



Eerlijkheidspercepties met betrekking tot de verdeling van zorgtaken

Het modererende effect van ouderlijk conflict en leeftijd jongste kind

ABSTRACT

In dit onderzoek wordt gebruik gemaakt van Wave 1 van de Nieuwe Families in Nederland survey (N=2054). Deze data wordt gebruikt om te onderzoeken wat de invloed is van de verdeling van zorgtaken op de eerlijkheidspercepties, en of deze invloed verschilt naar het modererende effect van ouderlijk conflict en leeftijd van het jongste kind. In lijn met eerder onderzoek blijkt uit de resultaten dat zowel de man als de vrouw een ongelijke verdeling niet persé als oneerlijk beschouwen. De resultaten laten zien dat een hogere relatieve contributie van de vrouw aan zorgtaken leidt tot sterkere oneerlijkheidspercepties bij beide partners. Dit is in lijn met de Equity theorie, wat laat zien dat deze theorie een juiste voorspeller is voor eerlijkheidspercepties. Er is bewijs gevonden dat het modererende effect van ouderlijk conflict zorgt voor een sterker effect voor vrouwen. Echter is er geen modererend effect gevonden voor ouderlijk conflict bij de mannelijke respondenten en leeftijd van het jongste kind.

Trefwoorden: eerlijkheidspercepties; zorgtaken; equity; ouderlijk conflict; leeftijd jongste kind

Vinanda Kruit – 6256538
Docent – Tara Koster
Tweede beoordelaar – Ineke Maas
Faculteit Sociale Wetenschappen – Sociologie
14-06-2021

INHOUDSOPGAVE

INLEIDING	3
THEORIE	5
Equity theorie	5
Ouderlijk conflict.....	6
Leeftijd jongste kind.....	8
METHODE	9
Data.....	9
Afhankelijke variabele.....	10
Onafhankelijke variabelen.....	10
Controle variabelen	12
Analyse strategie	14
RESULTATEN	15
Beschrijvende analyses.....	15
Regressie analyses	16
Robustness analyses	18
CONCLUSIE EN DICUSSIE	20
APPENDIX	24
REFERENTIES.....	25

INLEIDING

Hoe de zorgtaken binnen het huishouden verdeeld zijn is een veelbesproken onderwerp binnen de samenleving. Er zijn dan ook verscheidene rapporten uitgebracht door onderzoeksinstanties zoals het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) over hoe de man en vrouw werk, zorg en invloed verdelen (CBS, n.d.). Hierin wordt aangekaart dat sinds de jaren '50 er veel is veranderd in de verhouding tussen mannen en vrouwen in Nederland. In de afgelopen decennia is dan ook te zien dat de samenleving een minder traditioneel beeld kreeg over de rolverdeling tussen mannen en vrouwen (Khoudja & Fleischmann, 2019; Van Doorne-Huiskes & Schippers, 2010). We zien ook dat vrouwen meer tijd zijn gaan besteden aan betaald werk, en dat mannen juist meer tijd zijn gaan besteden thuis. Desondanks zien we dat de verdeling van de huishoudelijke taken nog steeds niet evenredig is. Vrouwen dragen nog steeds de primaire verantwoordelijkheid voor het huishoudelijke werk en de zorg voor de kinderen (Nordenmark, 2000). Hieruit kunnen we concluderen dat, ongeacht het aandeel dat mannen en vrouwen bijdragen in betaald werk, vrouwen hoe dan ook meer onbetaald werk verrichten dan mannen (Arts & Hermkens, 1994). Dat de verdeling tussen mannen en vrouwen nog steeds ongelijk is, is mogelijk te verklaren omdat partners deze verdeling niet als oneerlijk beschouwen. Uit eerder onderzoek is gebleken dat ondanks de ongelijke verdeling van huishoudelijk werk, de meerderheid van zowel mannen als vrouwen deze verdeling als eerlijk beschouwen (Blair & Johnson, 1992; DeMaris & Longmore, 1996; Greenstein, 1996; Lennon & Rosenfield, 1994; Nordenmark & Nyman, 2003). Mikula et al. (2009) stellen in hun onderzoek dat wanneer de taakverdeling als oneerlijk wordt beschouwd, dit leidt tot slechter welbevinden, hogere frequentie van conflicten, lagere relatietevredenheid en instabiliteit van de partnerrelatie. Het is dus van belang om een eerlijke verdeling tussen de partners te hebben, om zo deze negatieve gevolgen te voorkomen en het functioneren als koppel te optimaliseren.

In dit onderzoek zal er gekeken worden naar de invloed van de verdeling van zorgtaken op eerlijkhedsperecepties. Dit is een toevoeging aan bestaand onderzoek, aangezien er in het verleden voornamelijk onderzoek is gedaan naar eerlijkhedsperecepties met betrekking tot huishoudelijk werk (Blair & Johnson, 1992; Greenstein, 1996; Nordenmark & Nyman, 2003; Jansen, et al., 2016; Arts, & Hermkens, 1994; Sanchez & Kane, 1996). Echter is er in de bestaande literatuur niet veel bekend over zorgtaken an sich met betrekking tot eerlijkhedsperecepties. Maar Baxter (2000) heeft in haar onderzoek wel al gekeken naar de oneerlijkhedsperecepties met betrekking tot zorgtaken. De resultaten hiervan lieten zien dat

wanneer zorgtaken oneerlijk verdeeld zijn tussen de partners, dit zal leiden tot oneerlijkheidspercepties bij beide partners. Om nu verder de zorgtaken te onderzoeken in plaats van huishoudelijk werk zal een interessante toevoeging zijn aan de bestaande literatuur. De verwachting is dat de perceptie van zorgtaken anders is dan van huishoudelijk werk. Huishoudelijk werk wordt vaak als minder leuk en onophoudelijk ervaren door de ouders (Blair & Lichter, 1991; Thompson & Walker, 1989). De zorgtaken worden als leuker en meer lonend gezien, aangezien de ouders hierbij positieve feedback terug krijgen van de kinderen (Thomas & Hildingsson, 2009). Bovendien bevat huishoudelijk werk veel herhaling, denk hierbij aan iedere dag stofzuigen of de vaatwasser inruimen (Starrels, 1994). Ook blijft het huishoudelijke werk altijd hetzelfde, terwijl de zorgtaken naarmate de kinderen ouder worden veranderen. Hierdoor kunnen de oneerlijkheidspercepties rondom zorgtaken anders uitvallen dan bij huishoudelijk werk.

In dit onderzoek zal er ook gekeken worden naar het modererende effect van ouderlijk conflict. Er zal worden onderzocht of ouderlijk conflict effect heeft op de relatie tussen de relatieve contributie van de vrouw aan zorgtaken en oneerlijkheidspercepties. Wanneer er tussen de ouders een conflict is, zullen zij andere percepties hebben over de relatieve contributie van de vrouw aan zorgtaken. Als de partners tevreden zijn binnen hun relatie, zullen zij zich eerder opofferen voor de ander, of in dit geval meer zorgtaken op zich nemen. Echter wanneer er sprake is van ouderlijk conflict zal dit de oneerlijkheidspercepties alleen maar versterken en kan dit leiden tot het beëindigen van de relatie of het huwelijk (Fincham & Beach, 1999). Deze moderatie naar ouderlijk conflict draagt bij aan de bestaande kennis, aangezien er nog geen eerder onderzoek is gedaan naar het modererende effect van ouderlijk conflict. In relaties met een hoge mate van conflict is zowel de communicatie als de samenwerking tussen de partners vaak slecht (Bonach, 2005). Doordat de communicatie niet meer naar behoren verloopt zullen de partners hun ongenoegen over bepaalde zaken niet meer naar elkaar uitspreken, in dit geval de ongelijke verdeling. Bovendien misgunnen de partners elkaar meer en zullen zij een oneerlijke verdeling niet accepteren. Hierdoor zal de verdeling oneerlijk blijven en zullen de oneerlijkheidspercepties sterker worden.

Tenslotte zal de leeftijd van het jongste kind worden meegenomen in dit onderzoek als modererende variabele. Uit eerder onderzoek van Van Engen et al. (2009) is gebleken dat beide ouders de vrouw als meer geschikt achten om voor een jong kind te zorgen. Echter is het zo dat wanneer kinderen ouder worden, de vrouw niet meer als het meest geschikt wordt gezien. Wanneer de kinderen ouder zijn wordt verwacht dat de man meer betrokken is bij de zorgtaken. Bovendien is de betrokkenheid van mannen gestegen, en zullen zij op een oudere

leeftijd van het kind meer willen bijdragen (Raley et al., 2012). Wanneer zorgtaken alsnog oneerlijk verdeeld zijn op een latere leeftijd van het kind, zullen de oneerlijkhedsperecepties sterker zijn. Het is relevant om hiernaar te kijken, aangezien deze sterker wordende oneerlijkhedsperecepties de relatie onder druk zetten en kunnen leiden tot spanningen of zelfs een scheiding. Dit modererende effect draagt bij aan bestaand onderzoek, omdat er zo gekeken kan worden of de oneerlijkhedsperecepties met betrekking tot zorgtaken inderdaad veranderen naarmate de verschillende leeftijden van het kind.

Uit de bovengenoemde bevindingen komen de volgende twee onderzoeksvragen voort: *Wat is de invloed van verdeling zorgtaken op eerlijkhedsperecepties? In hoeverre verschilt dit effect bij ouderlijk conflict en leeftijd van het jongste kind?* Om antwoord te geven op deze onderzoeksvragen zal er gebruikt worden gemaakt van de data van 'Nieuwe Families in Nederland' survey (NFN; Poortman, Van der Lippe, & Boele-Woelki, 2014). Deze data zijn uniek, omdat er vragen zijn gesteld aan zowel mannen als vrouwen over de verdeling van zorgtaken en de eerlijkhedsperecepties met betrekking tot de verdeling van zorgtaken.

THEORIE

Equity theorie

Equity theorie is een veel gebruikte theorie in eerder onderzoek naar de verdeling van huishoudelijk werk tussen partners en eerlijkhedsperecepties (Braun et al., 2008; Claffey & Mickelson, 2009; Coltrane, 2000; Mikula, 1998; Zuo & Bian, 2001). Deze theorie draait om input en output die de partners leveren en krijgen binnen een relatie (Adams, 1963). De kern van de Equity theorie is dat er een juist evenwicht moet zijn tussen de in- en output. Binnen een relatie worden deze met elkaar vergeleken ten opzichte van de partner. De aanname is dan ook dat in romantische relaties de uitkomsten gelijk verdeeld zijn, wat betekent dat er sprake is van gelijkheid als de input van de twee partners hetzelfde is (Kalmijn & Monden, 2006). Als deze investeringen niet gelijk zijn, kan de relatie als oneerlijk gezien worden. Oneerlijk kan echter twee kanten op gaan, ondergewaardeerd en overgewaardeerd. Ondergewaardeerd houdt in dat de partner meer input levert dan de ander, maar er minder output voor terug krijgt. Met overgewaardeerd wordt bedoeld dat de partner minder input levert, maar een hogere output ervoor terug krijgt in verhouding tot de partner.

Dit onderzoek focust zich op de investeringen in zorgtaken. Hierbij wordt verwacht dat hoe ongelijker de verdeling van zorgtaken, des te sterker de oneerlijkhedsgedvoelens. Bij

de ouder die meer investeert in de zorgtaken binnen de relatie, zal een gevoel van oneerlijkheid optreden in de vorm van onderwaardering. Deze persoon spendeert namelijk meer tijd aan de zorgtaken en vindt dit oneerlijk voor zichzelf. Echter heeft de andere ouder ook een gevoel van oneerlijkheid, alleen dan vanwege een andere reden. Deze persoon heeft schuldgevoelens, aangezien hij/zij minder investeert in de zorgtaken dan de ander, maar in verhouding er meer voor terug krijgt. Dit leidt ertoe dat de ene partner zich overgewaardeerd voelt en de andere partner ondergewaardeerd, met als resultaat stijgende oneerlijkheidspercepties bij beide partners.

Er is in het verleden al eerder onderzoek gedaan naar de invloed van de verdeling van huishoudelijk werk op eerlijkheidspercepties (Blair & Johnson, 1992; Coltrane, 2000; Greenstein, 1996; Jansen et al., 2016; Ruppanner et al., 2017). Ook al hebben deze voorgaande onderzoeken geen onderscheid gemaakt tussen onderwaardering en overwaardering, is er aangetoond dat hoe ongelijker de verdeling van huishoudelijk werk, des te sterker de oneerlijkheidspercepties. Baxter (2000) heeft al wel eerder onderzoek gedaan naar de invloed van de verdeling van zorgtaken op eerlijkheidspercepties. Hieruit bleek dat wanneer zorgtaken oneerlijk verdeeld zijn tussen de partners, dit zal leiden tot oneerlijkheidspercepties bij beide partners. Aangezien een ongelijke verdeling van zorgtaken over het algemeen gaat in de richting dat vrouwen meer bijdragen dan mannen, zal de hypothese ook op deze manier geformuleerd worden (Bartley et al., 2005; Claffey & Mickelson, 2008; Ishii-Kuntz & Coltrane, 1992; Punch, 2001). De hypothese is daarom als volgt:

(H1) Hoe hoger de relatieve contributie van de vrouw aan zorgtaken, des te oneerlijker zullen ouders deze verdeling beschouwen.

Ouderlijk conflict

De relatie tussen de relatieve contributie van de vrouw aan zorgtaken en oneerlijkheidspercepties kan afhangen van de mate van conflict tussen de ouders. Wanneer er tussen de partners sprake is van conflict zal dit effect hebben op het gedrag. Woede, verbale of fysieke ruzies, vijandigheid en negatief interacteren zijn kenmerken van conflicten tussen ouders (Cox et al., 2001). Bonach (2005) stelt in haar onderzoek dat wanneer de relatie tussen de partners slecht is, de communicatie en samenwerking ook achteruit gaat. Communicatie is de basis voor een goede relatie en kan opgedeeld worden in drie delen; negatieve eigenschappen, positieve eigenschappen en effectiviteit (Gottman, 1994). Wanneer er sprake

is van een hoge mate van conflict zullen partners niet meer hun ongenoegen over bepaalde onderwerpen met elkaar communiceren en deze juist vermijden. De positieve eigenschappen zoals partnerondersteuning, validiteit, intimiteit en positieve beïnvloeding zullen in het gedrag komen (Graber et al., 2011). De kwaliteit van de communicatie tussen partners heeft een positief verband met relatietevredenheid, aangezien de manier waarop de partners met elkaar communiceren weer kan leiden tot gevoelens van waardering of afwijzing, die zowel de persoonlijke als de relationele tevredenheid kunnen verhogen of verlagen (Gottman, 1994).

Wanneer de relatieve contributie van de vrouw hoger is dan van de man zal dit leiden tot nog sterkere oneerlijkheidspercepties voor de vrouw. In relaties met veel conflict gunnen partners elkaar minder, doordat ze niet meer content zijn met elkaar. Hierbij gaat de samenwerking achteruit en zal de vrouw door het misgunnen het niet meer tolereren dat de man minder doet. Bovendien zullen zij meer kijken naar wie wat investeert in de relatie. Wanneer de vrouw hierbij merkt dat zij meer doet dan de man, zal dit leiden tot sterkere oneerlijkheidspercepties. Echter zal deze relatie voor mannen zwakker worden naarmate er een hogere mate van conflict is tussen de ouders. Kijkend vanuit het oogpunt van de Equity theorie is te zien dat de man de verdeling oneerlijk vindt wanneer de relatieve contributie van de vrouw aan zorgtaken hoger is. De reden hiervoor is dat de man overgewaardeerd is en er dus meer uithaalt dan de vrouw terwijl hij er minder voor doet. Echter wanneer het modererende effect van ouderlijk conflict erbij wordt gevoegd, zal dit effect voor mannen zwakker worden. Aangezien de partners elkaar minder gunnen en niet meer content met elkaar zijn zal de man het niet meer als oneerlijk zien dat hij overgewaardeerd is.

Daarentegen, wanneer er weinig conflict is tussen de partners zit de relatie goed in elkaar en zijn zij tevreden. Er wordt minder gelet op oneerlijkheidsissues, in dit geval de ongelijke verdeling van zorgtaken. Wanneer de relatieve contributie van de vrouw hoger is, maar de relatietevredenheid hoog is en ouderlijk conflict dus laag, zal dit bij de vrouw minder sterk tot oneerlijkheidspercepties leiden. Echter zullen de oneerlijkheidspercepties met betrekking tot zorgtaken lichtelijk sterker worden voor de man wanneer er een lage mate van ouderlijk conflict is. De relatieve contributie van de vrouw aan zorgtaken is hoger en doordat de ouders content zijn met elkaar zullen de schuldgevoelens bij de man gaan stijgen. Omdat de vrouw meer doet aan zorgtaken dan dat de man dat doet.

Er is nog geen eerder onderzoek verricht naar de modererende invloed van ouderlijk conflict. Op basis van de theoretische argumentatie wordt het volgende verwacht:

(H2) Het effect tussen de hoeveelheid zorgtaken dat de vrouw verricht en de oneerlijkheidspercepties van beide ouders met betrekking tot zorgtaken is sterker voor de vrouw en zwakker voor de man naarmate er meer conflict is tussen de ouders.

Leeftijd jongste kind

De relatie tussen ongelijke verdeling zorgtaken en oneerlijkheidspercepties kan afhangen van de leeftijd van de kinderen. Binnen de zorgtaken in het huishouden speelt leeftijd van de kinderen een rol. Op jonge leeftijd hebben kinderen veel zorg nodig, denk aan voeden, 's ochtends klaarmaken, wassen, in bed leggen et cetera (Audenaert, 2018). Op deze leeftijd spreken we dan ook van de standaard routine zorgtaken. Wanneer de kinderen nog jong zijn neemt de vrouw meer zorgtaken voor haar rekening. Zowel de man als de vrouw achten de vrouw namelijk als meer geschikt om voor een jong kind te zorgen (Van Engen et al., 2009). Dit idee komt voort uit de traditionele gendernormen. Van oudsher wordt de vrouw gezien als de verantwoordelijke voor het huishouden en het zorgen voor de kinderen (Beckwith, 1992; Begall, 2014; Ellemers, 2018; Punch, 2001; Wyatt, 1992). Deze traditionele gendernormen zijn nog sterk van kracht wanneer de kinderen jong zijn. Om deze redenen zal een ongelijke verdeling op jongere leeftijd van het kind minder sterk tot oneerlijkheidspercepties leiden.

Echter wanneer kinderen ouder worden krijgen zij meer zelfstandigheid en is er een ander type zorg nodig vanuit de ouders voor het kind. Vanaf het moment dat de kinderen naar school gaan is het begeleiden bij huiswerk en het vervoer naar hobby's een verandering binnen de zorgtaken (Audenaert, 2018). Op latere leeftijd van het kind nemen de hoeveelheid routine zorgtaken dan ook af. De verwachtingen van de vrouw zijn dan ook dat de verdeling van zorgtaken eerlijk verdeeld is tussen beide partners wanneer de kinderen ouder worden. Dit aangezien de traditionele gendernormen niet meer sterk van kracht zijn. In latere leeftijdsfasen van het kind zijn mannen dan ook vaak meer betrokken bij de zorgtaken aangezien de man deze behoefte zelf ook heeft. In deze fase is het niet meer vanzelfsprekend dat de vrouw het meest geschikt is voor de specifieke zorgtaken. Wanneer de kinderen ouder zijn, maar de zorgtaken niet gelijk verdeeld zijn, zullen de oneerlijkheidspercepties bij de ouders sterker worden.

Het is daarom belangrijk om te kijken naar het interactie effect tussen leeftijd van de kinderen en verdeling van zorgtaken. Uit de eerder genoemde theoretische verwachtingen vloeit de volgende hypothese:

(H3) Het effect tussen de hoeveelheid zorgtaken dat de vrouw verricht en de oneerlijkheidspercepties van beide ouders met betrekking tot zorgtaken is sterker naarmate het jongste kind ouder is.

METHODE

Data

Om de hypothesen voor dit onderzoek te testen wordt er gebruik gemaakt van de Nieuwe Families in Nederland survey (NFN; Poortman, Van der Lippe, & Boele-Woelki, 2014). Bij deze dataverzameling zijn er vijf onderzoeksgroepen vastgesteld, maar in dit onderzoek zal er alleen worden gekeken naar de controlegroep intacte families uit de eerste wave. Deze controlegroep bestaat uit getrouwde- en samenwonende ouders. Bestaande uit heteroseksuele koppels die getrouwd waren of een geregistreerd partnerschap hadden voor januari 2010 of samenwoonden voor januari 2010. Bovendien hadden de heteroseksuele koppels samen minstens één kind die minderjarig was en woonden beide partners ten tijde van de sampling in Nederland. Ten slotte hebben de koppels nooit een scheiding meegemaakt van een huwelijk, samenleving of geregistreerd partnerschap waarin minderjarige kinderen betrokken waren.

De NFN-data zijn verzameld door de Universiteit Utrecht in samenwerking met het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS). De steekproef is geregeld door het CBS, aangezien zij toegang hebben tot data over de gehele Nederlandse populatie. Om de data voor de controlegroep van intacte families te verzamelen is gebruik gemaakt van een willekeurige gestratificeerde steekproef. Hierbij werd gestratificeerd naar de leeftijd van het jongste kind, 0-3 jaar, 4-11 jaar en 12 jaar en ouder. Per huishouden zijn zowel de man als de vrouw uitgenodigd om de vragenlijst in te vullen. Om de data te verzamelen is gebruik gemaakt van een online vragenlijst. Er zijn 4800 respondenten benaderd voor het verzamelen van de data. Uiteindelijk zijn er drie herinneringen naar de respondenten gestuurd, hierbij zat ook een papieren vragenlijst. 17% van de intacte gezinnen heeft uiteindelijk gebruik gemaakt van de papieren vragenlijst.

Van de 4800 benaderde respondenten was er in totaal een respons van 2173 respondenten, hiervan behoren 1389 respondenten tot de gehuwden en 784 respondenten tot de samenwonenden. Hierbij was de overall individuele respons van de intacte families 45%. Op het huishoudensniveau ligt de respons hoger, namelijk op 56%. Kijkend naar de representativiteit zien we een ondervertegenwoordiging bij mannen, mensen van niet-westerse

afkomst en mensen met relatief lage inkomens. Bovendien is er een oververtegenwoordiging van samenwonende ouders ten opzichte van gehuwde ouders in de data.

Voorafgaand aan de analyses is er gekeken naar missende waarden op de variabelen die gebruikt gaan worden in dit onderzoek. In dit onderzoek wordt er gekeken naar ouders waarvan de partner van het andere geslacht moet zijn, oftewel heteroseksuele ouders. Respondenten die aangegeven hebben dat zij een partner hebben van hetzelfde geslacht zijn uitgesloten (N=10). Bovendien gaat de data over respondenten met minderjarige kinderen, om deze reden zijn respondenten met kinderen van 18 jaar en ouder uitgesloten (N=6). Tenslotte zijn de respondenten uitgesloten die een missende waarde hadden op de overige variabelen (N=135). Hierbij liep de range op de variabelen met missings van 1-39. Uiteindelijk zijn er 2022 respondenten (N) uit 1290 huishoudens overgebleven.

Afhankelijke variabele

Oneerlijkheidspercepties met betrekking tot verdeling zorgtaken. In dit onderzoek is de afhankelijke variabele de oneerlijkheidspercepties met betrekking tot de verdeling van zorgtaken. Deze oneerlijkheidspercepties zijn gemeten door middel van de volgende vraag: *'Hoe eerlijk vindt u de manier waarop u en uw partner de verdeling van de zorg en begeleiding voor uw kind/kinderen geregeld hebben?'*. De respondenten konden hierop antwoorden geven aan de hand van zevenpuntsschaal, deze liep van: *0=heel erg oneerlijk voor mij* tot *3=eerlijk voor beiden* tot *6=heel erg oneerlijk voor mijn partner*. In de data is te zien dat de antwoordmogelijkheid *een beetje oneerlijk voor mijn partner/oneerlijk voor mijn partner/erg oneerlijk voor mijn partner* maar door 8.9% van alle respondenten gegeven is. Bovendien is in eerder onderzoek van onder andere Arts & Hermkens (1994) te zien dat er gebruik gemaakt wordt van een operationalisatie waar geen onderscheid gemaakt wordt tussen voor wie het eerlijk of oneerlijk is. Hierbij loopt de schaal van *erg oneerlijk* tot *heel eerlijk*. Wegens deze twee argumenten is ervoor gekozen de antwoordmogelijkheden te hercoderen. *Een beetje oneerlijk voor mijn partner* en *een beetje oneerlijk voor mij* worden samengevoegd. Ditzelfde gebeurt met de andere categorieën. Hieruit volgt een nieuwe vierpuntsschaal met *0=eerlijk voor beiden*, *1=een beetje oneerlijk*, *2=oneerlijk*, *3=heel erg oneerlijk*. Hierbij geeft een hogere score een hogere mate van oneerlijkheid weer.

Onafhankelijke variabelen

Relatieve contributie van de vrouw aan zorgtaken. Voor de onafhankelijke variabele relatieve contributie van de vrouw aan zorgtaken is gekeken naar een zestal zorgtaken, hiertoe behoorde de volgende vraag: *'Wie doet of deed de volgende zorgtaken vaker: u of uw*

partner?'. De zorgtaken die hier toebehoren zijn: *'luiers verschonen'*, *'kind wassen/in bad doen'*, *'kind naar bed brengen'*, *'spelletjes doen thuis/knutselen'*, *'praten met uw kind over wat uw kind bezig houdt'*, *'uitjes ondernemen met kind zoals speeltuin/dierentuin/bioscoop et cetera'*. Respondenten konden hierbij antwoord geven aan de hand van een vijfpuntsschaal met antwoordmogelijkheden die liepen van *1=u veel vaker dan uw partner* tot *3=evenveel* tot *5=uw partner veel vaker dan u*. Als eerste is er een Factoranalyse uitgevoerd, om te kijken of alle variabelen tot één variabele gemaakt mogen worden. Hierbij is uit de Factoranalyse maar één factor gekomen die boven de 1 ligt en deze heeft een eigenwaarde van 3.979, de overige factorladingen waren hoog genoeg (range: .362-.697). Bij het testen op de betrouwbaarheid kwam een Chronbach's Alpha van .897. De waarde ligt boven de grenswaarde van .700 wat duidt op een juiste betrouwbaarheid. Het is dus mogelijk om één variabele te maken.

Vervolgens zijn de antwoordmogelijkheden genderspecifiek gemaakt in de richting dat de vrouw meer doet dan de man. Dit betekent dat de scores voor vrouwen gehercodeerd zijn. Hierbij lopen de antwoordmogelijkheden van *1=uw partner veel vaker dan u* tot *3=evenveel* tot *5=u veel vaker dan uw partner*. Door deze hercodering geldt voor zowel de mannelijke als de vrouwelijke respondenten dat een hogere score duidt op het feit dat de vrouw relatief meer zorgtaken uitvoert. De antwoordmogelijkheden zijn vervolgens gehercodeerd naar percentages. Voor vrouwen ziet dit er als volgt uit: *0=uw partner veel vaker dan u*, *25=uw partner vaker dan u*, *50=evenveel*, *75=u vaker dan uw partner* en *100=u veel vaker dan uw partner*. En voor mannen is dit precies andersom: *0= u veel vaker dan uw partner*, *25=u vaker dan uw partner*, *50=evenveel*, *75=uw partner vaker dan u* en *100=uw partner veel vaker dan u*. Tenslotte is er een schaal gemaakt van de zes genoemde items, hierbij is de gemiddelde scores van de items genomen, de schaal loopt van 0 (0%) tot 100 (100%). Dit reflecteert de relatieve contributie van vrouwen aan zorgtaken. Hierbij loopt de schaal van *0=vrouw veel minder vaak dan de man*, *25=vrouw minder vaak dan de man*, *50= evenveel*, *75=vrouw vaker dan de man* en *100=vrouw veel vaker dan de man*.

Ouderlijk conflict. De onafhankelijke variabele ouderlijk conflict wordt geoperationaliseerd aan de hand van de volgende vraag: *'Hoe vaak is het volgende voorgekomen tussen u en uw partner in het afgelopen jaar?'*. Hierbij werd gekeken naar vijf verschillende onderwerpen: *'spanningen of meningsverschillen'*, *'felle argumenten'*, *'de ander de schuld geven'*, *'een tijdje niet met elkaar willen praten'* en *'argumenten liepen uit de hand'*. Respondenten konden antwoorden geven aan de hand van een vierpuntsschaal waarbij: *1=nooit*, *2=soms*, *3=regelmatig* en *4=vaak*. De variabele is al in de juiste richting gecodeerd,

op dit moment geeft een hoge score op bovenstaande vraag een hoge mate van ouderlijk conflict weer. Deze variabelen zijn samengenomen om zo één score te creëren voor ouderlijk conflict. Hierbij is weer als eerste een Factoranalyse uitgevoerd en vervolgens is gekeken naar de betrouwbaarheid. Uit de Factoranalyse blijkt dat het mogelijk is om de vijf variabelen samen te voegen. Er is uit de analyse maar één factor gekomen die boven de 1 ligt en deze heeft een eigenwaarde van 2.805, de range van de andere factorladingen is van .328 tot .845. Uit de test voor de betrouwbaarheid kwam een Cronbach's alpha van .795. De waarde ligt boven de grenswaarde van .700, wat duidt op een goede betrouwbaarheid. De vijf variabelen mochten samengevoegd worden en dit is dan ook gedaan met dezelfde schaal als die op de losse variabelen gebruikt werd, hierbij is de gemiddelde score gepakt op de afzonderlijke scores. Tot slot zijn de variabelen gehercodeerd zodat de variabele loopt van 0 tot 3. Dit leidt tot de volgende schaal: 0=nooit, 1=soms, 2=regelmatig en 3=vaak.

Leeftijd jongste kind. Om de leeftijd van het jongste kind te operationaliseren werd gebruik gemaakt van de volgende vraag: 'Hoe oud is op dit moment het jongste kind dat u en uw partner hebben of geadopteerd hebben?'. Doordat het jongste kind in de steekproef minderjarig moet zijn is de range bij deze variabele van 0 tot en met 17 jaar. Hierbij is er geen hercodering toegepast en wordt de leeftijd in jaren meegenomen als een continue variabele.

Controle variabelen

In de analyses die gedaan zullen worden in dit onderzoek zullen ook controle variabelen worden meegenomen. Het geslacht wordt meegenomen, leeftijd van de respondenten en bovendien wordt het opleidingsniveau van zowel de respondent en de partner meegenomen. In eerdere onderzoeken naar oneerlijkheidspercepties valt te zien dat deze variabelen vaak worden meegenomen als controle (Arts & Hermkens, 1994; Baxter, 2000; Baxter et al., 2013; Braun et al., 2008; Coltrane, 2000; Greenstein, 1996). Ook worden de variabelen uren betaald werk van de respondent en de partner en het aantal kinderen met de partner meegenomen als controle. In eerder onderzoek door Coltrane (2000) en Greenstein (1996) is te zien dat het aantal uren betaald werk en het aantal kinderen met de partner worden meegenomen in het onderzoek. Om deze reden worden deze variabelen in dit onderzoek ook als controle meegenomen. Tenslotte is besloten om religie als laatste controle mee te nemen. Mensen die een religie aanhangen hebben vaker een traditionele denkwijze, hierdoor kan dit effect hebben op de eerlijkheidspercepties met betrekking tot zorgtaken.

Geslacht. De variabele geslacht is een dummie variabelen waarbij 1=man en 2=vrouw, hierbij is gehercodeerd waarbij 0=man en 1=vrouw.

Leeftijd respondent. Aan de respondent werd gevraagd om wat de leeftijd was ten tijde van de afname, deze moesten zij noteren. Hierbij loopt de range van 25 tot 66 jaar.

Opleiding respondent en opleiding partner. Bij de variabele over de opleiding van de respondent werd gevraagd naar de hoogst afgeronde opleiding. Deze vraag werd ook gesteld over de partner waarop de respondent antwoord kon geven. Hierbij hoorde een tienpuntsschaal waarbij de volgende antwoordmogelijkheden waren: 1=*lagere school niet afgemaakt*, 2=*lagere school*, 3=*lager beroepsonderwijs (vmbo basis/kader)*, 4=*mavo*, 5=*havo*, 6=*vwo, atheneum, gymnasium*, 7=*mbo*, 8=*hbo*, 9=*universiteit*, 10=*postacademisch; notariaat, artsexamen, dr-titel*. Hierbij geeft een hogere score een hogere opleiding weer.

Uren betaald werk respondent en uren betaald werk partner. Bij de variabele uren betaald werk is gevraagd naar hoeveel uur per week de respondent aan betaald werk deed. Voorafgaand aan deze vraag moest de respondent 'ja' hebben geantwoord op de vraag of hij/zij een betaalde baan had. Wanneer de respondenten hierop 'nee' als antwoord gegeven hebben, is het aantal uren per week aan betaald werk op 0 gezet. Vervolgens konden de respondenten hier de uren betaald werk onder contract invullen. In de data is te zien dat er een aantal respondenten zijn die een waarde hebben opgegeven die onwaarschijnlijk zijn. Hierdoor zijn alle uren boven de 80 uur gehercodeerd naar 80, hierdoor zijn de onwaarschijnlijke waardes uit de data en leidt dit niet tot missende waarden. Ditzelfde is aan de respondent gevraagd over de partner, hierbij zijn dezelfde aanpassingen aangebracht aan de variabele.

Aantal kinderen met de partner. Het aantal kinderen van de respondent is gemeten door te vragen hoeveel kinderen de respondent heeft gekregen met de huidige partner of samen geadopteerd hebben. Hierop konden de respondenten zelf het aantal kinderen invullen. De range van deze variabele loopt van 1 tot 9 kinderen.

Religie. De laatste controlevariabele is religie, hierbij werd aan de respondent gevraagd of hij/zij een religie aanhing en zo ja welke. Hierbij waren er zeven antwoordcategorieën 1=*geen religie*, 2=*Romeinskatholiek*, 3=*Protestants*, 4=*Gereformeerde kerk*, 5=*Evangelische kerkgemeenschap*, 6=*Islam* en 98=*anders*. Hierbij is ervoor gekozen om een dummie variabele te maken, waarbij 0=*niet-religieus* en 1=*religieus*, de antwoordcategorie 98=*anders* is meegenomen bij 1=*religieus*.

In Tabel 1 zijn de beschrijvende statistieken van de eerder genoemde afhankelijke, onafhankelijke en controle variabelen te vinden.

Tabel 1. *Beschrijvende statistieken onafhankelijke, afhankelijke en controle variabelen*

	Mean	SD	Min.	Max.
Oneerlijkheidspercepties	.291	.584	0	3
Relatieve contributie vrouw aan zorgtaken	66.378	13.993	0	100
Ouderlijk conflict	.505	.403	0	3
Leeftijd jongste kind	8.861	4.554	0	17
Geslacht				
Vrouw	.561		0	1
Man	.439		0	1
Leeftijd respondent	43.200	6.298	25	66
Opleiding respondent	6.770	1.949	1	10
Opleiding partner	6.630	2.052	1	10
Uren betaald werk respondent	28.580	14.129	0	80
Uren betaald werk partner	29.680	14.949	0	80
Aantal kinderen met de partner	2.080	.848	1	9
Religie				
Religieus	.446		0	1
Niet-religieus	.554		0	1
Aantal respondenten	2022			

Bron: Nieuwe Families in Nederland survey, Wave 1

Noot: lege plekken zijn de SD die niet zijn meegenomen, omdat hier sprake is van een discrete variabele

Analyse strategie

Als eerste zullen er beschrijvende analyses gepresenteerd worden. In deze tabel is te zien hoe de oneerlijkheidspercepties met betrekking tot de verdeling van zorgtaken door de mannelijke- en vrouwelijke respondenten wordt gezien. Vervolgens wordt in Tabel 3 een kruistabel gepresenteerd met daarin de samenhang tussen de oneerlijkheidspercepties met betrekking tot de verdeling van zorgtaken en de relatieve contributie van vrouwen aan zorgtaken. De relatieve contributie van vrouwen aan zorgtaken is hierbij gehercodeerd tot een driepuntsschaal om zo een beter beeld te krijgen of de man meer doet, de verdeling gelijk is, of dat de vrouw meer doet.

Hier opvolgend zijn de regressie analyses uitgevoerd. In alle vier de modellen wordt gebruik gemaakt van een meervoudige regressie. In Model 1 wordt het effect van de relatieve contributie van de vrouw aan zorgtaken op oneerlijkheidspercepties met betrekking tot zorgtaken getest. Dit model bevat de relatieve contributie van de vrouw aan zorgtaken,

bovendien worden ouderlijk conflict, leeftijd jongste kind en de controle variabelen in dit model meegenomen. In Model 2 en 3 wordt de tweede hypothese over het modererende effect van ouderlijk conflict getoetst. Voor deze hypothese worden er twee modellen gedraaid, aangezien er theoretisch een andere richting verwacht wordt voor mannen en vrouwen. In Model 2 zullen alleen de mannelijke respondenten worden meegenomen en in Model 3 alleen de vrouwelijke respondenten. Model 2 en 3 bevatten dezelfde variabelen als Model 1, alleen wordt hier dus de interactie variabele van ouderlijk conflict meegenomen. Bij deze twee modellen valt de controle variabele van geslacht weg, aangezien hierop een selectie wordt gemaakt. Tenslotte wordt in Model 4 de interactie met leeftijd jongste kind getest. Hierbij wordt de analyse weer uitgevoerd met mannelijke- en vrouwelijke respondenten samen. Hierbij zullen weer dezelfde variabelen als in Model 1 toegevoegd worden.

RESULTATEN

Beschrijvende analyses

In Tabel 2 is te zien hoe vaak de oneerlijkheidspercepties daadwerkelijk voorkomen, uitgesplitst voor de man en de vrouw. Hierbij is er een dichotome variabele aangemaakt, waarbij de antwoordcategorieën *1=een beetje oneerlijk*, *2=oneerlijk* en *3=heel erg oneerlijk* samengenomen zijn tot *1=oneerlijk* en is de antwoordcategorie *0=eerlijk voor beiden* hetzelfde gebleven. Hierin is te zien dat het overgrote deel van zowel de mannelijke als vrouwelijke respondenten de verdeling van zorgtaken als eerlijk ervaart. De vrouw vindt deze verdeling echter wel iets vaker oneerlijk dan de man (25.5%; 20.4%).

Tabel 2. *Oneerlijkheidspercepties met betrekking tot zorgtaken uitgesplitst voor mannen en vrouwen*

	Man (N=902)	Vrouw (N=1152)
Eerlijk voor beiden	79.6%	74.5%
Oneerlijk voor beiden	20.4%	25.5%

Bron: Nieuwe Families in Nederland survey, Wave 1

Vervolgens is er een kruistabel gemaakt tussen de afhankelijke en onafhankelijke variabele in dit onderzoek, namelijk oneerlijkheidspercepties en relatieve contributie van de vrouw aan zorgtaken. Hierbij is er van de relatieve contributie van de vrouw aan zorgtaken een driepuntsschaal gemaakt, waarbij 0%-44% is gehercodeerd naar *0=man doet meer dan de vrouw*, 45%-55% is gehercodeerd naar *50=evenveel* en ten slotte is 56%-100% samengenomen tot *100=vrouw doet meer dan de man*. In Tabel 3 is de kruistabel te zien

tussen de oneerlijkheidspercepties met betrekking tot de verdeling van zorgtaken en de relatieve bijdrage van de vrouw aan zorgtaken. Hierin is te zien dat de eerlijkheidspercepties niet het hoogst zijn wanneer de verdeling gelijk is. 91.6% van de respondenten geeft aan dat het eerlijk is voor beiden wanneer er evenveel gedaan wordt aan zorgtaken. In Tabel 3 is te zien dat wanneer mannen het meest doen, 97.3% van de respondenten dit als eerlijk beschouwd. Dit is veruit het hoogste percentage. Echter is dit percentage een stuk lager als we kijken naar *de vrouw doet meer dan de man*. Hieruit blijkt dat wanneer de vrouw meer doet dan de man, maar 71.5% van de respondenten dit als eerlijk beschouwen. De oneerlijkheidspercepties zijn hier dan ook veruit het hoogst (28.5%). Hierin is het beeld terug te zien dat de oneerlijkheidspercepties inderdaad hoger zijn wanneer de vrouw meer doet.

Tabel 3. *Kruistabel over de oneerlijkheidspercepties en relatieve bijdrage van de vrouw aan zorgtaken*

	Eerlijk	Onerlijk
Man doet meer dan de vrouw	97.3%	2.7%
Evenveel	91.6%	8.4%
Vrouw doet meer dan de man	71.5%	28.5%

Bron: Nieuwe Families in Nederland survey, Wave 1

Regressie analyses

In Tabel 4 zijn alle resultaten te zien van de getoetste hypothesen. In Model 1 is de eerste hypothese van dit onderzoek getest. Hieruit blijkt dat er een significant positief effect is tussen de relatieve contributie van de vrouw aan zorgtaken en de oneerlijkheidspercepties. Het blijkt dat hoe hoger de relatieve contributie van vrouwen aan zorgtaken, des te sterker de oneerlijkheidspercepties met betrekking tot de verdeling van zorgtaken ($b=.015, p<.001$). Concluderend kunnen we dus zeggen dat de eerste hypothese wordt bevestigd.

Kijkend naar het directe effect van de variabelen ouderlijk conflict en leeftijd jongste kind zien we dat ouderlijk conflict een positief significant effect heeft op oneerlijkheidspercepties ($b=.183, p<.001$). Hieruit kunnen we concluderen dat hoe meer ouderlijk conflict er is, des te sterker de oneerlijkheidspercepties. Het directe effect van leeftijd van het jongste kind is echter niet significant ($b=-.004, p=.274$). Bij de controle variabelen zien we een significant effect bij de variabelen geslacht, leeftijd van de respondent en aantal uren betaald werk per week van de respondent. De variabele geslacht heeft een positief significant effect op de eerlijkheidspercepties ($b=.127, p=.001$). Dit wil zeggen dat

voor vrouwen de oneerlijkheidspercepties sterker zijn dan voor mannen. Ook de leeftijd van de respondent heeft een positief significant effect op de oneerlijkheidspercepties ($b=.007$, $p=.008$). Dit houdt in dat naarmate de respondent ouder is, de oneerlijkheidspercepties sterker zijn. Tenslotte heeft het aantal werkuren per week van de respondent een positief significant effect op de oneerlijkheidspercepties ($b=.003$, $p=.015$). Hieruit maken we op dat wanneer de respondent meer werkt, de oneerlijkheidspercepties sterker worden.

In Model 2 en 3 is de tweede hypothese over het interactie effect van ouderlijk conflict getest. In Model 2 is het effect van ouderlijk conflict voor mannen getoetst. Ten eerste is te zien dat het directe effect van ouderlijk conflict niet significant is ($b=-.063$, $p=.754$). Bovendien blijkt uit de resultaten dat de interactie tussen de relatieve contributie van de vrouw aan zorgtaken en ouderlijk conflict niet significant is ($b=.003$, $p=.298$). Concluderend blijkt dat het effect van de relatieve contributie van de vrouw aan zorgtaken op oneerlijkheidspercepties van mannen niet afhangt van ouderlijk conflict. Vervolgens wordt er in Model 3 dezelfde interactie getest, maar dan alleen voor vrouwelijke respondenten. Het blijkt dat wanneer er sprake is van een lage mate van ouderlijk conflict (i.e., minimum score conflict), het hoofdeffect van de relatieve contributie van vrouwen aan zorgtaken op oneerlijkheidspercepties positief significant is ($b=.008$, $p<.001$). De interactie van ouderlijk conflict voor vrouwen laat een positief significant effect zien ($b=.012$, $p<.001$). Dit betekent dat wanneer er een hogere mate van conflict is, het effect van de relatieve contributie van de vrouw aan zorgtaken op oneerlijkheidspercepties sterker wordt voor vrouwen. Tenslotte is er een additionele analyse uitgevoerd, waarbij de moderatievariabele is omgedraaid. Deze analyse laat zien dat wanneer conflict hoog is (i.e., maximum score conflict), het effect van relatieve contributie van de vrouw aan zorgtaken op oneerlijkheidspercepties positief significant is ($b=.038$, $p<.001$). Hieruit blijkt dat wanneer er een hogere mate van ouderlijk conflict is, de oneerlijkheidspercepties met betrekking tot zorgtaken sterker worden voor vrouwen. Echter bleek uit Model 2 dat er geen significant effect is gevonden voor het effect van mannen, hierdoor kan de tweede hypothese in dit onderzoek deels bevestigd worden.

In Model 4 wordt de derde hypothese van dit onderzoek getest. In dit model wordt de tweede interactie variabele meegenomen, namelijk de interactie tussen de relatieve contributie van de vrouw aan zorgtaken en leeftijd van het jongste kind. Uit de resultaten blijkt dat de interactie niet significant is ($b=.000$, $p=.983$). Dit geeft aan dat er onvoldoende bewijs is dat de leeftijd van het jongst kind invloed heeft op het effect van de relatieve contributie van de vrouw aan zorgtaken en de oneerlijkheidspercepties. De resultaten van Model 4 kunnen

hierdoor niet als dusdanig geïnterpreteerd worden. Hieruit kunnen we concluderen dat de derde hypothese *Het effect tussen de hoeveelheid zorgtaken dat de vrouw verricht en de oneerlijkheidspercepties van beide ouders met betrekking tot zorgtaken is sterker naarmate het jongste kind ouder is* niet wordt bevestigd.

Robustness analyses

Er is gekozen om leeftijd van het jongste kind op een andere manier te analyseren dan eerder is gedaan. Leeftijd van minderjarige kinderen kan ingedeeld worden in specifieke leeftijdsgroepen, namelijk: baby (0-12 maanden), peuter (1-4 jaar), kleuter (4-6 jaar), school kind (6-12 jaar) en puber (12-17 jaar). Deze categorieën geven de leeftijden meer inhoud, aangezien specifieke leeftijdsgroepen ook specifieke zorg nodig hebben (Beemen & Beckerman, 2018). Er is voor gekozen om van de leeftijdscategorieën een dichotome variabele te maken om zo te kijken of de interactie van leeftijd jongste kind wel significant is. Hierbij zijn de leeftijden van 0 tot 11 jaar gehercodeerd naar een score van 0 en 12 tot 17 jaar is gehercodeerd naar score 1. In zowel Model 1 en Model 2 in Appendix 1 is de variabele leeftijd jongste kind dichotoom meegenomen. In Model 2 is de nieuwe interactie variabele van leeftijd jongste kind meegenomen.

In Appendix 1 Model 2 is te zien dat het directe effect van leeftijd jongste kind al niet significant is ($b=-.122$, $p=.338$). Dit beeld is verder terug te zien in de insignificante interactie van leeftijd jongste kind ($b=.002$, $p=.377$). Uit deze robustness analyse blijkt hetzelfde resultaat als uit de analyse die eerder gedaan is (Tabel 4; Model 4). Concluderend blijkt uit deze robustness analyse dat leeftijd jongste kind geen effect heeft op de relatie tussen de relatieve contributie van de vrouw aan zorgtaken en de oneerlijkheidspercepties.

Tabel 4. *Regressie analyses*

Variabele	Model 1		Model 2 ^a		Model 3 ^a		Model 4	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
<i>Constant</i>	-1.234	.135	-.991	.209	-.769	.210	-1.232	.173
Relatieve contributie vrouw aan zorgtaken	.015***	.001	.012***	.002	.008***	.002	.015***	.002
Ouderlijkconflict	.183***	.030	-.063	.202	-.651***	.183	.183***	.030
Leeftijd jongste kind	-.004	.004	.000	.005	-.008	.006	-.004	.013
Geslacht	.127**	.037					.127**	.037
Leeftijd respondent	.007**	.003	.005	.003	.010*	.004	.007**	.003
Opleiding respondent	.004	.007	.000	.009	.011	.011	.004	.007
Opleiding partner	.005	.007	.015	.010	-.002	.009	.005	.007
Uren betaald werk respondent	.003*	.001	.003	.002	.003	.002	.003*	.001
Uren betaald werk partner	-.001	.001	-.001	.001	-.001	.001	-.001	.001
Aantal kinderen met de partner	-.006	.015	-.011	.020	-.008	.021	-.006	.015
Religie (ref.= niet-religieus)	-.025	.025	-.018	.035	-.010	.035	-.016	.025
Relatieve contributie vrouw aan zorgtaken*ouderlijk conflict			.003	.003	.012***	.003		
Relatieve contributie vrouw aan zorgtaken*leeftijd jongste kind							.000	.000
R ²	.159						.159	

Bron: Nieuwe Families in Nederland survey Wave 1; *N*=2022 uit 1290 huishoudens

Noot ^a: Model 2 selectie mannelijke respondenten en Model 3 selectie vrouwelijke respondenten

Noot: **p*<.05, ***p*<.01, ****p*<.001

CONCLUSIE EN DISCUSSIE

In dit onderzoek is er gekeken naar wat de invloed is van de verdeling van zorgtaken op eerlijkheidspercepties, en of dit beïnvloedt wordt door ouderlijk conflict of de leeftijd van het jongste kind. Dit is onderzocht middels drie hypothesen. Er zijn al veel eerdere onderzoeken verricht waarbij werd gekeken naar de invloed van de verdeling van huishoudelijk werk op eerlijkheidspercepties, maar er is nog weinig bekend over de verdeling van zorgtaken. Dit onderzoek is dan ook verricht als aanvulling op bestaand onderzoek waarin er vooral is gekeken naar huishoudelijk werk in plaats van zorgtaken (Blair & Johnson, 1992; Coltrane, 2000; Greenstein, 1996; Jansen et al., 2016; Ruppanner et al., 2017). Bovendien was het belangwekkend om naar zorgtaken te kijken, aangezien de perceptie hiervan anders is. Zorgtaken worden vaak als leuker en meer lonend gezien dan huishoudelijk werk. Tenslotte is in dit onderzoek gekeken naar het modererende effect van ouderlijk conflict en leeftijd van het jongste kind op de eerlijkheidspercepties met betrekking tot zorgtaken.

Als eerste is uit de beschrijvende resultaten gebleken dat eerlijkheidspercepties van zowel mannen als vrouwen hoog zijn. Bovendien beschouwen partners een ongelijke verdeling vaak als eerlijk. Deze bevindingen corresponderen met eerder onderzoek dat is uitgevoerd (Blair & Johnson, 1992; DeMaris & Longmore, 1996; Greenstein, 1996; Lennon & Rosenfield, 1994; Nordenmark & Nyman, 2003). Bij deze onderzoeken bleek ook dat het overgrote deel van de partners de verdeling als eerlijk beschouwen, terwijl deze in werkelijkheid niet eerlijk is. Ook al wordt een ongelijke verdeling vaak als eerlijk gezien, hoe ongelijker die verdeling is, des te sterker de oneerlijkheidspercepties zijn.

Ten tweede is dan ook uit de resultaten gebleken dat hoe hoger de relatieve contributie van de vrouw aan zorgtaken, des te sterker de oneerlijkheidspercepties van de ouders. Dit komt overeen met wat vanuit de Equity theorie verwacht werd, namelijk dat zowel de man als vrouw de verdeling als oneerlijk beschouwen wanneer de vrouw meer doet aan zorgtaken. De ouders vergelijken hun in- en output met elkaar, wanneer dit ongelijk is zullen zij dit oneerlijk vinden. Dit vanuit het oogpunt dat de vrouw ondergewaardeerd wordt, aangezien zij meer tijd aan zorgtaken besteedt dan de man, maar er minder voor terug krijgt in vergelijking tot de man. En de man overgewaardeerd is en schuldgevoelens heeft tegenover de partner en het daarom oneerlijk vindt. Tenslotte geven deze bevindingen bevestiging voor eerder onderzoek (Braun et al., 2008; Lennon & Rosenfield, 1994).

Ten derde is er bevestiging gevonden dat de invloed van de relatieve contributie van de vrouw aan zorgtaken sterker is voor vrouwen naarmate er meer conflict is tussen de ouders. Blijkbaar is het zo dat vrouwen meer op de oneerlijkheidspercepties gaan letten wanneer er een hoge mate van ouderlijk conflict is tussen de ouders. Wanneer er een hoge mate van ouderlijk conflict is, zal dit bij de vrouw leiden tot sterkere oneerlijkheidspercepties met betrekking tot de verdeling van zorgtaken. Dit is in overeenstemming met de theorie waarbij gesteld werd dat wanneer er sprake is van ouderlijk conflict, de ouders zowel slechter met elkaar communiceren als elkaar minder gunnen (Bonach, 2015; Gottman, 1994). De ouders spreken het ongenoegen over de ongelijke verdeling niet meer naar elkaar uit en zullen nog meer de focus gaan leggen op deze ongelijke verdeling, wat weer zal leiden tot meer ergernissen. Echter is er geen bevestiging gevonden dat het genoemde effect voor mannen zwakker is. Dit kan komen doordat de theoretische verwachting toch anders is dan verwacht. Wellicht heeft ouderlijk conflict weinig effect voor mannen wanneer er veel conflict is. De verklaring hierin kan zijn dat mannen toch al degene zijn die minder doen, en zij daarom de verdeling prima vinden, ook bij veel conflict.

Ten vierde is er geen bevestiging gevonden voor het idee dat de relatieve contributie van zorgtaken op oneerlijkheidspercepties sterker is naarmate het jongste kind ouder is. In lijn met de theorie werd er verwacht dat wanneer de kinderen ouder zijn, de oneerlijkheidspercepties met betrekking tot zorgtaken sterker zouden worden. Verklaring hiervoor is dat de vrouw dan niet meer als het meest geschikt wordt gezien om de zorgtaken voor haar rekening te nemen (Van Engen et al., 2009). Echter blijkt dit uit de resultaten niet te kloppen. Bij de robustness analyses is hetzelfde effect te zien als bij de eerder uitgevoerde analyses. Een reden voor het niet vinden van een significant effect kan veroorzaakt zijn door een ondervertegenwoordiging van ouders met erg jonge kinderen. De zorgtaken bij kinderen verschillen vooral heel erg tussen erg jonge kinderen (jonger dan 4 jaar) en de leeftijden daar boven. Zowel bij getrouwden als samenwonenden ouders is hierin een klein aantal cases te vinden. Slechts 12.5% van de respondenten in dit onderzoek heeft een jongste kind dat onder de 4 jaar is. Door dit grote tekort is er geen mogelijkheid om een onderscheid te maken tussen deze twee groepen. Wanneer er meer cases waren geweest in deze specifieke leeftijds categorie, had dit kunnen leiden tot een significant effect wat gegeneraliseerd had kunnen worden naar de gehele populatie.

In dit onderzoek zijn er ook een aantal beperkingen. Ten eerste is er bij de hypothese naar de leeftijd van het jongste kind alleen gekeken naar de leeftijd van het jongste kind.

Hierbij is er dus slechts naar één kind gekeken, terwijl sommige respondenten meerdere kinderen hadden. In dit onderzoek bleek dat de leeftijd van het jongste kind geen significant effect heeft gehad op de invloed van de relatieve contributie van de vrouw aan zorgtaken op de oneerlijkhedepercepties met betrekking tot zorgtaken. Echter is hier wellicht wel een significant effect te vinden wanneer wordt gekeken naar de leeftijden van alle kinderen en niet alleen naar het jongste kind. Advies voor vervolgonderzoek is dan ook om te kijken naar de leeftijden van alle kinderen binnen het huishouden.

Ten tweede is in dit onderzoek gebruik gemaakt van cross-sectionele data. Dit betekent dat de data op één moment verzameld is en niet over de tijd. In dit onderzoek is namelijk alleen gebruik gemaakt van de eerste Wave. Hierdoor is het niet mogelijk om causale relaties tussen variabelen vast te stellen. Door slechts naar een moment van verzamelde data te kijken is het niet mogelijk om te kijken hoe oneerlijkhedepercepties over de tijd ontwikkelen. Voor vervolgonderzoek is aan te raden om gebruik te maken van longitudinaal onderzoek, om zo de verschillen over tijd te bekijken.

Ten derde kan er worden gedacht aan sociale wenselijkheidsbias bij de respondenten. Bij deze bias gaat het om het feit dat respondenten de neiging hebben om sociaal wenselijke antwoorden te geven in plaats van antwoorden te kiezen die de waarheid weergeven (Grimm, 2010). In dit onderzoek kan deze bias wellicht van toepassing zijn geweest op de variabele die ouderlijk conflict weergeeft. Bij het onderzoeken naar de mate van ouderlijk conflict is aan de respondenten gevraagd hoe vaak bepaalde dingen met betrekking tot ouderlijk conflict voorkwamen, denk aan felle argumenten of spanningen. Hier konden zij kiezen uit ‘nooit’, ‘soms’, ‘regelmatig’ en ‘vaak’, waarbij de range van 0 tot 3 liep. Uit de beschrijvende resultaten blijkt dat het gemiddelde van de antwoorden van de respondenten .506 was met een standaarddeviatie van .404. Hierin is te zien dat de meeste respondenten rapporteren dat er vrijwel geen tot geen conflict is met de partner. De oorzaak hiervan kan de sociale wenselijkheidsbias zijn. Concluderend kan dit voor vertekende resultaten gezorgd hebben, waarbij er nu geen significant effect is gevonden voor mannen, wat anders wellicht wel zo zou zijn geweest.

Tenslotte valt het te betwisten of de vragen over de verdeling van zorgtaken tussen de partners wel nauwkeurig genoeg waren. Bij deze vraag konden de respondenten in eerste instantie aangeven wie er meer deed, de partner of hij/zij zelf of dat de verdeling eerlijk was. Echter kan een persoon de perceptie hebben dat de verdeling eerlijk is, terwijl dit eigenlijk niet zo is. Uit onderzoek van Claffey & Mickelson (2009) blijkt dat de vrouw zich goed

bewust is van hoeveel tijd zij in het huishouden steekt in verhouding tot de echtgenoot. Echter is dit niet bewezen voor de man. Doordat deze variabele in dit onderzoek een subjectieve ondertoon heeft, kan dit hebben geleid tot vertekende resultaten. Voor toekomstig onderzoek is het aan te raden om een meer objectievere meting voor verdeling zorgtaken te gebruiken. Een suggestie hierin is vragen naar wie welke taken op zich neemt in het huishouden of het aantal uren dat besteedt wordt aan huishoudelijke werkzaamheden bijhouden.

Dit onderzoek zorgt voor een verhelderende blik binnen de bestaande literatuur. Uit dit onderzoek is gebleken dat hoe meer zorgtaken de vrouw verricht, des te sterker de oneerlijkheidspercepties met betrekking tot zorgtaken voor beide partners. Bovendien is gebleken dat wanneer er conflict is tussen de ouders dit zorgt voor sterkere oneerlijkheidspercepties bij de vrouw. Toch is het belangrijk om te onthouden dat de meeste ouders een ongelijke verdeling als eerlijk beschouwen, terwijl de vrouw meer doet dan de man.

APPENDIX

Appendix 1. Robustness analyse leeftijd jongste kind dichotoom

Variabelen	Model 1		Model 2	
	B	S.E.	B	S.E.
<i>Constant</i>	-1.203	.133	-1.171	.138
Relatieve contributie vrouw aan zorgtaken	.015***	.001	.014***	.001
Ouderlijk conflict	.185***	.030	.184***	.030
Leeftijd jongste kind	-.013	.031	-.122	.128
Geslacht	.123**	.037	.123**	.037
Leeftijd respondent	.006*	.002	.006*	.002
Opleiding respondent	.005	.007	.005	.007
Opleiding partner	.006	.007	.006	.007
Uren betaald werk respondent	.003**	.001	.003*	.001
Uren betaald werk partner	-.001	.001	-.001	.001
Aantal kinderen met de partner	-.005	.015	-.005	.015
Religie (ref=niet-religieus)	-.017	.025	-.017	.025
Relatieve contributie vrouw aan zorgtaken*leeftijd jongste kind			.002	.002

Bron: Nieuwe Families in Nederland survey, Wave 1; $N=2022$ uit 1290 huishoudens

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

Noot: Leeftijd jongste kind meegenomen als dichotome variabele

REFERENTIES

- Adams, J. S. (1963). Towards an understanding of inequity. *The Journal of Abnormal and Social Psychology*, 67(5), 422.
- Arts, W., & Hermkens, P. (1994). De eerlijke verdeling van huishoudelijke taken: percepties en oordelen. *Mens en Maatschappij*, 69(2), 147-168.
- Audenaert, V. (n.d.). Gezinnen in Vlaanderen over de verdeling van de zorg voor de kinderen, betaalde en onbetaalde opvang van de kinderen, een eerlijke verdeling van de zorgtaken en de huishoudelijke taken, hulp in het huishouden en het opnemen van mantelzorg.
- Bartley, S. J., Blanton, P. W., & Gilliard, J. L. (2005). Husbands and wives in dual-earner marriages: decision-making, gender role attitudes, division of household labor, and equity. *Marriage and Family Review*, 37, 69–94.
- Baxter, J. (2000). The joys and justice of housework. *Sociology*, 34(4), 609-631.
- 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.
- Beckwith, J. B. (1992). Stereotypes and reality in the division of household labor. *Social Behavior and Personality: an international journal*, 20(4), 283-288.
- van Beemen, L., & Beckerman, M. (2018). *Ontwikkelingspsychologie*. Noordhoff Uitgevers.
- Begall, K. (2014). De moderne vrouw blijft haar opvattingen trouw. *Demos*, 30(3), 1-4.
- Blair, S. L., & Johnson, M. P. (1992). Wives' perceptions of the fairness of the division of household labor: The intersection of housework and ideology. *Journal of Marriage and the Family*, 570-581.
- Blair, S. L., & Lichter, D. T. (1991). Measuring the division of household labor: Gender segregation of housework among American couples. *Journal of family issues*, 12(1), 91-113.
- Bonach, K. (2005). Factors contributing to quality coparenting: Implications for family policy. *Journal of Divorce & Remarriage*, 43(3-4), 79-103.
- Braun, M., Lewin-Epstein, N., Stier, H., & Baumgärtner, M. K. (2008). Perceived equity in the gendered division of household labor. *Journal of Marriage and Family*, 70(5), 1145-1156.

- Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS). (n.d.). *Hoe verdelen vrouw en man werk, zorg en invloed?* Geraadpleegd van <https://www.cbs.nl/nl-nl/onze-diensten/in-de-klas/gereedschappen/hoe-verdelen-man-en-vrouw-werk-zorg-en-invloed->
- Claffey, S. T., & Mickelson, K. D. (2009). Division of household labor and distress: The role of perceived fairness for employed mothers. *Sex roles*, 60(11-12), 819-831.
- Coltrane, S. (2000). Research on household labor: Modeling and measuring the social embeddedness of routine family work. *Journal of Marriage and the Family*, 62, p. 1208-1233
- Cox, M. J., Paley, B., & Harter, K. (2001). Interparental conflict and parent-child relationships. *Interparental conflict and child development: Theory, research, and applications*, 249-272.
- DeMaris, A., & Longmore, M. A. (1996). Ideology, power, and equity: Testing competing explanations for the perception of fairness in household labor. *Social Forces*, 74(3), 1043-1071.
- Ellemers, N. (2018). Gender stereotypes. *Annual review of psychology*, 69, 275-298.
- Fincham, F. D., & Beach, S. R. (1999). Conflict in marriage: Implications for working with couples. *Annual review of psychology*, 50(1), 47-77.
- Gottman, J. M. (1994). *What predicts divorce? The relationship between marital processes and marital outcomes*. Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Graber, E. C., Laurenceau, J. P., Miga, E., Chango, J., & Coan, J. (2011). Conflict and love: Predicting newlywed marital outcomes from two interaction contexts. *Journal of Family Psychology*, 25(4), 541.
- Greenstein, T. N. (1996). Gender ideology and perceptions of the fairness of the division of household labor: Effects on marital quality. *Social forces*, 74(3), 1029-1042.
- Grimm, P. (2010). Social desirability bias. *Wiley international encyclopedia of marketing*.
- Ishii-Kuntz, M., & Coltrane, S. (1992). Predicting the sharing of household labor: Are parenting and housework distinct?. *Sociological Perspectives*, 35(4), 629-647.
- Jansen, L., Weber, T., Kraaykamp, G., & Verbakel, E. (2016). Perceived fairness of the division of household labor: A comparative study in 29 countries. *International Journal of Comparative Sociology*, 57(1-2), 53-68.

- Kalmijn, M., & Monden, C. W. (2006). Are the negative effects of divorce on well-being dependent on marital quality?. *Journal of marriage and family*, 68(5), 1197-1213.
- Khoudja, Y., & Fleischmann, F. (2019). Genderideologie en vrouwelijke arbeidsmarkttransities in Nederlandse koppels. *Mens en Maatschappij*, 93(4), 413-416.
- 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.
- Mikula, G. (1998). Division of household labor and perceived justice: A growing field of research. *Social Justice Research*, 11(3), 215-241.
- Mikula, G., Schoebi, D., Jagoditsch, S., & Macher, S. (2009). Roots and correlates of perceived injustice in the division of family work. *Personal Relationships*, 16(4), 553-574.
- Nordenmark, M. (2000) 'Unemployment and Family Life: The Relationship among Employment Status, Household Division of Labour and Well-Being', pp. 25–41 in C. Harvey (ed.) *Walking a Tightrope: Meeting the Challenges of Work and Family*. London: Ashgate.
- 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
- Poortman, A. & Van Gaalen, R. (2019). *New Families in the Netherlands (NFN): Wave 1*. DANS. DOI:10.17026/dans-xj8-83k7
- 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.
- Punch, S. (2001). Household division of labour: generation, gender, age, birth order and sibling composition. *Work, employment and society*, 15(4), 803-823.
- Raley, S., Bianchi, S. M., & Wang, W. (2012). When do fathers care? Mothers' economic contribution and fathers' involvement in child care. *American Journal of Sociology*, 117(5), 1422-59.
- Ruppanner, L., Bernhardt, E., & Brandén, M. (2017). Division of housework and his and her view of housework fairness: A typology of Swedish couples. *Demographic Research*, 36, 501-524.
- Sanchez, L., and Kane, E. (1996) Women's and men's constructions of perceptions of housework fairness. *Journal of Family Issues*, 17, 358 - 387.

- Starrels, M. E. (1994). Husbands' involvement in female gender-typed household chores. *Sex roles, 31*(7-8), 473-491.
- Thomas, J.E., Hildingsson, I. (2009). Who's bathing the baby? The division of domestic labour in Sweden. *Journal of Family Studies, 15*(2), p. 139-152
- Thompson, L., & Walker, A. J. (1989). Gender in families: Women and men in marriage, work, and parenthood. *Journal of Marriage and the Family, 845-871*.
- Van Doorne-Huiskes, A., & Schippers, J. J. (2010). Vrouwen op de arbeidsmarkt: een succesvolle worsteling. *Tijdschrift voor Arbeidsvraagstukken, 26*(4), 400-416.
- Van Engen, M. L., Dijkers, E. J., Vinkenburg, C. J., & De Rooy, E. (2009). Carrière succes van vaders en moeders: De rol van moederschapsideologie, werk-thuis-cultuur en werk-thuis-arrangementen. *Gedrag en Organisatie, 22*(2), 146-171.
- Wyatt, S. (1992). Tijdsregistratie bij huishoudelijk werk: winst en verlies bij vrouwen. *Mens en Maatschappij, 67*(2), 106-127.
- Zuo, J., & Bian, Y. (2001). Gendered resources, division of housework, and perceived fairness—A case in urban China. *Journal of Marriage and Family, 63*(4), 1122-1133.