aspecten van sociale media. Zo is gebleken dat sociale verbondenheid op Facebook samenhangt met meer levenstevredenheid (Grieve, Indian, Witteveen, Tolan & Marrington, 2013) en dat het aantal vrienden en regelmatig contact met vrienden positief

correleren met levenstevredenheid (Vigil & Wu, 2015). Ook is er een positief verband gevonden tussen de intensiteit van het Facebook gebruik en levenstevredenheid (Valenzuela, Park & Kee, 2009). Een uitzondering is het onderzoek onder Nederlandse volwassenen, waarbij geen verband tussen het aantal connecties met goede vrienden op sociale media sites en levenstevredenheid is gevonden (Utz & Breuer, 2017). Het lijkt erop dat voor specifieke aspecten van sociale media er een positief verband is met levenstevredenheid.

Aan de andere kant toont onderzoek aan dat problematisch Facebookgebruik samenhangt met minder levenstevredenheid (Marino, Gini, Vieno & Spada, 2018a; Satici & Uysal, 2015). Facebook gebruik wordt als problematisch beschouwd als er weinig zelfregulatie is en er symptomen zijn die op verslaving lijken (Marino et al., 2018a). Ook hangt Facebook verslaving negatief samen met levenstevredenheid (Blachnio, Przepiorka & Pantic, 2016). Daarnaast is er gevonden dat de levenstevredenheid negatief correleert met Facebook chat (Vigil & Wu, 2015). Hieruit bleek ook dat foto's uploaden, foto's taggen en foto's van anderen bekijken samenhangt met minder levenstevredenheid. De relatie tussen de hoeveelheid Facebookgebruik en levenstevredenheid lijkt dus vooral negatief. Facebook is één van vele sociale media platformen.

Verder wordt de relatie tussen levenstevredenheid en het gebruik van sociale media mogelijk gemedieerd door andere factoren, zoals zelfvertrouwen (Apaolaza, Hartmann, Medina, Barrutia & Echebarria, 2013; Valkenburg, Peter & Schouten, 2006) en jaloezie (Krasnova, Wenninger, Widjaja & Buxmann, 2013). Ook laten enkele onderzoeken een verschil tussen mannen en vrouwen zien. Er is gevonden dat internetverslaving sterker correleert met minder levenstevredenheid bij vrouwen (Lachman, Sariyska, Kannen, Cooper & Montag, 2015). Verder is er meer problematisch Facebookgebruik onder vrouwen (Marino, Gini, Vieno & Spada, 2018b).

Er is één onderzoek gedaan naar de samenhang tussen Facebookgebruik en subjectief welzijn onder jongvolwassenen, waarbij welzijn ook bestaat uit stemming en levenstevredenheid (Kross et al., 2013). De hoeveelheid Facebookgebruik hangt in dit onderzoek negatief samen met levenstevredenheid en stemming. Een limitatie bij veel onderzoeken naar dit onderwerp is dat er maar één sociaal media platform tegelijkertijd wordt bekeken (zoals in Apaolaza, Hartmann, Medina, Barrutia & Echebarria, 2013; Apaolaza et al., 2014; Frison & Eggermont, 2016a). Hierdoor kunnen de conclusies bij deze onderzoeken niet gegeneraliseerd worden naar het gebruik van andere sociale media platformen. Het huidige onderzoek zal ingaan op de totale tijd die tieners op sociale media spenderen en niet één specifiek platform. Een andere limitatie is dat veel onderzoek is gedaan met steekproeven

## De relatie tussen welzijn en sociale media bij tieners

bestaande uit studenten of volwassenen (zoals in Chae, 2018; Grieve et al., 2013; Marino et al., 2018a). In maar enkele onderzoeken bestaat de steekproef uit tieners of zijn tieners er een deel van (zoals in Apaolaza et al., 2013; Apaolaza et al., 2014; Blachnio et al., 2015). Het huidige onderzoek zal zich daarom focussen op tieners tussen de 10 en 15 jaar. Ook zijn voor zowel stemming als levenstevredenheid verschillen tussen mannen en vrouwen gevonden, dus zal ook sekse worden opgenomen in het huidige onderzoek.

Dit onderzoek zal ingaan op de vraag: *Wat is de relatie tussen de hoeveelheid sociale media die tieners tussen de 10 en 15 jaar gebruiken en hun welzijn en zijn hierin sekseverschillen?* Sociale media wordt hierbij gezien als de hoeveelheid uren per week gespendeerd op sociale media sites en aan chatten (Vossen & Valkenburg, 2016). Hierbij zijn twee subvragen geformuleerd, de eerste is: *Wat is de relatie tussen de hoeveelheid sociale media en stemming onder tieners tussen de 10 en 15 jaar?* De tweede subvraag is: *Wat is de relatie tussen de hoeveelheid sociale media en levenstevredenheid onder tieners tussen de 10 en 15 jaar?* Bij beide subvragen wordt sekse als moderator meegenomen. Op basis van bestaande literatuur zijn de volgende hypothesen opgesteld:

H1: Er is een positief verband tussen de hoeveelheid sociale media die tieners tussen de 10 en 15 jaar per week gebruiken en hun negatieve stemming.

H2: Het positieve verband tussen de hoeveelheid sociale media en negatieve stemming is sterker voor meisjes dan voor jongens.

H3: Er is een negatief verband tussen de hoeveelheid sociale media die tieners tussen de 10 en 15 jaar per week gebruiken en hun levenstevredenheid.

H4: Het negatieve verband tussen de hoeveelheid sociale media en levenstevredenheid is sterker voor meisjes dan voor jongens.

## Methoden

### Design, steekproef en procedure

Voor dit onderzoek is gebruik gemaakt van een cross-sectioneel onderzoeksdesign. In cross-sectioneel onderzoek wordt gekeken naar de natuurlijke omstandigheden op een specifiek tijdstip, er zijn hierbij dus geen gemanipuleerde variabelen en geen metingen op verschillende tijdstippen (Field, 2014). Met dit onderzoeksdesign konden we de participanten in de steekproef vergelijken op het construct welzijn, bestaande uit negatieve stemming en levenstevredenheid, waarbij sekse is meegenomen als moderator.

De steekproef bestond uit 1029 participanten in de leeftijd van 10 tot 15 jaar ( $M = 11.76$  ( $SD = 1.41$ )). Van de 1029 participanten bestond de steekproef uit 517 jongens (50.2%) en 512 meisjes (49.8%). De gebruikte data is verzameld bij adolescenten via een online

vragenlijst. Dit is gedaan door families met twee of meer kinderen te werven via een bestaand online panel van ongeveer 60.000 huishoudens die representatief zijn voor Nederland. Er is schriftelijk informed consent verkregen van zowel de tieners als een van de ouders voordat de vragenlijst werd afgenomen. De vragenlijst is bij de tieners thuis afgenomen, waarbij zij de vragenlijst zelf online op de laptop hebben ingevuld (Vossen & Valkenburg, 2016).

### **Meetinstrumenten**

**Sociale Media.** De hoeveelheid gebruik van sociale media onder tieners bestond uit de hoeveelheid uren gespendeerd aan chatten en de hoeveelheid uren gespendeerd op sociale media sites per week. De originele schaal is hierbij aangepast. Dit concept bestond uit twee schalen, waarbij beide schalen uit 2 items bestonden (Vooijs, van der Voort & Beentjes, 1987). Met de eerste schaal is de hoeveelheid tijd per week die besteed wordt aan chatten gemeten en met de tweede schaal is de hoeveelheid tijd per week die op sociale sites wordt doorgebracht gemeten. Een voorbeelditem was: ‘Hoeveel dagen per week chat je?’. De respondenten konden op het eerste item van beide schalen antwoord geven met behulp van een index, waarbij na hercodering 0 stond voor nooit, 0.5 voor minder dan 1 dag per week, 1 voor één dag in de week, oplopend tot 7 wat stond voor zeven dagen per week. De tweede vraag van beide schalen was een open vraag, waarbij de participanten moesten invullen hoeveel minuten per dag ze op sociale media zaten of aan het chatten waren. De 2 items van elke individuele schaal werden met elkaar vermenigvuldigd, om zo het aantal uren per week te krijgen dat de participant spendeerde aan respectievelijk chatten en sociale media sites. Vervolgens is het aantal van schaal 1 bij het aantal van schaal 2 opgeteld om zo een maat te krijgen voor het aantal uren per week dat de participant sociale media heeft gebruikt.

**Welzijn.** Welzijn was niet bevraagd aan de participanten, maar is een concept dat geconstrueerd wordt uit het concept negatieve stemming, ofwel het affectieve welzijn, en levenstevredenheid, ofwel het cognitieve welzijn.

**Negatieve stemming.** Ook het concept stemming is gemeten door middel van een bestaande schaal (Ebesutani, Regan, Smith, Reise, Higa-McMillan & Chorpita, 2010), waaraan drie items zijn toegevoegd. De schaal bestond uit twaalf items. Een voorbeelditem was: ‘De afgelopen maand voelde ik me ... boos’. De respondenten konden antwoord geven met behulp van een 5-punts Likertschaal, waarbij 1 stond voor ‘helemaal niet waar’ en 5 voor ‘helemaal waar’. De items zijn geclusterd waarbij er 6 positieve stemmingen (blij, vrolijk, gelukkig, levendig, ontspannen en trots) en 6 negatieve stemmingen (verdrietig, bang, nerveus, boos, gespannen en ellendig) waren.

Voor de items over stemming is een factoranalyse (principal axis factoring) met een orthogonale (direct oblimin) rotatie uitgevoerd. Deze analyse leverde twee factoren op met een eigenwaarde groter dan 1, namelijk een met negatief geladen stemming items en een met positief geladen stemming items. De correlatie tussen deze twee factoren was laag ( $r=.204$ ). Daarna is een nieuwe factoranalyse uitgevoerd met alleen de zes negatieve stemming items. In deze analyse is één factor gevonden met een eigenwaarde groter dan 1, daarom is ervoor gekozen om alleen de negatieve stemming items mee te nemen in de verdere analyses. Deze factor verklaarde 56.21% van de variantie. De negatieve stemming items zijn bij elkaar opgeteld en vervolgens is het gemiddelde voor elke participant berekend.

Er is een betrouwbaarheidsanalyse uitgevoerd met de zes items van negatieve stemming. Dit leverde een Cronbach's alpha van .84 op. De betrouwbaarheid werd niet hoger bij het verwijderen van één of meerdere items. Daarom zijn alle zes de items uit de vragenlijst meegenomen bij het construeren van de gemiddelde negatieve stemming scores van de participanten.

**Levenstevredenheid.** Dit concept is gemeten door middel van één schaal met acht items. De originele schaal is hierbij aangepast (Huebner, 1997; Buijzen & Valkenburg, 2003). Een voorbeelditem was: 'Hoe tevreden ben je met jezelf?'. De respondenten konden antwoord geven met behulp van een 4-punts Likertschaal, waarbij 1 stond voor 'helemaal niet waar' en 4 voor 'heel erg waar'. Er hoefden geen items omgepoold te worden.

Er is een factoranalyse (principal axis factoring) met een orthogonale (direct oblimin) rotatie uitgevoerd voor de acht items over levenstevredenheid. De factoranalyse leverde twee factoren op met een eigenwaarde groter dan 1. De eerste factor bevatte items over specifieke elementen van levenstevredenheid en de tweede factor bevatte meer algemene items van levenstevredenheid. De correlatie tussen deze twee factoren was hoog ( $r=.59$ ). Om die reden is ervoor gekozen alle items samen te voegen tot één schaal over levenstevredenheid, waarbij de scores op de acht items bij elkaar zijn opgeteld en vervolgens het gemiddelde voor elke participant is berekend. De verklaarde variantie van deze factor was 43.13%.

Er is een betrouwbaarheidsanalyse uitgevoerd met de acht items van levenstevredenheid. Dit leverde een Cronbach's alpha van .84 op. De betrouwbaarheid werd niet hoger bij het verwijderen van één of meerdere items. Daarom zijn alle acht de items uit de vragenlijst meegenomen bij het construeren van de gemiddelde levenstevredenheid scores van de participanten.

### **Statistische Analyse**



Voor de analyse van hypothese 1 en 3 is gebruik gemaakt van een multi-pele regressie. Voor hypothese 2 en 4 is gebruik gemaakt van de 'Hayes Process Macro' versie 3.0 in spss 25.0 (Hayes, 2019). De assumpties voor de analyses zijn bekeken. In de onafhankelijke variabele hoeveelheid sociale media gebruik zaten uitschieters. Deze variabele is bij alle vier de hypothesen gebruikt en zijn daarom voor alle analyses gehercodeerd. Deze uitschieters zijn gehercodeerd met de 'winsorizing' methode. Uitschieters waren scores met een waarde hoger dan het gemiddelde + 3 standaarddeviaties. In totaal zijn 23 scores gevonden die boven het gemiddelde + 3 standaarddeviaties lagen. De uitschieters zijn gehercodeerd in een nieuwe waarde van het gemiddelde plus drie standaarddeviaties.

Bij de analyses behorend bij hypothese 1 en 2, over negatieve stemming en hoeveelheid sociale media gebruik, zijn de assumpties van homoscedasticiteit, normaliteit en lineariteit geschonden. Bij de analyses behorend bij hypothese 3 en 4, over levenstevredenheid en hoeveelheid sociale media gebruik, zijn ook de aannames van homoscedasticiteit, normaliteit en lineariteit geschonden. Daarom is ervoor gekozen om de multi-pele regressie voor hypothese 1 en 3 uit te voeren met een bootstrap zodat hiervoor wordt gecorrigeerd. In de Hayes Process macro die gebruikt is bij hypothese 2 en 4 werd al bootstrapping toegepast. Verder werd aan de assumptie van variantie in de onafhankelijke variabele voldaan in alle analyses, want de standaardafwijking was groter dan 0. De assumpties van multicollineariteit en ongecorreleerde residuen werden in alle analyses niet geschonden.

## **Resultaten**

### **Beschrijvende Statistiek**

In Tabel 1 is een overzicht te zien van de gemiddelden, de standaarddeviaties en de Pearson correlaties van de variabelen hoeveelheid sociale media gebruik, negatieve stemming, levenstevredenheid en sekse. Er is een zwakke significante correlatie gevonden tussen sekse en hoeveelheid sociale media en sekse en negatieve stemming. Tussen sekse en levenstevredenheid is geen significante correlatie gevonden. Tussen de variabelen levenstevredenheid en sociale media is ook geen significante correlatie gevonden, maar wel een redelijke significante correlatie tussen levenstevredenheid en negatieve stemming. Tussen de variabelen negatieve stemming en hoeveelheid sociale media is ook een zwakke significante correlatie gevonden.

### **Relatie tussen Hoeveelheid Sociale Media Gebruik en Negatieve Stemming.**

Hypothese 1 veronderstelt dat er sprake is van een positief verband tussen de hoeveelheid sociale media in aantal uren per week die tieners tussen de 10 en 15 jaar

gebruiken en hun negatieve stemming. Deze hypothese is getoetst met behulp van een multiële regressie met negatieve stemming als afhankelijke variabele, de hoeveelheid sociale media gebruik als onafhankelijke variabele en sekse als covariaat. Het covariaat sekse bestaat uit twee categorieën, waarbij '1' staat voor jongens en '2' voor meisjes. Dit regressiemodel is significant ( $F(2, 1026) = 9.98, p < .001$ ). Dit betekent dat het regressiemodel bruikbaar is om negatieve stemming te voorspellen. De hoeveelheid gebruik van sociale media voorspelt 1.90% van de totale verklaarde variantie van negatieve stemming ( $R^2 = .019$ ). Dit geeft een zwak verband aan. De resultaten laten zien dat de hoeveelheid gebruik van sociale media positief significant gerelateerd is aan een negatieve stemming ( $b = 0.09, t = 2.74, p = .006, 95\% \text{ CI } [0.001, 0.005]$ ). Hypothese 1 wordt aangenomen.

### **Modererend Effect van Sekse bij Negatieve Stemming.**

Hypothese 2 veronderstelt dat het verband tussen hoeveelheid sociale media gebruik en negatieve stemming bij tieners tussen de 10 en 15 jaar afhankelijk is van de moderator sekse. De variabele sekse bestaat uit twee categorieën, waarbij '1' staat voor jongens en '2' voor meisjes. Er is een multiële regressieanalyse uitgevoerd, inclusief de interactie tussen de hoeveelheid gebruik van sociale media en sekse. Dit is gedaan aan de hand van de 'Hayes Process Macro' (Hayes, 2019). Het totale model is significant ( $F(3, 1025) = 9.04, p < .001$ ) en de onafhankelijke variabelen verklaren gezamenlijk 2.60% van de variantie in negatieve stemming ( $R^2 = .026$ ). Dit geeft een zwak verband aan. Uit de analyse blijkt dat het interactie-effect significant is, zie tabel 2. In Figuur 1 is te zien dat het verband tussen de hoeveelheid sociale media gebruik en negatieve stemming sterker is voor meisjes dan voor jongens. Hypothese 2 wordt ook aangenomen.

### **Relatie tussen Hoeveelheid Sociale Media Gebruik en Levenstevredenheid.**

Hypothese 3 veronderstelt dat er sprake is van een negatief verband tussen de hoeveelheid sociale media in aantal uren per week die tieners tussen de 10 en 15 jaar gebruiken en hun levenstevredenheid. Deze hypothese is getoetst met behulp van een multiële regressie met levenstevredenheid als afhankelijke variabele, hoeveelheid sociale media gebruik als onafhankelijke variabele en sekse als covariaat. Het covariaat sekse bestaat uit twee categorieën, waarbij '1' staat voor jongens en '2' voor meisjes. Dit regressiemodel is niet significant ( $F(2, 1026) = 1.22, p = .296$ ). Dit betekent dat het regressiemodel niet bruikbaar is om levenstevredenheid te voorspellen. De hoeveelheid sociale media gebruik voorspelt 0.20% van de totale verklaarde variantie van levenstevredenheid ( $R^2 = .002$ ). De resultaten laten zien dat de hoeveelheid sociale media gebruik dus niet significant negatief

gerelateerd is aan levenstevredenheid ( $b = -0.04$ ,  $t = -1.11$ ,  $p = .266$ , 95% CI [-0.002, 0.001]).

Hypothese 3 wordt verworpen.

### **Modererend Effect van Sekse bij Levenstevredenheid.**

Hypothese 4 veronderstelt dat het verband tussen hoeveelheid sociale media gebruik en levenstevredenheid bij tieners tussen de 10 en 15 jaar afhankelijk is van de moderator sekse. De variabele sekse bestaat uit twee categorieën, waarbij '1' staat voor jongens en '2' voor meisjes. Er is een multiële regressieanalyse uitgevoerd, inclusief de interactie tussen de hoeveelheid gebruik van sociale media en sekse. Dit is gedaan met behulp van de 'Hayes Process Macro' (Hayes, 2019). Het totale model is niet significant ( $F(3, 1025) = 1.42$ ,  $p = .235$ ). De onafhankelijke variabelen verklaren gezamenlijk 0.41% van de variantie in levenstevredenheid ( $R^2 = .0041$ ). Uit de analyse blijkt dat het interactie-effect ook niet significant is, zie tabel 3. Hypothese 4 wordt verworpen.

### **Discussie en Conclusie**

Het huidige onderzoek is ingegaan op de vraag wat de relatie is tussen de hoeveelheid sociale media die tieners tussen de 10 en 15 jaar gebruiken en hun welzijn en of hierin sekseverschillen zijn. Welzijn is hierbij uitgesplitst in affectief welzijn (negatieve stemming) en cognitief welzijn (levenstevredenheid). Bij het beantwoorden van de vraag is een tweeledig antwoord te geven uitgesplitst in de twee componenten van welzijn.

Aan de ene kant is er een significante positieve samenhang gevonden tussen de hoeveelheid sociale mediagebruik onder tieners en hun negatieve stemming. Uit de resultaten blijkt dat meer gebruik van sociale media samenhangt met een meer negatieve stemming. Hierbij is ook een sekseverschil gevonden, waarbij meisjes die veel sociale media gebruiken een meer negatieve stemming hebben dan jongens. Hypothese 1 en 2 zijn hiermee bevestigd. Dit resultaat komt overeen met eerder besproken literatuur waaruit blijkt dat er een relatie is tussen het gebruik van sociale media en een depressie en/of negatieve stemming (zoals in Blomfield-Neira, & Barber, 2014; Fardouly, Diedrichs, Vartanian & Halliwell, 2014). Dit komt ook overeen met huidig onderzoek waaruit blijkt dat deze relatie ook sterker is bij vrouwen dan bij mannen (zoals in Denti et al., 2012; Frison & Eggermont, 2016a).

Aan de andere kant is er geen samenhang gevonden tussen de hoeveelheid sociale mediagebruik onder tieners en hun levenstevredenheid. Uit de resultaten blijkt dat meer gebruik van sociale media niet samenhangt met levenstevredenheid. Ook zijn er geen sekseverschillen gevonden in deze relatie. Hypothese 3 en 4 worden verworpen. Deze bevinding sluit aan bij het onderzoek van Utz en Breuer (2017) waarin geen verband is gevonden tussen het aantal connecties met goede vrienden op sociale media sites en

levenstevredenheid bij Nederlandse volwassenen. Het resultaat past ook bij het onderzoek van Orben, Dienlin en Przybylski (2019) die is uitgevoerd ten tijde van dit onderzoek. Ook zij vonden dat sociale mediagebruik op zichzelf geen sterke voorspeller is van levenstevredenheid onder 10- tot 15-jarige Britse tieners. Het verschilt echter van de onderzoeken die een positief verband hebben gevonden tussen levenstevredenheid en bepaalde aspecten van sociale media (zoals in Grieve et al., 2013; Vigil & Wu, 2015) en de onderzoeken die een negatieve samenhang tussen de hoeveelheid sociale media en levenstevredenheid hebben gevonden (zoals in Marino et al., 2018a; Satici & Uysal, 2015). Het resultaat sluit ook niet aan bij de gevonden sekseverschillen bij internetverslaving en Facebookgebruik (zoals in Lachman et al., 2015; Marino et al., 2018b).

Een mogelijke oorzaak voor de afwezigheid van het verband bij levenstevredenheid, maar de aanwezigheid van het verband bij negatieve stemming is hoe de constructen geconceptualiseerd zijn. Stemming heeft te maken met hoe een individu zich op een specifiek moment voelt (Diener, 1984; Kross et al., 2013). Dit wordt meer bepaald door wat er op het moment gebeurt en hoe je je op het moment voelt. Levenstevredenheid is een standaard die voor elk individu aangeeft wat een goed leven is en waarom ze het leven als positief ervaren (Diener, 1984). Dit gaat over het hele leven, dus de lange termijn, en minder beïnvloedbaar door het moment. Daarnaast wordt er bij stemming alleen naar de negatieve gevoelens gekeken, maar gaat levenstevredenheid meer over positieve ervaringen. Vervolgonderzoek zou dan ook, naast negatieve stemming, naar positieve stemming kunnen kijken.

Een andere mogelijke oorzaak voor de afwezigheid van het verband tussen levenstevredenheid en hoeveelheid sociale media is dat er mogelijk mediators zijn die het verband verklaren, maar dat er geen direct verband is. Dit verband wordt in andere onderzoeken gemedieerd door zelfvertrouwen (Apaolaza et al., 2013; Valkenburg, Peter & Schouten, 2006), jaloezie (Krasnova et al., 2013) en de verwachtingen van het gebruik (Sagioglou & Greitemeyer, 2014). Mogelijk zijn er nog andere mediators, zoals de hierboven genoemde sociale vergelijkingen (Frison & Eggermont, 2016). Deze mediators kunnen in vervolgonderzoek worden meegenomen om de interne validiteit te verhogen.

Een laatste mogelijke oorzaak voor de afwezigheid van het verband tussen de hoeveelheid sociale media en levenstevredenheid is dat de verschillende acties op verschillende sociale media platformen elkaar opheffen. De sociale vergelijkingstheorie van Festinger (1954) stelt dat mensen geneigd zijn om zichzelf te evalueren door te vergelijken met anderen. Op sommige sociale platformen, zoals Facebook, uiten mensen vaker positieve emoties, laten hun emotionele welzijn beter overkomen en selecteren zorgvuldig de foto's

(Ellison, Heino & Gibbs, 2006; Qui, Lin, Leung & Tov, 2012). Bij vergelijkingen op dit soort platformen kunnen andere mensen beter lijken, wat kan zorgen voor een negatieve stemming (Frison & Eggermont, 2016a) en op de lange termijn mogelijk tot een lagere levenstevredenheid (Frison & Eggermont, 2016b). Sociale platformen zoals Whatsapp, lenen zich beter voor andere acties, zoals chatten, waardoor er minder mogelijkheden tot sociale vergelijking zijn. Omdat in dit onderzoek verschillende soorten acties op die verschillende sociale platformen bij elkaar zijn genomen, heffen de relaties van de individuele acties op sociale media en levenstevredenheid elkaar mogelijk op. Vervolgonderzoek zou kunnen kijken of verschillende acties op verschillende sociale media platformen, zoals chatten, posten en liken, individueel samenhangen met levenstevredenheid.

Een limitatie van het onderzoek is dat er een cross-sectioneel onderzoeksdesign is gebruikt. Er kan dan ook alleen over samenhang gesproken worden en niet over causaliteit, wat de interne validiteit verlaagt. Daarnaast is de data redelijk oud, wat een limitatie is aangezien sociale media een snel veranderend begrip is (Valkenburg & Piotrowski, 2017). Voor vervolgonderzoek zou een longitudinaal design met recentere data beter zijn, zodat beter kan worden bekeken wat de invloed van sociale media op tijdstip 1 heeft op negatieve stemming en levenstevredenheid op tijdstip 2.

Een andere limitatie is de generaliseerbaarheid van het onderzoek. De steekproef is genomen uit een bestaand online panel van 60.000 families die representatief zijn voor Nederland. Dit betekent dat de uitkomsten goed te generaliseren zijn voor tieners tussen de 10 en 15 jaar in Nederland, maar niet daarbuiten. Er is veel onderzoek over sociale media gedaan met studenten of volwassenen vanaf 18 jaar (zoals in Chae, 2018; Grieve et al., 2013; Marino et al., 2018a), maar de groep 15- tot 18-jarige valt nu buiten het meeste onderzoek. In vervolgonderzoek zou het leeftijdsbereik vergroot kunnen worden naar 10 tot 18 jaar oud, zodat de gehele groep adolescenten wordt meegenomen en zo ook de externe validiteit wordt vergroot. Verder is zowel dit onderzoek, als veel van de andere onderzoeken gedaan met Westerse steekproeven. In deze landen speelt sociale media mogelijk een andere of mindere rol dan in niet-Westerse landen. Daarom is het ook van belang om vervolgonderzoek te doen in niet-Westerse landen, zodat de externe validiteit groter wordt.

De sterke punten van dit onderzoek bestaan onder andere uit het gebruik van sekse als moderator, sociale media als breder begrip en de grootte van de steekproef. Zo is in dit onderzoek ook gekeken naar het sekseverschil tussen mannen en vrouwen. Het is belangrijk om hiernaar te kijken, omdat mannen en vrouwen vaak verschillende interesses hebben als het gaat om media (Valkenburg & Piotrowski, 2017) en zij sociale media wellicht dus ook op

andere manieren gebruiken. Het verband tussen hoeveelheid gebruik van sociale media en het welzijn kan daardoor verschillend zijn voor mannen en vrouwen, wat in enkele onderzoeken ook al is aangetoond (zoals in Denti et al., 2012; Frison & Eggermont, 2016a). Daarnaast bestaat het begrip sociale media in deze studie uit meerdere sociale media platformen (onder andere Hyves, Facebook en Twitter), terwijl een groot deel van de eerder besproken studies die zijn gedaan vaak alleen hebben gekeken één specifiek media platform (zoals in Apolaza, He & Hartmann, 2014; Frison & Eggermont, 2017; Marino et al., 2018a). Verder is voor deze studie gebruik gemaakt van een grote steekproef van 1032 tieners, wat zorgt voor een verhoging van de externe validiteit aangezien een grotere steekproef ervoor zorgt dat de uitkomsten beter te generaliseren zijn naar de populatie.

Concluderend is het verband tussen de verschillende componenten van welzijn en sociale media verschillend. Affectieve welzijn (negatieve stemming) hangt wel positief samen met de hoeveelheid sociale media, waarbij dit verband groter is voor vrouwen dan mannen. Er is echter geen verband tussen het gebruik van sociale media en cognitief welzijn (levenstevredenheid). Als er in longitudinaal vervolgonderzoek een causaal verband tussen sociale media en negatieve stemming blijkt te zijn, dan heeft sociale media op de korte termijn een effect op het affectief welzijn, maar niet op de lange termijn op het cognitief welzijn. De werkelijke relatie tussen sociale media en welzijn ligt mogelijk genuanceerder, waarbij de negatieve verbanden tussen sociale media en welzijn maar klein lijken te zijn.

**Bijlagen**

Tabel 1

*Gemiddelden, Standaarddeviaties en Pearson Correlatiecoëfficiënten (N = 1029)*

	<i>M</i>	<i>SD</i>	1	2	3	4
1. Hoeveelheid sociale media gebruik (in uren per week)	11.69	19.98	-			
2. Negatieve stemming	2.16	0.73	.10*	-		
3. Levenstevredenheid	3.29	0.50	-.03	-.40*	-	
4. Sekse	1.50	0.50	.10*	.11*	.03	-

*Noot* \* $p < .01$ . Bij de variabele sekse is jongen een 1 en meisje een 2.

Tabel 2

*Resultaten Regressieanalyse van Negatieve Stemming en Hoeveelheid Sociale Media met Sekse als Moderator*

Variabele	<i>b</i>	<i>SE</i>	<i>t</i>	<i>p</i>	95% BCI
Constante	2.16	.02	95.37	<.001	[2.11, 2.20]
Hoeveelheid sociale media gebruik (in uren per week)	0.003	.001	2.10	.036	[0.0002, 0.005]
Sekse	0.15	.05	3.29	.001	[0.06, 0.24]
Interactie-effect	0.01	.002	2.65	.008	[0.002, 0.11]

*Noot*.  $N = 1029$ . BCI = bootstrapping confidence interval. Bij de variabele sekse is jongen een 1 en meisje een 2.

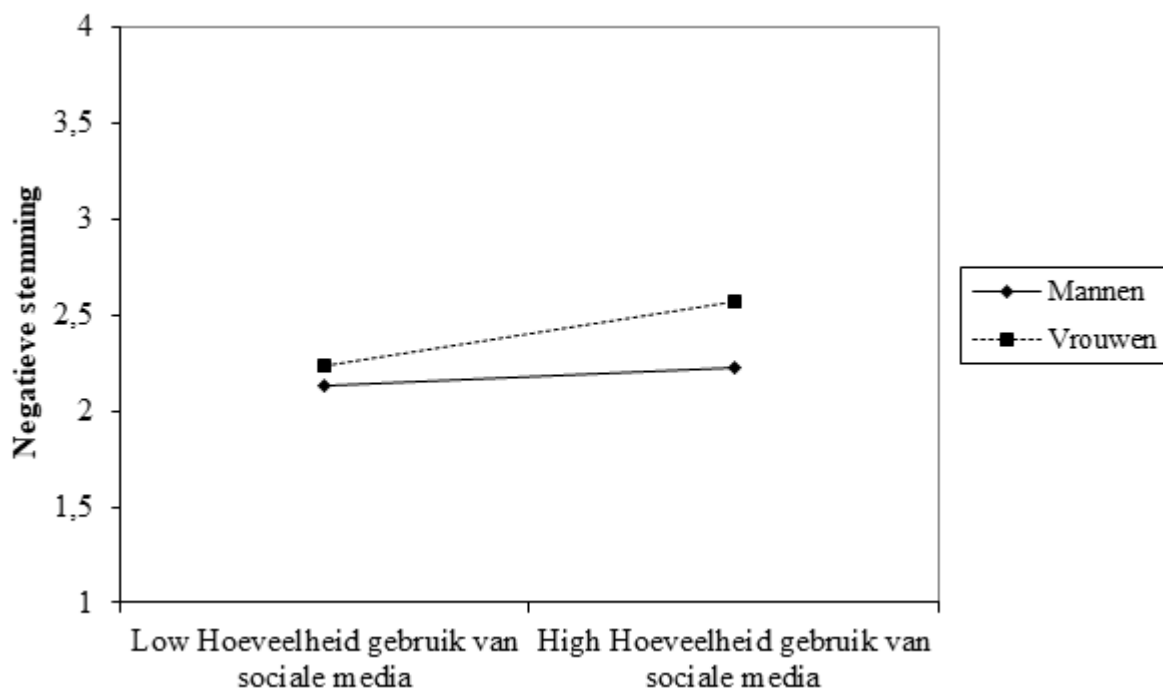
## De relatie tussen welzijn en sociale media bij tieners

Tabel 3

*Resultaten Regressieanalyse van Levenstevredenheid en Hoeveelheid Sociale Media met Sekse als Moderator*

Variabele	<i>b</i>	<i>SE</i>	<i>t</i>	<i>p</i>	95% BCI
Constante	3.29	.02	209.24	<.001	[3.26, 3.33]
Hoeveelheid sociale media gebruik (in uren per week)	-0.001	.001	-0.79	.429	[-0.002, 0.001]
Sekse	0.04	.03	1.18	.239	[-0.02, 0.10]
Interactie-effect	-0.002	.002	-1.35	.177	[-0.005, 0.001]

*Noot.*  $N = 1029$ . BCI = bootstrapping confidence interval. Bij de variabele sekse is jongen een 1 en meisje een 2.



*Figuur 1.* Regressielijnen voor de Scores op Negatieve Stemming voor Mannen en Vrouwen.



Literatuur

- Apaolaza, V., Hartmann, P., Medina, E., Barratia, J. M., & Echebarria, C. (2013). The relationship between socializing on the Spanish online networking site Tuenti and teenagers' subjective wellbeing: The roles of self-esteem and loneliness. *Computers in Human Behavior*, 29, 1282-1289. doi:10.1016/j.chb.2013.01.002
- Apaolaza, V., He, J., & Hartmann, P. (2014). The effect of gratifications derived from use of the social networking site Qzone on Chinese adolescents' positive mood. *Computers in Human Behavior*, 41, 203-211. doi:10.1016/j.chb.2014.09.029
- Appel, H., Gerlach, A. L., & Crusius, J. (2016). The interplay between Facebook use, social comparison, envy, and depression. *Current Opinion in Psychology*, 9, 44-49. doi:10.1016/j.copsyc.2015.10.006A
- Barr, S. (2019, 28 januari). Six ways social media negatively affects your mental health. Geraadpleegd van <https://www.independent.co.uk/life-style/health-and-families/social-media-mental-health-negative-effects-depression-anxiety-addiction-memory-a8307196.html>
- Blachnio, A., Przepiorka, A., & Pantic, I. (2016). Association between Facebook addiction, self-esteem and life satisfaction: A cross-sectional study. *Computers in Human Behavior*, 55, 701-705. doi:10.1016/j.chb.2015.10.026
- Blomfield Neira, C. J., & Barber, B. L. (2014). Social networking site use: Linked to adolescents' social self-concept, self-esteem, and depressed mood. *Australian Journal of Psychology*, 66(1), 56-64. doi:10.1111/ajpy.12034
- Brown, Z., & Tiggemann, M. (2016). Attractive celebrity and peer images on Instagram: Effect on women's mood and body image. *Body Image*, 19, 37-43. doi:10.1016/j.bodyim.2016.08.007
- Buijzen, M., & Valkenburg, P. M. (2003). The unintended effects of television advertising: Parent-child survey. *Communication Research*, 30(5), 483-503. doi:10.1177/0093650203256361
- Centraal bureau voor de statistiek. (2018, 31 oktober). *Internet; toegang, gebruik en faciliteiten* [Dataset]. Geraadpleegd van <https://statline.cbs.nl/Statweb/publication/?DM=SLNL&PA=83429ned&D1=0-69&D2=0,3-6&D3=0&D4=a&VW=T>
- Centraal bureau voor de statistiek. (2019, 28 maart). *Welzijn; kerncijfers, persoonskenmerken* [Dataset]. Geraadpleegd van <https://opendata.cbs.nl/statline/#/CBS/nl/dataset/82634NED/table?ts=1556218594865>

- Chae, J. (2018). Reexamining the relationship between social media and happiness: The effects of various social media platforms on reconceptualized happiness. *Telematics and Informatics*, 35(6), 1656-1664. doi:10.1016/j.tele.2018.04.011
- Denti, L., Barbupoulos, O., Nilsson, I., Holmberg, L., Thulin, M., Wendebblad, M., Andén, L., & Davisson, E. (2012, januari). Sweden's largest Facebook study. Geraadpleegd van [https://www.researchgate.net/publication/254419705\\_Sweden's\\_largest\\_Facebook\\_study](https://www.researchgate.net/publication/254419705_Sweden's_largest_Facebook_study)
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95, 542-575. doi:10.1037/0033-2909.95.3.542
- Ebesutani, C., Regan, J., Smith, A., Reise, S., Higa-McMillan, C., & Chorpita, B. (2012). The 10-item positive and negative affect schedule for children, child and parent shortened versions: Application of item response theory for more efficient assessment. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 34(2), 191-203. doi:10.1007/s10862-011-9273-2
- Ellison, N. B., Heino, R., & Gibbs, J. (2006). Managing impressions online: Self-presentation processes in the online dating environment. *Journal of Computer-Mediated Communication*, 11, 415–441. doi:10.1111/j.1083-6101.2006.00020.x
- Fardouly, J., Diedrichs, P. C., Vartanian, L. R., & Halliwell, E. (2015). Social comparisons on social media: The impact of Facebook on young women's body image concerns and mood. *Body Image*, 13, 38-45. doi:10.1016/j.bodyim.2014.12.002
- Festinger, L. A. (1954). Theory of social comparison processes. *Human Relations*, 7, 117-140. doi:10.1177/001872675400700202
- Field, A. (2013). Why is my evil lecturer forcing me to learn statistics? In M. Carmichael (Ed.), *Discovering Statistics Using IBM SPSS Statistics* (4th ed., pp. 1–39). London, United Kingdom: SAGE Publications.
- Frison, E., & Eggermont, S. (2016a). Exploring the relationships between different types of Facebook use, perceived online social support, and adolescents' depressed mood. *Social Science Computer Review*, 34(2), 153-171. doi:10.1177/0894439314567449
- Frison, E., & Eggermont, S. (2016b). ‘‘Harder, better, faster, stronger’’: Negative comparison on Facebook and adolescents' life satisfaction are reciprocally related. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 19, 58-164. doi:10.1089/cyber.2015.0296
- Frison, E., & Eggermont, S. (2017). Browsing, posting, and liking on Instagram: The reciprocal relationships between different types of Instagram use and adolescents'

- depressed mood. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 20(10), 63-609. doi:10.1089/cyber.2017.0156
- Grieve, R., Indian, M., Witteveen, K., Tolan, G. A., & Marrington, J. (2013). Face-to-face or Facebook: Can social connectedness be derived online? *Computers in Human Behavior*, 29, 604-609. doi:10.1016/j.chb.2012.11.017
- Huebner, E. S. (1997). Life satisfaction and happiness. In G. Bear, K. Minke, and A. Thomas (Eds.), *Children's needs-II* (pp. 271-278). Silver Spring, MD: National Association of School Psychologists.
- Kabasakal, Z. (2014). Life satisfaction and family functions as-predictors of problematic internet use in university students. *Computers in Human Behavior*, 53, 294-304. doi:10.1016/j.chb.2015.07.019
- Krasnova, H., Wenninger, H., Widjaja, T., & Buxmann, P. (2013, februari). Envy on Facebook: A hidden threat to users' life satisfaction? Paper gepresenteerd bij 'the Proceedings of the 11th International Conference on Wirtschaftsinformatik', Universität Leipzig, Germany. Geraadpleeg van <https://boris.unibe.ch/47080/>
- Kross, E., Verduyn, P., Demiralp, E., Park, J., Lee, D. S., Lin, N., Shablack, H., Jonides, J., & Ybarra, O. (2013). Facebook use predicts declines in subjective well-being in young adults. *PLOS ONE*, 8(8), :e69841. doi:10.1371/journal.pone.0069841
- Lachman, B., Sariuska, R., Kannen, C., Cooper, A., & Montag, C. (2015). Life satisfaction and problematic internet use: Evidence for gender specific effects. *Psychiatry Research*, 238, 363-367. doi:10.1016/j.psychres.2016.02.017
- Marino, C., Gini, G., Vieno, A., & Spada, M. M. (2018a). The associations between problematic Facebook use, psychological distress and well-being among adolescents and young adults: A systematic review and meta-analysis. *Journal of Affective Disorders*, 226, 274-281. doi:10.1016/j.jad.2017.10.007
- Marino, C., Gini, G., Vieno, A., & Spada, M. M. (2018b). A comprehensive meta-analysis on problematic Facebook use. *Computers in Human Behavior*, 83, 262-277. doi:10.1016/j.chb.2018.02.009
- Orben, A., Dienlin, T., & Przybylski, A. K. (2019). Social media's enduring effect on adolescent life satisfaction. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America (PNAS)*, 116, 10226-10228. doi:10.1073/pnas.1902058116
- Qiu, L., Lin, H., Leung, A. K., & Tov, W. (2012). Putting their best foot forward: Emotional disclosure on Facebook. *Cyberpsychology, Behavior and Social Networking*, 15, 569-572. doi:10.1089/cyber.2012.0200

- Sagioglou, C., & Greitemeyer, T. (2008). Computers in human behavior. *Computers in Human Behavior*, 24(6), 2475-2476. doi:10.1016/j.chb.2008.03.008
- Satici, S. A., & Uysal, R. (2015). Well-being and problematic Facebook use. *Computers in Human Behavior*, 49, 185-190. doi:10.1016/j.chb.2015.03.005
- Tromholt, M. (2016). The Facebook experiment: Quitting Facebook leads to higher levels of well-being. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 19(11), 661-666. doi:10.1089/cyber.2016.0259
- Utz, S., & Breuer, J. (2017). The relationship between use of social network sites, online social support, and well-being. *Journal of Media Psychology - Theories Methods and Applications*, 29, 115-125. doi:10.1027/1864-1105/a000222
- Valenzuela, S., Park, N., & Kee, K. F. (2009). Is there social capital in a social network site?: Facebook use and college students' life satisfaction, trust, and participation. *Journal of Computer-Mediated Communication*, 14, 875-901. doi:10.1111/j.1083-6101.2009.01474.x
- Valkenburg, P. M., Peter, J., & Schouten, A. P. (2006). Friend networking sites and their relationship to adolescents' well-being and social self-esteem. *CyberPsychology & Behavior*, 9, 584-590. doi:10.1089/cpb.2006.9.584
- Valkenburg, P. M., & Piotrowski, J. T. (2017). *Plugged in: How media attract and affect youth*. New Haven, CT: Yale University Press.
- Van der Veer, N., Boeke, S., Hoekstra, H., & Peters, O. (2018, 29 januari). Nationale Sociale Media Onderzoek. Geraadpleegd van <https://www.bindinc.nl/wp-content/uploads/2018/04/Newcom-Nationale-Social-Media-Onderzoek-2018-3.pdf>
- Van Doorn, L. (2019, 7 maart). Dit is de invloed van sociale media op de mentale gezondheid van jongeren. Geraadpleegd van <https://www.nu.nl/gezondheid/5773836/dit-is-de-invloed-van-sociale-media-op-de-mentale-gezondheid-van-jongeren.html>
- Vooijs, M. W., van der Voort, T. H. A., & Beentjes, H. (1987). De geschiktheid van verschillende typen vragen om de kijktijd en leestijd van kinderen te meten: Een validatie-onderzoek. [The aptness of different types of questions in measuring children's viewing and reading time: A validation study.] *Massacommunicatie*, 15, 65-80.
- Vossen, H. G. M., & Valkenburg, P. M. (2016). Do social media foster or curtail adolescents' empathy? A longitudinal study. *Computers in Human Behavior*, 63, 118-124. doi:10.1016/j.chb.2016.05.040

- Vigil, T. R., & Wu, H. D. (2015). Facebook users' engagement and perceived life satisfaction. *Media and Communication*, 3(1), 5-16. doi:10.17645/mac.v3i1.199
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063-1070. doi:10.1037/0022-3514.54.6.1063
- Weinstein, E. (2017). Adolescents' differential responses to social media browsing: Exploring causes and consequences for intervention. *Computers in Human Behavior*, 76, 396-405. doi:10.1016/j.chb.2017.07.038