

De invloed van intergenerationele socialisatie van genderrollen op het zorggedrag van vaders

Creëren werkende moeders zorgende zonen?

Masterthesis Arbeid, Zorg en Participatie
Faculteit Sociale Wetenschappen
Universiteit Utrecht

Student: Anna van der Heide
Studentnummer: 3965775
Begeleidend docent: Dr. F.M. Stok
Tweede beoordelaar: Dr. M. Hopman
Datum: 3 juli 2017
Aantal woorden: 7994

Samenvatting

Hoewel vrouwen steeds meer actief zijn op de arbeidsmarkt, besteden vaders nog steeds aanzienlijk minder tijd aan de opvoeding van kinderen dan moeders. Dit terwijl vaderbetrokkenheid belangrijk is voor de ontwikkeling van een kind en arbeidsmarktkansen creëert voor vrouwen. Daarom is hier getracht het zorggedrag van vaders te verklaren aan de hand van gegevens van 144 vaders uit de Nederlandse ISSP dataset uit 2013. De in dit onderzoek gebruikte socialisatietheorie voorspelt dat genderrolsocialisatie samenhangt met de latere genderrolattitudes [GRA] en het zorggedrag van een individu. Op basis van deze theorie werd verwacht dat een vader die in zijn kindertijd een werkende moeder had, meer uur zou besteden aan zorg, en meer egalitaire GRA zou hebben. Ook werd verwacht dat GRA een mediator vormde van de relatie tussen een werkende moeder en het zorggedrag van haar zoon. Geen van de verwachtingen werden bevestigd. Wel werden een aantal andere relaties gevonden; een negatieve invloed van leeftijd op GRA en uren besteed aan zorg, een negatieve invloed van religie op GRA en een positieve invloed van jaren gevolgd educatie en werkuren van de partner op GRA. Meer onderzoek is nodig om beter inzicht te krijgen in de invloed van genderrolsocialisatie op het zorggedrag van vaders, niet alleen socialisatie door ouders, maar ook door partner en omgeving.

1. Inleiding

Er heerst tegenwoordig veel discussie over gendernormen, sociale regels over hoe mannen en vrouwen zich horen te gedragen binnen een bepaalde cultuur (Waszak, Thapa & Davey, 2003). Of het nu gaat om het tekort aan topvrouwen in het bedrijfsleven (NU.nl, 2016) of de uitbreiding van het vaderschapsverlof (Jansen, 2017), er lijkt nog een lange weg te gaan naar gendergelijkheid. De heersende gendernormen maken het voor vaders niet gemakkelijk. Zo kreeg Jesse Klaver onlangs nog kritiek voor het opnemen van een ‘pappadag’ tijdens de onderhandelingen voor de kabinetsformatie (De Standaard, 2017).

Ondanks het feit dat vrouwen steeds hoger opgeleid zijn dan vroeger en vaker actief zijn op de arbeidsmarkt, besteden mannen minder tijd dan vrouwen aan de opvoeding van kinderen. Dit geldt ook in situaties waarin mannen en vrouwen evenveel uur betaald werk verrichten (Shelton & John, 1996). In veel gezinnen is de man nog steeds de hoofdkostwinner en gaat de vrouw parttime werken of stopt met werken om voor de kinderen te zorgen.

Meer dan twintig jaar geleden deed Vincent Duindam (1997) kwalitatief onderzoek naar een groep ‘zorgende vaders’, die relatief veel tijd staken in de zorg voor hun kinderen en bijvoorbeeld parttime werkten om dit te kunnen doen. Sindsdien blijkt er nog maar weinig veranderd te zijn, deze groep is nog steeds erg klein (Hoog et al., 2011). Hoewel veel vaders aangeven graag minder te willen werken als dit betekent dat zij meer tijd door kunnen brengen met hun kinderen, gebeurt dit meestal niet (Nikkelen & de Blécourt, 2017). Slechts zes procent van de vaders gaat minder werken of stopt met werken (Bierings & Souren, 2011) en tachtig procent neemt geen onbetaald ouderschapsverlof op bij de geboorte van hun (jongste) kind (Nikkelen & de Blécourt, 2017). Een deel van deze vaders geeft aan dit

niet nodig te vinden. Zorgen voor kinderen wordt door een deel van de mensen nog steeds gezien als een vrouwentaak (Nikkelen & de Blécourt, 2017). De verdeling van zorg tussen ouders wordt dus beïnvloed door genderrolattitudes [GRA], individuele opvattingen over de relatieve rollen van mannen en vrouwen in de maatschappij (McGinn, Castro & Lingo, 2015). Deze attitudes vallen op een schaal van traditioneel naar egalitair. Traditioneel gaat uit van positieve opvattingen over gescheiden domeinen van de rollen van mannen en vrouwen. Egalitaire attitudes gaan uit van positieve opvattingen over poreuze gendergrenzen, waarin men positief staat tegenover werkende vrouwen en zorgende mannen. Deze attitudes kunnen de betrokkenheid van vaders bij de opvoeding van hun kind belemmeren.

Toch bestaat er een groep ‘zorgende vaders’. Er is echter niet veel bekend over deze groep. Daarom is het interessant om te kijken wat vaders drijft om meer te zorgen. Onderzoek wijst uit dat wanneer vaders meer zorgtaken op zich nemen, dit zowel goed is voor de ontwikkeling van hun kinderen en de relatie met hun partner, als voor mannen zelf (Duindam, 1997; Nikkelen & de Blécourt, 2017). Daarnaast kan een vader door zorgtaken op zich te nemen ruimte creëren voor zijn partner om kansen op de arbeidsmarkt te benutten, wat bevorderlijk is voor de gendergelijkheid binnen en buiten het huishouden. Wanneer er meer bekend is over de kenmerken en beweegredenen van mannen die meer tijd besteden aan de opvoeding van hun kinderen, kan er in beleid beter ingespeeld worden op de behoeftes van mannen om hen te betrekken bij de opvoeding.

GRA verklaren voor een deel de verdeling van zorg tussen ouders en dus het zorggedrag van vaders (Finley, 1989). Daarom is het interessant te kijken waar deze attitudes vandaan komen. De ontwikkeling van GRA begint al als jong kind, als gevolg van het gedrag van ouders en de boodschap die zij hun kinderen meegeven (Santrock, 1994). Dit is een vorm van genderrolsocialisatie (Witt, 1997). Ouders met egalitaire GRA hebben grote kans deze opvattingen ook in hun kinderen terug te zien (Witt, 1997). Wanneer kinderen ouder worden, worden de attitudes op school en door de omgeving versterkt en in stand gehouden tot in hun volwassenheid (Martin, Wood, & Little, 1990). Ouders spelen kortom een belangrijke rol in de genderrolsocialisatie van hun kinderen en de GRA die hier uit voortvloeien, hangen samen met het latere zorggedrag van een kind (Finley, 1989). Daarom zal in dit onderzoek de focus liggen op de invloed van intergenerationele genderrolsocialisatie tijdens de kindertijd op het aantal uur dat vaders later besteden aan zorgtaken en de invloed van GRA op deze relatie.

In eerder onderzoek werd gevonden dat kinderen van moeders die buitenshuis werkzaam zijn minder traditioneel zijn in hun genderroloriëntatie dan kinderen van moeders die thuisblijven (Weinraub, Jaeger, & Hoffman, 1988). Genderroloriëntatie is de mate waarin iemand mannelijke, vrouwelijke of androgyne eigenschappen bezit (Gurung, 2009). Wanneer een werkende moeder positieve invloed heeft op het latere zorggedrag van haar zoon, betekent dit dat het stimuleren van arbeidsmarktparticipatie van vrouwen kan bijdragen aan een meer gelijke verdeling van zorg en meer egalitaire GRA. Wanneer meer geaccepteerd wordt dat ook mannen kunnen zorgen, kunnen gendernormen veranderen, waar zowel mannen als vrouwen baat bij hebben. In dit onderzoek wordt daarom de vraag gesteld: *Wat is het effect van de socialisatie van genderrollen door een moeder op haar zoon op het aantal uur dat hij later als*

vader besteedt aan zorgtaken? In hoeverre wordt dit effect gemedieerd door de genderrolattitudes van deze vader?

Er is in Nederland nog niet veel onderzoek gedaan naar wat het zorggedrag van vaders drijft. Zo werd in onderzoek naar opvoeding tot ongeveer twee decennia geleden vooral het opvoedgedrag van moeders bestudeerd en werden de vaders buiten beschouwing gelaten (Dekovic, Rispons, 1998). Bijzonder hoogleraar pedagogiek Renske Keizer stelde in haar inaugurele rede voor de leerstoel vaderschap dat er tot op heden weinig oog geweest is voor de bredere context die het gedrag van vaders kan beïnvloeden (Keizer, 2016). Dit onderzoek richt zich daarmee op een lacune in het onderzoeksveld.

Er worden in verschillende onderzoeken tegenstrijdige resultaten gevonden over de invloed van het werkzaam zijn van een moeder op het zorggedrag van haar zoon later als vader. In een Nederlands onderzoek van Rutgers (Nikkelen & de Blécourt, 2017) werd hier geen verband tussen gevonden, terwijl McGinn et al. (2015) wel een positief verband vonden in een groot aantal andere landen. McGinn et al. (2015) maakten gebruik van de ISSP dataset die ook in dit onderzoek gebruikt zal worden. Zij namen Nederland echter niet mee in hun onderzoek. Daarom zal dit verband opnieuw getest worden met de ISSP data uit Nederland.

Dit onderzoek wordt uitgevoerd vanuit een interdisciplinair perspectief. De invloed van intergenerationele genderrolsocialisatie op het zorggedrag van vaders is een complex onderwerp, waarin zowel psychologische en pedagogische als sociologische processen elkaar afwisselen. De sociale interacties van een kind met zijn omgeving beïnvloeden het psychologische proces van het internaliseren van genderrollen. Deze uiten zich later in individueel gedrag in de vorm van het besteden van tijd aan zorg. De verdeling van zorg in het huishouden die dit tot gevolg heeft, heeft op grotere schaal weer gevolgen voor de samenleving als geheel. De verschillende niveaus waarop dit zich afspeelt, maakt een interdisciplinaire kijk op dit probleem nuttig. In de onderbouwing van het onderzoek wordt gebruik gemaakt van zowel psychologische/pedagogische theorie en empirie als sociologische empirie. Dit wordt gecombineerd met sociologische onderzoeksmethoden.

2. Theorie

In deze sectie zal aan de hand van de socialisatietheorie gekeken worden hoe de onafhankelijke variabele genderrolsocialisatie door de moeder invloed heeft op de afhankelijke variabele uren besteed aan zorg door haar zoon, later als vader en hoe deze relatie gemedieerd wordt door GRA.

Er zijn een aantal theorieën die uitleg bieden voor de tijd die mannen en vrouwen besteden aan zorgtaken. Veel van deze theorieën zijn vooral gericht op de verdeling van huishoudelijk werk. Huishoudelijk werk wordt vaak gedefinieerd als onbetaald werk dat gedaan wordt om familieleden en/of een huis te onderhouden (Shelton & John, 1996). Traditioneel worden huishoudelijk werk en zorg beide gezien als vrouwelijke taken (Finley, 1989). In dit onderzoek zullen daarom theorie en onderzoek gericht op huishoudelijk werk gebruikt worden om zorggedrag te verklaren.

Door onderzoekers wordt vaak gekeken naar relatieve middelen, tijdsdruk en ideologie als verklaringen voor de verdeling van zorg (Finley, 1989; Shelton & John, 1996). Volgens de relatieve middelenverklaring zal het individu met de meeste middelen (opleiding, inkomen, beroepsstatus) in een huishouden een betere onderhandelpositie hebben, waardoor hij/zij de minste zorg hoeft te leveren. De tijdsdrukverklaring ziet de verdeling van zorg als een gevolg van de tijd die mannen en vrouwen besteden aan andere verplichtingen. Hierbij wordt vaak gekeken naar bijvoorbeeld werkuren en het aantal kinderen in een huishouden. Volgens de ideologieverklaring zullen mannen en vrouwen een meer gelijke verdeling van huishoudelijk werk en zorg hebben naarmate zij meer egalitaire attitudes hebben.

In onderzoek waarin gekeken wordt naar tijdsdruk of middelen om de verschillen in zorg te verklaren tussen mannen en vrouwen kunnen deze echter nooit volledig de sekseverschillen verklaren (Shelton & John, 1996). Daarom zal in dit onderzoek de focus liggen op de ideologieverklaring, ook wel de socialisatietheorie genoemd. Volgens deze theorie hebben houdingen ten opzichte van de verdeling van zorg invloed op de verdeling van zorg, ongeacht de middelen, tijd en efficiëntie van deze verdeling (Finley, 1989).

2.1 Genderrolsocialisatie en zorg

Volgens de socialisatietheorie zijn verschillen in gedrag tussen mannen en vrouwen vooral een gevolg van genderrolsocialisatie (Finley, 1989; Bussey & Bandura, 1999). Genderrolsocialisatie vindt zoals gezegd voor een belangrijk deel plaats via het gedrag van de ouders van een kind. Volgens Cunningham (2001) vormen ouders rolmodellen voor hun kinderen, die sturen hoe zij als volwassenen huishoudelijk werk en zorg zullen verdelen. Wanneer ouders niet-traditionele genderrollen tonen aan hun kinderen, leidt dit ertoe dat deze kinderen als volwassenen ook niet-traditionele genderrollen zullen uitvoeren (Bandura, 1977). Cunningham (2001) vond in zijn onderzoek dat de ouderlijke verdeling van huishoudelijk werk, gemeten toen zonen tussen één en vijftien jaar oud waren, gerelateerd was aan de latere deelname van die zoon in huishoudelijk werk. McGinn et al. (2015) vonden dat zonen die in de periode dat zij nul tot veertien jaar waren een werkende moeder hadden gehad per week bijna een uur langer besteden aan zorg voor familieleden dan zonen van moeders die thuisbleven. Daarom wordt verwacht dat: (H1) *Wanneer een moeder een betaalde baan had tijdens de kindertijd van haar zoon, dit een positief effect heeft op het aantal uur dat deze zoon als vader besteedt aan zorg voor familieleden.*

2.2 Genderrolsocialisatie en GRA

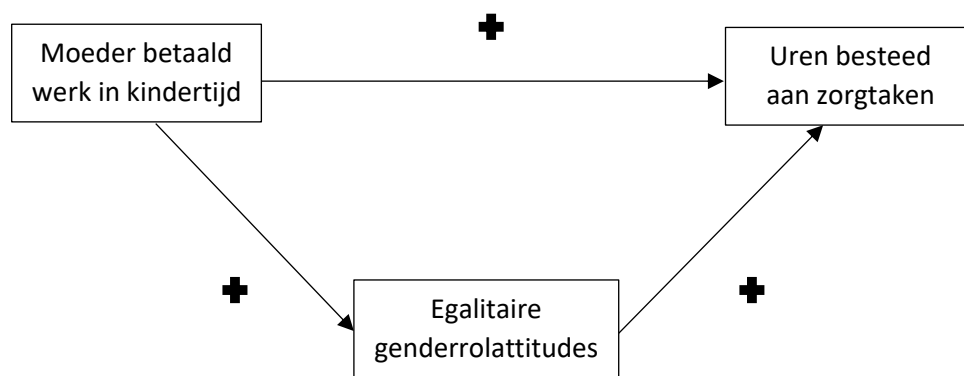
De socialisatietheorie stelt dat GRA aangeleerd worden door middel van het proces van genderrolsocialisatie. Een kind wordt tijdens zijn ontwikkeling blootgesteld aan informatie over genderstereotypen. Deze genderrolsocialisatie begint binnen het gezin. Jongens en meisjes worden vanaf de geboorte verschillend behandeld door hun ouders (Witt, 1997). Het overdragen van genderstereotypen gebeurt zowel impliciet als expliciet, bijvoorbeeld doordat ouders zelf bepaald genderstereotyperend gedrag vertonen rond hun kind, of door het stimuleren of afkeuren van bepaald

gedrag bij een kind (Witt, 1997). Kinderen internaliseren deze boodschappen over gender al op vroege leeftijd. In onderzoek is gevonden dat tweejarigen zich al bewust kunnen zijn van verschillen tussen geslachtsrollen van volwassenen (Weinraub et al., 1984). Naarmate kinderen ouder worden, breidt hun omgeving zich uit. Door vrienden, op school en door de media worden de genderstereotypen die een kind vanuit thuis meekrijgt versterkt. Deze zetten zich voort in hun volwassenheid (Martin, Wood, & Little, 1990).

Omdat ouders een belangrijke rol spelen bij genderrolsocialisatie, zal dit onderzoek zich richten op intergenerationele socialisatie. Er zal specifiek gekeken worden naar socialisatie als gevolg van het gedrag van de moeder. Uit onderzoek van Weinraub et al. (1984) blijkt dat een moeder die werkzaam is buitenshuis een voorspeller vormt voor de mate waarin een kind zich bewust is van genderlabels en verschillen in geslachtsrollen. Ook blijkt dat kinderen van moeders die buitenshuis werken minder traditioneel zijn in hun geslachtsrolstereotypen dan kinderen van moeders die thuis blijven (Weinraub et al. 1988). Op basis hiervan wordt het volgende verwacht: (H2) *Wanneer een moeder een betaalde baan had tijdens de kindertijd van haar zoon, heeft dit een positief effect op de mate waarin deze zoon er meer egalitaire genderrolattitudes op nahoudt.*

2.3 Mediatie

Volgens de socialisatietheorie zullen mannen en vrouwen met egalitaire GRA er een meer gelijke verdeling van zorg op nahouden dan mannen en vrouwen met traditionele attitudes (Shelton & John, 1996; Finley, 1989). In onderzoek door Davis en Greenstein (2009) worden meer egalitaire GRA geassocieerd met een eerlijkere verdeling van huishoudelijk werk, waaronder zorg voor kinderen. Onderzoekers hebben dit verband over de hele wereld gevonden (McGinn et al., 2015) Cunningham (2001) en McGinn et al. (2015) ontdekten dat de invloed van ouders op het latere zorggedrag van kinderen gemedieerd werd door GRA. Omdat genderrolsocialisatie GRA beïnvloedt, en GRA zorggedrag beïnvloeden, wordt verwacht dat: (H3) *Het effect van een werkende moeder op het aantal uur dat haar zoon als vader besteedt aan zorgtaken wordt gemedieerd door de genderrolattitudes van deze vader.* Hypothesen 1, 2 en 3 zijn weergegeven in een conceptueel model in figuur 1.



Figuur 1: Conceptueel model

2.4 Controlevariabelen

Leeftijd zal worden meegenomen als controlevariabele, omdat er een verband bestaat tussen leeftijd en de mate van deelname in huishoudelijk werk (McGinn et al., 2015). Ook hebben jongere mensen vaak meer egalitaire GRA (Sudström & Duvander, 2002).

Educatie in jaren wordt meegenomen als controlevariabele omdat hoger opgeleide mannen meer tijd besteden aan zorg voor kinderen (Craig & Mullan, 2010) en opleiding sterk samenhangt met GRA (Desai, Chugh & Brief, 2014).

Religie wordt meegenomen, omdat religieuze mensen vaker geneigd zijn traditionele genderrollen aan te nemen, waarbij de man werkt en de vrouw zorgt voor de kinderen en het huishouden (Lehrer, 2004), wat het aantal zorguren van een vader beïnvloedt. Dit is voornamelijk het geval in de drie grootste religies.

Het aantal kinderen wordt meegenomen, omdat vaders met meer kinderen vaak meer tijd besteden aan zorg voor kinderen (Aldous, Mulligan & Bjarnason, 1998).

Partnerschapsstatus wordt meegenomen, omdat stellen die samenwonen een eerlijkere verdeling van huishoudelijk werk hebben dan stellen die niet samenwonen (Craig & Mullan, 2010). Wanneer vaders geen partner hebben, zullen zij ook meer tijd aan zorg moeten besteden voor de kinderen in hun huishouden.

Werkuren van de vader kunnen ook een rol spelen. Vaders die meer uren werken besteden minder tijd aan het vaderschap (Sudström & Duvander, 2002).

Werkuren van de partner hebben in veel onderzoek ook invloed op het aantal uur dat een vader besteed aan zorg of huishoudelijk werk. Het aantal uur dat een moeder besteedt aan betaald werk is een belangrijke voorspeller voor het aantal uur dat een vader (haar partner) besteedt aan zorg voor zijn kinderen (Aldous et al., 1998).

3. Methoden

3.1. Data

Voor dit onderzoek wordt gebruik gemaakt van kwantitatieve data uit het International Social Survey Programme [ISSP] van 2012, met een focus op 'Family and Changing Gender Roles' (Ganzeboom, 2013). Het onderzoek is bedoeld om een representatief beeld te krijgen van de opvattingen en leefsituatie van de mensen in een land. Er worden naast een reeks van demografische variabelen onder andere vragen gesteld over de partner, de verdeling van werk en zorg en attitudes hier rondom. De survey is afgenomen bij meer dan 61.000 respondenten in meer dan 40 landen. Hieruit zal gebruik gemaakt worden van de data uit Nederland, die 1315 respondenten bevat. De Nederlandse survey is afgenomen door de onderzoekers Ganzeboom en Roopram (2014) van de Vrije Universiteit Amsterdam. De data uit Nederland zijn tussen februari en september 2013 afgenomen door middel van een schriftelijke enquête die de respondenten per post opgestuurd kregen. De steekproefmethode bestond uit een *simple random*

sample uit de complete lijst met adressen in Nederland. Van dit *samplingframe* is bekend dat het zeer nauwkeurig en compleet is (Ganzenboom & Roopram, 2014). Vervolgens vond er een gestratificeerde steekproef plaats om te bepalen welk gezinlid de vragenlijst in moest vullen. De adressen werden ingedeeld in 12 willekeurig gekozen datumgroepen. De vragenlijst diende ingevuld te worden door het lid wiens verjaardag het eerst na de gespecificeerde datum viel. Deze steekproefmethode leverde N=4500 adressen op. Doordat een deel hiervan niet geschikt was, omdat de geadresseerde bijvoorbeeld niet in staat was om te reageren, leverde dit een bruikbaar sample van N=4403 op. Het responspercentage was met N=1315 respondenten 29,9 procent.

De data uit Nederland is beschikbaar via het archief van Data Archiving and Networked Services [DANS]. Op deze data is een Open Access CC0 Waiver van toepassing, wat betekent dat de data vrij te gebruiken zijn (Creative Commons, z.d.). Wel wordt verzocht om in een publicatie op de juiste manier te verwijzen naar de data en een link op te sturen naar het archief waar de publicatie is opgeslagen (DANS, z.d.).

De originele ISSP data zijn van hoge validiteit en betrouwbaarheid. Er is gebruik gemaakt van een groot random sample en alle respondenten werden op dezelfde manier benaderd. Bij zeven vragen werd door respondenten een fout opgemerkt in de vraagstelling of antwoordcategorieën. Deze zijn bij de herinneringsbrief, gecorrigeerd. Dit heeft echter geen invloed op de vragen die gebruikt zullen worden in dit onderzoek. Jongvolwassenen bleken ondervertegenwoordigd te zijn in de uiteindelijke steekproef, waardoor hiervoor gewichten toegepast zijn. In dit onderzoek zal een onderrepresentatie van jongvolwassenen echter geen probleem vormen.

3.2. participanten

In de uiteindelijke analyses worden N=144 respondenten meegenomen (tabel 1). Dit zijn vaders die minstens één kind in hun huishouden hebben wonen. Deze vaders zijn tussen de 28 en 77 jaar oud, met een gemiddelde van 47 jaar. Zij hebben 8 tot 26 jaar educatie gevolgd, met een gemiddelde van 15 jaar. 48,6 procent heeft geen godsdienst of geloofsgemeenschap, tegen 51,4 procent die dat wel heeft. Zij hebben één tot vier kinderen, 36,1 procent heeft één kind, 45,8 procent heeft twee, 13,9 procent heeft er drie en 4,2 procent heeft vier kinderen. 7,6 procent heeft geen partner, en 92,4 procent heeft een partner waar hij mee samenwoont. De vaders werken 0 tot 70 uur en gemiddeld 36,9 uur per week. Van de 133 participanten die een partner hebben, werkt hun partner 0 tot 60 uur en gemiddeld 19,8 uur per week.

Tabel 1

Beschrijvende statistiek

<i>Continue variabelen</i>	<i>N</i>	<i>Mean</i>		<i>Std. Dev.</i>	<i>Min.</i>	<i>Max.</i>
<i>Afhankelijk</i>						
Uren zorg aan familie	144	10,80		9,91	0	52
<i>Mediator</i>						
Genderrolattitudes	144	3,55		0,79	1,14	5
<i>Controle</i>						
Leeftijd	144	47,44		10,12	28	77
Jaren educatie	144	15,03		3,41	8	26
Werkuren per week	144	36,86		16,10	0	70
Werkuren per week partner	133	19,02		13,79	0	60
Aantal kinderen	144	1,86		0,81	1	4
<i>Categorische variabelen</i>	<i>N</i>	<i>%0</i>	<i>%1</i>	<i>Std. Dev.</i>	<i>Min.</i>	<i>Max.</i>
<i>Onafhankelijk</i>						
Werkende moeder	144	66,0%	34,0%	n.v.t.	0	1
<i>Controle</i>						
Religie	144	48,6%	51,4%	n.v.t.	0	1
Partnerschapsstatus	144	7,6%	92,4%	n.v.t.	0	1

3.3. Variabelen

Hier zal beschreven worden hoe de variabelen uit de ISSP dataset bewerkt zullen worden. Allereerst zal er een filter toegepast worden, waardoor alleen vaders meegenomen zullen worden in het onderzoek. Hiervoor is de variabele *sex* gehercodeerd tot de dummyvariabele *man*, waarbij 0 'vrouw' is en 1 'man'. De variabelen *ZI6B1* tot en met *ZI6B7* geven van de overige personen in het huishouden van de respondent aan in welke relatie ze tot de respondent staan. Deze variabelen zijn omgevormd tot dummyvariabelen, waarbij de antwoordcategorie 'zoon/dochter (incl. stief, adoptief, pleeg of uw partners kind)' een 1 kreeg en de rest een 0. Deze variabelen zijn door middel van een optelsom samengevoegd tot de variabele *kinderen*, die aangeeft hoeveel kinderen een respondent in zijn huishouden heeft wonen. Hier is de dummyvariabele *kind_dummy* gemaakt, waarbij 1 aangeeft dat de respondent kinderen heeft (die in zijn huishouden wonen) en 0 dat de respondent geen kinderen heeft (die in zijn huishouden wonen). Op basis van de variabelen *man* en *kind_dummy* is een selectie gemaakt, zodat alleen vaders overblijven. Dit leidt tot $N=148$ respondenten.

Doordat in de dataset alleen gevraagd wordt naar kinderen van de respondent die in zijn huishouden wonen, kan het zijn dat hierdoor mannen die wel vader zijn, maar niet samenwonen met hun kinderen worden uitgesloten. Dit zou af kunnen doen aan de interne validiteit van het onderzoek.

Afhankelijke variabele

De afhankelijke variabele zal gemeten worden aan de hand van de vraag ‘*Gemiddeld genomen: hoeveel uren besteedt u aan het verzorgen van familieleden? (zoals kinderen, oudere, zieke of gehandicapte familieleden)*’. Hierbij werd gevraagd het aantal uur per week in te vullen. Een limitatie van het gebruik van deze variabele is dat deze zorg in bredere zin meet dan allen de zorg voor kinderen. Hierdoor wordt slechts voor een deel de mate van vaderbetrokkenheid bij de opvoeding gemeten. Toch zou de mate waarin een vader zorg verleend een waardevolle manier kunnen zijn om genderroloverschrijdend te meten.

Onafhankelijke variabele

Voor de onafhankelijke variabele, intergenerationele genderrolsocialisatie zal gebruik gemaakt worden van de vraag ‘*Heeft uw moeder een jaar of langer een betaalde baan gehad, na uw geboorte en vóór u 14 jaar oud was?*’. Van dit item is een dummyvariabele gemaakt, waarbij 0 aangeeft dat de moeder van de respondent geen betaald werk had in deze periode, en 1 dat zij dit wel had. Intergenerationele genderrolsocialisatie is een complex begrip, dat lastig met één item te meten is. Met slechts één item is de interne validiteit moeilijk vast te stellen. Werkende moeders vormen echter niet-traditionele rolmodellen, die een bron voor genderrolsocialisatie zijn en vorm geven aan de manier waarop kinderen als volwassenen zorg verdelen (Bandura, 1977; Cunningham, 2001; McGinn et al., 2015).

Mediator

Om de mediator *GRA*, te meten, zal gebruik gemaakt worden van een zevental items, *I1a* tot en met *I1e* en *I2a* en *I2b*. Hierbij werd gevraagd voor zeven stellingen op een vijf-punts Likertschaal aan te geven of men het er ‘*sterk mee eens*’, ‘*mee eens*’, ‘*niet mee eens, niet mee oneens*’, ‘*mee oneens*’ of ‘*sterk mee eens*’ was. Een voorbeeld van een stelling is: ‘*De taak van de man is geld te verdienen; die van de vrouw om voor het huis en het gezin te zorgen.*’ Twee items zijn omgepoold, zodat een lagere score staat voor meer traditionele *GRA* en een hogere score staat voor meer egalitaire *GRA*. Om te controleren of van deze items één schaal gemaakt kan worden, is een betrouwbaarheidsanalyse uitgevoerd. De Cronbach’s Alpha van deze analyse was .834. Met deze items kon dus een schaal gemaakt worden van 1 tot 5, die het gemiddelde van de scores op de verschillende items weergeeft.

Controlevariabelen

De variabele *leeftijd* is gemeten in jaren. *Opleiding* is gemeten in jaren gevolgd onderwijs. De variabele *religie* is gemeten aan de hand van de vraag “*Tot welke godsdienst of geloofsgemeenschap rekent u zich?*”. Van deze variabele is een dummyvariabele gemaakt, waarbij 0 aangeeft dat de respondent zichzelf tot geen religie rekent en 1 aangeeft dat de respondent zich wel tot een religie rekent. Om partnerschapsstatus te meten is gebruik gemaakt van de variabele *partliv*. Een score van 1 op deze variabele betekent dat de respondent samenwoont met zijn partner, een 2 betekent dat de respondent een

partner heeft maar niet samenwoont, en 3 betekent dat hij geen partner heeft. Na het verwijderen van een aantal *multivariate outliers* bleek echter dat er geen respondenten in dit onderzoek waren met een partner, die niet samenwoonden. Daarom is hier één dummyvariabele *partner* van gemaakt, waarbij 0 staat voor ‘geen partner’ en 1 staat voor ‘ik heb een partner en ik woon samen’. Dit kan de interpretatie van deze variabele lastig maken.

Het aantal kinderen in een huishouden is gemeten aan de hand van de eerder beschreven variabele *kinderen* en loopt van 1 tot 4. Tot slot zijn het aantal uur per week dat de respondent en zijn partner werken meegenomen. De variabelen zijn gemeten aan de hand van de vragen “Hoeveel uur per week is / was uw partner aangesteld?” en “Hoeveel uur per week werkt / werkte u gemiddeld?”. De variabelen beginnen vanaf 0 uur, waardoor mensen zonder werk ook zijn een score hebben voor deze variabele.

3.4 Analyses

Om te testen of de invloed van intergenerationele genderrolsocialisatie door een moeder op het zorggedrag van haar zoon gemedieerd wordt door GRA, zullen een aantal regressieanalyses uitgevoerd worden. Deze zullen uitgevoerd worden aan de hand van het mediatiemodel van het programma PROCESS 2.16 in SPSS, geschreven door Andrew Hayes.

Omdat het voor mensen zonder partner geen zin heeft te controleren voor werkuren van de partner, worden er twee soorten modellen getest. Allereerst een model met zowel de respondenten met als zonder partner (N=144). Hierin worden de onafhankelijke variabele *werkende moeder*, de mediator *GRA*, afhankelijke variabele *uren zorg* en controlevariabelen *leeftijd*, *opleiding*, *religie*, *aantal kinderen*, *partnerschapsstatus* en *werkuren* meegenomen. Vervolgens een model met alleen mensen met partner (N=133), waarin de controlevariabele *werkuren partner* zijn toegevoegd, en de dummyvariabele *partnerschapsstatus* is weggelaten. In een derde model zijn ook alleen respondenten met partner meegenomen (N=133), maar zijn de niet-significante controlevariabelen uit het voorgaande model weggelaten. Hierin blijven de controlevariabelen *leeftijd*, *opleiding*, *religie*, en *werkuren partner* over. Het hier genoemde eerste en het laatste model zullen in de resultatensectie gerapporteerd worden als de finale modellen.

3.5 Assumpties

Alvorens de analyses uit te voeren, is getest of de data voldoen aan een aantal assumpties. Ten eerste voldeed de grootte van de steekproef aan de *case-predictor* ratio. Ten tweede vertoonden de meeste continue variabelen een redelijke normaalverdeelheid. Waar de verdeling (licht) afweek, zoals bij *kinderen*, *uren zorg*, *werkuren* en *werkuren partner* zijn dit logische verdelingen voor deze variabelen. Omdat lichte afwijkingen van normaalverdeelheid geen probleem vormen, wordt aangenomen dat aan deze assumptie voldaan wordt (Allen & Bennett, 2010, p. 182). Ten derde werden door SPSS op de meeste continue variabelen, op *leeftijd* en *werkuren partner* na, *univariate outliers* gevonden. Er is voor

gekozen alleen scores die als extreme waarde werden aangeduid te verwijderen, omdat de meeste waarden die als 'outlier' bestempeld werden voor zouden kunnen komen in een normale situatie. Als gevolg werden twee *outliers* verwijderd op *uren zorg voor familie* (60 en 168 uur) en één op *werkuren* (80 uur). Eén participant uit de selectie had een mahalanobisafstand hoger dan de kritieke Chi-kwadraat waarde voor $df=9$ ($\alpha=.001$) van 27.877 (Allen & Bennett, 2010, p.186), deze *multivariate outlier* is verwijderd uit de data. Tot slot wees de Tolerancetest met alle waardes $>.7$ uit dat er geen sprake is van multicollineariteit. Aan alle assumpties wordt redelijk voldaan, waardoor geen reden gezien wordt de analyses niet uit te voeren met deze data.

4. Resultaten

Met de hierboven beschreven analyses zijn een drietal hypothesen getest (zie figuur 1), gebaseerd op de socialisatietheorie. Respectievelijk over de invloed van het gehad hebben van een werkende moeder tijdens de kindertijd op het aantal uur dat een vader besteedt aan zorg en op zijn GRA en over het optreden van mediatie door GRA op het effect van een werkende moeder op uren besteed aan zorg. Deze hypothesen zijn geanalyseerd aan de hand een aantal modellen, waarvan er hier twee worden gerapporteerd. In model 1 zijn zowel respondenten zonder als met partner opgenomen om te kunnen controleren voor de dummyvariabele voor het wel of niet hebben van een partner. In model 2 zijn alleen respondenten met partner opgenomen, om te kunnen controleren voor de variabele werkuren van de partner. In dit laatste model zijn alle niet-significante controlevariabelen weggelaten.

4.1 Beschrijvende statistiek

Van 66 procent van de respondenten werkte hun moeders niet toen zij nul tot veertien jaar waren, tegen 34 procent wiens moeder wel minstens één jaar werkte in deze periode. Op de variabele GRA scoren de respondenten tussen 1,14 tot 5 en gemiddeld 3,55 met een standaardafwijking van 0,79. Het aantal uur dat zij besteden aan zorg voor familieleden varieert van 0 tot 52 uur en is gemiddeld 10,8 uur met een standaardafwijking van 9,91 (tabel 1).

4.2 Model 1

In model 1 zijn de onafhankelijke variabele, de mediator en de afhankelijke variabele meegenomen. In dit model werden alle vaders uit de dataset geanalyseerd, ongeacht of zij wel of geen partner hadden. In dit model is gecontroleerd voor alle controlevariabelen behalve de *werkuren van de partner*.

Allereerst is onderzocht of er in dit model een direct effect is van het tijdens de kindertijd hebben van een werkende moeder op het aantal uur dat een zoon als vader besteedt aan zorg, $b=1.71$, $t=1.01$, $p=.316$. Het werkzaam zijn van een moeder had geen significant effect op het aantal uren dat haar zoon als vader besteedt aan zorg. Hetzelfde geldt wanneer de mediator GRA uit de analyse gehaald wordt, $b=1.84$, $t=1.09$, $p=.278$. Er was dus geen sprake van een direct effect van X op Y, hypothese 1 kon niet

bevestigd worden. Leeftijd had in het mediatiemodel een negatief effect op het aantal uren besteed aan zorg, $b=-0.33$, $t=-3.75$, $p<.001$. De andere controlevariabelen hadden geen relatie met het aantal uren besteed aan zorg, absolute b 's <1.10 , absolute t 's <0.87 , p 's $>.386$. Het model verklaarde 14,7 procent van de variantie in uren zorg. Een R^2 vanaf .13 wordt gezien als een effect van gemiddelde grootte (Allen & Bennett, 2010, p.193).

Vervolgens is de invloed van een werkende moeder op GRA onderzocht, ook hier werd geen significant effect gevonden, $b=0.15$, $t=1.09$, $p=.276$. Hypothese 2 kon niet bevestigd worden. Jaren educatie had wel een positief effect op GRA, $b=0.05$, $t=2.35$, $p=.020$ en het aanhangen van een religie een negatief effect, $b=-0.33$, $t=-2.55$, $p=.012$. De andere controlevariabelen hadden geen relatie met GRA, absolute b 's <0.21 , absolute t 's <1.38 , p 's $>.171$. Het model verklaarde 14,7 procent van de variantie in GRA.

Om te onderzoeken of er mediatie optrad, zijn in SPSS de ongestandaardiseerde indirecte effecten van 5000 gebootstrapte samples gecreëerd met een 95 procent betrouwbaarheidsinterval. Er bleek geen significant indirect effect te zijn van een werkende moeder op uren zorg via GRA, $b=0.13$, 95% CI [-0.150, 1.201]. De Sobeltest wees ook op de afwezigheid van mediatie, $b=0.131$, $z=0.53$, $p=.595$. Hypothese 3 werd niet bevestigd.

4.3 Model 2

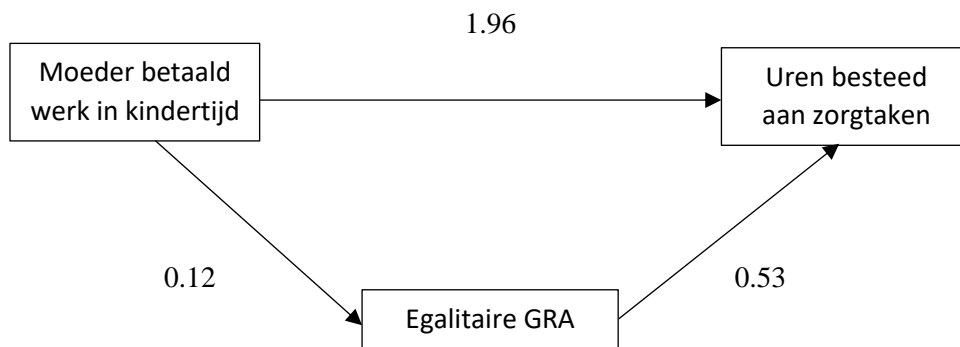
In het volgende model werden alleen mannen met een partner opgenomen. Dit model is eerst onderzocht met alle bovengenoemde controlevariabelen. In het finale model, dat hieronder gerapporteerd wordt, zijn de niet-significante variabelen *aantal kinderen* en *werkuren* weggelaten. In dit model zijn als controlevariabelen dus alleen *leeftijd*, *jaren educatie*, *religie* en *werkuren partner* meegenomen. Er is voor gekozen alleen dit model te rapporteren, omdat hierin leeftijd ook een marginaal significant effect heeft op GRA en het daarmee een meer volledig beeld geeft van welke variabelen invloed uitoefenen in het onderzochte mediatiemodel.

Ook in dit model werd geen direct effect aangetroffen van een werkende moeder op uren besteed aan zorg, $b=1.96$, $t=1.12$, $p=.264$, ook wanneer de mediator GRA niet mee werd genomen, $b=2.03$, $t=1.17$, $p=.246$. Hypothese 1 werd dus niet bevestigd. Wel werd in het model (inclusief GRA) een significant negatief effect gevonden van leeftijd op uren zorg, $b=-0.31$, $t=-3.63$, $p<.001$. De andere controlevariabelen hadden geen relatie met uren besteed aan zorg, absolute b 's $<.66$, absolute t 's <1.09 , p 's $>.279$. Dit model verklaarde 14,4 procent van de variantie in uren besteed aan zorg voor familieleden.

Net als in de analyse waarin ook mannen zonder partner werden meegenomen, werd ook in dit model geen significant effect gevonden van het hebben van een moeder die werkte op GRA, $b=0.12$, $t=0.94$, $p=.348$. Ook hier werd hypothese 2 weerlegd. Wel werd een significant positief effect gevonden van jaren gevolgd educatie op GRA, $b=0.04$, $t=2.13$, $p=.035$, een negatief effect van het aanhangen van een religie op GRA, $b=-0.27$, $t=-2.14$, $p=.034$, en een positief effect van werkuren van de partner op GRA, $b=0.02$, $t=4.46$, $p<.001$. Anders dan in model 2 werd hier een marginaal significant negatief effect

gevonden van leeftijd op GRA, $b=-.01$, $t=-1.70$, $p=.091$. Dit model verklaarde 25,6 procent van de variantie in GRA. R^2 wordt vanaf .26 gezien als een groot effect (Allen & Bennett, 2010, p.193), daarmee is 25,6 procent een bovengemiddeld effect.

Er bleek geen significant indirect effect te zijn van een werkende moeder op uren zorg via GRA, $b=0.07$, 95% CI [-0.233, 0.982]. De Sobeltest wees ook op de afwezigheid van mediatie, $b=0.065$, $z=0.29$, $p=.771$. Hypothese 3 werd niet bevestigd.



Figuur 2: Model 2

5. Discussie

In een tijd waarin vrouwen steeds meer actief zijn op de arbeidsmarkt zijn vaders die veel tijd investeren in zorgen voor hun kinderen nog steeds zeldzaam. In de afgelopen twintig jaar is hier weinig aan veranderd. Daarom is het van belang te onderzoeken wat vaders drijft om meer te zorgen voor hun kinderen om zo zorgend gedrag in vaders te kunnen stimuleren. In dit onderzoek is daarom getracht te beantwoorden wat het effect is van genderrolsocialisatie door een moeder op haar zoon op het aantal uur dat hij later als vader besteedt aan zorgtaken en in hoeverre dit effect gemedieerd wordt door de genderrolattitudes van deze vader. Op basis van de socialisatietheorie werden een aantal hypothesen opgesteld. Deze theorie stelt dat ouders via hun opvattingen en gedrag de opvattingen en het gedrag van hun kinderen beïnvloeden (Weinraub et al., 1984). Er werd verwacht dat wanneer de moeder van een zoon gewerkt had in de periode dat hij nul tot veertien jaar was, dit een vorm van intergenerationele genderrolsocialisatie is en het een positief effect zou hebben op het aantal uur dat hij als vader besteedt aan zorg en op zijn GRA. Ook werd verwacht dat het effect van het gehad hebben van een werkende moeder op het aantal uur besteed aan zorg gemedieerd werd door GRA.

Op basis van dit onderzoek konden helaas geen van deze hypothesen worden bevestigd. Of de moeder van een respondent gewerkt had, had geen invloed op het aantal uur dat hij besteedt aan zorgtaken of zijn GRA. Noch was er sprake van mediatie. Om de hoofdvraag te beantwoorden zou er aan de hand van deze data dus geen sprake zijn van een effect van genderrolsocialisatie door een moeder op het aantal uur dat haar zoon later als vader besteedt aan zorgtaken. Hoewel de hypothesen niet bevestigd werden, zijn er wel een aantal andere interessante effecten gevonden. Zo besteden vaders

naarmate zij ouder zijn minder tijd aan zorgtaken en hebben zij minder egalitaire GRA. Vaders die meer onderwijs gevolgd hebben en vaders met partners die meer uren werken, hebben meer egalitaire GRA. Vaders die een religie aanhangen hebben minder egalitaire GRA dan vaders die geen religie aanhangen.

Het is opmerkelijk dat in dit onderzoek de verwachte relaties niet gevonden werden, omdat McGinn et al. (2015) deze wel vonden met de ISSP data – hoewel het effect van een werkende moeder op uren besteed aan zorg daar slechts een significantieniveau van $p=.20$ had. Zij gebruikten echter geen data uit Nederland en gebruikten voor een aantal variabelen een andere operationalisering. Ook verschilde een aantal van de gebruikte controlevariabelen. Er zijn verschillende mogelijke verklaringen voor de gevonden resultaten in dit onderzoek. Zo zou het kunnen dat in dit onderzoek de verwachte relaties niet gevonden werden, omdat de participanten beperkt waren tot vaders en er niet, zoals McGinn et al. (2015), gekeken werd naar alle mannen. Een andere verklaring zou het kleine aantal participanten van $N=144$ kunnen zijn dat deze selectie tot gevolg had. Dit zou wellicht opgelost kunnen worden door een bredere selectie van participanten, zoals mannen of mannen en vrouwen. Dan zou het onderzoek echter niet meer gaan over vaders.

Aan de andere kant zou de afwezigheid van verwachte relaties verklaard kunnen worden door de manier waarop sommige begrippen geconceptualiseerd zijn. Voor intergenerationele genderrolsocialisatie was slechts één item beschikbaar. Een gecompliceerd begrip als dit kan beter gemeten worden aan de hand van meerdere items die samen een betrouwbare schaal vormen.

Een verklaring voor het effect van leeftijd op het aantal uur besteed aan zorg zou kunnen zijn dat wanneer zij ouder worden hun kinderen oud genoeg zijn om voor zichzelf te zorgen. Dat oudere mensen er meer traditionele GRA op nahouden is waarschijnlijk te verklaren doordat de samenleving waarin zij opgroeiden ook meer traditioneel was.

Dat vaders die meer onderwijs gevolgd hebben meer egalitaire GRA hebben, zou verklaard kunnen worden doordat zij meer *human capital* (kennis en vaardigheden) verzameld hebben en daardoor beter in staat zijn feiten van genderstereotypen te onderscheiden.

Dat religieuze mensen meer traditionele GRA hebben, komt omdat religies vaak meer traditionele normen prediken, zoals het christendom, waarin het gezin – met een vader die werkt en een moeder die zorgt – als de ‘hoeksteen’ van de samenleving wordt gezien.

Tot slot kan de positieve invloed die werkuren van de partner hebben op de GRA van een vader wellicht verklaard worden door het in eerder onderzoek gevonden verband tussen de hoeveelheid uur dat een vrouw werkt en haar GRA. Statistisch gezien zullen hier de meeste partners vrouwen zijn en de vroege GRA van vrouwen voorspellen hun latere werkuren, die op hun beurt hun genderegalitarisme voorspellen (Corrigan & Konrad, 2007). Zij zouden deze opvattingen over kunnen brengen op hun – in dit geval – mannelijke partners. Dit zou betekenen dat er sprake is van socialisatie via de partner.

5.1 Limitaties

Er zijn een aantal limitaties te verbinden aan dit onderzoek. Ten eerste bevatte het slechts een beperkt aantal participanten, wat afgedaan zou kunnen hebben aan de verklaringskracht van het onderzoek. Een grotere steekproef gericht op vaders zou hier een oplossing kunnen vormen. Ten tweede is er in de operationalisering van een aantal variabelen ruimte voor verbetering. Zo bevatte uren besteed aan zorg niet alleen kinderen, maar ook andere familieleden, waardoor deze variabele minder valide was en minder goed te verbinden met betrokkenheid van een vader bij de opvoeding. Daarnaast was intergenerationele socialisatie gemeten met slechts één item, terwijl dit een complex begrip is dat in meer detail gemeten zou moeten worden. Voor een genuanceerder beeld van genderrolsocialisatie hadden er meer vragen gesteld kunnen worden over de verdeling van werk en huishouden tussen de ouders van de respondent, en vragen over de vader van de respondent.

Doordat er geen directe vraag beschikbaar was over hoeveel kinderen een respondent in totaal had, is dit gemeten met hoeveel kinderen hij in zijn huishouden had wonen. Hierdoor zijn vaders die niet bij hun kinderen wonen uitgesloten van het onderzoek, wat de resultaten kan hebben beïnvloed.

In de analyses zijn door het wegvallen van een aantal *outliers* bij de variabele partnerschapsstatus geen mensen meegenomen uit de categorie die wel een partner had maar niet samenwoonde. Hierdoor kon niet onderzocht worden wat het verschil in uren zorg was tussen mensen zonder partner en mensen met partner die niet samenwoonden en niet-samenwonenden en wel samenwonenden. Hoewel een interpretatie van deze variabele lastig geweest was door het wegvallen van de tussencategorie – als er sprake geweest was van een verband – is het logisch dat er weinig mensen in deze categorie vielen, omdat dit niet vaak voorkomt.

Tot slot had de variabele religie ook gemeten kunnen worden door te kijken naar bijvoorbeeld de frequentie van het uitoefenen van rituelen of het bezoek aan kerk of moskee. Daardoor zou ook de mate van religiositeit gemeten worden.

5.2 Implicaties voor theorie en praktijk

Hoewel in dit onderzoek geen invloed is gevonden van intergenerationele socialisatie op GRA of uren besteed aan zorg, vormt dit geen directe ontkrachting van de socialisatietheorie. Zoals eerder gezegd, is de afwezigheid van deze verbanden waarschijnlijk een gevolg van de gebruikte data en de manier waarop het begrip socialisatie is geoperationaliseerd. In eerder onderzoek werden immers wel deze relaties gevonden (McGinn et al., 2015) en er is veel onderzoek gedaan naar de invloed van gedrag van ouders op de ontwikkeling van de genderrolstereotypen van kinderen (Witt, 1997). Socialisatie door ouders zal dus zeker een rol spelen in de latere GRA van hun kinderen. Dit is ook te zien aan de invloed die jaren educatie, religie en werkuren van de partner hebben op GRA. Deze kunnen duiden op vormen van genderrolsocialisatie. De afwezigheid van de verwachte relaties vraagt om meer onderzoek naar de beweegredenen van vaders om tijd te investeren in hun kinderen. Er zou meer onderzoek gedaan moeten worden naar de invloed van verschillende vormen van socialisatie op hun zorggedrag.

De factoren die een rol spelen bij GRA bieden inzicht in hoe meer seksegelijkheid gecreëerd kan worden, op de arbeidsmarkt en in de verdeling van zorg. Mensen die langer onderwijs gevolgd hebben, hebben meer egalitaire GRA. Wanneer onderwijs invloed heeft op GRA kan aandacht aan gendernormen, waar deze vandaan komen en feiten over genderverschillen in het curriculum zorgen voor een toename van egalitaire GRA en meer seksegelijkheid. Omdat niet iedereen lang onderwijs volgt, is het van belang hier op tijd mee te beginnen.

De mannen in dit onderzoek hadden meer egalitaire GRA wanneer hun partners meer uren werkten. In dit onderzoek zullen partners statistisch gezien voornamelijk vrouwen zijn. Daardoor zou het stimuleren van vrouwen om meer te gaan werken een versterkend effect kunnen hebben op de toename van seksegelijkheid. Zowel door hun hogere arbeidsmarktparticipatie als de toename in egalitaire GRA van mannen. De causaliteit tussen werkuren van de partner en GRA is hier echter niet vast te stellen,

5.3 Suggesties toekomstig onderzoek

Er is meer onderzoek nodig is naar de beweegredenen van vaders en hoe zij zijn te stimuleren meer tijd te investeren in vaderschap? Hierbij is het interessant verder te kijken naar de invloed van verschillende vormen van genderrolsocialisatie op de verdeling van zorgtaken. Denk daarbij aan socialisatie door ouders, partner of omgeving. In dergelijk onderzoek zou socialisatie gemeten worden met meer items, voor betrouwbare schalen. Dit onderzoek zou specifiek gericht kunnen zijn op vaders of zou breder getrokken kunnen worden door hun partners erbij te betrekken. Naast vragen rondom socialisatie zou meer gevraagd kunnen worden over de persoonlijke en achtergrondkenmerken van deze vaders en hun partners en hun beweegredenen voor het wel of niet opnemen van zorgtaken.

5.4 Conclusie

In een tijd waarin vrouwen steeds meer actief zijn op de arbeidsmarkt besteden vaders nog steeds aanzienlijk minder tijd aan zorg voor hun kinderen dan moeders. Daarom is aan de hand van de socialisatietheorie getracht te verklaren wat vaders drijft om meer te zorgen. De verwachting dat het hebben van een werkende moeder tijdens de kindertijd invloed zou hebben op het aantal uur dat een zoon later als vader besteedt aan zorg en op zijn latere GRA werden niet bevestigd. Ook werd er geen mediatie gevonden door GRA op het effect van een werkende moeder op uren zorg. Daarmee kon geen van de hypothesen worden bevestigd. Wel werden er een aantal interessante effecten gevonden die bijdragen aan het onderzoeksveld gericht op vaders en zorggedrag, zoals een negatieve invloed van leeftijd op GRA en uren besteed aan zorg, een negatieve invloed van religie op GRA en een positieve invloed van jaren gevolgd educatie en werkuren van de partner op GRA. Hiermee wordt de socialisatietheorie echter niet per se weerlegd. De variabele die socialisatie mat was immers met één item geen sterke weerspiegeling van dit complexe concept. Daarnaast zouden religie, opleiding en het

gedrag van een partner ook als vormen van socialisatie gezien kunnen worden. Daarom is meer onderzoek vereist gericht op het zorggedrag van vaders en met een focus op socialisatie.

Bibliografie

Aldous, J., Mulligan, G.M. & Bjarnason, T. (1998). Fathering over time: what makes the difference? *Journal of Marriage and the Family*, 60, 809-820.

Allen, P. & Bennett, K. (2010). *PASW Statistics by SPSS: A practical guide*, version 18.0. Sydney: Cengage Learning.

Bandura, A. (1977). *Social Learning Theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.

Bierings, H. & Souren, M. (2011). Minder werken na geboorte. *Sociaaleconomische trends*, 3/2011.

Bussey, K. & Bandura, A. (1999). Social Cognitive Theory of Gender Development and Differentiation. *Psychological Review*, 106(4), 676-713.

Corrigall, E. A., & Konrad, A. M. (2007). Gender role attitudes and careers: A longitudinal study. *Sex Roles*, 56(11 - 12), 847-855.

Craig, L. & Mullan, K. (2010). Parenthood, Gender and Work-Family Time in the United States, Australia, Italy, France and Denmark. *Journal of Marriage and Family*, 72(5), 1344-1361.

Creative Commons. (z.d.). CC0, "No Rights Reserved" Geraadpleegd op <https://creativecommons.org/share-your-work/public-domain/cc0/>

Cunningham, M. (2001). Parental Influences on the Gendered Division of Housework. *American Sociological Review*, 66(2), 184-203.

DANS. (z.d.). About reusing data. Geraadpleegd op <https://dans.knaw.nl/en/search/about-reusing-data>

Davis, S. N., & Greenstein, T. N. (2009). Gender ideology: Components, predictors, and consequences. *Annual Review of Sociology*, 35, 87-105.

Dekovic, M., Rispens, J. (1998) Vaders. Vaders en de opvoeding en ontwikkeling van kinderen. Een inleiding. *Kind en adolescent*, 19, 39-40. DOI 10.1007/BF03060680.

De Standaard. (2017). Nederlanders verdeeld over 'papadag' van Jesse Klaver. Geraadpleegd op http://www.standaard.be/cnt/dmf20170407_02822518

Desai, S.D., Chugh, D. & Brief, A.P. (2014). The Implications of Marriage Structure for Men's Workplace Attitudes, Beliefs, and Behaviors toward Women. *Administrative Science Quarterly*, 59 (2), 330-365.

- Duindam, V.P.J. (1997). *Zorgende Vaders: Over mannen en ouderschap, zorg, werk en hulpverlening*. Amsterdam: Van Genneep.
- Finley, N.J. (1989). Theories of Family Labor as Applied to Gender Differences in Caregiving for Elderly Parents. *Journal of Marriage and Family*, 51(1), 79-86.
- Ganzeboom, H.B.G. & Roopram, S. (2014). *Netherlands ISSP 2012 – Family and Changing Gender Roles IV Study Description*. Amsterdam: VU University.
- Ganzeboom, H.B.G. (VU University) (2013): *ISSP-NL 2009 & 2012: Family and Social Inequality* [data-documentation]. DANS. <https://doi.org/10.17026/dans-z9j-tjqd>
- Gurung, R.A.R. (2009). Sex-Role Orientation. In H.T Reis, & S. Sprecher (red.), *Encyclopedia of Human Relationships*. Thousand Oaks, CA: SAGE Publications, 1450-1452. DOI: <http://dx.doi.org.proxy.library.uu.nl/10.4135/9781412958479.n475>
- Hoog, de, S., Harthoorn, H., Servage, R. (2011). *Vaderschap 2.0: opvoedingsondersteuning voor vaders van nu*. Den Haag: E-Quality.
- Jansen, J. (2017). VVD is raar bezig met vaderschapsverlof. Geraadpleegd op <http://www.volkskrant.nl/opinie/vvd-is-raar-bezig-met-vaderschapsverlof~a4486760/>
- Keizer, R. (2016). Waar staat papa? Over grenzen denken. *Sociologie*, 12(2), 201-223
- Lehrer, E.L. (2004). Religion as a Determinant of Economic and Demographic Behavior in the United States. *Population and Development Review*, 30(4), 707-726. doi: 10.1111/j.1728-4457.2004.00038.x
- Martin, C. L., Wood, C. H., & Little, J. K. (1990). The development of gender stereotype components. *Child Development*, 61, 1891-1904.
- McGinn, K.L., Castro, M.R. & Lingo, E.L. (2015). Mums the Word! Cross-national Effects of Maternal Employment on Gender Inequalities at Work and at Home. *Harvard Business School Working Paper*, No. 15-094.
- Nikkelen, S. & Blécourt, de., K. (2017). *Visies op vaderschap*. Een panelonderzoek onder Nederlandse vaders. Utrecht: Rutgers.
- NU.nl. (2016). 'Nog altijd te weinig vrouwen aan de top in bedrijfsleven'. Geraadpleegd op <http://www.nu.nl/economie/4366009/nog-altijd-weinig-vrouwen-top-in-bedrijfsleven.html>
- Santrock, J. (1994). *Child development*, 6th ed. Madison: Brown & Benchmark.
- Shelton, B.A. & John, D. (1996). The division of household labor. *Annual Review of Sociology*, 22, 299-322.

Sundström, M., Duvander, A. (2002). Gender Division of Childcare and the Sharing of Parental Leave among New Parents in Sweden. *European Sociological Review*, 18(4), 433-447.

Waszak, C., Thapa, S. & Davey, J. (2003). The influence of gender norms on the reproductive health of adolescents in Nepal – perspectives of youth. In S. Bott, S. Jejeebhoy, I. Shah & C. Puri (red.), *Towards adulthood: exploring the sexual and reproductive health of adolescents in South Asia*. Geneva, Switzerland: World Health Organization, 81-85.

Weinraub, M., Clemens, L. P., Sachloff, A., Ethridge, T., Gracely, E., & Myers, B. (1984). The development of sex role stereotypes in the third year: Relationships to gender labeling, gender identity, sex-typed toy preferences, and family characteristics. *Child Development*, 55, 1493-1504.

Weinraub, M., Jaeger, E., & Hoffman, L.W. (1988). Predicting infant outcomes in families of employed and nonemployed mothers. *Early Childhood Research Quarterly*, 3, 361-378.

Witt, S. D. (1997). Parental influence on children's socialization to gender roles. *Adolescence*, 32(126), 253.