

Vertrouwen in een gedigitaliseerde wereld

De relatie tussen soorten internetgebruik en algemeen vertrouwen



Auteur: P.J.C. Overeem

Begeleider: dr. J.M.J. Delnoij

Datum: 14-06-2018

Studentnummer: 5749425

Tweede beoordelaar: MSc M. Kristiansen

Bachelor scriptie

Opleiding: Sociologie

Universiteit Utrecht

Abstract

Onderzoek naar de rol van internet op sociaal kapitaal heeft tegenstrijdige resultaten opgeleverd. In dit onderzoek wordt op basis van data uit 2002 van de General Social Survey de relatie tussen algemeen vertrouwen en soorten internetgebruik gemeten. De resultaten laten zien dat meer informatieel internetgebruik deels positief gerelateerd is aan algemeen vertrouwen. Een mogelijke verklaring is een toename in kansen voor burgerlijke participatie en rekrutering in het dagelijks leven. Voor sociaal internetgebruik wordt geen significant effect gevonden. De resultaten bevestigen de huidige literatuur voor een deel. Deze studie draagt bij aan de literatuur over internet in relatie tot sociaal kapitaal, omdat het de relevantie van internetgebruik als multi-dimensioneel concept aantoont. Vervolgonderzoek dient zich te focussen op de rol van sociale media in dit multi-dimensionele concept.

Trefwoorden algemeen vertrouwen, internetgebruik, informatieel, sociaal

1. Inleiding

Sinds de opkomst van het internet is dit medium in een toenemende mate een integraal deel geworden van onze levens. Terwijl het internet een lange geschiedenis kent (al sinds 1962; zie Leiner et al., 2009), zijn het vooral de laatste twee decennia geweest waarin men te maken heeft gekregen met zijn impact (Kleinrock, 2010). In 2014 gebruikte 85 procent van de mensen in de Verenigde Staten het internet (bijna) elke dag (Lenhart, Purcell, Smith & Zickuhr, 2010). Hetzelfde geldt voor verschillende Europese landen (CBS Statline 2017; Lüders & Brandtzæg, 2017). Daarnaast heeft in Nederland in 2017 meer dan 97 procent van de bevolking toegang tot het internet (CBS Statline, 2017).

Deze ontwikkelingen hebben positieve gevolgen voor het sociale leven van mensen. Zo vonden Valenzuela, Park & Kee dat internetgebruik het niveau van voldoening en (algemeen) vertrouwen onder jongeren verhoogt, en, dat zelfs de politieke en burgerlijke participatie toeneemt door het meer gebruiken van Facebook (2009). Algemeen vertrouwen is ook positief gecorreleerd aan internetgebruik (Beaudoin, 2008). Internet trekt mensen niet weg van openbare plekken; het versterkt juist opkomst bij lokale initiatieven (Hampton, Sessions, Her, & Rainie, 2009).

Aan de andere kant laten Kraut et al. (1998) zien dat meer internetgebruik leidt tot minder contact met familie, het verkleinen van de sociale cirkel, eenzaamheid en zelfs depressie (zie bijvoorbeeld ook Nie & Erbring, 2000). Internetgebruik en depressie zijn vicieus verbonden aan elkaar: depressieve gevoelens verhogen de behoefte tot online sociale interactie, wat vervolgens leidt tot problematisch internetgebruik en een versterking van deze,

al bestaande, depressieve gevoelens (Caplan, 2000). Onderzoek van Sanders, Field, Miguel, en Kaplan (2000) bevestigt dat hoger internetgebruik gerelateerd is aan zwakkere *social ties* en minder goede relaties met ouders en vrienden (zie ook Hampton, 2007). Sterker nog; de komst van internet lijkt een plausibele factor te zijn voor de toename van sociale isolatie (McPherson, Smith-Lovin, & Brashears, 2006; Olds & Schwartz, 2009).

De bovengenoemde studies hebben zich al gericht op het gebruik van internet in relatie tot verschillende indicatoren van sociaal kapitaal, en zo ook algemeen vertrouwen. Deze grote hoeveelheid onderzoek heeft echter niet geleid tot consistente bevindingen. De huidige literatuur toont verschillende effecten aan van internetgebruik. Dit verschil is voor een deel te verklaren door verschillen in methoden en onderzoek. Er zijn echter ook verschillen gevonden in studies met dezelfde methodiek en analyses (Kraut et al., 1998, 2002).

Daarnaast heeft onderzoek de (grote) rol van algemeen vertrouwen op maatschappelijk niveau aangetoond (zie bijvoorbeeld de klassieke werken van Fukuyama, 1995; of Putnam's *'Bowling Alone'*, 2000). Dit onderzoek zal het internetgebruik en algemeen vertrouwen combineren en proberen om de inconsistenties binnen de huidige literatuur op te helderen. Het zal inzicht geven in de gevolgen die soorten internetgebruik hebben op mensen en diens algemeen vertrouwen. Ergo, dit onderzoek probeert de volgende onderzoeksvraag te beantwoorden:

Bestaat er, en zo ja in hoeverre, een correlatie tussen soorten internetgebruik en algemeen vertrouwen ?

De grote impact die het internet in heeft ons dagelijks leven is toegenomen en blijft toenemen. Maatschappelijk gezien is het relevant om te weten hoe de verschillende manieren van internetgebruik invloed op ons hebben. Mogelijkerwijs kunnen de bevindingen van dit onderzoek een beïnvloedende factor zijn voor onderzoeken of adviezen die zich richten op nieuw beleid.

Veel wetenschappers hebben dit thema onderzocht. Het gros van deze onderzoeken belicht internet als unitair concept: men gebruikt internet wel of niet (Beaudoin, 2008; Caplan, 2003; Kraut et al., 1998, 2002; Mcpherson, Smith-lovin, & Brashears, 2005; Nie & Erbring, 2000). Slechts een beperkt aantal onderzoeken is verricht naar de vele manieren waarop internet kan worden gebruikt (Shah, Kwak, & Holbert, 2001; Zhao, 2006). Deze twee onderzoeken presenteren tegenovergestelde bevindingen die soorten internetgebruik hebben op sociaal kapitaal. De wetenschappelijke relevantie van dit onderzoek is de navorsing van de

invloed die soorten internetgebruik hebben op algemeen vertrouwen. Indien er verschillen worden gevonden tussen soorten internetgebruik op algemeen vertrouwen, dan is dit additioneel bewijs om internetgebruik niet als eenzijdige variabele te gebruiken, maar de multi-dimensionaliteit van deze variabele te erkennen, en derhalve internet op deze manier te behandelen.

In dit onderzoek wordt gebruik gemaakt van de data (2002) van de General Social Survey (GSS). Dit is het meest recente jaar voor gegevens over soorten internetgebruik en algemeen vertrouwen. De GSS is een jaarlijkse questionnaire die onder Amerikaanse huishoudens voor volwassenen vanaf 18 jaar oud wordt verspreid. De GSS bevat honderden variabelen over demografische kenmerken, attitudes, gedragingen en opvattingen van mensen (Smith, Marsden, Hout, & Kim, 1972-2018).

Deze studie is opgedeeld in vier secties. In het theoretisch kader wordt de mogelijke invloed die soorten internetgebruik hebben op vertrouwen beschreven. Hierin worden verschillende verklaringen en mechanismen belicht, zoals de *correspondance bias*. Vervolgens wordt middels een meervoudige regressieanalyse de hoofdvraag getoetst met de data van de GSS uit 2002. Dan zullen de resultaten worden gepresenteerd en bediscussieerd. Tot slot worden de limitaties van het onderzoek benoemd. Informatieel internetgebruik is positief en significant verbonden met algemeen vertrouwen. Wanneer ook sociaal internetgebruik wordt getoetst, verdwijnt de significantie. De data tonen geen significant effect voor sociaal internetgebruik op algemeen vertrouwen.

2. Theoretisch kader

2.1 Algemeen vertrouwen

Vertrouwen is een thema dat wetenschappers al decennia bezighoudt. Fukuyama's boek over de invloed van vertrouwen op welvaart had een grote impact op het economische denken: zonder cultuur van vertrouwen, geen economische voorspoed (1995). Ook Putnam's pleidooi in *'Bowling Alone'* over de invloed van sociaal kapitaal, met vertrouwen als één van de drie hoofdindicatoren, bevestigt deze relatie (2000). Hij gebruikt *'de mate waarin je mensen over het algemeen kan vertrouwen of juist op moet passen met mensen'* als definitie voor algemeen vertrouwen (2000, p. 8). Andere onderzoeken gebruiken tevens deze definitie voor zowel sociaal, algemeen of interpersoonlijk vertrouwen (voor interpersoonlijk vertrouwen zie: Rotter, 1967; voor algemeen vertrouwen zie: Siegrist, Gutscher, & Earle, 2005; voor sociaal

vertrouwen zie Delhey & Newton, 2005). Sterker nog: Rousseau, Sitkin, Burt, en Camerer, (1998) stellen in hun cross-gedisciplineerde onderzoek naar vertrouwen dat de meest gebruikte definitie voor vertrouwen ‘*de bereidwilligheid om kwetsbaar te zijn*’ is (p. 394). De meeste geleerden geven in hun onderzoeken een eigen bewoording aan deze betekenis, maar veranderen in essentie de betekenis niet. Zo wordt in bijna elke definitie van vertrouwen ‘positieve verwachtingen’ benoemd. Zo stellen zij dat de discussie om de definitiebepaling voor vertrouwen ‘*niet heel erg verschillend*’ is (p. 393).

Wat betekent het als mensen anderen over het algemeen vertrouwen? Wat betekent dit voor hun gedrag? Veel onderzoek naar vertrouwen stelt dat vertrouwen gerelateerd is aan samenwerking (dit is eveneens het onderliggende mechanisme voor Fukuyama’s economische voorspoed) (Gambetta, 1990; Putnam, 2000). Dit betekent dat mensen die anderen over het algemeen vertrouwen de kans hoog genoeg achten dat voor hen een bepaalde actie of handeling van de ander bevorderlijk, of, ten minste niet schadelijk is. Dat zorgt ervoor dat ze bereid zijn samen te werken met diegene (Gambetta, 1990, p. 4). Wanneer mensen over het algemeen voorzichtig zijn met anderen, zal deze kans dermate kleiner zijn. In deze studie wordt het begrip ‘algemeen vertrouwen’ gehanteerd met de bovengenoemde definitie van Putnam. Putnam benoemt de invloed van technologie (e.g. televisie) als één van de oorzaken van het ‘eroderen’ van sociaal kapitaal. Fukuyama heeft het juist over internet als een manier om vertrouwen te faciliteren, maar is hier extreem voorzichtig in. Hij is één van de eerste die het internet in relatie tot vertrouwen aanstipt.

Sinds Fukuyama’s publicatie zijn er diverse studies verschenen die internetgebruik en vormen van sociaal kapitaal hebben onderzocht. Deze huidige literatuur omtrent internetgebruik en diens impact op diverse sociale factoren lijkt echter een raadsel te schetsen door haar inconsistente bevindingen. Enerzijds hebben verschillende studies positieve relaties gevonden tussen internetgebruik en sociale connectiviteit en interpersoonlijk vertrouwen (zie bijvoorbeeld Beaudoin, 2008; Hampton et al., 2009; Valenzuela et al., 2009). Anderzijds zijn er ook negatieve relaties gevonden (Caplan, 2003; Kraut et al., 1998; Mcpherson et al., 2005; Nie & Erbring, 2000). Deze inconsistentie is niet louter toe te schrijven aan verschil in onderzoeksdesign of methodiek. Zo gebruikten Kraut et al. in hun onderzoeken in 1998 en 2002 hetzelfde onderzoeksdesign (in 2002 werd de originele sample van 1998 gebruikt). In 1998 werd er een negatief effect van internetgebruik op sociale connectiviteit gevonden. In 2002 kwamen zij tot de conclusie dat internetgebruik het tegenovergestelde effect op sociale connectiviteit had: de grootte van iemands sociale cirkel nam toe door het gebruik van

internet. De in 1998 voorgestelde *'Internet Paradox'* bleek ontkracht te zijn. Initieel stelde deze paradox dat het medium internet, een sociale technologie die mensen en groepen dichter bij elkaar brengt en hen laat communiceren, juist geassocieerd werd met tegenovergestelde effecten. Hoewel het lastig is om te zeggen waardoor dit komt, stellen zij zelf dat de meest plausibele verklaring *'een verandering in de 'natuur' van het internet is (Kraut et al., 2002, p. 22).'* Wat het gros van de huidige studies hebben misvat, is de wijze waarop internetgebruik gemeten wordt. Aan respondenten is voornamelijk gevraagd hoeveel uur er op het internet werd doorgebracht. Op deze manier wordt het onderscheid gemeten tussen *'heavy-users'* en *'light-users'* (Kraut et al., 1998; Sanders, Field, Diego, & Kaplan, 2000; Caplan, 2003; Robinson, Kestnbaum, & Alvarez, 2016). Wat hiermee wordt miskend, is de veelzijdigheid aan mogelijkheden die het internet ons biedt. Het is niet (alleen) een kwestie van veel of weinig internetten, maar tevens *hoe* er geïnternet wordt (Wellman, Haase, Witte, & Hampton, 2001).

2.2 Internetgebruik

Het onderzoek van Shah, Kwak, en Holbert (2001) verschoof als eerste de focus van internet als unitair concept naar internet als multi-dimensioneel concept. Om de resultaten van hun onderzoek meer betekenis te geven, is het van belang te noemen hoe zij informatieel en sociaal internetgebruik hebben gedefinieerd. Zij zien informatieel internetgebruik als het gebruiken van internet voor het zoeken naar informatie en het uitwisselen van e-mails. Sociaal internetgebruik zien zij als het spelen van videogames, het bezoeken van *'multi-user dungeons'* en het tijd doorbrengen in chatrooms. *Multi-user dungeons* zijn videogames waarbij de spelers virtuele *role-playing* doen. De studie van Shah et al. nam dus voor het eerst het *hoe* van internet mee. Er werd onderzocht of verschillende gebruikscondities van internet verschillende effecten hadden op algemeen vertrouwen. Hieruit bleek dat er een duidelijk onderscheid bestond tussen het informatiele en het sociale gebruik van internet. Zo werd er geconcludeerd dat informatieel internetgebruik positief gecorreleerd is aan interpersoonlijk vertrouwen (hier gemeten: *'de meeste mensen zijn eerlijk'*, Shah et al., p. 146). De studie stelt dat dit komt doordat het gebruik van internet voor informatiele doeleinden de kans vergroot dat mensen *'... meer mobiliserende informatie tegenkomen en meer opportuniteiten ervaren voor rekrutering in het dagelijkse leven (Shah et al., p. 154).'* Een toename in burgerlijke participatie leidt vervolgens tot meer algemeen vertrouwen (Jennings & Stoker, 2004; Uslaner & Brown, 2005). Het sociale gebruik van internet biedt tegengestelde effecten: het gebruik van internet voor deze doeleinden verlaagt het interpersoonlijk vertrouwen van

respondenten (Shah et al.). Het onderliggende mechanisme stelt dat mensen zichzelf voor de gek houden: socialisatie en recreatie worden slechts unitair beleefd, terwijl ze zich voorhouden dat hun sociale interactie onderhouden wordt. Dit belemmert de mogelijkheden tot contact met de echte wereld (Shah et al.). Waar wij tegenwoordig sociaal internetgebruik voornamelijk zien als het actief zijn op sociale media, was in 2001 hiervan nog geen sprake. Dit zal later in deze sectie nog aan bod komen.

Sinds dit prominente onderzoek is slechts een aantal onderzoeken gepubliceerd die evenwel focussen op het *hoe* van internet. Zhao (2006) verdeelt internetgebruik in drie categorieën. Het non-sociale gebruik voor solitaire doeleinden (bv. web-gebruik voor informatie), het sociale gebruik voor contact met bekenden (bv. e-mail) en het sociale gebruik voor contact met onbekenden (bv. chatrooms). Dit onderscheidt solitair en sociaal internetgebruik van elkaar. Zhao komt tot de conclusie dat solitair internetgebruik geassocieerd is met minder sociale connecties, terwijl sociaal internetgebruik gecorreleerd is aan een groter aantal sociale connecties. Alhoewel Zhao en Shah et al. (2001) twee verschillende afhankelijke variabelen gebruiken in hun onderzoeken (sociale connectiviteit en interpersoonlijk vertrouwen), zijn deze onlosmakelijk met elkaar verbonden en interdependent aan elkaar. Veel onderzoek naar sociale connectiviteit laat zien dat hoge of lage levels hiervan samengaan met hoge of lage levels van interpersoonlijk vertrouwen en vice versa (zie bijvoorbeeld Aronoff, Stollak, & Woike, 1994; Lee & Robbins, 1998).

Ergo, de bevindingen van Zhao (2006) lijken haaks op de bevindingen van Shah et al. (2001) te staan. Zhao concludeert dat sociaal gebruik een positieve(re) invloed heeft, terwijl Shah et al. juist concluderen dat sociaal gebruik een negatieve invloed heeft. Dit verschil in conclusie kan een aantal oorzaken hebben. Shah et al. nemen in hun definitie van sociaal internetgebruik ook online videogames en het bezoeken van *multi-user dungeons* mee, terwijl Zhao het sociale internetgebruik louter meet aan de hand van chatrooms en e-mailgebruikers. Hetzelfde geldt voor het solitaire versus het informationele gebruik. Hiervoor nemen Shah et al. naast het zoeken van informatie, ook e-mail mee, terwijl Zhao alleen kijkt naar het zoeken van informatie. Er bestaat dus enige overlap tussen de gehanteerde definities. De negatieve invloed van spelen van videogames op sociaal kapitaal is meermaals aangetoond (zie bijvoorbeeld Zhong, 2011). Dit betekent dat het wel of niet meenemen van deze activiteit in de definitie voor sociaal internetgebruik invloed kan hebben op het gemeten effect. Het is van belang om te noemen dat de bevindingen van Shah et al. wetenschappelijk meer ondersteund worden dan de bevindingen van Zhao (e.g. Wellman et al., 2001; Zhang & Chia, 2006). Dit

onderzoek van Shah et al. is het fundament voor het huidige onderzoek. Essentieel in beide onderzoeken is dat er correlationeel onderzoek is verricht, i.e. er wordt niet een specifieke causale richting tussen internet en sociaal kapitaal voorgesteld, en dat is tevens niet mogelijk (Zhao; Shah et al.). E.g., dit betekent het volgende voor het onderzoek van Zhao:

‘It is possible, for example, that heavy involvement in solitary online surfing leads to a decrease in social ties, but it is also possible that lack of social ties makes a person more prone to engage in online solitary activities (p. 846)’

De dataset die in dit onderzoek gebruikt wordt leent zich niet voor het bepalen van een causaal verband tussen variabelen (Zhao). Het in acht nemen van deze evidenties is cruciaal voor het opstellen van de hypothesen van het huidige onderzoek. Voordat de hypothesen worden opgesteld, zal er nog één nieuwe ontwikkeling worden afgewogen: sociale media.

Tegenwoordig richten veel onderzoeken zich voornamelijk op internetgebruik voor sociale doeleinden. Met name door de opkomst van Facebook, Twitter en Instagram vanaf 2007 is er een grote verschuiving in focus geweest naar (louter) dit type internetgebruik. Het sociale gebruik van deze media maakt mensen ongelukkiger, wat leidt tot lager vertrouwen (Chou & Edge, 2012; Tokuda & Inoguchi, 2008). Dit komt doordat mensen voornamelijk positieve berichten op deze media plaatsen. De *correspondance bias* stelt dat men de neiging heeft aan te nemen dat de acties (lees: berichten, foto's) van anderen hun persoonlijkheid reflecteren (Chou & Edge). Deze foto's en berichten zijn voornamelijk positief, waardoor de lezer de *poster* sneller gelukkiger vindt dan zichzelf. Niettemin heeft een aantal onderzoeken positieve relaties gevonden tussen sociale media en sociaal kapitaal. Echter, deze onderzoeken vinden ofwel een zeer klein effect (Valenzuela, Park, & Kee, 2008) of dit positieve effect wordt alleen voor het *informationele* gebruik van sociale media (bv. politieke discussies) gevonden (Gil de Zúñiga, 2012; Valenzuela, Park, & Kee, 2009).

Hierboven zijn de theoretische mechanismen van deze studie benoemd; dat is voor informationeel internetgebruik een groter aantal mogelijkheden voor rekrutering en burgerlijke participatie in het dagelijks leven. Het mechanisme achter sociaal internetgebruik stelt een illusie van sociale interactie, terwijl socialisatie en recreatie werkelijk solitair beleefd worden, wat de mogelijkheden tot participatie in de 'echte wereld' belemmert (Shah et al., 2001). Gebaseerd op de inzichten van deze theoretische mechanismen, een sterker wetenschappelijk fundament voor de negatieve invloed van sociaal gebruik van internet en

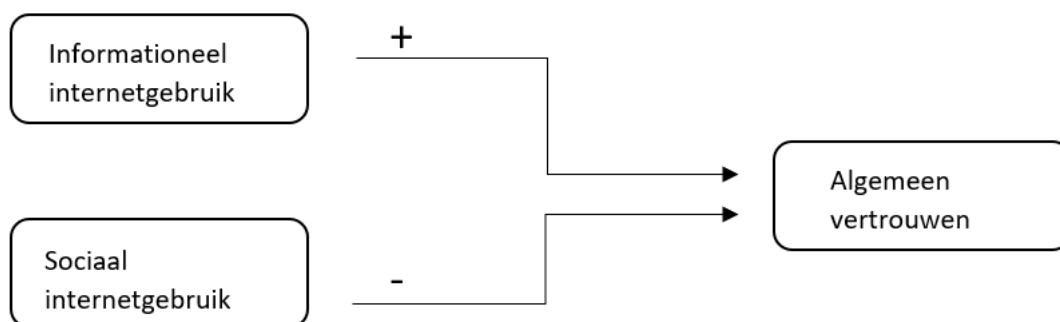
een positieve invloed voor informatieel gebruik, kunnen de volgende hypothesen worden opgesteld voor dit onderzoek.

H1: Een toename in het aantal uren sociaal internetgebruik is gerelateerd aan minder algemeen vertrouwen

Zoals eerder vermeld leent het databestand van de GSS, een cross-sectioneel onderzoek, zich niet voor het onderzoeken naar een causale directie. Hierom wordt een associatie voorgesteld. Het meeste onderzoek naar internet en sociaal kapitaal is relationeel onderzoek en bevat theoretisch fundament voor het assumeren van internet als onafhankelijke variabele en de vorm van sociaal kapitaal als afhankelijke variabele. Hoewel de assumptie is, dat meer sociaal internetgebruik leidt tot minder algemeen vertrouwen, is het ook mogelijk dat minder algemeen vertrouwen leidt tot meer sociaal internetgebruik. Het onderzoek dat hier naar gedaan is, is zeer beperkt (Steinfeld, Ellison, & Lampe, 2008), of heeft een meer psychologisch en cognitief karakter (Anderson, Steen, & Stavropoulos, 2017; Davis, 2001). Wetenschappelijk gezien bestaat er onvoldoende fundament om omgekeerde ‘causaliteit’ voor te stellen. Dit kan een interessant nieuw pad zijn voor toekomstig onderzoek.

Naast de bovengenoemde vorm van internetgebruik, kijkt dit onderzoek tevens naar internetgebruik voor informatiele doeleinden. Op basis van de bevindingen van huidige literatuur en de benoemde theoretische mechanismen, wordt het volgende voorgesteld.

H2: Een toename in het aantal uren informatieel internetgebruik is gerelateerd aan meer algemeen vertrouwen



Figuur 1. Schematische weergave variabelen huidig onderzoek

Daarnaast is in de huidige literatuur vooral gekeken naar de hoofdeffecten van internetgebruik op verschillende soorten sociaal kapitaal. Waar nog weinig onderzoek naar is

gedaan, zijn mogelijke interactie-effecten tussen voorspellende variabelen. Zo zou er kunnen worden gekeken naar een interactie tussen de onafhankelijke variabelen sociaal en informatieel internetgebruik. Het onderzoek van Gil de Zúñiga (2012) heeft gekeken naar het informatiele aspect van sociale media op het internet. Hieruit is gebleken dat het gebruik van sites voor sociale netwerken sociaal kapitaal verhogen, wanneer deze worden gebruikt voor het opdoen van informatie en nieuws. De studie stelt dat *“de informatie die wordt gedistribueerd door sociale netwerk sites bijdragen aan alle positieve effecten die geboden worden door de andere bekende informatiebronnen die iemand al bezit (Gil de Zúñiga, p. 331).”* Dit betekent dat sites voor sociale netwerken niet alleen informatie faciliteren, maar ook dat het de discussie over het belang en de relevantie van nieuwe, alsook bekende informatie, stimuleert (Gil de Zúñiga). Deze resultaten zijn markant, omdat het stelt dat informatieel en sociaal gebruik niet tegenover elkaar hoeven te staan, maar elkaar aan kunnen vullen. Het is mogelijk dat het effect van het aantal uren informatieel internetgebruik op algemeen vertrouwen deels afhankelijk is van het aantal uren dat de respondent aan sociaal internetgebruik besteedt, vice versa. Dat wil zeggen dat het effect op algemeen vertrouwen voor mensen die veel uren internet informatieel gebruiken positiever is wanneer zij ook veel uren besteden aan internet voor sociale doeleinden. Hiervoor wordt de laatste, derde, hypothese opgesteld.

H3: Het effect van informatieel gebruik op algemeen vertrouwen is positiever voor mensen die tevens internet voor sociale doeleinden gebruiken, dan voor mensen die alleen informatieel internet gebruiken. .

3. Methoden

3.1 Instrumenten

In dit onderzoek is gebruik gemaakt van de beschikbare datasets van de General Social Survey (GSS). De GSS bestaat uit honderden variabelen over demografische, gedrags- en attitudekenmerken en speciale thema's, zoals opvattingen jegens bepaalde maatschappijrelevante thema's. Het is één van de grootste en meest gebruikte dataonderzoeksprogramma's voor sociologie in Amerika (Smith, Marsden, Hout & Kim, 1972-2018). De bedoeling is dat de GSS-questionnaire herhaaldelijk wordt uitgezet om mogelijke trends over de tijd te kunnen constateren. Sinds 1972 wordt deze questionnaire bijna jaarlijks uitgevoerd door de National Opinion Research Center. Vanaf 1994 is de uitvoer hiervan eenmaal in de twee jaar. Elke sample bestaat uit Amerikaanse huishoudens met

volwassenen van 18 jaar en ouder die Engels spreken (of Spaans, sinds 2006) (Davis & Smith, 1992). De data is middels face-to-face interviews verzameld. Vanaf 2002 is het face-to-face interview vervangen door computer geassisteerd interviewen (Smith et al.). De responsratio is gemiddeld 75 procent. Dit betekent dat er elk jaar ongeveer 1500 mensen meedoen, en sinds 1994, ongeveer 3000 mensen per twee jaar.

Als laatste is het belangrijk om te weten dat de GSS een split-ballot design heeft (Smith, Marsden, Hout & Kim, 1972-2018). Dit betekent dat elke sample uit drie ballots bestaat. De GSS bezit een aantal kernvragen. Dit zijn vragen die voornamelijk over demografische kenmerken gaan, zoals geslacht, leeftijd, opleidingsniveau of inkomen. Deze set aan kernvragen worden bij elke questionnaire aan *iedereen* gesteld, i.e. aan alle drie de ballots. Naast deze kernvragen zijn er ook vragen waarbij een aantal vragen specifiek *niet* aan een bepaald aantal respondenten wordt gesteld, i.e. niet alle drie de ballots. Hiervoor wordt de antwoordoptie ‘IAP’ genoteerd (niet van toepassing) (Smith, Marsden, Hout & Kim). Indien dit van toepassing is op de gebruikte variabelen in dit onderzoek, zal dat worden vermeld, en zal het aantal IAP’s worden benoemd.

3.2 Variabelen

3.2.1. *Afhankelijke variabele: algemeen vertrouwen.*

In de GSS is vertrouwen (*‘trust’*) op de volgende manier gevraagd: *‘Over het algemeen, vind je dat de meeste mensen te vertrouwen zijn, of moet je met iedereen oppassen?’* Deze definitie is in essentie gelijk aan de definitie(s) van vertrouwen die voornamelijk worden gebruikt (Rousseau, Sitkin, Burt, & Camerer, 1998). Het gaat hier namelijk eveneens over positieve verwachtingen en de bereidwilligheid om kwetsbaar te zijn. Respondenten konden aangeven *‘kan vertrouwen’* (1), *‘kan niet vertrouwen’* (2) of *‘hangt er van af’* (3). Hier is een 3-punt likert schaal van gemaakt. Hiervoor is de variabele gehercodeerd naar *‘kan niet vertrouwen’* (1), *‘hangt ervan af’* (2), *‘kan vertrouwen’* (3). Kan vertrouwen is als optie drie gecodeerd, zodat de interpretatie van de analyses eenvoudiger wordt. Twee observaties hebben als antwoord ‘weet niet’. Deze zijn uit de analyse gehaald. Er is geen reden om aan te nemen dat deze observaties de relatie beïnvloeden.

Vervolgens is geprobeerd om deze variabele te combineren met de andere variabele over vertrouwen *‘trustpeople’*, om zo een representatiever en betrouwbaarder beeld te krijgen van vertrouwen. Deze variabele meet vertrouwen op de volgende manier: *‘Er zijn slechts een aantal mensen die ik blindelings kan vertrouwen.’* Deze vraag bezit als antwoordoptie een 5-

punt likert-schaal van *'sterk mee eens'* naar *'sterk mee oneens'*. De formulering van deze variabele is negatief, i.e. een score van '5' betekent dat er *niet* slechts een aantal mensen zijn die de respondent blindelings kan vertrouwen, ofwel, er zijn meer dan slechts een aantal mensen die de respondent blindelings kan vertrouwen. Om deze twee variabelen met elkaar te combineren en te kijken of ze als één component zouden kunnen worden gebruikt is een factoranalyse uitgevoerd. De Pearson's r uit de correlatie matrix geeft een waarde van .329 tussen de twee variabelen. Dit is boven 0.3, wat betekent dat de data passend zijn voor een factor analyse. Daaropvolgend geeft de Kaiser-Meyer-Olkin en Bartlett's Test juist een negatief advies: een KMO-waarde van 0.5 stelt dat de data niet geschikt is voor een factor analyse. De anti-image matrix kijkt ook nog naar de geschiktheid van de data voor een factor analyse. Deze matrix geeft een MSA-waarde weer van 0.5, i.e. de relatie van de variabelen 'trust' en 'trustpeople' is niet sterk genoeg. Eveneens wijst de Cronbach's alpha test uit dat de interne consistentie en de betrouwbaarheid niet hoog genoeg zijn ($\alpha = .494$).

Dit betekent dat slechts een van de twee variabelen die vertrouwen meet kan worden gebruikt. Hiervoor heeft de variabele 'trust' de voorkeur boven 'trustpeople'. De laatstgenoemde variabele meet eerder interpersoonlijk vertrouwen en de sterkte van iemands sociale cirkel, in plaats van algemeen vertrouwen. Dit wil zeggen dat het zou kunnen dat respondenten veel mensen in hun sociale netwerk compleet of blindelings vertrouwen. Echter, dit hoeft niet te betekenen dat zij de meeste mensen in het algemeen vertrouwen. Ergo, in dit onderzoek zal de variabele 'trust' worden gebruikt. De variabele 'trust' kent een totaal van 1853 IAP's (ter vergelijking: de variabele 'trustpeople' heeft 1616 IAP's).

3.2.2. Onafhankelijke variabelen

Om de associatie met de afhankelijke variabele 'vertrouwen' te definiëren worden twee onafhankelijke variabelen gebruikt, namelijk informatieel internetgebruik en sociaal internetgebruik. Deze zijn als volgt samengesteld.

Uren informatieel internetgebruik.

Voor uren informatieel internetgebruik wordt gekeken naar de variabele *email hours per week*. Deze variabele vraagt de respondenten naar hoeveel uren zij per week besteedt aan het verzenden en beantwoorden van e-mails. Het gebruik van deze variabele voor het testen van het informatiele internetgebruik per week is een goede maatstaf en wordt wetenschappelijk ondersteund (Shah et al., 2001; Zhao, 2006). Beide onderzoeken nemen het e-mailgebruik van

respondenten als manier om het informationele internetgebruik te meten. Deze variabele bezit 855 IAP's.

Uren sociaal internetgebruik.

Bij sociaal internetgebruik wordt er gekeken naar de variabele *chatroom hours per week*. Deze variabele vraagt respondenten naar de tijd die zij gemiddeld per week in uren doorbrengen in een chatroom. Dit is een vervolgvraag op de variabele *World Wide Web (WWW) hours per week*. Deze variabele vraagt mensen naar het aantal uren dat zij op het WWW doorbrengen per week. De variabele *chatroom hours per week* vraagt daarover het volgende: *'Eerder vermeldde je ... aantal uren per week door te brengen op het World Wide Web. Hoeveel uren daarvan besteedde je aan chatrooms, nieuwsgroepen, bulletinboards, discussiefora en andere vormen van online interactie met andere netgebruikers – niet enkel browsend alleen.'* Deze variabele geeft het verschil tussen het sociale en het informele internetgebruik helder weer. Nadruk wordt gelegd op de online interactie en niet individueel browsen. Deze definitie is tevens in de onderzoeken van Shah et al. (2001) en Zhao (2006) gebruikt. Voor sociaal internetgebruik wordt er dus op de bovenstaande manier gemeten. Deze variabele kent een totaal van 2403 IAP's.

3.2.3 Controlevariabelen

Het is bekend welke variabelen invloed hebben op internetgebruik en algemeen vertrouwen (Fukuyama, 1995; Kraut et al., 2002; Shah et al., 2001; Zhao, 2006). Daarom zal dit onderzoek de volgende controlevariabelen in de analyse meenemen: opleidingsniveau, leeftijd, gender (man = 0, vrouw = 1) en inkomen. Voor de variabele leeftijd geldt dat de antwoordoptie '89 jaar oud' alle mensen van 89 jaar of ouder meeneemt. Inkomen en opleidingsniveau worden verder toegelicht, omdat de operationalisering hiervan per onderzoek verschilt. In tabel 1 worden de beschrijvende statistieken uitgebreider weergegeven voor alle variabelen die in dit onderzoek zijn gebruikt.

Inkomen

In de GSS is de volgende vraag gesteld om het inkomen van de respondent te meten. *'In welk van de volgende categorieën viel uw totale familie-inkomen, vanuit alle bronnen, afgelopen jaar voor de belasting?'* Het gaat hier dus om het totale familie inkomen van de respondent. De antwoordopties bestonden uit 23 schalen waar respondenten hun inkomen konden invullen. Deze schalen begonnen bij \$ 0 tot \$ 1.000 dollar en liepen op tot \$ 110.000 dollar of

meer ($M = 15.90$; $SD = 5.47$). Onder schaal 15 wordt een inkomenswijdte van \$ 25.000 tot \$ 29.999 dollar geschaard. Onder schaal 16 wordt een inkomenswijdte van \$ 30.000 dollar tot \$ 34.999 dollar geschaard. Een gemiddelde schaal van 15.90 correspondeert met een gemiddeld jaarlijks familie inkomen van bijna \$ 30.000 dollar, ongeveer € 25.000 euro. De variabele kende 181 ‘geweigerd’ observaties en 120 ‘weet niet’ observaties. Deze antwoordopties zijn uit de analyse gehaald.

Opleidingsniveau

Om het opleidingsniveau van de respondent te meten werd gekeken naar het hoogste schooljaar dat is afgerond. De variabele *educ* vroeg een respondent het volgende: ‘*Hoogst behaalde schooljaar*’ ($M = 13.36$; $SD = 2.97$). Deze vraag had geen antwoordopties, en werd als open vraag gesteld. De antwoorden varieerden van nul tot twintig jaar aan opleiding. Het gemiddelde van dertien jaar aan educatie is gelijk aan het afronden van Havo in Nederland, waar gemiddeld dertien jaar aan opleiding voor nodig is. De hoogst ingevulde aantal gevolgde schooljaren is twintig jaar. In Nederland heb je na twintig jaar gemiddeld genomen een bachelor en masterdiploma behaald.

3.2.4 Missing data

Voor een aantal variabelen is er een aantal antwoordopties onder ‘missing’ geschaard, zoals: ‘weet niet’ en ‘geweigerd’ bij inkomen, of, IAP’s bij de afhankelijke variabele en de onafhankelijke variabele sociaal internetgebruik en informatieel internetgebruik. Missing data dragen een aantal problemen met zich mee. Het kan ervoor zorgen dat er te weinig observaties overblijven, waardoor de analyses sterk kunnen worden beïnvloed en de significantie kan worden aangetast (Schafer & Olsen, 1998). Missing data kunnen eveneens leiden tot niet representatieve resultaten (bias) (Schafer & Olsen). Doordat de IAP’s random zijn toegewezen, zal het gevaar van een overgebleven niet-representatieve sample niet relevant zijn (Smith, Marsden, Hout & Kim, 1972-2018). Echter: door de IAP’s kan het zijn dat er weinig observaties overblijven. Voor vertrouwen zijn er namelijk 1853 IAP’s, voor sociaal internetgebruik 2403 IAP’s en voor informatieel internetgebruik zijn er 855 IAP’s. De totale sample bestaat uit 2765 respondenten, i.e. 912 respondenten hebben de vraag over vertrouwen gekregen en 1910 respondenten de vraag over informatieel internetgebruik. Ergo, ondanks dit aantal IAP’s, blijft er voldoende data over voor de variabelen vertrouwen en informatieel internetgebruik. Slechts 362 respondenten hebben de vraag over sociaal internetgebruik gekregen. In relatie tot de andere twee variabelen is dit beduidend minder.

Desalniettemin, onderzoek stelt dit aantal voldoende is voor het representatief formuleren van conclusies voor deze studie (Ghasemi & Zahediasl, 2012).

3.3 Respondenten karakteristieken

De data kent een relatief kleine oververtegenwoordiging van vrouwen, 56 procent. De gemiddelde leeftijd is 46 jaar oud ($SD = 17,37$), met een minimum van 18 jaar oud en een maximum van 89 jaar oud. Van de respondenten vindt 79 procent zich ‘wit’, vijftien procent vindt zichzelf ‘zwart’ en de overige zes procent ‘anders’. De gemiddelde respondent heeft ruim dertien jaar aan school genoten. Dit is gelijk aan het behalen van een Havodiploma in Nederland. Daarnaast was het gemiddelde inkomen van de participant bijna \$ 30.000 dollar, ongeveer € 25.000 euro. Meer informatie over de karakteristieken van de participanten is terug te vinden in tabel 1.

3.4 Design

Het huidige onderzoek is een relationeel onderzoek, i.e. er wordt gekeken naar een mogelijke samenhang tussen internetgebruik en algemeen vertrouwen. De huidige literatuur toont aan dat internet niet meer als één factor te meten is, maar dat er gekeken moet worden naar internetgebruik. Dat is waar de analyse zich op zal richten: sociaal en informatieel internetgebruik. Vervolgens zullen vier covariaten worden toegevoegd aan de regressieanalyse om te controleren voor demografische factoren. De data die in dit onderzoek zijn gebruikt komen uit 2002 ($N = 2765$). In dit jaar zijn er variabelen meegenomen die te maken hebben met onlinecommunicatie, zoals het versturen van e-mails, het browsen op het *World Wide Web* en het deelnemen aan online chatrooms. Aan respondenten is gevraagd om het gebruik hiervan in zowel uren als minuten aan te geven. Tevens is in dit jaar de variabele meegenomen om vertrouwen te toetsen.

3.5 Analyse strategie

In dit onderzoek zal gebruik worden gemaakt van een multivariate lineaire regressieanalyse. Dit is mogelijk doordat de afhankelijke variabele vertrouwen is gehercodeerd naar een drie-punt Likertschaal. De huidige literatuur kent een toenemende discussie omtrent het aantal items dat vereist is voor een Likertschaal die suffiënt genoeg is. Er duikt steeds meer onderzoek op dat stelt dat een drie-punt Likertschaal voldoende is en onafhankelijk is van de betrouwbaarheid en validiteit (voor recent onderzoek zie Jacoby, Matell, Pruden, & Peterson, 2017).

Met de multivariate lineaire regressieanalyse wordt gekeken naar de mogelijke invloed die informatieel en sociaal internetgebruik hebben op algemeen vertrouwen. Daarnaast zal de analyse weergeven of deze invloed positief of negatief is. Er zal getest worden op multicollineariteit om te zien of de voorspelvariabelen onderling niet te hoog correleren.

4. Resultaten

De beschrijvende statistieken zijn in tabel 1 te zien. De afhankelijke variabele algemeen vertrouwen heeft een gemiddelde van 1.76 (SD =0.93). Dit betekent dat het merendeel van de participanten neigt naar de optie: ‘het ervan af hangt of je mensen kan vertrouwen’, met een sterkere voorkeur naar dat de meeste mensen niet te vertrouwen zijn. De beschrijvende statistiek van de onafhankelijke variabele ‘uren informatieel internetgebruik’ laat zien dat respondenten gemiddeld iets meer dan vier uur per week e-mails verzenden en beantwoorden.

Tabel 1

Beschrijvende statistieken van variabelen uit het GSS-onderzoek: data uit 2002

Variabele	N	M (SD)	Minimum	Maximum
Algemeen vertrouwen	2765	1.76 (.93)	1	3
Informationeel internetgebruiker (in uren)	2765	4.15 (7.24)	0.00	70.00
Sociaal internetgebruiker (in uren)	2765	2.12 (5.49)	0.00	40.00
<u>Controlevariabelen</u>				
Leeftijd	2765	46.28 (17.37)	18.00	89.00
Sekse	2765	0.56	0	1
Familie inkomen (in schalen 1-23)	2765	15.90 (5.47)	1	23
Opleidingsniveau (in jaren)	2753	13.36 (2.97)	0	20

De variabele kent een relatief hoge standaarddeviatie die bijna twee keer de grootte van het gemiddelde is (M = 4.15; SD = 7.24). Voor de andere onafhankelijke variabele van dit onderzoek is een gemiddelde van 2.12 gevonden (SD = 5.49). Respondenten gebruiken internet voor sociale doeleinden gemiddeld ruim twee uur per week, met een relatief hoge standaarddeviatie van vijfeneenhalf uur.

Naast de beschrijvende statistieken is een correlatieanalyse uitgevoerd. Doordat er niet aan de normaliteitsassumptie werd voldaan, is er in plaats van de Pearson's r naar de Spearman's Rho gekeken. Een nadere toelichting over de normaliteitsassumptie zal in de resultatensectie verder aan bod komen. Tabel 2 laat de Spearman's Rho waarden zien van alle variabelen die in het onderzoek worden gebruikt. De gevonden waarden stellen correlaties voor die in lijn zijn met de hypothesen.

Tabel 2

Correlatietabel - Spearman's Rho

Variabelen	1	2	3	4	5	6	7
1. Algemeen vertrouwen	1.000						
2. Uren sociaal internetgebruik	-.091	1.000					
3. Uren informationeel internetgebruik	.139**	.081	1.000				
4. Leeftijd	.146**	-.202**	-.041	1.000			
5. Geslacht	-.075*	-.028	.001	.027	1.000		
6. Inkomen	.236**	-.076	.187**	.007	-.089**	1.000	
7. Opleidingsniveau	.248**	-.186**	.261**	-.063	-.018	.406**	1.000

Note. * $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

Uren sociaal internetgebruik is negatief gecorreleerd aan algemeen vertrouwen, alleen is deze relatie zwak en niet significant ($r_s = -.091$; $p = .196$). De onafhankelijke variabele uren informationeel internetgebruik is, in lijn met de hypothesen, positief gecorreleerd aan algemeen vertrouwen. Deze relatie is zwak, doch significant ($r_s = .14$; $p = .001$). De onafhankelijke variabelen zijn zwak positief gerelateerd aan elkaar en niet significant ($r_s = .081$; ns). Hieruit blijkt dat multicollineariteit geen rol speelt.

Alvorens de meervoudige lineaire regressieanalyse wordt uitgevoerd, is gekeken naar de assumpties van de analyse. Eerst is gekeken of de variabelen normaal verdeeld zijn en of er outliers zijn die verwijderd of verminderd moeten worden om hun impact te verkleinen. Hoewel de variabelen niet perfect normaal verdeeld zijn, moet dat geen grote problemen opleveren met een relatief grote dataset, i.e. een dataset met meer dan 200 observaties

(Ghasemi & Zahediasl, 2012). Het blijkt dat er een aantal outliers aanwezig is: 9 bij de variabele ‘uren informatieel internetgebruik’ en 29 bij ‘uren sociaal internetgebruik’. Er zullen analyses worden uitgevoerd met en zonder de desbetreffende outliers. In de appendix is de tabel zichtbaar van de analyses waar de outliers niet in zijn meegenomen (zie appendix 3 en 4). Daarnaast is gekeken of er sprake is van multicollineariteit. De tolerantie en VIF-waarden wijzen uit dat multicollineariteit geen probleem speelt (zie appendix 2 voor de waarden).

Eerst is een preliminaire regressieanalyse uitgevoerd. Hierin werden alleen de hoofdeffecten los van elkaar getoetst. Tabel 3 laat zien dat het hoofdeffect van aantal uren informatieel internetgebruik positief en significant is ($\beta = .002$; $p < .01$). De uitkomst van deze eerste analyse bevestigt de hypothese dat een toename in het aantal uren informatieel internetgebruik verbonden is aan het toename in het algemeen vertrouwen van mensen. Dit is in lijn met eerder onderzoek (Wellman et al., 2001; Shah et al., 2002; Zhang & Chia, 2006). Voor de andere hoofdvariabele van het onderzoek, uren sociaal internetgebruik, wordt er een negatief effect gevonden. Hoewel dit in lijn is met de hypothese is dit effect niet significant ($\beta = .006$; *ns*). Dit wil zeggen dat de hypothese, dat een toename in het aantal uren sociaal internetgebruik verbonden is aan een afname in algemeen vertrouwen, niet kan worden bevestigd.

Tabel 3

Preliminaire analyse van de impact van de onafhankelijke variabelen op algemeen vertrouwen

Predictor variabelen	Algemeen vertrouwen β (<i>t</i> statistiek)
Uren informatieel internetgebruik (N = 617)	.014**(2.563)
Uren sociaal internetgebruik (N = 204)	-.006 (-.469)

Note. * $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

Vervolgens is de meervoudige regressieanalyse uitgebreid en zijn de hoofdeffecten samen getoetst, de controlevariabelen meegenomen en is er gekeken of er sprake is van interactie tussen de onafhankelijke variabelen. Tabel 4 presenteert de resultaten van deze verschillende modellen. Model 1 laat de resultaten zien van de regressieanalyse van de onafhankelijke variabele ‘uren informatieel internetgebruik’ en de controlevariabelen. De

impact van de controlevariabelen op het hoofdeffect van informatieel internetgebruik blijkt gering. Hoewel het effect iets in sterkte afneemt, blijft deze positief en significant ($\beta = .010$; $p < .05$). Het lijkt er op dat informatieel een belangrijke rol speelt op het algemeen vertrouwen van mensen. Echter: de grootte van dit effect is onder gemiddeld ($f^2 = 0.11$) (Cohen, 1988). Ergo, hoewel er sprake is van een significant effect, is het effect niet zeer substantieel.

Tabel 4

Meervoudige regressieanalyse van algemeen vertrouwen

	Model 1 b (t statistiek)	Model 2 b (t statistiek)	Model 3 b (t statistiek)	Model 4 b (t statistiek)
Constant	.286 (1.231)	.658 (1.402)	.667 (1.410)	.648 (1.366)
<u>Predictor variabelen</u>				
Uren informatieel internetgebruik	.010* (1.641)	-	.002 (.179)	.006 (-.179)
Uren sociaal internetgebruik	-	.009 (.731)	.009 (.646)	.020 (-.646)
Interactievariabele Informatieel*sociaal	-	-		-.001 (-.915)
<u>Controlevariabelen</u>				
Leeftijd	.012*** (4.361)	.003 (.555)	.003 (.557)	.003 (-.557)
Geslacht	-.086 (-1.123)	-.092 (-.658)	-.097 (-.677)	-.094 (-.662)
Inkomen	.022* (2.491)	.030 (1.943)	.029 (1.892)	.027 (1.709)
Opleidingsniveau	.047** (3.277)	.050 (1.851)	.049 (1.797)	.050 (1.843)
R^2 (%)	9.8	6.1	6.1	6,5
N	572	191	191	191

Note. * $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

In model 2 worden de controlevariabelen voor de andere hoofdvariabele, ‘uren sociaal internetgebruik’, van het onderzoek meegenomen. Uit de preliminaire analyse bleek dat er geen significant effect werd gevonden voor ‘uren sociaal internetgebruik’. Met het toevoegen

van de controlevariabelen wordt het effect van uren sociaal internetgebruik op algemeen vertrouwen positief, maar blijft het niet significant ($\beta = .009$; *ns*).

Model 3 geeft de resultaten van de analyse weer waarin de beide onafhankelijke variabelen en de controlevariabelen zijn meegenomen. Hieruit blijkt dat de eerder gevonden significante effecten afzwakken en niet meer significant blijven. Het hoofdeffect van de variabele ‘uren informatieel internetgebruik’ op algemeen vertrouwen is niet meer significant ($\beta = .002$; *ns*). Hetzelfde geldt voor de andere onafhankelijke variabele ‘uren sociaal internetgebruik’ ($\beta = .009$; *ns*). Door het analyseren van de twee onafhankelijke variabelen tegelijk, daalt de N substantieel. Voor informatieel internetgebruik was deze 572, terwijl bij het toetsen van beide variabelen gelijktijdig de N slechts 191 is. Hiervan is de impact gelijk te zien: het hoofdeffect van informatieel internetgebruik verliest haar significantie. Hier zal later verder op worden ingegaan.

In het laatste model, model 4, zijn beide onafhankelijke variabelen gelijktijdig getoetst en is eveneens gekeken naar een mogelijke interactie tussen de twee predictor variabelen. Tevens zijn de controlevariabelen meegenomen in de analyse. Model 4 is het volledige model, waarin alle factoren zijn meegenomen. In het theoretisch kader werd voorspeld dat er mogelijk sprake kan zijn van een positieve interactie tussen de twee onafhankelijke variabelen. De resultaten van de analyse laten zien dat het effect van de interactievariabele zeer zwak is en niet significant ($\beta = -.001$; *ns*). Door het meenemen van de interactievariabele in model 4 zijn de twee hoofdeffecten in sterkte toegenomen. Desalniettemin blijven zowel ‘uren informatieel internetgebruik’, als ‘uren sociaal internetgebruik’ niet significant, respectievelijk ($\beta = .006$; *n*; $\beta = .020$; *ns*).

Daarnaast wordt in tabel 4 de R^2 weergegeven. Dit is de proportie van variantie in de afhankelijke variabele die kan worden verklaard door de twee onafhankelijke variabelen. De proportie verklaarde variantie is voor de onafhankelijke variabelen zes procent.

Om te kijken of de meervoudige regressieanalyse significant kan voorspellen, is gekeken naar de ANOVA-tabel. Hieruit kan worden opgemaakt of de proportie verklaarde variantie, de R^2 , significant is. Voor model 4, het volledige model, laat deze zien dat het model niet significant is ($F = 2.01$; $df = 6$; $p = .07$).

De eerste hypothese stelde dat een toename in het aantal uren sociaal internetgebruik gerelateerd is aan minder algemeen vertrouwen. In tegenstelling tot de voorspelde negatieve invloed, toont de regressieanalyse een positief effect van uren sociaal internetgebruik op

algemeen vertrouwen ($\beta = .006$; *ns*). Belangrijk is het om op te merken dat het gevonden positieve effect zwak is en niet significant. Ergo, hypothese één kan niet worden bevestigd.

De bevindingen voor de relatie tussen uren informatieel internetgebruik en algemeen vertrouwen zijn wel in lijn met de desbetreffende opgestelde hypothese. Hypothese twee luidde: een toename in het aantal uren informatieel internetgebruik is gerelateerd aan meer algemeen vertrouwen. Voor uren informatieel internetgebruik werd een zwakke doch positieve relatie gevonden op algemeen vertrouwen ($\beta = .002$; *ns*). Deze relatie is niet significant. Ondanks dat er een positief effect is gevonden, is deze niet significant en kan hypothese twee tevens niet worden bevestigd.

De hypothese aangaande de interactievariabele van informatieel en sociaal internetgebruik stelde dat het effect van informatieel internetgebruik op algemeen vertrouwen positiever zou zijn voor mensen die tevens internet voor sociale doeleinden gebruiken ten opzichte van mensen die internet alleen voor informatiele doeleinden gebruiken. De resultaten in tabel 4 laten zien dat de relatie van de interactievariabele op algemeen vertrouwen zeer zwak is en niet significant ($b = -.001$; *ns*). Het is dus niet mogelijk om hypothese drie te bevestigen.

Sample size significantie

Uit de resultaten blijkt dat er een hoofdeffect is gevonden voor informatieel internetgebruik, dat er geen effect is gevonden voor sociaal internetgebruik en dat de significantie van het effect van informatieel internetgebruik wegvalt, wanneer de onafhankelijke variabelen gelijktijdig worden getoetst. Zoals eerder benoemd, lijkt een mogelijke verklaring het lage aantal observaties, voor de onafhankelijke variabele sociaal internetgebruik, te kunnen zijn. Het is relevant om te onderzoeken hoeveel observaties nodig zijn om de populatie zo accuraat mogelijk te vertegenwoordigen. Middels een sample size significantie formule kan worden uitgerekend welk aantal hiervoor nodig is. De formule van Yamane (1967) wordt hiervoor gebruikt (in Israel, 1992):

$$n = \frac{N}{1 + N(e)^2} \qquad n = \frac{2765}{1 + 2765(0.05)^2} = 349$$

Hieruit blijkt dat een gewenst aantal observaties voor de onafhankelijke variabele 349 is. Het aantal observaties dat sociaal internetgebruik had was 204 en 191. De n is hier het gewenste aantal observaties, de N de populatiegrootte en de e de level van precisie (Israel). In de discussie zal hier verder op worden ingegaan.

5. Conclusie en discussie

Bestaat er, en zo ja in hoeverre, een correlatie tussen soorten internetgebruik en algemeen vertrouwen? Deze onderzoeksvraag stond centraal in dit onderzoek. Vertrouwen mensen die internet meer gebruiken anderen over het algemeen meer? Dat hangt af van het soort internet dat mensen gebruiken. Middels de GSS is geprobeerd deze vraag te onderzoeken. De GSS is verspreid onder bijna 3000 Amerikaanse burgers en geeft een representatief beeld van de huidige populatie.

Aan het begin van dit onderzoek is er een aantal verwachtingen uitgesproken. Zo werd voorspeld dat hoe meer uren besteed worden aan sociaal internetgebruik, hoe lager iemands algemeen vertrouwen zou zijn. Voor informatieel internetgebruik werd de verwachting uitgesproken dat intensiever gebruik gerelateerd is aan een hoger algemeen vertrouwen. Deze hypothese was in lijn met het onderzoek van Shah et al. (2001), waarin deze verwachting werd bevestigd. Daarnaast stelde de interactie hypothese dat beide hoofdeffecten zouden afzwakken wanneer beide vormen van internet werden gebruikt.

De eerste hypothese voorspelde een negatief verband tussen uren sociaal internetgebruik en algemeen vertrouwen. Hoewel eerdere literatuur (Shah et al., 2001) wijst op een verband in deze richting, toonden de analyses in dit onderzoek aan dat hier geen significant effect voor bestaat. Ergo, hypothese 1 kon niet worden bevestigd. Dit is niet in lijn met eerdere onderzoeken die zowel positieve als negatieve effecten vonden voor de rol van sociaal internetgebruik op algemeen vertrouwen (Shah et al., 2001) of sociale connectiviteit (Zhao et al., 2006). Een mogelijke verklaring voor het feit dat dit onderzoek hier geen significant effect voor vindt, is dat beide onderzoeken een groter aantal observaties hadden voor de variabele sociaal internetgebruik, respectievelijk 2769 en 786. Naast het aantal uren sociaal internetgebruik belichtte dit onderzoek tevens informatieel internetgebruik. De resultaten wezen uit dat mensen die internet meer voor informatiele doeleinden gebruiken meer algemeen vertrouwen hebben. Een mogelijke verklaring voor dit resultaat is dat het gebruik van internet voor informatiele doeleinden de kans vergroot dat mensen meer informatie tegenkomen en kansen ervaren voor rekrutering in het dagelijkse leven (Shah et al., 2001). Dit significante effect bleef overeind bij het toevoegen van de controlevariabelen. Bij het toevoegen van de andere onafhankelijke variabele verloor het effect haar significantie. Wanneer er louter naar het hoofdeffect wordt gekeken, kan hypothese 2 worden bevestigd. In het alomvattende model verliest het haar significantie. Ergo, hypothese 2 kan deels worden

bevestigd. Dit is tevens deels in lijn met het onderzoek van Shah et al. (2001). Een plausibele reden waarom dat onderzoek wel significantie in het volledige model behoudt, is wederom het aantal observaties voor de sociale internetgebruiker.

De laatste bevinding van dit onderzoek is dat er vooralsnog geen interactie-effect van soorten internetgebruik is gevonden. Hiervoor bestond slechts een geringe hoeveelheid wetenschappelijk fundament. Hypothese 3 betreft het voorspelde interactie-effect, namelijk: het effect van informatieel internetgebruik op algemeen vertrouwen is positiever voor mensen die tevens internet voor sociale doeleinden gebruiken, dan voor mensen die louter internet voor informatiele doeleinden gebruiken. De resultaten wezen uit dat deze hypothese verworpen moest worden.

Dit onderzoek kent een aantal complicaties. Ten eerste bevat de data een aantal beperkingen. De dataset die in dit onderzoek is gebruikt, bestaat uit observaties van respondenten uit 2002. Hoewel deze data recenter is dan de data van de onderzoeken van Shah et al. (2002) en Zhao et al. (2006), kan het dynamische karakter van internet niet worden geïgnoreerd. Het internet ontwikkelt zich razendsnel en is haar tijd vaak vooruit (bv. *Internet Paradox*, Kraut et al. 1998; 2002). In 2002 bestonden Facebook, Twitter en LinkedIn nog niet. Deze sociale media kunnen informatieel en sociaal internetgebruik op een nieuwe manier definiëren. Hoewel er al onderzoek bestaat over de rol van sociale media, kent de huidige literatuur nog geen onderscheid tussen informatieel en sociaal internetgebruik met inachtneming van sociale media (Gil de Zúñiga, 2012; Valenzuela, Park, & Kee, 2009; Chou & Edge, 2012). Wanneer sociale media wordt meegenomen in de definitie van sociaal internetgebruik, kunnen de hypothesen geherformuleerd worden, gezien de hoeveelheid literatuur die positieve resultaten vindt over sociale media. Voor nieuw onderzoek dient sociale media in de definitie van sociaal internetgebruik te zitten.

Een tweede complicatie van de data is het geringe aantal sociale internetgebruikers. Idealiter had deze variabele evenveel observaties als het aantal informatiele internetgebruikers gehad (1100), of in ieder geval 349 (zie sectie 4: *sample size significantie*). Dit had de kans vergroot dat de eerste hypothese zou worden bevestigd. Daarnaast had een groter aantal observaties de interactievariabele meer betekenis kunnen hebben gegeven. De gebruikte data uit deze studie is verzameld door de GSS. Deze questionnaire bevraagt mensen over veel meer dan alleen internet. Dit is ook een van de redenen waarom er een kleiner aantal observaties waren dan gehoopt voor de gebruikte variabelen (bv. IAP's). Vervolgonderzoek

zal zich louter moeten richten op het verzamelen van de nodige gegevens, om zo een generalistischer en betrouwbaarder beeld te kunnen schetsen.

Ten derde moet in deze sectie worden genoemd dat de afhankelijke variabele, algemeen vertrouwen, is gehercodeerd naar een driepunt Likertschaal. Hoewel hier in de methodesectie verantwoording voor is afgelegd, bestaat de kans dat dit impact heeft gehad op de resultaten van dit onderzoek (bv. verlies van informatie). Idealiter zou deze variabele antwoordopties van een vijf- of zevenpunt Likertschaal hebben gehad, om zo algemeen vertrouwen accurater te kunnen weergeven. In het vervolg dient onderzoek vertrouwen op deze manier te meten. Idealiter worden meerdere variabelen gebruikt om uiteindelijk vertrouwen te meten aan de hand van een combinatie van verschillende stellingen over vertrouwen om zo een accuraat mogelijk beeld te schetsen.

Een vierde beperking is de definiëring van onafhankelijke variabele informatieel internetgebruik. Dit onderzoek vond deels een positief hoofdeffect voor informatieel internetgebruik op algemeen vertrouwen. Het onderzoek van Zhao (2006), dat eveneens de GSS-data heeft gebruikt (uit 2000), vond een negatief effect van informatieel internetgebruik. Een mogelijke verklaring zou hiervoor kunnen zijn dat het onderzoek van Zhao de informatiele internetgebruiker meet door louter te kijken naar het zoeken naar informatie online. In het huidige onderzoek is voor het informatiele internetgebruik gekeken naar het verzenden en ontvangen van e-mails. Deze handeling is niet louter informatieel, maar bezit tevens een sociaal aspect. Dit sociale aspect kan mogelijk het verschil in onderzoeksresultaten verklaren. Vervolgonderzoek dient een duidelijk onderscheid te maken tussen sociaal en informatieel internetgebruik, waarbij informatieel internetgebruik geen sociaal element bevat.

De laatste en tevens belangrijkste beperking van deze studie gaat over het type onderzoek. Dit is eerder aan bod gekomen in het theoretisch kader. Het huidige onderzoek verricht correlationeel onderzoek, en geen causaal onderzoek. Het is niet mogelijk een causaal verband tussen variabelen vast te stellen, slechts een correlatie. Dit betekent, bijvoorbeeld, dat het evenwel mogelijk is dat algemeen vertrouwen leidt tot meer uren spenderen op internet voor informatiele doeleinden. Het kan zelfs zijn dat dit nog beïnvloed wordt door een derde factor, bijvoorbeeld persoonlijkheid (Zhao, 2006). Om de eventuele invloed van een derde factor te bepalen is grondiger en langduriger onderzoek nodig. Dit is niet goed uit te voeren middels de GSS-data, omdat de gegevens omtrent internetgebruik voor een groot aantal jaren ontbreken.

Literatuur

- Aronoff, J., Stollak, G. E., & Woike, B. a. (1994). *Affect regulation and the breadth of interpersonal engagement*. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67(1), 105–114. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.67.1.105>
- Beaudoin, C. E. (2008). *Explaining the relationship between internet use and interpersonal trust: Taking into account motivation and information overload*. *Journal of Computer-Mediated Communication*, 13(3), 550–568. <https://doi.org/10.1111/j.1083-6101.2008.00410.x>
- Caplan, S. E. (2003). *Preference for Online Social Interaction: A Theory of Problematic Internet Use and Psychosocial Well-Being*. *Communication Research*, 30(6), 625–648. <https://doi.org/10.1177/0093650203257842>
- CBS Statline, (2017). *Internet: toegang, gebruik & faciliteiten*. Verkregen op 18-2-2018 van: <http://statline.cbs.nl/Statweb/publication/?DM=SLNL&PA=83429NED&D1=0,12&D2=0,17,19&D3=0&D4=3-5&HDR=T,G3&STB=G1,G2&VW=T>
- Chou, H.-T. G., & Edge, N. (2012). “*They Are Happier and Having Better Lives than I Am*”: *The Impact of Using Facebook on Perceptions of Others’ Lives*. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 15(2), 117–121. <https://doi.org/10.1089/cyber.2011.0324>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. 2nd edition. Psychology Press. Taylor & Franc Group.
- Davis, J. A., & Smith, T. W. (1992). *The NORC general social survey: A user’s guide*. Newbury Park, CA: Sage
- Fukuyama, F. (1995). *Trust: The social virtues and the creation of prosperity* (No. D10 301 c. 1/c. 2). Free Press Paperbacks.
- Gambetta, D. (1990). *Can we trust? Trust: Making and Breaking Coopeative Relations*, 213–237.
- Ghasemi, A., & Zahediasl, S. (2012). *Normality tests for statistical analysis: a guide for non-statisticians*. *International journal of endocrinology and metabolism*, 10(2), 486.
- Gil de Zúñiga, H. (2012). *Social Media Use for News and Individuals’ Social Capital, Civic Engagement and Political Participation*. *Journal of Computer-Mediated Communication*, 17(3), 319–336. <https://doi.org/10.1111/j.1083-6101.2012.01574.x>
- Hampton, K. N., Sessions, L. F., Her, E. J., & Rainie, L. (2009). *Social Isolation and New Technology How the internet and mobile phones impact Americans’ social networks*. *Social Network*, (November), 1–84.

- Israel, G. D. (1992). *Determining sample size*. University of Florida. Florida Cooperative Extension Service.
- Jennings, M. K., & Stoker, L. (2004). *Social Trust and Civic Engagement across Time and Generations*. *Acta Politica*, 39(4), 342–379. <https://doi.org/10.1057/palgrave.ap.5500077>
- Kleinrock, L. (2010). *An early history of the internet [History of Communications]*. *IEEE Communications Magazine*, 48(8), 26–36. <https://doi.org/10.1109/MCOM.2010.5534584>
- Kraut, R., Patterson, M., Lundmark, V., Kiesler, S., Mukopadhyay, T., & Scherlis, W. (1998). [W7] *Internet Paradox*. *American Psychologist*, 53(9), 1017–1031. <https://doi.org/10.1037//0003-066x.53.9.1017>
- Kraut, R., Kiesler, S., Boneva, B., Cummings, J., Helgeson, V., & Crawford, A. (2002). *Internet Paradox Revisited*. *Journal of Social Issues*, 58(1), 49–74. <https://doi.org/10.1111/1540-4560.00248>
- Lee, R., & Robbins, S. (1998). *The relationship between social connectedness and anxiety, self-esteem, and social identity*. *Journal of Counseling Psychology*, 45(3), 338–345.
- Leiner, B. M., Cerf, V. G., Clark, D. D., Kahn, R. E., Kleinrock, L., Lynch, D. C., & Wolff, S. (2009). *A brief history of the Internet*. *ACM SIGCOMM Computer Communication Review*, 39(5), 22-31.
- Lenhart, A., Purcell, K., Smith, A., & Zickuhr, K. (2010). *Social Media & Mobile Internet Use among Teens and Young Adults. Millennials*. Pew Internet & American Life Project, 1, 1–16. <https://doi.org/10.3898/NEWF.78.02.2013>
- Lüders, M., & Brandtzæg, P. B. (2017). “My children tell me it’s so simple’: A mixed-methods approach to understand older non-users’ perceptions of Social Networking Sites. *New Media and Society*, 19(2), 181–198. <https://doi.org/10.1177/1461444814554064>
- Mpherson, M., Smith-lovin, L., & Brashears, M. E. (2005). *Social Isolation in America : Changes in Core Discussion Networks over Two Decades*, 71, 353–375.
- Nie, N. H., & Erbring, L. (2000). *STUDY OF SOCIETY INTERNET AND SOCIETY I*. Survey Objectives Methodology Key Findings, 1–49.
- Olds, J., & Schwartz, R. S. (2009). *The lonely American: Drifting apart in the twenty-first century*. Beacon Press.
- Oliver, M. B., Weaver III, J. B., & Sargent, S. L. (2010). *An Examination of Factors Related to Sex Differences In Enjoyment of Sad Films An Examination of Factors Related to Sex Differences In Enjoyment of Sad Films*. *Journal of Broadcasting & Electronic Media*, 44(2), 282–300. <https://doi.org/10.1207/s15506878jobem4402>
- Putnam, R. D. (2000). *Bowling alone: America’s declining social capital*. In *Culture and politics* (pp. 223-234). Palgrave Macmillan, New York.

- Robinson, J. P., Kestnbaum, M., & Alvarez, A. (2016). *Among Internet Users*, 18(4).
- Rousseau, D. M., Sitkin, S. B., Burt, R. S., & Camerer, C. (1998). *Introduction to Special Topic Forum : Not so Different after All : A Cross-Discipline View of Trust* Author (s): Denise M . Rousseau , Sim B . Sitkin , Ronald S . Burt and Colin Camerer Source : The Academy of Management Review , Vol . 23 , No . 3 (Jul. Academy of Management Review, 23(3), 393–404. <https://doi.org/10.39.83.226>
- Sanders, C. E., Field, T. M., Miguel, D., & Kaplan, M. (2000). *The relationship of Internet use to depression and social isolation among adolescents*. *Adolescence*, 35(138), 237.
- Schafer, J. L., & Olsen, M. K. (1998). Multiple imputation for multivariate missing-data problems: A data analyst's perspective. *Multivariate behavioral research*, 33(4), 545–571.
- Shah, D. V., Kwak, N., & Holbert, R. L. (2001). “Connecting” and “disconnecting” with civic life: Patterns of internet use and the production of social capital. *Political Communication*, 18(2), 141–162. <https://doi.org/10.1080/105846001750322952>
- Smith, Tom W., Marsden, P., Hout, M., Kim, J (1972-2014). *General Social Surveys*. National Science Foundation. NORC ed. Chicago. University of Connecticut.
- Tokuda, Y., & Inoguchi, T. (2008). *Interpersonal mistrust and unhappiness among Japanese people*. *Social Indicators Research*, 89(2), 349–360. <https://doi.org/10.1007/s11205-007-9235-y>
- Uslaner, E. M., & Brown, M. (2005). *Inequality, trust, and civic engagement*. *American Politics Research*, 33(6), 868–894. <https://doi.org/10.1177/1532673X04271903>
- Valenzuela, S., Park, N., & Kee, K. F. (2008). *Lessons from Facebook: The Effect of Social Network Sites on College Students’ Social Capital*. *Communication*, 39. Retrieved from <http://online.journalism.utexas.edu/2008/papers/Valenzuela.pdf>
- Valenzuela, S., Park, N., & Kee, K. F. (2009). *Is There social capital in a social network site?: Facebook use and college student’s life satisfaction, trust, and participation*. *Journal of Computer-Mediated Communication*, 14(4), 875–901. <https://doi.org/10.1111/j.1083-6101.2009.01474.x>
- Wellman, B., Haase, A. Q., Witte, J., & Hampton, K. (2001). *Does the Internet Increase, Decrease, or Supplement Social Capital?* *American Behavioral Scientist*, 45(3), 436–455. <https://doi.org/10.1177/00027640121957286>
- Zhang, W., & Chia, S. C. (2006). *The Effects of Mass Media Use and Social Capital on Civic and Political Participation*. *Communication Studies*, 57(3), 277–297. <https://doi.org/10.1080/10510970600666974>
- Zhao, S. (2006). *Do internet users have more social ties? A call for differentiated analyses of internet use*. *Journal of Computer-Mediated Communication*, 11(3), 844–862. <https://doi.org/10.1111/j.1083-6101.2006.00038.x>

Zhong, Z. J. (2011). *The effects of collective MMORPG (Massively Multiplayer Online Role-Playing Games) play on gamers' online and offline social capital*. *Computers in Human Behavior*, 27(6), 2352–2363. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2011.07.014>

Appendix

1:

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sample Adequacy	.500
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. 86.400
	Chi-square
	df 1
	Sig. .000

2:

Tabel 4 Multicollineariteit coëfficiënten

<i>Variabelen</i>	<i>Collineariteitsstatistieken</i>	
	Tolerantie	VIF
Uren informatieel internetgebruik	.875	1.144
Uren sociaal internetgebruik	.818	1.233

3:

Preliminare analyse van de impact van de onafhankelijke variabelen op algemeen vertrouwen (zonder outliers)

Predictor variabelen	Algemeen vertrouwen β (<i>t</i> statistiek)
Uren informatieel internetgebruik (N = 610)	.023***(3.424)
Uren sociaal internetgebruik (N = 200)	0.000 (0.000)

Note. * $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

4:

Meervoudige regressieanalyse van algemeen vertrouwen (zonder outliers)

	Model 1 β (<i>t</i> statistiek)	Model 2 β (<i>t</i> statistiek)	Model 3 β (<i>t</i> statistiek)	Model 4 β (<i>t</i> statistiek)
<u>Predictor variabelen</u>				
Uren informatieel internetgebruik	.016* (2.226)	-	.005 (.513)	.004 (.381)
Uren sociaal internetgebruik	-	.015 (.999)	.014 (.609)	.006 (.272)
Interactievariabele Informatieel*sociaal	-	-		.001 (-.915)
<u>Controlevariabelen</u>				
Leeftijd	.012*** (4.453)	.005 (.787)	.005 (.785)	.005 (-.557)
Geslacht	-.080 (-1.040)	-.073 (-.510)	-.084 (-.580)	-.083 (-.571)
Inkomen	.019* (2.140)	.025 (1.608)	.048 (1.762)	.023 (1.415)
Opleidingsniveau	.045** (3.088)	.050 (1.823)	.023 (1.458)	.047 (1.700)
<i>R</i> ² (%)	10.0	5.4	5.6	5.7
<i>N</i>	564	187	187	187

Note. **p* < .05. ***p* < .01. ****p* < .001.

