

Het effect van de verdeling van zorgtaken op eerlijkheidspercepties

Bachelorscriptie Sociologie

ABSTRACT

Uit eerder onderzoek blijkt dat een ongelijke verdeling van zorgtaken niet direct als oneerlijk wordt ervaren door ouders. In dit onderzoek wordt aan de hand van de equity theorie onderzocht of een ongelijke verdeling van zorgtaken zorgt voor sterkere oneerlijkheidspercepties met betrekking tot deze verdeling. Daarnaast zal er gekeken worden naar de verschillen hierin tussen mannen en vrouwen en tussen verschillende soorten zorgtaken. Er is gebruik gemaakt van de Nieuwe Families in Nederland survey ($N=1701$). Uit de resultaten blijkt dat een ongelijke verdeling van zorgtaken zorgt voor een sterkere oneerlijkheidsperceptie. Dit effect is sterker voor vrouwen dan voor mannen. Daarnaast is gebleken dat de verdeling van ontwikkelingszorgtaken een sterker effect heeft op oneerlijkheidspercepties dan de verdeling van routine zorgtaken.

TREFWOORDEN

eerlijkheidspercepties; zorgtaken; ontwikkelingszorgtaken; routine zorgtaken; equity

Student: Leanka Bouman (5982111)
Docent: Tara Koster
Tweede beoordelaar: Anne-Rigt Poortmam
Datum: 15 juni 2020



Universiteit Utrecht

INHOUDSOPGAVE

INLEIDING	2
THEORETISCH KADER.....	4
Equity theorie	4
Verschil mannen en vrouwen	5
Verschil soorten zorgtaken	6
DATA & METHODE	7
Data.....	7
Afhankelijke variabele.....	9
Onafhankelijke variabelen.....	9
Controlevariabelen.....	12
Analyses.....	14
RESULTATEN	16
Beschrijvende statistieken	16
Regressieanalyses	18
CONCLUSIE & DISCUSSIE	20
Conclusie	20
Discussie.....	22
REFERENTIES.....	24

INLEIDING

Gendergelijkheid is een onderwerp dat regelmatig terugkomt in het maatschappelijk debat. Verschillende organisaties brengen jaarlijks rapporten naar buiten over hoe gelijk mannen en vrouwen zijn in samenleving op het gebied van onder andere betaald en onbetaald werk (Schwab et al., 2017; Portegijs, & Van den Brakel, 2018; Pouwels, Leenders, & Van den Brink, 2019). Hoewel uit deze rapporten blijkt dat vrouwen in de loop van jaren gelijkere rechten en kansen hebben gekregen, is te zien dat mannen en vrouwen nog niet altijd gelijk zijn (Portegijs, & Van den Brakel, 2018). Zo zijn vrouwen dan wel steeds meer betaald werk gaan verrichten, echter is het aantal uren onbetaald werk wat zij verrichten niet sterk gedaald (Baxter, 1997). Dit laat een ongelijke verdeling zien binnen huishoudelijk werk tussen de man en vrouw, waarbij de vrouw een relatief grotere bijdrage levert (Nitsche & Grunow, 2016). De reden dat deze verdeling ongelijk is, zou gevonden kunnen worden in het feit dat partners deze verdeling niet als oneerlijk ervaren. Eerder gedaan onderzoek naar eerlijkheidsperceptie bevestigt dat een ongelijke taakverdeling binnen het huishouden niet direct tot een gevoel van oneerlijkheid leidt voor zowel mannen als vrouwen (Lennon & Rosenfield, 1994; Baxter & Western, 1998).

Het belang om eerlijkheidspercepties met betrekking tot de verdeling van onbetaald werk te onderzoeken kan deels worden geargumenteed aan de hand van de maatschappelijke impact die het gevoel van een eventuele oneerlijkheidsperceptie kan hebben. Zo kan een gevoel van een oneerlijke verdeling van taken in het huishouden zorgen voor problemen binnen de relatie, zoals conflicten tussen de man en vrouw (Samaha, Palmatier, & Dant, 2011). Deze conflicten leiden tot frictie tussen de partners, wat uiteindelijk als gevolg het beëindigen van de relatie kan hebben (Samaha, Palmatier, & Dant, 2011). Daarnaast kan dit onderzoek bijdragen aan het begrijpen van de huidige stand van zaken met betrekking tot gendergelijkheid in de samenleving en hoe mannen en vrouwen hiernaar kijken. Het vinden van eventuele oneerlijke gevoelens in huishoudens, kan helpen bij het aantonen dat vrouwen zich nog niet gelijk behandeld voelen.

In dit onderzoek zal gefocust worden op de invloed van de verdeling van zorgtaken op eerlijkheidspercepties met betrekking tot deze verdeling. Dit onderzoek kan op verschillende manieren bijdragen aan bestaande literatuur. Allereerst heeft eerdere literatuur zich met name gefocust op de invloed van de verdeling van huishoudelijke taken op eerlijkheidspercepties (Dempsey, 1999; Greenstein, 2009). Het focussen op de verdeling van zorgtaken, is echter interessant omdat hierin een andere trend te vinden is dan binnen de verdeling van huishoudelijke taken. Eerder onderzoek laat zien dat de verdeling is huishoudelijke taken

gelijker aan het worden is, doordat mannen meer taken op zich nemen, terwijl vrouwen minder zijn gaan doen (Ishii-Kuntz & Coltrane, 1992). Bij de verdeling van zorgtaken is echter te zien dat mannen dan wel meer zijn gaan bijdragen, maar dat de vrouwen ook meer tijd hieraan zijn gaan besteden (Bulanda, 2004). Hierdoor is deze verdeling nog altijd sterk ongelijk.

Daarnaast zal er onderzocht worden of er een verschil te vinden is tussen hoe oneerlijk mannen en vrouwen de ongelijke verdeling van zorgtaken ervaren. Uit het onderzoek gedaan door Baxter (2000), bleek dat een oneerlijke verdeling van zorgtaken, leidt tot een gevoel van oneerlijkheid voor zowel mannen als vrouwen. Echter is te zien dat vrouwen een sterker gevoel van oneerlijkheid ervaren dan mannen. Een mogelijke verklaring hiervoor is dat de vrouw bij de huidige verdeling van zorgtaken gemiddeld meer doet dan de man (Baxter & Western, 1998). Hierdoor kan de vrouw zich in deze situatie als de benadeelde voelen (Dainton, 2003). Dit zal zorgen voor een sterker gevoel van oneerlijkheid (Miedema, 2004). Een andere verklaring hiervoor is dat vrouwen meer relatiegericht zijn, wat ervoor kan zorgen dat zij de ongelijke verdeling sneller als oneerlijk beschouwen dan mannen (Tumewu et al., 2004).

Als laatste zal er in dit onderzoek gekeken worden naar welke effecten de verdelingen van verschillende typen zorgtaken hebben op eerlijkheidspercepties. Bestaande literatuur maakt binnen zorgtaken onderscheid tussen routine zorgtaken en ontwikkelingszorgtaken (Milkie, Kendig, Nomaguchi & Denny, 2010; Townsend, 2002). Onder routine zorgtaken worden de taken gezien die zo goed als dagelijks moeten gebeuren, zoals het aankleden en wassen van het kind en het kind naar bed doen. Bij ontwikkelingszorgtaken kan er gedacht worden aan spelletjes spelen met het kind en dagjes weg gaan met het kind. Vanwege het feit dat het uitvoeren van ontwikkelingszorgtaken meer voldoening geeft aan de ouders (Larson & Richards, 1994), wordt er verwacht dat een ongelijke verdeling van ontwikkelingszorgtaken een minder sterk effect zal hebben op oneerlijkheidspercepties in vergelijking met de verdeling van routine zorgtaken.

Naar aanleiding van bovenstaande bevindingen, zal er in dit onderzoek getracht worden antwoord te vinden op de volgende drie onderzoeksvragen. In welke maten heeft de verdeling van zorgtaken invloed op oneerlijkheidspercepties met betrekking tot de verdeling van zorgtaken? In hoeverre verschilt dit effect tussen mannen en vrouwen? In hoeverre verschilt dit effect tussen routine zorgtaken en ontwikkelingszorgtaken? Voor het onderzoeken van deze vragen, zal er gebruik worden gemaakt van een selectie van de New Families in the Netherlands survey uit 2014. Deze data zijn uniek doordat er wordt gekeken naar beide partners van getrouwde en samenwonende stellen met tenminste één minderjarig kind.

THEORETISCH KADER

Equity theorie

Bij het verklaren van een gevoel van oneerlijkheid door een ongelijke verdeling van taken, kan de *equity* theorie worden gebruikt. Deze theorie wordt in eerdere literatuur vaker gebruikt bij het verklaren van het gevoel van oneerlijkheid bij een scheve verdeling van onbetaald werk in romantische relaties (Homans, 1961; Adams, 1965). De *equity* theorie gaat ervan uit dat oneerlijksheidsgevoel samenhangt met een ongelijke verdeling van het werk tussen de partners. Het is opgebouwd uit twee onderdelen, waarbij het eerste onderdeel bestaat uit hoeveel beide partners investeren in het onbetaalde werk. Het tweede onderdeel is hoeveel de partners profiteren van deze investeringen (Cook & Hegtvedt, 1983). De *equity* theorie gaat ervan uit de investeringen en uitkomsten hiervan als ratio gezien kunnen worden voor beide partners. Wanneer de ratio uitkomsten/investeringen van de ene partner gelijk is aan de ratio uitkomsten/investeringen van de andere partner, zal er een gevoel van eerlijkheid zijn bij beide partners. Wanneer dit echter niet het geval is en de ratio's niet gelijk aan elkaar zijn, zullen beide partners dit als oneerlijk beschouwen (Sprecher, 2001). In het geval van een ongelijke verdeling, zal hierbij sprake zijn van een partner die onder-beloond wordt en een partner die over-beloond wordt (Dainton, 2003). Voor beide partners zal de ongelijke verdeling voor negatieve emoties en een gevoel van oneerlijkheid zorgen (Sprecher, 2001).

In dit onderzoek zal gekeken worden naar de eerlijkheidspercepties met betrekking tot de verdeling van zorgtaken. De *equity* theorie kan hierbij worden toegepast. Volgens deze theorie zal een ongelijke verdeling in zorgtaken leiden tot sterkere oneerlijksheidspercepties. In de ratio van de *equity* theorie zullen beide partners evenveel aan uitkomsten hebben, aangezien beiden in zelfde mate voldoening halen uit zorgtaken uitvoeren, ofwel het opvoeden van kinderen (Buysse, 2008). Wanneer de partners niet evenveel tijd stoppen in de zorgtaken, zullen de ratio's niet gelijk zijn. Volgens de *equity* theorie zal dit zorgen voor een gevoel van oneerlijkheid. Hieruit valt te concluderen dat hoe ongelijker de verdeling van zorgtaken is, des te negatiever zullen de eerlijksheidspercepties van beide partijen zijn.

Ook eerder onderzoek heeft aangetoond dat een ongelijke verdeling zal leiden tot sterkere oneerlijksheidspercepties. Zo blijkt uit het onderzoek van Nordenmark en Nyman (2016) dat er een significant verband te vinden is tussen de taakverdeling in het huishouden en eerlijksheidspercepties. Hieruit blijkt dat hoe ongelijker de taakverdeling is, des te oneerlijker ervaren beide partners dit. Uit het onderzoek van Lennon en Rosenfield (1994) is een gelijksoortige conclusie getrokken. In dit onderzoek wordt er gekeken naar hoe eerlijk mannen

en vrouwen de taakverdeling in het huishouden ervaren. Ook in dit onderzoek is te zien dat door zowel mannen als vrouwen de verdeling als oneerlijker ervaren wordt, wanneer deze minder gelijk is.

Hoewel bovengenoemde onderzoeken zich focussen op de verdeling van huishoudelijke taken, staat dit wel in verband met de verdeling van zorgtaken. Zo blijkt uit verschillende onderzoeken dat het krijgen of hebben van een kind het gevoel van oneerlijkheid bij mannen en vrouwen kan vergroten (Perales, et al., 2015; Kluwer, et al., 2002).

Uitgaande van conclusies uit eerder onderzoek en met gebruik van de *equity* theorie, is er te verwachten dat een ongelijke verdeling van zorgtaken zal leiden tot een sterker gevoel van oneerlijkheid met betrekking tot deze verdeling. Vanwege het feit dat onderzoek aantoont dat de vrouw gemiddeld meer tijd besteedt aan zorgtaken dan de man (Baxter & Western, 1998), kan voor dit onderzoek de volgende hypothese worden opgesteld:

H1: Naarmate de vrouw relatief meer zorgtaken uitvoert, zullen mannen en vrouwen deze verdeling als oneerlijker beschouwen.

Vershil mannen en vrouwen

Naast kijken naar het algemene effect van een ongelijkere verdeling van zorgtaken op oneerlijke percepties, zal er ook gekeken worden of dit effect sterker is voor vrouwen dan voor mannen. Een verklaring hiervoor kan zijn dat vrouwen gemiddeld meer tijd aan het huishouden kwijt zijn dan mannen (Nitsche & Grunow, 2016).

Uitgaande van de *equity* theorie, zal er bij de verdeling een onder- en een over-beloonde partner zijn. De onder-beloonde partner zal zich benadeeld voelen (Lamm, 1986). Het gevoel van benadeeld worden, zorgt eerder voor negatieve gevoelens, wat kan leiden tot een sterker gevoel van oneerlijkheid (Miedema, 2004). De over-beloonde partner zal zich juist niet benadeeld voelen, waardoor hier een minder sterk gevoel van oneerlijkheid zal ontstaan.

In het geval van de verdeling van zorgtaken tussen partners, zal de vrouw hier de onder-beloonde partner zijn, doordat zij relatief meer zorgtaken uitvoert dan de man (Nitsche & Grunow, 2016), waardoor zij relatief minder terugkrijgt voor het uitvoeren van zorgtaken. De man zal hierbij de over-beloonde partner zijn, doordat hij relatief minder zorgtaken uitvoert en dus relatief meer terugkrijgt dan de vrouw voor het uitvoeren van zorgtaken. Hierdoor zal de vrouw zich als benadeelde gaan voelen en deze verdeling eerder als oneerlijker beschouwen dan de man. De verwachting die hieruit voortvloeit is dat de ongelijke verdeling van zorgtaken,

waaraan vrouwen gemiddeld meer tijd kwijt zijn dan mannen, als gevolg kan hebben dat vrouwen dit als meer oneerlijk ervaren dan mannen.

Een ander argument voor het verwachten van een sterker effect van de verdeling van zorgtaken op oneerlijksheidspercepties met betrekking tot deze verdeling bij vrouwen dan bij mannen, is dat vrouwen meer relatiegericht zijn dan mannen (Cross & Madson, 1997; Tumewu, 2004; Kluwer & Van den Bos, 2004). Dit kan effect hebben op hoe zij omgaan met ongelijke verdelingen binnen hun relatie. Zo toonden Tumewu et al. (2004) aan dat vrouwen gevoeliger zijn voor onrechtvaardigheid dan mannen. Wanneer mannen en vrouwen de ongelijk verdeelde zorgtaken als een onrechtvaardige situatie zien, zal dit voor vrouwen een sterker gevoel van oneerlijkheid geven dan mannen.

Daarnaast is uit eerder onderzoek gebleken dat vrouwen een ongelijke verdeling van huishoudelijke taken als oneerlijker ervaren dan mannen (Nordenmark & Nyman, 2016; Kluwer, et al., 2002; Henchoz, Wernli & Reeve, 2013). Zo toonden Nordenmark en Nyman (2016) aan dat het effect van de verdeling van het huishouden een sterker effect heeft op het oneerlijksheidsgevoel van vrouwen dan van mannen. Daarnaast hebben Henchoz et al. (2013) onderzocht welke taken van het huishouden effect hebben op eerlijksheidspercepties bij de partners. Hieruit bleek dat vrouwen significant meer ontevreden waren met de verdeling van het huishoudelijke werk dan mannen. Naar aanleiding van deze eerder bevindingen en de *equity* theorie, valt de tweede hypothese voor dit onderzoek af te leiden:

H2: Het positieve effect van een relatief hogere bijdrage van de vrouw aan zorgtaken op de oneerlijksheidspercepties met betrekking tot de verdeling van zorgtaken, zal sterker zijn voor vrouwen dan voor mannen.

Verskil soorten zorgtaken

In eerdere literatuur wordt regelmatig een verdeling binnen zorgtaken gemaakt tussen routine zorgtaken en ontwikkelingszorgtaken (Milkie, Kendig, Nomaguchi & Denny, 2010; Townsend, 2002). Binnen routine zorgtaken vallen taken die regelmatig uitgevoerd dienen te worden, zoals het naar bed doen van het kind en het wassen van het kind. Ontwikkelingszorgtaken bevatten taken die te maken hebben met de ontwikkeling en opvoeding van het kind of de kinderen. Hieronder vallen taken zoals dagjes weg gaan met het kind en spelletjes spelen met het kind.

De mate van voldoening die iemand ervaart bij het uitvoeren van zorgtaken, is verschillend voor routine zorgtaken en ontwikkelingszorgtaken. Ontwikkelingszorgtaken worden gezien als *quality time* voor zowel de ouder als het kind, terwijl routine zorgtaken eerder

als verplichtingen gezien worden voor de ouder (Milkie, Kendig, Nomaguchi & Denny, 2010). Het hebben van *quality time*, ofwel het uitvoeren van ontwikkelingszorgtaken, zorgt voor een betere ouder-kindrelatie, wat leidt tot meer voldoening voor de ouders (Larson & Richards, 1994). Wanneer het uitvoeren van een taak voldoening geeft, zal de partner hierdoor minder sterke negatieve gevoelens hebben bij het uitvoeren hiervan, dan wanneer de partner een taak uitvoert die minder voldoening geeft, zoals routine zorgtaken (Michalos, 1980). Wanneer de verdeling van zorgtaken ongelijk verdeeld is tussen de partners, zal het oneerlijkheidsgevoel dus minder zijn bij ontwikkelingszorgtaken doordat de partner die meer van de taken uitvoert, hier meer voldoening uit haalt. Hieruit valt af te leiden dat een ongelijke verdeling van ontwikkelingszorgtaken minder snel voor een gevoel van oneerlijkheid zorgt dan een ongelijke verdeling van routine zorgtaken.

Audenaert (2018) heeft onderzoek gedaan naar de verdeling van zorgtaken tussen mannen en vrouwen. Uit de interviews gedaan voor dit onderzoek, kwam vaker aan bod dat men het oneerlijk vond hoe de verdeling van routine zorgtaken was. Bij ontwikkelingszorgtaken werd een minder sterk oneerlijkheidsgevoel vastgesteld wanneer de vrouw hieraan een grote bijdrage had dan haar partner. Dit wijst erop dat men een ongelijke taakverdeling van routine zorgtaken als oneerlijker beschouwd dan een ongelijke taakverdeling van ontwikkelingszorgtaken. Hiermee kan de derde hypothese van dit onderzoek als volgt worden opgesteld:

H3: Het positieve effect van relatief grotere bijdrage van de vrouw aan routine zorgtaken op de oneerlijkheidspercepties met betrekking tot de verdeling van zorgtaken, zal sterker zijn dan het positieve effect van een relatief grotere bijdrage van de vrouw aan ontwikkelingszorgtaken.

DATA & METHODE

Data

Voor het testen van de hypothesen in dit onderzoek wordt er gebruik gemaakt van een selectie van de data van de eerste wave van de Nieuwe Families in Nederland (NFN) survey (2014). Deze data zijn verzameld door de Universiteit Utrecht in samenwerking met het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS).

Bij het verzamelen van de data zijn beide partners van (voormalige) huishoudens benaderd. Het NFN had als doel het onderzoeken van gescheiden stellen en stellen die uit elkaar zijn gegaan na samen te hebben gewoond te onderzoeken. Voor het verkrijgen van

controlegroepen is er data verzameld van twee groepen, waarbij de eerste groep bestaat uit partners die voor 2010 zijn getrouwd en nog steeds getrouwd waren tijdens het afnemen van de survey. Binnen de andere groep vallen de respondenten die voor 2010 samen zijn gaan wonen en op het moment van het afnemen van de survey nog steeds samenwoonden. Deze twee groepen zullen gebruikt worden voor dit onderzoek. Overige criteria voor de data waren dat alle respondenten heteroseksuele koppels waren en dat zij ten tijde van het maken van de steekproef minimaal één minderjarig kind hadden. Ook moesten de respondenten niet al eerder gescheiden zijn waarbij een minderjarig kind betrokken was en moesten beide partners op het moment van afname woonachtig zijn in Nederland.

De data zijn verzameld middels een internet survey. Het kiezen van de respondenten hiervoor, ofwel het maken van de steekproef, is gebeurd via het CBS. Voor controlegroepen waarop gefocust zal worden in dit onderzoek, is een gestratificeerde steekproef uitgevoerd om ervoor de zorgen dat de groepen goed vergelijkbaar zouden zijn met de andere groepen van de survey. Wanneer de benaderden de survey na de eerste keer niet ingevuld hadden, kregen zij een herinnering hiervan. Als dit ook geen effect had, kregen zij een tweede herinnering met daarin ook de schriftelijke versie van de enquête. Hierdoor zijn de gegevens bij het merendeel via een internet enquête verkregen, maar ook een deel via de schriftelijke versie.

Voor het verzamelen van de data, zijn 4.800 mensen benaderd, wat gelijk staat aan 2.400 huishoudens. Hieruit is een respons van 2.173 personen gekomen, verdeeld over 1.338 huishoudens. Niet de volledige steekproef kan echter gebruikt worden voor dit onderzoek. Uit de data blijkt dat een aantal respondenten hebben aangegeven dat hun jongste kind 18 jaar of ouder was. Ook zijn er respondent die niet de leeftijd van hun jongste kind hebben opgegeven. Omdat de focus in dit onderzoek ligt op huishoudens met minimaal één kind wat minderjarig is, zijn deze respondenten uit de data gehaald ($N=1.793$, 82.5%). Ook zal er enkel gefocust worden op respondenten in een heteroseksuele relatie. Wanneer een respondent aangegeven heeft een relatie te hebben met iemand van hetzelfde geslacht, is deze data eruit gefilterd ($N=1.784$, 82.1%). Hierna is gekeken naar welke respondenten antwoord hebben gegeven op alle enquêtevragen die gebruikt zullen worden als variabelen in de analyses. Er is hierna gekozen om respondenten die niet op alle vragen antwoord hebben gegeven die van belang zijn voor dit onderzoek te verwijderen, omdat er maar weinige respondenten waren waarop dit van toepassing was. Door deze selectie te maken van de data, komt het uiteindelijk aantal respondenten uit op $N=1.701$, verdeeld over 1.095 huishoudens. Dit staat gelijk aan 78.3% van de totale data. Voor huishoudens is dit 81.8% van het oorspronkelijke aantal huishoudens.

Gekeken naar de data die gebruikt zullen worden voor dit onderzoek, is te zien dat de data niet volledig representatief zijn voor de populatie. Allereerst is te zien dat vrouwen, mensen met een Nederlandse etniciteit en samenwonenden oververtegenwoordigd zijn in de data. Ook worden mensen waarvan het jongste kind tussen de 4 en 11 jaar is, sterk oververtegenwoordigd in de data. Ouders waarbij het jongste kind onder de 4 jaar oud is, worden juist sterk ondervertegenwoordigd. Daarnaast zijn er nog verschillen te vinden tussen wanneer slechts één partner of beide partners van het huishouden de enquête hebben ingevuld. Huishoudens waar beide partners hebben meegedaan aan het onderzoek zijn vaker getrouwd dan huishoudens waar maar één partner de enquête heeft ingevuld. Als laatste is de leeftijd van het jongste kind gemiddeld hoger bij huishoudens waar allebei de partners hebben meegedaan aan het onderzoek.

Afhankelijke variabele

Oneerlijkheidsperceptie met betrekking tot verdeling zorgtaken

De afhankelijke variabele van dit onderzoek is oneerlijkheidspercepties met betrekking tot de verdeling van zorgtaken. Voor het meten hierna, wordt gebruik gemaakt van de volgende vraag: *'Hoe eerlijk vindt u de manier waarop u en uw partner de onderstaande zaken geregeld hebben: de verdeling van de zorg en begeleiding voor uw kind/kinderen?'*. Hierbij kon er geantwoord worden op een zevenpuntsschaal, waarbij het 0=*Heel erg oneerlijk voor mij*, 3=*Eerlijk voor beiden* en 6=*Heel erg oneerlijk voor partner*. In eerder onderzoek wordt deze schaal echter nauwelijks tot niet gebruikt. Bij eerdere onderzoeken naar eerlijkheidspercepties met betrekking tot de verdeling van huishoudelijke taken, wordt grotendeels een schaal gebruikt welke loopt van eerlijk naar oneerlijk, ongeacht voor welke van de partners dit als oneerlijk wordt ervaren (Baxter, Haynes, Western & Hewitt, 2013; Arts & Hermkens, 1994). Om deze reden is de variabele in dit onderzoek ook op deze manier hergecodeerd. Hierbij zijn antwoordmogelijkheden 0 en 6 gecodeerd naar 0=*eerlijk voor beiden*, 1 en 5 zijn gecodeerd naar 1=*beetje eerlijk voor beiden*, 2 en 4 naar 2=*beetje oneerlijk voor mij en/of partner* en 3 naar 3=*oneerlijk voor mij en/of partner*. Op deze manier is er een schaal ontstaan waarbij aan de ene kant eerlijk voor beide partners staat en aan de andere kant oneerlijk voor één of beide partners.

Onafhankelijke variabelen

Relatieve bijdrage vrouw zorgtaken

Het meten van de relatieve bijdrage van de vrouw aan zorgtaken is gebeurd aan de hand van de vraag *'Wie doet of deed de volgende zorgtaken vaker: u of uw partner?'*. Dit werd gevraagd

over zes verschillende zorgtaken; (1) luiers verschonen; (2) kind wassen, in bad doen; (3) kind naar bed brengen; (4) spelletjes doen thuis, knutselen; (5) praten met uw kind over wat uw kind bezig houdt; (6) uitjes ondernemen met kind, zoals speeltuin, dierentuin, bioscoop, etc.. De respondenten konden hierop antwoord geven middels een vijfpuntsschaal, waarbij 1=*U veel vaker dan partner*, 2=*U vaker dan uw partner*, 3=*Even veel*, 4=*Partner vaker dan u*, en 5=*Partner veel vaker dan u*.

Allereerst is het van belang dat alle vragen met betrekking tot zorgtaken omgeschaald worden, zodat er een schaal ontstaat waarbij een hogere waarde aangeeft dat de vrouw een relatief grotere bijdrage levert. Hiervoor zijn allereerst de zes variabelen met betrekking tot de verdeling van verschillende zorgtaken hergecodeerd waarbij 1=*Vrouw voert bijna geen tot geen zorgtaken uit* tot 5=*Vrouw voert bijna alle tot alle zorgtaken uit*. Dit is gedaan door eerst verschillende variabelen aan te maken voor de antwoorden die mannelijke en vrouwelijke respondenten hebben gegeven op de zes vragen over de verdeling van de verschillende zorgtaken. Bij de variabelen van de mannelijke respondenten was de schaal al juist verdeeld, waarbij deze van 1=*U veel vaker dan partner* naar 5=*Partner veel vaker dan u*. Dit houdt dus in dat wanneer de respondent hierbij de laatste optie heeft gekozen, de vrouw het meeste werk doet, aangezien het is ingevuld door een man. De variabelen die vrouwelijke respondenten hebben ingevuld, zijn hergecodeerd, zodat deze nu lopen van 1=*Partner veel vaker dan u* naar 5=*U veel vaker dan partner*. Hierdoor geeft de hoogst mogelijke antwoordcategorie ook bij de antwoorden die vrouwelijke respondenten hebben gegeven aan dat de vrouw het meeste werk doet. Hierna zijn de variabelen van de mannelijke en vrouwelijke respondenten samengevoegd, waardoor er weer zes variabelen zijn die allen een schaal hebben waarbij 1=*Man veel vaker dan vrouw*, 2=*Man vaker dan vrouw*, 3=*Even veel*, 4=*Vrouw vaker dan man*, en 5=*Vrouw veel vaker dan man*.

Met deze nieuwe variabelen is er een Verkennende Factoranalyse uitgevoerd om te onderzoeken of deze zes variabelen samengevoegd kunnen worden tot één nieuwe variabele die de verdeling van zorgtaken aangeeft. Hieruit bleek dat het mogelijk is om één factor te maken van de zes variabelen, waarbij de factor en eigenwaarde heeft van 2.894. Hierna is er een betrouwbaarheidstest uitgevoerd, waaruit een Cronbach's Alpha van $\alpha=.784$ kwam. Deze score is hoog genoeg om verder te werken met de factor. Het verwijderen van één of meer variabelen zou zorgen voor een lagere Cronbach's Alpha. Daarom is er een nieuwe variabele aangemaakt, die is verkregen door de factor uit de factoranalyse op te slaan middels de Bartlett methode. Hierna is variabele hergecodeerd naar percentages, waarbij 0=*Vrouw neemt geen zorgtaken op*

zich en 100=*Vrouw neemt alle zorgtaken op zich*. Door te kiezen voor een schaal van 0 tot en met 100, geeft de variabele nu de relatieve bijdrage van de vrouw aan zorgtaken weer.

Relatieve bijdrage vrouw routine zorgtaken en relatieve bijdrage vrouw ontwikkelingszorgtaken

Voor het meten van deze variabelen zijn de zes hergecodeerde variabelen gebruikt die betrekking hebben op de verdeling van zorgtaken. Binnen deze zes variabelen is een opsplitsing te maken tussen de verdeling van routine zorgtaken en ontwikkelingszorgtaken. Hierbij horen *luiers verschonen, kind wassen, in bad doen en kind naar bed brengen* bij de relatieve bijdrage van de vrouw aan routine zorgtaken. *Spelletjes doen thuis, knutselen, praten met uw kind over wat uw kind bezig houdt en uitjes ondernemen met kind, zoals speeltuin, dierentuin, bioscoop, etc.* horen bij de relatieve bijdrage van de vrouw van ontwikkelingszorgtaken. Voor het maken van de variabelen is een Verkennende Factoranalyse uitgevoerd met als vereiste dat er twee factoren uit moesten worden. Hierbij is gekozen voor een scheve rotatie (oblique rotation), vanwege het feit dat de factoren mogen correleren. Uit de analyse kwam naar voren dat de items uitgesplitst kunnen worden zoals verwacht. De factor voor de relatieve bijdrage van de vrouw aan routine zorgtaken heeft een eigenwaarde van 2.894 heeft. De factor voor de relatieve bijdrage van de vrouw aan ontwikkelingszorgtaken heeft een eigenwaarde van 1.108. Omdat beide eigenwaardes groter zijn dan 1, mogen er hier twee factoren van gemaakt worden. Hierna zijn er voor beide factoren betrouwbaarheidstesten uitgevoerd. Voor de factor van *relatieve bijdrage vrouw routine zorgtaken* is er een Cronbach's Alpha van $\alpha=.819$, welke ook niet hoger kan worden wanneer één of meerdere items verwijderd worden. Uit de betrouwbaarheidstest voor *relatieve bijdrage vrouw ontwikkelingszorgtaken* kwam een Cronbach's Alpha van $\alpha=.646$. Het verwijderen van één of meerdere items zorgt niet voor een hogere Cronbach's Alpha. Deze waarde laat eigenlijk zien dat het twijfelachtig is of de samenstelling van deze factor goed genoeg is om te testen wat er getest moet worden. Aangezien het volgens de theorie en eerder onderzoek juist is om de gebruikte drie variabelen samen te nemen voor het meten van ontwikkelingszorgtaken (Milkie, Kendig, Nomaguchi & Denny, 2010; Townsend, 2002), is ervoor gekozen om te werken met de factor zoals uit de factoranalyse. Na deze testen uitgevoerd te hebben, zijn de variabelen als factoren opgeslagen via de Bartlett methode. Deze variabelen zijn hierna hergecodeerd naar percentages, waarbij 0=*Vrouw neemt geen routine zorgtaken op zich/ Vrouw neemt geen ontwikkelingszorgtaken op zich* en 100=*Vrouw neemt alle routine zorgtaken op zich/ Vrouw neemt alle ontwikkelingszorgtaken op zich*.

Vrouw

De volgende onafhankelijke variabele die gebruikt worden, is het geslacht van de respondent. Deze variabele is een dichotome variabele, waarbij 0=*Man* en 1=*Vrouw*.

Controlevariabelen

Leeftijd respondent en leeftijd partner

Voor de leeftijd van de respondent en partner, werd aan de respondent gevraagd om de geboortedatum van zichzelf en van zijn/haar partner te noteren. Aan de hand hiervan zijn in de data twee variabelen aangemaakt die de leeftijd in jaren van de respondent en de respectievelijke partner aangeven in de vorm van continue variabelen.

Opleiding respondent en opleiding partner

De opleiding van de respondent en zijn/haar partner is gemeten door aan de respondent gevraagd om voor zichzelf en voor zijn/haar partner aan te geven wat het hoogst afgeronde opleidingsniveau is. Hierbij waren tien antwoordmogelijkheden waarbij 1=*Lagere school niet afgemaakt*, 2=*Lagere school*, 3=*Lbo, huishoudschool, lhno, vmbo basis/kader*, 4=*Mavo, ulo, mulo, vmbo gemengd/theoretisch*, 5=*Havo, mms*, 6=*Vwo, hbs, atheneum, gymnasium*, 7=*“Mbo, kmbo”*, 8=*Hbo, kandidaats*, 9=*Universiteit* en 10=*Postacademisch (bv notariaat, artsexamen, dr-titel)*. Deze variabelen worden meegenomen als continue variabelen in de analyses.

Aantal kinderen en leeftijd jongste kind

Het aantal kinderen wat de respondent heeft samen met de huidige partner en de leeftijd van het jongste kind zullen ook meegenomen worden als controlevariabelen. Voor het aantal kinderen is gevraagd naar het aantal kinderen wat hij/zij heeft gekregen of heeft geadopteerd samen met de huidige partner. Deze variabele is een continue variabele. Voor de leeftijd van het jongste kind is gevraagd om de leeftijd in jaren op te geven van het jongste kind dat de respondent en partner hebben gekregen of hebben geadopteerd. Ook dit is een continue variabele.

Uren betaald werk respondent

Het aantal uren betaald werk wat de respondent verricht per week is gemeten door allereerst te vragen of de respondent op het moment van het afnemen van de vragenlijst betaalde arbeid verrichtte. Wanneer hierop ‘ja’ werd geantwoord, is er gevraagd hoeveel uur per week de respondent daadwerkelijk werkt. Voor dit onderzoek hebben alle respondenten die ‘nee’ hebben geantwoord op de vraag of zij/hij betaald werk verricht, de waarde 0 gekregen in de variabele hoeveel uur betaald werk de respondent verricht per week. In de data waren ook een aantal

extreme waarden te vinden. Er is voor gekozen alle waardes van boven de 80 uur te hercoderen naar 80, omdat waardes hierboven erg onwaarschijnlijk zijn. Het aantal uren betaald werk per week is een continue variabele.

Egalitaire genderideologie

Als laatste zal de genderideologie van de respondent meegenomen worden als controlevariabelen. In de enquête is dit gemeten aan de hand van de vier stellingen waarbij de respondent kan aangeven in hoeverre hij/zij het eens is met de desbetreffende stelling. Deze vier stellingen zijn; (1) Een vrouw is geschikter om kleine kinderen op te voeden dan een man; (2) moeders zijn net zo verantwoordelijk als vaders voor het verdienen van een behoorlijk gezinsinkomen; (3) het is voor mannen belangrijker dan voor vrouwen dat zij een baan hebben; (4) vaders zijn net zo verantwoordelijk als moeders voor de opvoeding van kinderen. De respondent had hier vijf antwoordmogelijkheden, waarbij 1=*Helemaal mee eens*, 2=*Mee eens*, 3=*Niet mee eens, niet mee oneens*, 4=*Niet mee eens* en 5=*Helemaal niet mee eens*. Om deze vier stellingen samen te kunnen voegen tot een variabele, zijn stelling 2 en 4 omgeschaald, zodat deze nu lopen van 1=*Helemaal niet mee eens* naar 5=*Helemaal mee eens*. Hierdoor laat de eerste antwoordcategorie bij alle stellingen een egalitaire genderideologie zien en de laatste mogelijkheid een traditionele genderideologie. Na het hercoderen is er een Verkennende Factoranalyse uitgevoerd om uit te zoeken of er een factor gemaakt kan worden van de vier losse items. Hieruit kwam een factor met een eigenwaarde van 1.931. Er is hierna een betrouwbaarheidstest uitgevoerd, welke een Cronbach's Alpha van $\alpha=.642$ geeft. Dit is officieel te laag om te mogen gebruiken. Het verwijderen van de vierde stelling zorgt voor een lichte stijging van de alpha. Hiervoor is echter niet gekozen, omdat met het verwijderen van dit item de alpha niet boven .7 uitkomt. Daarom is besloten de factor met alle vier de variabelen op te slaan via de Bartlett methode na de factoranalyse uit te hebben gevoerd. Hierna is het bereik van de factor hergecodeerd naar 1 tot en met 5, waarbij 1=*Traditionele genderideologie* en 5=*Egalitaire genderideologie*.

In *Tabel 1* zijn de beschrijvende statistieken van alle hierboven genoemde variabelen te vinden voor de totale respons en voor mannen en vrouwen apart. Hierin zijn de minimum- en maximumwaarde van de variabelen te vinden. Tevens zijn hierin ook het gemiddelde en de standaarddeviatie te vinden. De standaarddeviatie wordt niet gepresenteerd bij de variabele *Vrouw* omdat dit een dichotome variabele is.

Analyses

Te beginnen zal er gekeken worden naar de samenhang van de verdeling van zorgtaken en eerlijkheidspercepties met betrekking tot de verdeling van zorgtaken bij de totale respons en bij mannen en vrouwen apart door middel van een kruistabel. Hierbij zal *oneerlijkheidspercepties met betrekking tot verdeling zorgtaken* als dichotome variabele hergecodeerd worden. De relatieve bijdrage van de vrouw aan zorgtaken zal hergecodeerd worden naar drie categorieën.

Voor het testen van de hypothesen zal er gebruik worden gemaakt van vier meervoudige regressieanalyses. In de regressieanalyses zal rekening worden gehouden met clustering, omdat van een deel van de huishoudens beide partners hebben meegedaan (71.3%).

Het eerste model bevat de relatieve bijdrage van de vrouw aan zorgtaken en de controlevariabelen. Hiermee zal getoetst worden of de relatieve bijdrage van de vrouw aan zorgtaken een positief effect heeft op de oneerlijkheidsperceptie met betrekking tot de verdeling van zorgtaken. In het tweede model wordt de interactie tussen gender en de relatieve bijdrage van de vrouw aan zorgtaken toegevoegd om te toetsen of er een modererend effect van gender gevonden kan worden op het effect van de relatieve bijdrage van de vrouw aan zorgtaken op de oneerlijkheidsperceptie met betrekking tot de verdeling van zorgtaken. Dit zal getest worden middels het gebruik van een F-toets, welke aan kan tonen of Model 2 meer verklaard dan Model 1.

Middels het derde en vierde model zal onderzocht worden of er een verschil in effect te vinden is tussen de relatieve bijdrage van de vrouw aan routine zorgtaken en ontwikkelingszorgtaken op oneerlijkheidspercepties met betrekking tot de verdeling van zorgtaken. In Model 3 zal als onafhankelijke variabele *relatieve bijdrage vrouw routine zorgtaken* worden meegenomen en in Model 4 zal dit *relatieve bijdrage vrouw ontwikkelingszorgtaken* zijn. In beide modellen zullen ook alle controlevariabelen toegevoegd worden. Over deze twee modellen zal een Wald toets worden uitgevoerd, waarmee kan worden getoetst of er een significant verschil is tussen de effecten van de relatieve bijdrage van de vrouw aan routine zorgtaken en ontwikkelingszorgtaken.

Tabel 1. Beschrijvende statistieken van de gebruikte variabelen

Naam	Totaal					Vrouwen					Mannen				
	Min.	Max.	Gem.	SD	N	Min.	Max.	Gem.	SD	N	Min.	Max.	Gem.	SD	N
Oneerlijkheidpercepties zorgtaken	0	3	.306	.597	0	0	3	.346	.637	0	0	3	.258	.540	0
Relatieve bijdrage vrouw zorgtaken	0	100	66.475	17.625	3.750	0	100	66.906	17.644	0	0	100	65.943	17.599	0
Relatieve bijdrage vrouw routine zorgtaken	0	100	68.798	19.064	2.310	0	100	68.958	19.040	0	0	100	68.601	19.104	0
Relatieve bijdrage vrouw ontwikkelingszorgtaken	0	100	57.165	16.360	0	0	100	58.892	16.707	6.720	96.59	55.033	15.672	0	
Vrouw	0	1	.553	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Leeftijd respondent	25	66	43.290	6.155	25	56	42.090	5.694	27	66	44.760	6.382	0	0	
Leeftijd partner	26	66	43.490	6.134	26	66	44.470	6.316	26	56	42.290	5.677	0	0	
Opleiding respondent	1	10	6.830	1.918	1	10	6.900	1.851	1	10	6.740	1.996	0	0	
Opleiding partner	1	10	6.720	2.005	1	10	6.700	2.074	1	10	6.760	1.917	0	0	
Aantal kinderen	1	9	2.300	.759	1	9	2.300	.734	1	9	2.310	.789	0	0	
Leeftijd jongste kind	0	17	8.840	4.574	0	17	8.730	4.514	0	17	8.980	4.645	0	0	
Uren betaald werk respondent	0	80	30.621	16.601	0	80	21.857	12.959	0	80	41.446	14.024	0	0	
Egalitaire genderideologie	1	5	3.328	.805	1	5	3.397	.800	1.160	5	3.244	.804	0	0	
N	1701					940					761				

Tabel 2. Kruistabel oneerlijkheidpercepties met betrekking tot verdeling zorgtaken en relatieve bijdrage vrouw zorgtaken.

	Totaal		Vrouwen		Mannen	
	Eerlijk	Oneerlijk	Eerlijk	Oneerlijk	Eerlijk	Oneerlijk
Lagere bijdrage dan man	98.1%	1.9%	97.8%	2,2%	98.3%	1.7%
Gelijke bijdrage	98.5%	1.5%	97.8%	2.2%	99.4%	0.6%
Hogere bijdrage dan man	93.0%	7.0%	91.6%	8.4%	94.8%	5.2%

Noot: Percentages geven het aandeel van het rijtotaal weer. Relatieve bijdrage vrouw zorgtaken is in drie categorieën opgesplitst, waarbij 0-45='lagere bijdrage dan man', 45-55='gelijke bijdrage' en 55-100='hogere bijdrage dan man'. Oneerlijkheidspercepties met betrekking tot verdeling zorgtaken is hergecodeerd naar dichotome variabele, waarbij categorie 1 en 2 zijn hergecodeerd naar 0=eerlijk en waarbij categorie 3 en 4 zijn hergecodeerd naar 1=oneerlijk.

RESULTATEN

Beschrijvende statistieken

In Tabel 2 is een kruistabel te vinden tussen *oneerlijkheidspercepties met betrekking tot zorgtaken* en *relatieve bijdrage vrouw zorgtaken*. In deze kruistabel is een onderscheid gemaakt tussen de totale respons, vrouwelijke respondenten en mannelijke respondenten. Uit deze tabel blijkt dat een groot deel van de respondenten een ongelijke verdeling waarbij de vrouw relatief meer zorgtaken uitvoert, wel als eerlijk ervaren. 94.8% van de mannelijke respondenten geeft bij een verdeling waarbij de vrouw een relatief hogere bijdrage levert aan de zorgtaken aan dit als eerlijk te ervaren. Voor vrouwen is dit 91.6%. Dit laat zien dat een ongelijke verdeling van zorgtaken niet direct als oneerlijk wordt gezien. Daarnaast is op te merken dat mannen die aangeven dat de verdeling gelijk is, deze verdeling ook als eerlijk beschouwen in bijna alle gevallen (99.4%). Bij vrouwen ligt dit percentage lager (97.8%).

Naast de beschrijvende statistieken is er ook gekeken naar de correlaties tussen de onafhankelijke en controlevariabelen om multicollineariteit uit te kunnen sluiten. Allereerst is er een erg hoge correlatie gevonden tussen de leeftijd van de respondent en die van de partner ($r(1700)=.706, p<.001$). Ook de correlatie tussen de leeftijd van de respondent en die van het jongste kind correleert relatief sterk ($r(1700)=.697, p<.001$). Er kan echter geen multicollineariteit gevonden worden in beide gevallen. Dit is getest middels de VIF's op te vragen in alle drie de modellen. Hieruit blijkt dat in alle modellen $VIF<4$. Pas wanneer $VIF>10$, is er sprake van multicollineariteit, dus in dit geval kunnen alle variabelen meegenomen worden in de analyses.

Tabel 3. OLS regressieanalyses op oneerlijkheidpercepties m.b.t. de verdeling van zorgtaken

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	B	s.e.	B	s.e.	B	s.e.	B	s.e.
(Constante)	-.941***	.163	-.827***	.172	-.748***	.164	-.785***	.158
Relatieve bijdrage vrouw zorgtaken	.011***	.001	.009***	.001	-	-	-	-
Relatieve bijdrage vrouw routine zorgtaken	-	-	-	-	.009***	.001	-	-
Relatieve bijdrage vrouw ontwikkelingszorgtaken	-	-	-	-	-	-	.012***	.001
Vrouw	.170***	.039	-.035	.108	.186***	.040	.134**	.039
Interactie Vrouw* Relatieve bijdrage vrouw zorgtaken	-	-	.003*	.002	-	-	-	-
Leeftijd respondent	.010**	.004	.010**	.004	.010*	.004	.011**	.004
Leeftijd partner	-.005	.004	-.005	.004	-.005	.004	-.005	.004
Opleiding respondent	.012	.009	.012	.009	.011	.009	.009	.009
Opleiding partner	-.001	.008	-.001	.008	-.002	.008	-.003	.008
Aantal kinderen	-.032	.019	-.033	.019	-.029	.019	-.025	.018
Leeftijd jongste kind	-.003	.005	-.003	.005	-.002	.005	-.001	.005
Uren betaald werk respondent	.003**	.001	.004**	.001	.004**	.001	.003*	.001
Egalitaire genderideologie	.028	.019	.025	.019	.012	.019	-.004	.018
F-change	-	-	4.128	.561	-	-	-	-
R ²	.120	-	.122	-	.092	-	.126	-
R ² -change	-	-	.002*	.561	-	-	-	-

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

Regressieanalyses

In Model 1 wordt getest wat het effect van bijdrage vrouw zorgtaken is op de oneerlijkheidsperceptie met betrekking tot de verdeling van zorgtaken is aan de hand van een OLS-regressieanalyse. Hierbij zijn alle controlevariabelen meegenomen. De resultaten hiervan zijn te vinden in Tabel 2 onder Model 1. Alle predictoren tezamen hebben een significant effect op de oneerlijkheidsperceptie met betrekking tot de verdeling van zorgtaken ($F(10,1690)=23.096$, $p<.001$). Model 1 heeft $R^2=.115$, wat gelijk staat aan een verklaarde variantie van 11.5%.

Het blijkt dat een grotere bijdrage van vrouwen aan zorgtaken leidt tot een significant sterker gevoel van oneerlijkheid met betrekking tot de verdeling van zorgtaken ($b=.011$, $p<.001$). Dit houdt in dat voor iedere procent die de vrouw relatief meer bijdraagt, het oneerlijkheidsgevoel stijgt met .011 voor zowel mannen als vrouwen. Hiermee kan de eerste hypothese van dit onderzoek bevestigd worden.

Aan de hand van Model 2 is gemeten of er een modererend effect gevonden kan worden van het zijn van een vrouw op het positieve effect wat de bijdrage van de vrouw aan zorgtaken heeft op de oneerlijkheidsperceptie met betrekking tot de verdeling van zorgtaken. Hiervoor is het interactie-effect tussen de variabelen *vrouw* en *relatieve bijdrage vrouw zorgtaken* toegevoegd aan de OLS-regressieanalyse van Model 1. De uitkomsten hiervan zijn te vinden in Tabel 2 onder Model 2. Om te toetsen of Model 2 een betere verklaring geeft dan Model 1, is een F-toets uitgevoerd over de modellen. Uit deze test blijkt dat Model 2 significant meer verklaard dan Model 1 ($R^2\text{-change}=.002$, $F\text{-change}=4.128$, $p=.042$). Dit model heeft een verklaarde variantie van 11.7% ($R^2=.117$).

In Model 2 is, evenals in Model 1, te zien dat het effect van de relatieve bijdrage van de vrouw aan zorgtaken een significant positief effect heeft op de oneerlijkheidsperceptie met betrekking tot de verdeling van zorgtaken ($b=.009$, $p<.001$). Hierbij zal de oneerlijkheidsperceptie met betrekking tot de verdeling van zorgtaken met .009 stijgen, wanneer de vrouw 1% meer van de zorgtaken uitvoert. Dit geldt echter alleen voor mannen, vanwege het feit dat er een interactie-effect is toegevoegd tussen *vrouw* en *relatieve bijdrage vrouw zorgtaken*.

Het toevoegen van dit interactie-effect, heeft ervoor gezorgd dat het zijn van vrouw geen direct significant verband meer heeft met de oneerlijkheidsperceptie met betrekking tot de verdeling van zorgtaken ($b=-.035$, $p=.744$). De interactie-variabele heeft een significant effect

op de afhankelijke variabele ($b=.003$, $p=.042$). Dit toont aan dat er een positief modererend effect is van *vrouw* op het positieve effect van de relatieve bijdrage van de vrouw aan zorgtaken op de oneerlijkhedisperceptie met betrekking tot de verdeling van zorgtaken. Dit houdt in dat een verdeling van zorgtaken waarbij de vrouw relatief meer zorgtaken op zich neemt, voor een sterker oneerlijkhedengevoel met betrekking tot de verdeling van zorgtaken zorgt voor vrouwen dan voor mannen. Het effect van een stijging van de relatieve bijdrage van de vrouw aan zorgtaken van 1%, zal voor een man leiden tot een stijging van .009 ($b=.009$, $p<.001$) op zijn oneerlijkhedisperceptie met betrekking tot de verdeling van zorgtaken. Dit is omdat mannen in de variabele *vrouw* zijn gecodeerd als 0, waardoor het interactie-effect hierbij wegvalt en er alleen naar het hoofdeffect gekeken dient te worden. Dezelfde stijging zal bij vrouwen hoger zijn, omdat zij als 1 zijn gecodeerd in de variabele *vrouw*, waardoor het effect van de interactievariabele opgeteld kan worden bij het algemene effect. Het effect van *relatieve bijdrage vrouw zorgtaken op oneerlijkhedispercepties met betrekking tot de verdeling van zorgtaken* zal hierdoor voor vrouwen ($.009+.003=$) .012 zijn. Dit effect is gecontroleerd door een additionele regressieanalyse uit te voeren, waarbij de variabele *vrouw* is veranderd zodat vrouw=0 en man=1. Hieruit bleek dat het effect voor vrouwen inderdaad .012 is en deze is statistisch significant. Voor mannen is het effect ($.012-.003=$) .009. Aan de hand van deze gegevens, kan de tweede hypothese van dit onderzoek bevestigd worden.

Model 3 en Model 4 zijn gebruikt voor het testen van de derde hypothese van dit onderzoek. De resultaten hiervan zijn te vinden onder Model 3 en Model 4 van Tabel 3. Zowel in Model 3 als in Model 4 hebben alle predictoren samen een significant effect op de oneerlijkhedisperceptie met betrekking tot de verdeling van zorgtaken ($F(10,1690)=17.052$, $p<.001$ | $F(10,1690)=24.357$, $p<.001$). In Model 3 is de totaal verklaarde variantie 8.6% ($R^2=.086$). In Model 4 is de verklaarde variantie gelijk aan 12.1% ($R^2=.121$).

In Model 3 is te zien dat de relatieve bijdrage van vrouwen aan routine zorgtaken een positief significant effect heeft op de oneerlijkhedispercepties met betrekking tot de verdeling van zorgtaken ($b=.009$, $p<.001$). Model 4 toont aan dat de relatieve bijdrage van vrouwen aan ontwikkelingszorgtaken ook een significant positief effect heeft op de oneerlijkhedispercepties met betrekking tot de verdeling van zorgtaken ($b=.012$, $p<.001$).

Over deze twee modellen is een Wald toets uitgevoerd, waardoor is getoetst of de effecten van de relatieve bijdrage van de vrouw aan routine zorgtaken en ontwikkelingszorgtaken op oneerlijkhedispercepties significant van elkaar verschillen. Uit deze toets blijkt dat er een significant verschil is tussen de effecten van deze variabelen op oneerlijkhedispercepties met

betrekking tot de verdeling van zorgtaken ($Chi^2(1)=11.04, p<.001$). Dit toont aan dat een ongelijke verdeling van ontwikkelingszorgtaken tot sterkere oneerlijkheidspercepties leidt dan een ongelijke verdeling van routine zorgtaken. Deze resultaten zijn in strijd met de derde hypothese van dit onderzoek en om deze reden moet de derde hypothese van dit onderzoek verworpen worden.

Voor het interpreteren van de gebruikte controlevariabelen wordt gebruik gemaakt van Model 1. De resultaten hiervan zijn terug te vinden in Tabel 3 onder Model 1.

Het zijn van vrouw heeft een significant positief effect op oneerlijkheidspercepties met betrekking tot de verdeling van zorgtaken ($b=.170, p<.001$). Dit geeft aan dat vrouwen de verdeling van zorgtaken structureel als oneerlijker ervaren dan mannen. De leeftijd van de respondent heeft ook een significant positief verband met de afhankelijke variabele ($b=.010, p=.009$). Dit laat zien dat voor ieder jaar dat de respondent ouder is, het gevoel van oneerlijkheid met betrekking tot de verdeling van zorgtaken met .010 stijgt. Ook voor het aantal uren betaald werk wat de respondent per week verricht is een significant positief effect te vinden op oneerlijkheidspercepties met betrekking tot de verdeling van zorgtaken ($b=.003, p=.003$).

Voor de overige controlevariabelen zijn geen significante effecten te vinden op oneerlijkheidspercepties met betrekking tot de verdeling van zorgtaken. Het feit dat slechts enkele controlevariabelen een significant effect hebben op de oneerlijkheidspercepties met betrekking tot de verdeling van zorgtaken, is in lijn met eerder gedaan onderzoek (Baxter, 2000). Dit laat zien dat de verdeling van zorgtaken een belangrijke factor is voor de oneerlijkheidspercepties met betrekking tot de verdeling van zorgtaken.

CONCLUSIE & DISCUSSIE

Conclusie

In dit onderzoek is getracht te onderzoeken of een ongelijkere verdeling van zorgtaken leidt tot sterkere oneerlijkheidspercepties met betrekking tot deze verdeling. Aanvullend hierop is onderzocht of hierop een modererend effect van gender te vinden was. Ook is er onderzocht of er een verschil in effecten te vinden is tussen de verdeling van routine zorgtaken en ontwikkelingszorgtaken. Eerder onderzoek op het gebied van oneerlijkheidspercepties met betrekking tot de verdeling van taken, heeft zich voornamelijk gefocust op de verdeling van huishoudelijke taken (Lennon & Rosenfield, 1994; Baxter & Western, 1998). Voor zover

bekend is er nog maar weinig onderzoek gedaan naar de effecten van de verdeling van zorgtaken van kinderen (Baxter, 2000). Dit onderzoek draagt hierdoor bij aan het scheppen van een beeld van de invloed van de verdeling van zorgtaken op eerlijkheidspercepties. De bevindingen in dit onderzoek kunnen bijdragen aan het maatschappelijk debat over gelijkheid tussen mannen en vrouwen in het huishouden.

Aan de hand van de *equity* theorie en kijkende naar eerder gedaan onderzoek (Nordenmark & Nyman, 2016; Lennon & Rosenfield, 1994), werd er verwacht dat een ongelijkere verdeling van zorgtaken voor sterkere oneerlijkheidspercepties met betrekking tot zorgtaken zorgt. Daarnaast werd er verwacht dat een vrouw sterkere oneerlijkheidspercepties heeft bij een ongelijke verdeling van zorgtaken dan een man. Als laatste werd er in dit onderzoek verwacht dat een ongelijkere verdeling van routine zorgtaken voor een sterkere oneerlijkheidsperceptie met betrekking tot de verdeling van zorgtaken zou leiden, dan een ongelijkere verdeling van ontwikkelingszorgtaken. Dit is beargumenteerd aan de hand van het feit dat het uitvoeren van routine zorgtaken minder voldoening geeft dan ontwikkelingszorgtaken, waardoor dit tot een sterker gevoel van oneerlijkheid zal leiden.

Voor het onderzoek is gebruik gemaakt van een selectie van de Nieuwe Families Nederland enquête (2014). Hierbij is gebruik gemaakt van samenwonende of getrouwde heteroseksuele partner met tenminste één minderjarig kind die op alle benodigde enquêtevragen hebben gereageerd. Hierbinnen is een selectie gemaakt waardoor $N=1701$. Middels vier regressieanalyses is getracht om de drie hypothesen in dit onderzoek te bevestigen dan wel te verwerpen.

Ten eerste is gebleken uit de beschrijvende statistieken dat een groot deel van de respondenten een ongelijke verdeling van zorgtaken wel als eerlijk beschouwt. Hieruit kan worden opgemaakt dat een sterk ongelijke verdeling van zorgtaken niet direct gelijk staat aan sterk gevoel van oneerlijkheid met betrekking tot deze verdeling. Deze resultaten zijn in lijn met eerder gedaan onderzoek (Lennon & Rosenfield, 1994; Baxter & Western, 1998).

Ten tweede is er in dit onderzoek bewijs gevonden voor de eerste hypothese. Uit de data is gebleken dat een grotere relatieve bijdrage van de vrouw aan zorgtaken, leidt tot sterkere gevoelens van oneerlijkheid met betrekking tot de verdeling van zorgtaken. Deze bevindingen zijn in lijn met eerder onderzoek (Nordenmark & Nyman, 2016; Lennon & Rosenfield, 1994). De *equity* theorie kan helpen bij het verklaren van deze resultaten. Deze theorie verwacht dat er een gevoel van oneerlijkheid voor beide partners ontstaat wanneer één van hen relatief meer

van de zorgtaken uitvoert dan dat hij of zij ervoor terug krijgt. Deze verwachting is bevestigd in dit onderzoek.

Ten derde is er in dit onderzoek gevonden dat een ongelijke verdeling van zorgtaken sterker gerelateerd is aan oneerlijkheidspercepties voor vrouwen dan voor mannen. Deze bevindingen zijn in lijn met eerder gedaan onderzoek (Kluwer, et al., 2002; Henchoz, Wernli & Reeve, 2013). Daarnaast zijn deze bevindingen in lijn met de *equity* theorie. Deze theorie verwacht dat er een sterker gevoel van oneerlijkheid zal zijn voor de onder-beloonde partner dan voor de over-beloonde partner. Hierbij is de vrouw de onder-beloonde partner, vanwege het feit dat de vrouw een groter deel van de zorgtaken uitvoert dan de man. Een andere verklaring hiervoor is dat vrouwen meer relatiegericht zijn dan mannen, waardoor zij gevoeliger zijn voor onrechtvaardigheid (Tumewu et al., 2004).

Ten vierde is er geen bewijs gevonden dat een ongelijke verdeling van routine zorgtaken een sterker effect zouden hebben op oneerlijkheidspercepties met betrekking tot de verdeling van zorgtaken dan de ongelijke verdeling van ontwikkelingszorgtaken. Het blijkt echter dat een ongelijkere verdeling van ontwikkelingszorgtaken een sterker effect op de oneerlijkheidspercepties met betrekking tot de verdeling van zorgtaken, dan een ongelijkere verdeling van routine zorgtaken. Dit toont aan dat de bevindingen in dit onderzoek in de tegengestelde richting zijn dan verwacht werd. Een verklaring hiervoor zou gevonden kunnen worden in het feit dat ontwikkelingszorgtaken zorgen voor meer voldoening bij de ouders (Larson & Richards, 1994). Er is te verwachten dat beide ouders evenveel voldoening willen halen uit het uitvoeren van de zorgtaken. Hierdoor zou het kunnen dat zij het als oneerlijker ervaren wanneer de ontwikkelingszorgtaken ongelijker zijn verdeeld dan wanneer de routine zorgtaken ongelijker zijn verdeeld.

Discussie

Tijdens dit onderzoek zijn er een aantal beperkingen naar voren gekomen, die besproken dienen te worden. Allereerst zijn de resultaten niet volledig te generaliseren naar de populatie door de representativiteit van de data. In de data worden samenwonende stellen en ouders met kinderen tussen de 4 en 11 jaar overgerepresenteerd. Daarnaast zijn ouders met kinderen onder de 4 jaar sterk ondergerepresenteerd. Hierdoor is het mogelijk dat de resultaten in dit onderzoek afwijken van de uitkomsten die te vinden zijn in de populatie.

Ten tweede is er in dit onderzoek gewerkt met een variabele voor de relatieve bijdrage van de vrouw aan zorgtaken. Deze variabele is gemeten door aan de respondenten te vragen

wie van de partners meer tijd besteedt aan verschillende zorgtaken. Door deze manier van meten, zijn de antwoorden op deze vragen erg subjectief. Het is namelijk mogelijk dat een respondent het gevoel heeft meer bij te dragen aan het uitvoeren van de zorgtaken dan daadwerkelijk het geval is. Voor toekomstig onderzoek is het daarom aan te raden de verdeling van zorgtaken te meten aan de hand van de uren die de respondent en de respectievelijke partner wekelijks besteden aan het uitvoeren van zorgtaken. Hierdoor zal er objectievere data ontstaan.

Ten derde is er in dit onderzoek slecht gekeken naar één wave van data. Door slecht één wave aan data te gebruiken, is het niet mogelijk geweest om verschillen over tijd te meten. Het zou interessant zijn om in de toekomst een longitudinaal onderzoek uit te voeren. Hiermee kan er onderzocht worden of de oneerlijkhedsperecepties met betrekking tot de verdeling van zorgtaken veranderen over de tijd. Daarnaast zou hiermee onderzocht kunnen worden of de verdeling van zorgtaken verandert in de loop van jaren naarmate de kinderen ouder worden.

Dit onderzoek heeft bijgedragen aan het vormen van een duidelijker beeld van het effect van de verdeling van zorgtaken op de oneerlijkhedsperecepties op deze verdeling. Dit onderzoek heeft aangetoond dat een sterkere ongelijke verdeling van zorgtaken zorgt voor een sterker oneerlijkhedsgevoel. Echter, een ongelijke verdeling van zorgtaken wordt vaak niet gezien als oneerlijk. Toekomstig onderzoek kan voortborduren op de resultaten van dit en eerder gedaan onderzoek om bij te dragen aan het begrijpen van deze bevindingen.

REFERENTIES

- Adams, J. S. (1965). Inequity in social exchange. *Advances in experimental social psychology*, 2, 267-299.
- Arts, W., & Hermkens, P. (1994). De eerlijke verdeling van huishoudelijke taken: percepties en oordelen. *Mens en Maatschappij*, 69(2), 147-168.
- Audenaert, V. (2018). *Gezinsenquête 2016: De taakverdeling in het gezin. Gezinnen in Vlaanderen over de verdeling van de zorg voor de kinderen, betaalde en onbetaalde opvang voor de kinderen, een eerlijke verdeling van de zorgtaken en de huishoudelijke taken, hulp in het huishouden en het opnemen van mantelzorg*. Verkregen op www.gezinsenquete.be.
- Baxter, J. (1997). Gender equality and participation in housework: A cross-national perspective. *Journal of Comparative Family Studies*, 220-247.
- Baxter, J. (2000). The joys and justice of housework. *Sociology*, 34(4), 609-631.
- Baxter, J., & Western, M. (1998). Satisfaction with housework: Examining the paradox. *Sociology*, 32(1), 101-120.
- Baxter, J., Haynes, M., Western, M., & Hewitt, B. (2013). Gender, justice and domestic work: life course transitions and perceptions of fairness. *Longitudinal and Life Course Studies*, 4(1), 78-85.
- Bulanda, R. E. (2004). Paternal involvement with children: The influence of gender ideologies. *Journal of Marriage and Family*, 66(1), 40-45.
- Buyse, B. (2008). *Opvoedingsondersteuning. Ondersteuning van gezinnen vandaag: Een Onderzoek*. Verkregen op www.expo.be.
- Cook, K. S., & Hegtvedt, K. A. (1983). Distributive justice, equity, and equality. *Annual review of sociology*, 9(1), 217-241.
- Cross, S. E., & Madson, L. (1997). Models of the self: self-construals and gender. *Psychological bulletin*, 122(1), 5.
- Dainton, M. (2003). Equity and uncertainty in relational maintenance. *Western Journal of Communication (includes Communication Reports)*, 67(2), 164-186.

- Dempsey, K. C. (1999). Attempting to explain women's perceptions of the fairness of the division of housework. *Journal of Family Studies*, 5(1), 3-24.
- Greenstein, T. N. (2009). National context, family satisfaction, and fairness in the division of household labor. *Journal of Marriage and Family*, 71(4), 1039-1051.
- Henchoz, C., Wernli, B., & Reeve, P. (2013). Satisfaction with the Division of Household Tasks in Switzerland: A Longitudinal Approach. *Population*, 68(4), 533-556.
- Homans, G. C. (1974). *Social behavior: Its elementary forms*. New York: Harcourt Brace.
- Ishii-Kuntz, M., & Coltrane, S. (1992). Predicting the sharing of household labor: Are parenting and housework distinct?. *Sociological Perspectives*, 35(4), 629-647.
- Kluwer, E. S., Heesink, J. A., & Van De Vliert, E. (2002). The division of labor across the transition to parenthood: A justice perspective. *Journal of Marriage and Family*, 64(4), 930-943.
- Lamm, H. (1986). Justice considerations in interpersonal conflict. In *Justice in social relations* (pp. 43-63). Springer, Boston, MA.
- Larson, R., & Richards, M. H. (1994). *Divergent realities: The emotional lives of mothers, fathers, and adolescents*. New York: Basic Books.
- Lennon, M. C., & Rosenfield, S. (1994). Relative fairness and the division of housework: The importance of options. *American journal of Sociology*, 100(2), 506-531.
- Michalos, A. C. (1980). Satisfaction and happiness. *Social indicators research*, 8(4), 385-422.
- Miedema, J. L. (2004). *Fairness and the self*. (PhD thesis, Universiteit Leiden).
- Milkie, M., Kendig, S., Nomaguchi, K., & Denny, K. (2010). Time With Children, Children's Well-Being, and Work-Family Balance Among Employed Parents. *Journal of Marriage and Family*, 72(5), 1329-1343.
- Nitsche, N., & Grunow, D. (2016). Housework over the course of relationships: Gender ideology, resources, and the division of housework from a growth curve perspective. *Advances in Life Course Research*, 29, 80-94.
- Nordenmark, M., & Nyman, C. (2003). Fair or unfair? Perceived fairness of household division of labour and gender equality among women and men: The Swedish case. *European Journal of Women's Studies*, 10(2), 181-209.

- Perales, F., Baxter, J., & Tai, T. O. (2015). Gender, justice and work: A distributive approach to perceptions of housework fairness. *Social science research*, 51, 51-63.
- Poortman, A., Van der Lippe, T. & Boele-Woelki, K. (2014). Codebook of the survey New Families in the Netherlands (NFN). First wave. Utrecht: Utrecht University.
- Portegijs, W., & Van den Brakel, M. (2016). *Emancipatiemonitor 2018*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau & Centraal Bureau voor de Statistiek.
- Pouwel, B., Leenders, J., & Van den Brink, M. (2019). *Streefcijfers te vrijblijvend; tijd voor een quotum. Bedrijvenmonitor Topvrouwen 2019*. Nijmegen: Commissie Monitoring Streefcijfer Wet bestuur en toezicht.
- Samaha, S. A., Palmatier, R. W., & Dant, R. P. (2011). Poisoning relationships: Perceived unfairness in channels of distribution. *Journal of Marketing*, 75(3), 99-117.
- Schwab, K., Samans, R., Zahidi, S., Leopold, T. A., Ratcheva, V., Hausmann, R., & D'Andrea Tyson, L. (2017). The Global Gender Report. *Rapport van het World Economic Forum*. Verkregen op http://www3.weforum.org/docs/WEF_GGGR_2017.pdf.
- Sprecher, S. (2001). A comparison of emotional consequences of and changes in equity over time using global and domain-specific measures of equity. *Journal of Social and Personal Relationships*, 18, 477-501.
- Townsend, N. W. (2002). *The package deal: Marriage, work, and fatherhood in men's lives*. Philadelphia: Temple University Press
- Tumewu, M., Kluwer, E. S., & van den Bos, K. (2005). Procedurele rechtvaardigheid in intieme relaties: De invloed van sekse en status. *Jaarboek Sociale Psychologie 2004*, 439.