

# De invloed van oneerlijkhedispercepties op het welzijn van ouders

Een onderzoek naar de invloed van oneerlijkhedispercepties rondom zorgtaken op het welzijn van ouders, en in hoeverre deze relatie verschilt naar ouders' geslacht en periode van samenwonen

## Samenvatting

In dit onderzoek wordt er aan de hand van *de New Families in The Netherlands* data onderzocht wat de invloed is van oneerlijkhedispercepties rondom zorgtaken op het welzijn van ouders in Nederland. Er wordt hierbij ook gekeken naar wat voor rol het geslacht van de ouder hierbij speelt en of de lengte van de periode van samenwonen het hoofdeffect beïnvloedt. De resultaten wijzen erop dat hoe groter de oneerlijkhedispercepties rondom zorgtaken, hoe minder het welzijn van de ouders. Er wordt geen verschil gevonden tussen mannen en vrouwen, maar wel wijzen de resultaten erop dat het effect alleen geldt voor mensen die al langere tijd samenwonen.

**Trefwoorden:** Oneerlijkhedispercepties, zorgtaken, welzijn, geslacht, periode van samenwonen intacte gezinnen



Universiteit Utrecht

Karlijn Wielaart (6214975)

Bachelor project Sociologie

Universiteit Utrecht

Scriptie begeleider: Tara Koster

Tweede lezer: Ineke Maas

14 juni 2021

## Inleiding

Over de jaren heen is er steeds meer aandacht voor het welzijn van de mens. Zelfhulpboeken over hoe je je mentale gezondheid op peil houdt worden steeds populairder (NU.nl, 2018) en het stigma van professionele hulp zoeken bij mentale problemen wordt kleiner (Kenniscentrum Phrenos et al., 2014). Het is daarom dus steeds belangrijker geworden om het concept welzijn beter te begrijpen op wetenschappelijk niveau. Binnen de sociologie is men de afgelopen jaren dan ook druk bezig met onderzoeken welke factoren het welzijn van iemand kunnen beïnvloeden.

De voornaamste tak van sociologie die zich hiermee bezighoudt is de familiesociologie. Welzijn lijkt namelijk sterk af te hangen van factoren die te maken hebben met familierelaties. Zo blijkt dat wat er gebeurt binnen partner-relaties samenhangt met welzijn (Diener et al, 2000; Glenn & Weaver, 1979; Kim & McKenry, 2002; Wu & Hart, 2002). Wanneer intieme relaties dus goed verlopen zal dit goed uitpakken voor het welzijn van de partners, maar andersom betekent dit echter ook dat wanneer er zich wrijving opdoet binnen de relatie dit juist een negatief effect zal hebben op het welzijn. Om erachter te komen welke specifieke factoren voor een grotere of kleinere mate van welzijn zorgen, wordt er in dit onderzoek ingezoomd op het onderwerp taakverdeling. Een van de momenten waarop wrijving zich voor kan doen is namelijk wanneer de taakverdeling binnen een koppel oneerlijk verdeeld is (Shelton & John, 1996). In dit onderzoek wordt er nog een stapje verder gedaan en wordt er vooral op het heersende gevoel van deze oneerlijkheid gefocust. Voorgaand onderzoek wijst er namelijk op dat de daadwerkelijke taakverdeling en de perceptie van oneerlijkheid hiervan nog wel eens van elkaar kunnen verschillen. Lennon en Rosenfield (1994) vinden in hun resultaten bijvoorbeeld dat hoewel vrouwen ongeveer twee derde van al het huishoudelijk werk op zich nemen, ongeveer 61% van de vrouwen en 68% van de mannen dit als eerlijk ervaren. Ook ander onderzoek naar oneerlijkheid in taakverdeling binnen relaties laat zien dat het niet zo zeer de daadwerkelijke taakverdeling is die een invloed heeft, maar dat het vooral om de percepties van deze verdeling gaat (Blair 1993, Perry-Jenkins & Folk 1994, Robinson & Spitze 1992, Yogev & Brett 1985). Daarom wordt er in het huidige onderzoek dieper ingegaan op hoe deze oneerlijkhedepercepties invloed hebben op het welzijn van partners.

Er wordt bij het onderzoeken van dit verband specifiek de nadruk gelegd op oneerlijkhedepercepties rondom taken die te maken hebben met het verzorgen van kinderen. Ook wordt er gekeken naar hoe dit effect door andere factoren gemodereerd wordt. Hierbij wordt gelet op hoe het hoofdeffect verschilt tussen mannen en vrouwen, en of de lengte van de

periode dat men samenwoont voor verschillen in uitkomst zorgt. Het huidige onderzoek bouwt zo op drie verschillende manieren voort op de bestaande literatuur.

(1) Ten eerste is het onderzoek dat naar oneerlijkheidspercepties rondom zorgtaken specifiek kijkt schaars. Wanneer er over oneerlijkheidspercepties binnen koppels geschreven wordt, neemt men doorgaans huishoudelijke taken mee in plaats van zorgtaken (Lavee & Katz, 2002; Gillespie, 2019; Shelton & John, 1996). Uit eerder onderzoek blijkt echter dat huishoudelijke taken en zorgtaken nogal van elkaar kunnen verschillen in ervaring. Zorgtaken zijn enerzijds zwaar en tijdrovend, maar anderzijds brengen ze ook veel positieve gevoelens met zich mee omdat men tijd spendeert met zijn of haar kind en dit als waardevol ervaart. De tijd en moeite die een ouder in zorgtaken stopt wordt dus als meer belonend gezien dan bijvoorbeeld de afwas doen of schoonmaken. Huishoudelijke taken worden sneller getypeerd als ‘herhalend’, ‘saai’ of zelfs ‘meedogenloos’ (Blair & Lichter, 1991; Starrels, 1994; Thompson & Walker, 1989). De balans tussen de kosten en baten is bij zorgtaken simpelweg anders dan bij huishoudelijke taken. Door op de zorg voor het kind in te gaan hoopt dit onderzoek toe te gaan voegen aan de wetenschap rondom de mechanismes en invloeden van oneerlijkheidspercepties.

(2) Ten tweede is het onderzoek naar welzijn als afhankelijke variabele ook van waarde. Waar oneerlijkheidspercepties binnen koppels vaak in verband worden gebracht met relatie-uitkomsten (Geerts, 2016; Grote, 2001; Raeymaeckers, 2009; Yogev & Brett, 1985), hoopt dit onderzoek antwoord te krijgen op de vraag of het ook samenhangt met het welzijn in het algemeen. Daarnaast is er in dit onderzoek gekozen voor een welzijn-variabele die positieve gevoelens meet, namelijk levenstevredenheid, in plaats van een variabele die depressieve klachten meet zoals vaak gedaan wordt in eerder onderzoek (Claffey & Mickelson, 2009; DeMaris & Mahoney, 2017; Robinson & Spitze, 1992). Dit is gedaan om zo bij te dragen aan de groeiende interesse binnen de sociale wetenschap voor het idee dat er een breed spectrum aan emoties bestaat dat invloed heeft op menselijk doen en laten, niet alleen de emoties gelinkt aan depressie (Collins, 2004; Goodwin et al., 2001; Lively & Heise 2004).

(3) Als laatst wordt niet alleen het effect van oneerlijkheidspercepties rondom zorgtaken op het welzijn van ouders onderzocht maar wordt er ook naar eventuele moderatoren gekeken. Allereerst wordt de invloed van het geslacht van de ouder op het hoofdeffect onderzocht. Over het algemeen laat onderzoek zien dat vrouwen meer waarde hechten aan intieme relaties dan mannen (Amato & Rogers, 1997; Grote et al, 2002) en dus meer stress ervaren wanneer er gevoelens van oneerlijkheid opspelen binnen de relatie. In dit onderzoek wordt hierop

voortgebouwd door naar de verschillen in de sterkte van het hoofdeffect tussen mannen en vrouwen te kijken. Een andere factor die als eventuele moderator wordt onderzocht is de lengte van de periode dat iemand samenwoont met de partner. Aan de ene kant heerst het idee dat wanneer je langer samen bent er minder nadruk ligt op de eerlijkheid van taakverdeling (Schafer & Keith, 1981). Aan de andere kant kan er beredeneerd worden dat wanneer iemand al langer samenwoont met zijn partner er ook veel meer te verliezen valt en oneerlijkhedsperecepties een grotere invloed hebben op het algehele welzijn. Men heeft in een langere relatie al langere tijd samen iets opgebouwd en oneerlijkhedsgedvoelens dreigen bij deze groep meer kapot te maken dan bij mensen die nog niet gedurende lange tijd samenwonen. Onderzoek naar lengte van periode van samenwonen is schaars, dus het huidige onderzoek hoopt de invloed van deze factor aan het licht te brengen.

Er wordt in dit onderzoek, aan de hand van een sub sample uit de *New Families in The Netherlands* (NFN) data (Poortman et al., 2014) dataset, antwoord gezocht op de vraag:

*“Wat is de invloed van oneerlijkhedsperecepties rondom zorgtaken op het welzijn van ouders, en in hoeverre verschilt deze relatie naar ouders’ geslacht en periode van samenwonen?”*

## Theoretisch kader

### Equity theorie

Een vaak aangehaalde theorie binnen het vakgebied van oneerlijkhedsperecepties in relaties is de *equity theory* (ofwel: eerlijkheidstheorie). De *equity* theorie, zoals deze in dit onderzoek zal worden toegepast, is gebaseerd op een theorie van Adams (1963) en verder uitgewerkt en toegespitst op relaties door Walster et al (1978). In de brede zin gaat de *equity* theorie er vanuit dat het gevoel van eerlijkheid dat iemand heeft binnen een situatie sterk gerelateerd is aan zijn of haar emoties. Het gaat hier dus om de balans tussen input en output van een relatie. Onder input valt bijvoorbeeld tijd en moeite, en onder output bijvoorbeeld steun en vertrouwen. Heeft een persoon het gevoel dat deze input en output niet in balans zijn, dan zal dit voor frustratie en stress zorgen.

De richting van deze ervaren oneerlijkheid maakt volgens de *equity* theorie niet uit (Hatfield et. al, 2011). Bij een oneerlijke relatie is er altijd sprake van een overbedeelde partner en een onderbedeelde partner. Als er een onderbedeeld gevoel heerst, wat inhoudt dat er meer input wordt geleverd dan dat er output ontvangen wordt, zal dit gevoelens van boosheid en frustratie met zich meebrengen (Guerrero et al., 2008). Echter, in een omgekeerde situatie waarbij iemand een overbedeeld gevoel heeft en dus meer uit een relatie haalt dan dat hij er in

stopt, brengt dit schuldgevoelens met zich mee (Guerrero et al., 2008). Beide richtingen zorgen dus voor negatieve gevoelens. Zowel boosheid en frustratie (Hatfield & Traupmann, 1980) als schuld en schaamte (Alexander et. al., 1999) kunnen zich vertalen in depressieve gevoelens en dus een minder goed welzijn.

De *equity* theorie zoals hierboven beschreven geeft inzicht in wat voor antwoord er op de onderzoeksvraag verwacht kan worden. De oneerlijkhedeperceptie rondom de verdeling van zorgtaken leidt tot negatieve gevoelens en dus een slechter welzijn. Deze verwachting wordt in de bestaande literatuur verder ondersteund. De resultaten van onderzoeken naar oneerlijkhedepercepties rondom huishoudelijke taken laten vrijwel altijd een negatief verband zien tussen gevoelens van oneerlijkheid en welzijn of relatietevredenheid (Glass & Fujimoto, 1994; Lennon & Rosenfield, 1994; Ross and Mirowsky, 1988). De schaarse literatuur die specifiek naar zorgtaken kijkt laat ook zien dat percepties van oneerlijkheid tot een slechter welzijn leiden (Milkie et Al., 2002; DeMaris & Mahoney, 2017). Op basis van de *equity* theorie en de resultaten van voorgaand onderzoek wordt de volgende hypothese opgesteld:

*H1: Hoe sterker de oneerlijkhedepercepties rondom zorgtaken, des te sterker het negatieve effect hiervan op het welzijn van ouders*

### **Geslacht als moderator**

Er wordt ook gekeken naar hoe het hoofdeffect van dit onderzoek varieert tussen verschillende groepen. Ten eerste wordt geslacht als moderator meegenomen. Er wordt een verschil tussen mannen en vrouwen verwacht op basis van 2 mechanismes. Allereerst wordt het idee dat vrouwen relatiegerichter zijn dan mannen (Amato & Rogers, 1997; Cross & Madson, 1997; Grote et al, 2002; Sprecher, 2001) als uitgangspunt genomen. Moeders hechten over het algemeen meer waarde aan wat er zich binnen de relaties afspeelt, en zullen daardoor ook meer frustratie en stress ervaren wanneer er hier iets niet goed verloopt. De gevoelens van oneerlijkheid zullen voor hen dus zwaarder wegen dan voor vaders.

Bij het tweede mechanisme spelen de gevoelens die zorgtaken met zich meebrengen een rol. Onderzoek laat zien dat vrouwen het zorgen voor een kind als stressvoller ervaren dan mannen (Roeters & Gracia, 2016). Daarbij vindt hetzelfde onderzoek dat moeders het zorgen voor een kind ook als minder betekenisvol dan vaders. Wanneer een moeder sterke oneerlijkhedengevoelens ervaart, betekent dit voor haar meer stress dan voor een vader. Wanneer een vader daarentegen meer oneerlijkhedengevoelens ervaart, betekent dit voor hem

meer waardevolle tijd met het kind dan voor een moeder. Dit, in combinatie met de eerder genoemde relatiegerichtheid, scheidt de verwachting dat oneerlijkheidspercepties rondom zorgtaken voor vrouwen een sterkere negatieve invloed zullen hebben op het welzijn dan voor mannen.

Ook voorafgaand onderzoek laat duidelijk zien dat er inderdaad een verschil zit tussen effecten van oneerlijkheidspercepties binnen een relatie op het welzijn van mannen en vrouwen (Glass & Fujimoto, 1994; Lively et al., 2010; Larson et al., 1998; Yogeve & Brett, 1985). Deze gevonden resultaten laten een sterker effect zien bij vrouwen dan bij mannen. Er wordt hier weliswaar naar huishoudelijke taken gekeken, en Yogeve & Brett (1985) en Larson et al. (1998) nemen huwelijkstevredenheid als uitkomstvariabele, maar omdat relatietevredenheid samenhangt met welzijn (Diener et al., 2000; Glenn & Weaver, 1979; Kim & McKenry, 2002; Wu & Hart, 2002) en er verwacht wordt dat de mechanismes achter de invloed van oneerlijkheidspercepties rondom huishoudelijke taken en zorgtaken hetzelfde werken, wordt er de volgende hypothese opgesteld:

*H2: Het negatieve effect van oneerlijkheidspercepties rondom zorgtaken op welzijn is sterker voor vrouwen dan voor mannen*

### **Periode van samenwonen als moderator**

Als laatst wordt er ook gekeken naar de invloed van de lengte van de periode dat men samenwoont op het hoofdeffect. Onderzoek waarbij de *equity* theorie wordt toegepast op longitudinale data van koppels vindt als resultaat dat hoe langer mensen samen zijn, hoe minder men bezig is met de afweging of de input en output van de relatie wel in balans zijn (Schafer & Keith, 1981). Dit wordt verklaard door het feit dat mensen in een langere relatie minder nadruk leggen op geven en nemen, omdat men er van uit gaat dat alle zogenoemde ‘gunsten’ die men voor elkaar doet uiteindelijk tegen elkaar af zullen wegen. Wanneer men in een later stadium van een relatie dus minder bezig is met of iets eerlijk verloopt of niet, zal dit minder van invloed zijn op hun welzijn. Het mechanisme van de eerder genoemde *equity* theorie die het negatieve hoofdeffect van oneerlijkheidspercepties rondom zorgtaken op het welzijn van ouders in dit onderzoek voorspelt, zal dus minder in werking zijn bij koppels die een langere periode van samenwonen hebben. Andersom zorgt dit voor de verwachting dat er bij korter samenwonende koppels nog veel meer gelet wordt op het feit of taken wel eerlijk verdeeld zijn of niet. Hierdoor zal voor deze groep het negatieve effect sterker zijn.

Ook blijken koppels die langer samen zijn sneller geneigd om positieve communicatie vormen te gebruiken wanneer er wat dwarszit in de relatie (Rusbult et al., 1991). Wanneer de oneerlijkheidspercepties dan dus toch voor negatieve gevoelens zorgen, kunnen mensen die zich in een langere relatie bevinden hier makkelijker over praten met hun partner om samen tot een oplossing te komen. Dit soort vormen van communicatie hebben een positieve invloed op relatietevredenheid (Feldman Barrett, & Rovine, 2005; Laurenceau et al., 1998; Mitchell et al., 2008), wat sterk samenhangt met het algehele welzijn (Diener et al., 2000; Glenn & Weaver, 1979; Kim & McKenry, 2002; Wu & Hart, 2002).

Literatuur waarbij de periode van samenwonen meegenomen wordt als moderator bij het effect van oneerlijkheidspercepties op welzijn is nihil. Onderzoek naar voorspellers van relatie uitkomsten van Trillingsgaard et al. (2014) laat echter wel zien dat een kortere tijd van samen zijn een negatieve invloed heeft op relatietevredenheid. Dit, in combinatie met het idee dat de nadruk later in een relatie minder op eerlijkheid ligt en dat men later in een relatie meer geneigd is om oneerlijkheidsgevoelens bespreekbaar te maken, leidt tot de volgende hypothese:

*H3: Het negatieve effect van oneerlijkheidspercepties rondom zorgtaken op welzijn is kleiner voor mensen die langer samenwonen dan mensen die korter samenwonen*

## **Data en methodologie**

### **Databeschrijving**

De gebruikte data voor dit onderzoek is een sub sample uit de *New Families in the Netherlands survey* (NFN) (Poortman, et al., 2014). Deze survey verzamelde in verschillende waves longitudinale data over samenwonende, getrouwde en gescheiden ouders, en had als voornaamste doel onderzoek doen naar gescheiden ouders of ouders die niet meer bij elkaar wonen. Omdat het huidig onderzoek juist geïnteresseerd is in intacte gezinnen, is de controlegroep bestaande uit getrouwde of samenwonende ouders (populatie 3 en 4) gebruikt. Het gaat om de data uit de eerste wave, wat betekent dat de respondenten de vragenlijst in hebben gevuld in 2013. De sample is gebaseerd op gegevens van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) en bevat naast intacte gezinnen alleen data van de ouders in een heteroseksuele relatie met een kind die op 1 januari 2011 onder de achttien jaar oud was. Ook woonden de respondenten en hun partners beide in Nederland tijdens het maken van de survey. Uit de geschikte groep potentiële deelnemers is doormiddel van random gestratificeerde sampling een selectie gemaakt van respondenten die uitgenodigd werden voor het onderzoek. Respondenten

kregen een brief thuisgestuurd met daarin gegevens om de vragenlijst online in te vullen. Na 2 keer een herinneringsbrief te hebben ontvangen met nogmaals de gegevens voor de online vragenlijst kregen degenen die nog niet participeerden in het onderzoek een derde en laatste herinneringsbrief die ook een papieren versie van de vragenlijst bevatte. Uiteindelijk heeft 17% van de participanten uit de controlegroep de antwoorden op de vragenlijst via de papieren weg ingediend.

Voor het gehele NFN onderzoek zijn er voor de eerste wave in totaal 6600 mensen benaderd, waarvan er 4800 tot de controle groep van intacte gezinnen behoorde; 3000 getrouwde ouders en 1800 samenwonende ouders. Deze getallen zijn op individueel niveau. Op huishoudelijk niveau houdt dit in dat er 2400 huishoudens zijn benaderd waarvan er 1500 bestonden uit getrouwde ouders en 900 uit samenwonende ouders. De respons voor deze groepen was 45% voor de individuen en 56% voor de huishoudens. Dit komt neer op 2173 respondenten en 1338 huishoudens in totaal.

Omdat de gebruikte data uit een controlesample komen, is er hier geprobeerd de leeftijdsdistributie van het jongste kind van de respondent overeen te laten komen met de andere samples. Deze manier van samplen heeft ervoor gezorgd dat de ouders met kinderen tussen de 4 en 11 jaar oud over-gerepresenteerd zijn (Poortman et al., 2014).

Ook is er zoals verwacht een over-representatie van vrouwen, mensen van Nederlandse afkomst, en mensen met een hoog inkomen te zien. Deze patronen zijn vaak op te merken in Nederlandse vragenlijsten (Poortman et al., 2014).

Voor dit onderzoek zijn er een aantal selecties gemaakt uit de initiële 2173 participanten. Allereerst is er gekeken of iedereen in de controlegroep voldoet aan de eisen van deze sample. Zo zijn alle respondenten waarvan het jongste kind boven de 17 jaar is uitgesloten van dit onderzoek. Deze stap zorgt voor 7 afvallers en 2166 geldige cases.. Ook zijn alleen de mensen die zich in een heteroseksuele relatie bevinden geselecteerd. Hierbij vallen er 9 respondenten af en blijven er 2157 over. Na het selecteren van enkel de gevallen die op de afhankelijke variabele 'welzijn' een geldige score behalen zorgt dit voor nog eens 4 afvallers en blijven er 2153 respondenten over. Als laatst wordt iedereen die één of meer missende waardes heeft op alle onafhankelijke variabelen uit de dataset gefilterd. In totaal vallen er bij deze stap 52 participanten af. De analyses worden uiteindelijk uitgevoerd op 2101 participanten afkomstig uit 1316 huishoudens.



## Operationalisering

### *Afhankelijke variabele*

*Welzijn.* De variabele welzijn is gemeten doormiddel van antwoorden op vragen die met levenstevredenheid te maken hadden. In de NFN survey is hiervoor de Nederlandse vertaling (Den Dulk & Van der Lippe, 2008) van de ‘*Satisfaction With Life*’ schaal (SWLS; Diener et al., 1985) gebruikt. Hierbij werden er aan de respondent 5 uitspraken voorgelegd waarbij ze aan konden geven of ze het er 1= ‘compleet mee eens’, 2= ‘mee eens’ 3= ‘een beetje mee eens’ 4= ‘niet mee eens, niet mee oneens’ 5= ‘een beetje mee oneens’ 6= ‘mee oneens’ of 7= ‘compleet mee oneens’ waren. De vragen luiden 1) *Mijn leven is in de meeste aspecten zo goed als ideaal*, b) *de omstandigheden in mijn leven zijn excellent*, c) *Ik ben tevreden met mijn leven*, d) *Ik heb tot nu toe alle belangrijke dingen in mijn leven gekregen of bereikt*, en e) *Als ik mijn leven opnieuw zou kunnen leven zou ik bijna niks anders doen*. Na het uitvoeren van een factoranalyse blijken alle items te laden op 1 factor die ongeveer 70% van de variantie binnen de 5 items verklaart, dus is er besloten alle items mee te nemen bij het maken van de welzijn variabele. Voor alle 5 items zijn de originele scores omgezet naar waardes van 0 tot 6 waarbij nu geldt: Hoe hoger de score, hoe hoger de levenstevredenheid. De uiteindelijke variabele is gemaakt door het gemiddelde te nemen van scores op deze 5 items ( $\alpha=.888$ ).

### *Onafhankelijke variabelen*

*Oneerlijkheid perceptie zorgtaken.* De oneerlijkheidsperceptie van zorgtaken is gemeten door te vragen naar hoe eerlijk de respondent de verdeling vindt van de zorgtaken met betrekking tot het kind. De participant kon een antwoord geven op een schaal van 0 tot 6 waarbij 0=‘erg oneerlijk voor mij’ en 6=‘erg oneerlijk voor mijn partner’. Een antwoord van 3 houdt in ‘eerlijk voor beide’. Omdat dit onderzoek de *equity* theorie als theoretische basis gebruikt en er hierin geen verschil tussen de richting van oneerlijkheid wordt beschreven (Adams 1965; Walster et al., 1978) zijn de waardes in de richting van oneerlijkheid voor de respondent zelf en in de richting van oneerlijkheid voor de partner samengenomen. Hiervoor is er hergecodeerd naar een schaal van 0 tot 3 waarbij 0= ‘eerlijk verdeeld’, 1= ‘een beetje oneerlijk verdeeld’, 2= ‘oneerlijk verdeeld’, en 3=‘erg oneerlijk verdeeld’. Voor welke partner deze oneerlijkheid precies geldt is dus achterwege gelaten. Bij deze nieuwe variabele geldt: Hoe hoger de score, hoe oneerlijker het gevoel over de verdeling.

*Geslacht.* De vraag naar het geslacht van de respondent kon enkel beantwoord worden met “man” of “vrouw”. Van deze variabele is een dummyvariabele van gemaakt waarbij 0= ‘vrouw’ en 1= ‘man’.

*Periode van samenwonen.* De lengte van de periode dat de respondent samenwoont met zijn of haar partner is gemeten door de participant te vragen wanneer hij of zij samen is gaan wonen. De participant kon hierop antwoorden door een maandnummer en een jaartal op te geven (bijv. 3/2011 voor maart 2021). Voor dit onderzoek is er alleen naar het jaartal gekeken. Er is een nieuwe variabele aangemaakt die het aantal jaar van samenwonen als waarde heeft. Dit is gedaan door de score op het item met het jaartal waarin de respondent de enquête heeft ingevuld af te trekken van de score op het item met het jaartal waarin de respondent is gaan samenwonen. Een hogere score op deze variabele betekent een langere periode van samenwonen.

*Controlevariabelen.*

*Leeftijd.* Zoals menig ander onderzoek rondom de effecten van oneerlijkheidspercepties (bijv. Glass & Fujimoto, 1984; Lively et al., 2010) wordt leeftijd als variabele meegenomen in de geschatte modellen, om zo te controleren voor het effect dat het heeft op de uitkomstvariabele. De variabele ‘leeftijd’ van de respondenten is gebaseerd op de vraag hoe oud de respondent is tijdens het invullen van de enquête, waarbij de waarde van de variabele de leeftijd van de respondent in jaren representeert

*Opleidingsniveau.* Ook voor opleidingsniveau geldt dat het belangrijk is om hiervoor te controleren om zo zicht te hebben op de invloed hiervan op het algehele welzijn. Dit wordt dan ook in voorgaand onderzoek gedaan (bijv. Glass & Fujimoto, 1984; Lively et al., 2010) en zal hier eveneens meegenomen worden. Voor opleidingsniveau is er een variabele gebruikt die vraagt naar de hoogst genoten opleidingsniveau van de participant. De respondent had 10 antwoordopties waarvan de waardes lopen van 1 tot 10. Hoe hoger de score van de respondent, hoe hoger de genoten opleiding.

*Burgerlijke staat.* De gebruikte sample bestaat uit intacte, samenwonende gezinnen. Of de respondent naast samenwonend ook getrouwd is of in geregistreerd partnerschap leeft, wordt in bestaand onderzoek meegenomen als controlevariabele (bijv. Glass & Fujimoto, 1984; Lively et al., 2010) dus wordt dat ook in dit huidige onderzoek gedaan. De gebruikte variabele bevatte in eerste instantie 3 opties: 1= ‘getrouwd’, 2= ‘geregistreerd partnerschap’, en 3= ‘samenwonend’. Voor het huidige onderzoek is er een dummyvariabele van gemaakt waarbij getrouwde participanten en participanten die een geregistreerd partnerschap hebben samen zijn

genomen omdat deze twee groepen in principe dezelfde rechten hebben in Nederland. De waarden van de nieuwe variabele zijn 0= 'samenwonend' en 1= 'getrouwd/geregistreerd'.

*Betaalde werkuren.* Het hebben van een betaalde baan naast het uitvoeren van zorgtaken wordt doorgaans ook meegenomen als controle variabele (bijv. Lively et al., 2010). In het huidige onderzoek wordt hierop verder gebouwd door het aantal betaalde werkuren mee te nemen. Op die manier meet men de tijd die iemand kwijt is aan zijn of haar baan beter dan wanneer er alleen gekeken wordt of de respondent wel of niet een betaalde baan heeft. Om tot deze variabele te komen is er gekeken naar de antwoorden op de vragen of 1) de respondent op dit moment wel of niet een betaalde baan heeft en 2) hoeveel uren de respondent per week daadwerkelijk werkt. Omdat de laatste vraag alleen gesteld is aan mensen die al ingevuld hadden dat ze op dit moment een baan hebben en werkloze respondenten buiten beeld laat, is er een nieuwe variabele gemaakt die voor elke case het aantal betaalde werkuren per week van de respondent representeert. Hierbij hebben alle mensen die ingevuld hebben dat ze geen betaalde baan hebben een waarde van 0 gekregen, mensen die 1 uur per week betaald werk verrichten een waarde van 1, etc. Hoe hoger de score, hoe meer betaalde werkuren per week. Als laatst hebben de uitschieters met een score van boven de 80 uur de waarde 80 gekregen om de invloed te verkleinen.

*Progressieve genderattitudes.* Er is naar een viertal vragen gekeken die relateren aan deze genderrollen attitude. De vragen laden bij het doen van een factoranalyse alle 4 op 1 factor die ongeveer 48% van de variantie binnen de 4 vragen verklaart en luiden als volgt: 1) “Een vrouw is geschikter voor het opvoeden van kleine kinderen dan een man”, 2) “Moeders zijn net zo verantwoordelijk als vaders voor het verdienen van een degelijk gezinsinkomen”, 3) “Het is belangrijker voor mannen dan voor vrouwen om een baan te hebben” en 4) “Vaders zijn net zo verantwoordelijk voor het opvoeden van kinderen als moeders”. Hierop konden de respondenten antwoorden op een schaal van 1 tot 5 waarbij 1= ‘Helemaal mee eens’ en 5= ‘Helemaal mee oneens’. Deze items zijn vervolgens in dezelfde richting hergecodeerd door de waarden van vraag 2 en 4 om te draaien. Alle items kregen een score op een schaal van 0 tot 4, waarbij een score van 0= ‘traditioneel’ en 4= ‘progressief’. Er is een nieuwe variabele aangemaakt door het gemiddelde te nemen van de scores op alle items ( $\alpha=.630$ ), waarbij een hogere score een progressievere attitude tegenover genderrollen binnen het gezin betekent. Ondanks het feit dat de factoranalyse voor deze variabele een lage verklaarde variantie geeft (48%) en Cronbach’s alfa net onder de .7 ligt ( $\alpha=.630$ ), is er toch besloten de genderattitudes

mee te nemen in de analyse. Dit is gedaan omdat eerder onderzoek erop wijst dat dit een meespelende factor is (Lavee & Katz, 2002).

*Tijd zorgtaken.* Als laatst wordt de tijd die de respondent met het kind doorbrengt meegenomen als controlevariabele. Hiervoor zijn 11 items gebruikt die de participant vroegen hoe vaak ze een bepaalde activiteit met hun kind ondernemen. De antwoordopties liepen van 1= ‘een paar keer per dag’ tot 7= ‘nooit’. Omdat de respondenten kinderen hebben tussen de 0 en 17 jaar zijn niet alle vragen relevant voor elk kind en was er ook de antwoordoptie 8= ‘niet van toepassing, kind is te jong/oud’. Hoe hoger de score, hoe minder tijd de respondent doorbrengt met het kind. De activiteiten die bevraagd werden waren a) *samen eten*, b) *helpen met schoolwerk*,

**Tabel 1**

*Beschrijvende statistieken*

Variabele	Min.	Max.	Gemiddelde	S.D.
<b>Afhankelijke variabele</b>				
- Welzijn	0	6	4.31	1.02
<b>Onafhankelijke variabele</b>				
- Oneerlijkheidsperceptie zorgtaken	0	3	.29	.59
<b>Moderators</b>				
- Geslacht (ref=vrouw)	0	1	.44	a.
- Periode van samenwonen (Jaar)	0	45	17.33	6.34
<b>Controle variabelen</b>				
- Leeftijd	25	67	43.18	6.34
- Opleidingsniveau	1	10	6.74	1.97
- Burgerlijke staat (ref=samenwonend)	0	1	.74	a.
- Betaalde werkuren (per week)	0	80	33.08	16.65
- Progressieve genderattitudes	0	4	2.59	.67
- Tijd zorgtaken	0	6	3.59	.97
<i>Valide N</i>	2101			

*Noot.* a. staat voor de niet gepresenteerde standaard deviatie (S.D) van discrete variabelen. *Bron:* New Families in the Netherlands, wave 1, subsample populatie 3 en 4.

c) *over problemen van het kind praten*, d) *televisie kijken*, e) *spelletjes doen of knutselen*, f) *activiteiten buitenshuis*, g) *voorlezen*, h) *ophalen of wegbrengen*, i) *helpen opstaan of naar bed brengen*, j) *huishoudelijke klusjes doen* en k) *naar evenementen als sportwedstrijden of toneelstukken gaan*. Om de onderliggende structuur van deze 11 items te bepalen is er een factoranalyse gedraaid waaruit bleek dat er twee onderliggende factoren geïdentificeerd konden worden. Deze twee factoren samen zorgen voor ongeveer 52% van de variantie binnen de 11 items en dus is er besloten alle vragen mee te nemen in het maken van de nieuwe ‘tijd zorgtaken’ variabele. Allereerst zijn de scores op de 11 items omgezet naar waardes van 0 tot 6 waarbij een hogere waarde meer tijd met het kind betekent en vervolgens samengenomen tot één variabele ( $\alpha=.859$ ). De respondenten kunnen op de uiteindelijke variabele dus een score van 0 tot 6 behalen waarbij een hogere score staat voor meer tijd besteed aan zorgtaken. In Tabel 1 zijn de beschrijvende statistieken van de gebruikte variabelen te vinden.

### **Analysestrategie**

Allereerst wordt er een kruistabel gemaakt waarin de x en y variabele, respectievelijk ‘oneerlijkheidsperceptie zorgtaken’ en ‘welzijn’, tegenover elkaar worden gezet. Op deze manier wordt de samenhang tussen deze twee variabele zichtbaar en kan er afgelezen worden met wat voor data er geanalyseerd wordt tijdens het testen van de hypothesen.

Voor het testen van de hypothesen worden er multiële regressie analyses uitgevoerd met de betreffende variabelen. Bij het uitvoeren van een regressieanalyse worden een aantal aannames over de normaliteit, uitschieters, en multicollineariteit van de data gedaan. Doormiddel van het opvragen van steel-blad diagrammen is er te zien dat de continue variabelen zo goed als normaal verdeeld zijn. Deze diagrammen laten een paar uitschieters zien, maar deze brengen geen grote zorgen met zich mee en dus is ervoor gekozen deze waardes te negeren en in het databestand te houden. Als laatst is er getest op multicollineariteit tussen de voorspellende variabelen. De tolerantie- en VIF-waardes vallen binnen de richtlijnen en wijzen dus niet op een te sterke samenhang tussen de variabelen.

De analyses voor het testen van de opgestelde hypothesen zijn uitgewerkt in 2 modellen. In het eerste model wordt er een regressieanalyse uitgevoerd met de afhankelijke variabele ‘welzijn’ en de onafhankelijke variabelen ‘oneerlijkheidspercepties rondom zorgtaken’, ‘geslacht’, en ‘periode van samenwonen’. Ook zijn alle controlevariabelen aan dit model toegevoegd. Op deze manier toetst model 1 wat de invloed is van de onafhankelijke variabelen op het welzijn van ouders.

In model 2 zijn er twee interactievariabelen toegevoegd; ‘geslacht’ en ‘periode van samenwonen’. Dit model toetst of er een verschil in de sterkte van het hoofdeffect is tussen mannen en vrouwen, en tussen mensen die korter samenwonen en mensen die langer samenwonen. Voordat de resultaten geïnterpreteerd kunnen worden, worden de resultaten van de F-toets afgelezen. Wanneer hier een significante waarde uit komt zal dit betekenen dat de interactietermen de verklaringskracht van het model inderdaad verbeteren en kan er naar de resultaten van het gehele model gekeken worden. De initiële uitkomsten van het model laten het effect van oneerlijkheidspercepties rondom zorgtaken op welzijn zien voor de referentiegroep mannen en de stellen die nog niet lang samenwonen. De analyse wordt vervolgens opnieuw gedraaid met omgekeerde interactie-termen waardoor ook het effect voor vrouwen en voor personen die al langer samenwonen te zien is.

## **Resultaten**

### **Beschrijvende analyses**

Ten eerste is er een kruistabel gemaakt om de verdeling van de x en y variabelen te laten zien. Om de interpretatie makkelijker te maken zijn beide variabelen dichotoom gemaakt. De originele variabele voor welzijn heeft een range van 0 tot 6 waarbij een hogere score een beter welzijn representeert. Voor deze analyse krijgen respondenten met een waarde onder de 3.50 het label ‘slecht welzijn’ en mensen met 3.50 of hoger het label ‘goed welzijn’. Het originele bereik van de oneerlijkheidspercepties rondom zorgtaken liep van 0 tot 3 waarbij een hogere score voor meer oneerlijkheidsgevoeles stond. Voor deze analyse krijgen respondenten met de score 0 of 1 het label ‘eerlijk’ en respondenten met een score van 2 of 3 het label ‘oneerlijk’.

Tabel 2 laat de resultaten van de kruistabel zien. Hierin is af te lezen dat het grootste deel van de respondenten (82.0%) een hoge score op de welzijn variabele heeft. Interessant voor het huidig onderzoek is of deze score verschilt tussen mensen met een hoge en een lage score op de variabele voor oneerlijkheidspercepties. Van de mensen die aangeven dat ze de verdeling van zorgtaken enigszins eerlijk verdeeld vinden, geeft 83.2% aan ook een goed welzijn te hebben. Een kleine 16.8% van de mensen met een lage score op oneerlijkheidspercepties scoort laag op welzijn.

Voor mensen met een hoge score op oneerlijkheidspercepties is de groep met een goed welzijn ook groter ten opzichte van de groep met een minder goed welzijn, maar de verdeling is hier opmerkelijk anders: 59,6% van de mensen die hoger scoort op oneerlijkheidspercepties

heeft een hogere waarde op de welzijn variabele en 40,4% scoort juist slechter op welzijn. Deze resultaten suggereren dat er een verband is tussen de oneerlijkheidspercepties rondom zorgtaken en welzijn.

**Tabel 2**

*Kruistabel afhankelijke en onafhankelijke variabele*

		Oneerlijkheidspercepties zorgtaken		Totaal
		Eerlijk (%)	Oneerlijk (%)	
<b>Welzijn</b>	Slecht welzijn (%)	16.8	40.4	18.0
	Goed welzijn (%)	83.2	59.6	82.0
<b>Totaal</b>		100.0	100.0	100.0

*Bron:* New Families in the Netherlands, wave 1, subsample populatie 3 en 4.

### Testen van de hypotheses

In Tabel 3 zijn de resultaten van model 1 weergegeven en is te zien dat het directe effect van oneerlijkheidsperceptie op welzijn negatief en significant is ( $B = -.334$ ;  $p < .001$ ). Dit betekent dus dat hoe oneerlijker de verdeling van zorgtaken ervaren wordt, hoe minder tevreden men is met het leven. Dit resultaat ondersteunt H1, die veronderstelde dat hoe meer gevoelens van ongelijkheid over de verdeling van zorgtaken iemand ervaart, hoe lager de levenstevredenheid.

Daarnaast is er bij de onafhankelijke variabelen te zien dat het directe effect van geslacht op welzijn niet significant is. Het effect van een langere periode van samenwonen is positief en significant ( $B = .015$ ;  $p < .01$ ). Dit betekent dat hoe langer iemand samenwoont met zijn of haar partner, hoe tevredener diegene is met zijn leven.

Van de controlevariabelen lijken alleen leeftijd ( $B = -.011$ ;  $p < .05$ ), de betaalde werkuren ( $B = .007$ ;  $p < .001$ ) en de tijd besteed aan zorgtaken ( $B = .157$ ;  $p < .001$ ) significant te zijn. Het verband tussen leeftijd en welzijn is negatief, wat inhoudt dat hoe ouder iemand is hoe sterker het negatieve effect daarvan op welzijn wordt. Het aantal betaalde werkuren per week en de hoeveelheid tijd besteed aan zorgtaken blijken een positief verband te hebben met welzijn. Voor beide factoren geldt dus; hoe meer tijd hieraan wordt besteed, hoe sterker het positieve effect ervan op het welzijn. Model 1 heeft een  $R^2$  van .072, wat betekent dat dit model 7.2% van de variantie in welzijn verklaart. Wanneer hiermee Cohen's  $f^2$  wordt berekend ( $\frac{R^2}{1-R^2}$ ) komt dit uit op .078, wat volgens de richtlijnen van Cohen (1988) op een klein effect duidt. Het model

verklaart dus wel degelijk deels de variantie in welzijn, echter is het effect wat de afhankelijke variabelen samen op welzijn hebben beperkt.

*Model 2.* Model 2 is eveneens weergegeven in Tabel 3. Het model, waarbij interactietermen zijn toegevoegd om het moderatie-effect ervan te toetsen, heeft een significante uitkomst voor de F-toets ( $F=16,303$  ;  $p<.001$ ), dus verbeteren de toegevoegde factoren de fit van het model en kan er naar de resultaten van de tweede regressieanalyse gekeken worden. De  $R^2$  is in dit model .074 wat een verklaarde variantie in welzijn van 7.4% inhoudt. Dat is dus 0.8% meer dan model 1. De effectgrootte is hiermee  $f^2 = .080$ , wat wederom op een klein effect duidt volgens Cohen's richtlijnen (1988).

In model 2 is het effect van oneerlijkheidspercepties rondom zorgtaken op welzijn niet significant. Allereerst worden de resultaten met betrekking tot de moderator 'geslacht' geïnterpreteerd. Omdat vrouwen in dit model de referentiegroep zijn, betekent het feit dat er geen significant verband is gevonden tussen de onafhankelijke- en afhankelijke variabelen dat oneerlijkheidspercepties geen effect op het welzijn hebben voor vrouwen specifiek. De coëfficiënt van de interactieterm [geslacht \* oneerlijkheidspercepties] is daarentegen positief en significant ( $B=.250$ ;  $p<.01$ ) wat suggereert dat oneerlijkheidspercepties rondom zorgtaken voor mannen wel een effect hebben. Om dit te testen wordt het tweede model opnieuw geschat, deze keer met een geslachtsvariabele waarbij 0= 'man' en 1= 'vrouw' zodat de coëfficiënt van oneerlijkheidspercepties nu voor mannen geldt. Het gevonden effect blijkt ook voor deze groep niet significant. Ook voor mannen laten de resultaten zodoende geen effect zien tussen de onafhankelijke en afhankelijke variabele. Hiermee is H2, waarin verwacht werd dat het effect van oneerlijkheidspercepties op welzijn sterker zou zijn voor vrouwen dan voor mannen, verworpen.

Ten tweede worden de resultaten met betrekking tot de moderator 'periode van samenwonen' geïnterpreteerd. Het feit dat er geen significant effect is gevonden voor oneerlijkheidspercepties op welzijn betekent dat voor mensen die nog maar net samenwonen (0 jaar) er geen verband tussen de onafhankelijke- en afhankelijke variabele lijkt te zijn.

De interactieterm laat een negatief significant effect zien ( $B=-.015$ ;  $p<.01$ ) en suggereert daarmee dat het effect wel significant wordt wanneer mensen langer samenwonen. Om dit te toetsen wordt de analyse nog een keer gedraaid, nu met een omgekeerde variabele van periode van samenwonen, waarbij een hogere score een kortere tijd van samenwonen representeert.

De gevonden resultaten van deze additionele analyse laten inderdaad een significant, negatief effect zien van oneerlijkheidspercepties op het welzijn ( $B=-.786$ ;  $p<.001$ ). Dit houdt in



dat voor mensen die langer samenwonen geldt; Hoe sterker het gevoel van een oneerlijke zorgtaakverdeling, hoe sterker het negatieve effect hiervan op het welzijn. De coëfficiënt van de interactieterm [periode van samenwonen \* oneerlijke percepties] is in deze additionele analyse positief en significant ( $B=.015$ ;  $p<.01$ ). Hieruit kan afgeleid worden dat hoe korter iemand samenwoont, hoe minder sterk het negatieve effect van oneerlijke percepties op welzijn. Omdat uit de resultaten van model 2 bleek dat voor mensen die een score op 0 hadden op de ‘periode van samenwonen’ variabele niet significant is, lijkt het negatieve effect dat gevonden is in de additionele analyse dus voor elk jaar dat men minder samenwoont minder sterk te worden totdat het uiteindelijk niet meer significant en daardoor verwaarloosbaar is. Hiermee wordt H3, waarin werd verwacht dat het negatieve effect van oneerlijke percepties op welzijn minder sterk is voor mensen die langer samenwonen, verworpen.

**Tabel 3**  
*Regressie analyses*

Variabele	Model 1		Model 2	
	B	S.D.	B	S.D.
Constante	3.689***	.247	3.591***	.248
<b>Onafhankelijke variabele</b>				
Oneerlijke perceptie zorgtaken	-.334***	.037	-.147	.107
Geslacht (ref = vrouw)	-.108	.057	-.166**	.060
Periode samenwonen	.015**	.005	-.020***	.005
<b>Interactietermen</b>				
Geslacht * eerlijke perceptie			.250**	.077
Periode samenwonen * eerlijke perceptie			-0.15**	.005
<b>Controle variabelen</b>				
Leeftijd	-.011*	.005	-.011*	.005
Opleidingsniveau	.015	.012	.014	.012
Burgerlijke staat (ref=samenwonen)	.066	.052	.071	.051
Betaalde werkuren	.007***	.002	.006***	.002
Progressieve genderattitudes	.022	.034	.028	.034
Verdeling zorgtaken	.157***	.028	.165***	.028
<b>R<sup>2</sup></b>	.072		.074	
<b>f<sup>2</sup></b>	.078		.080	

*Noot.* \* $p<.05$  \*\* $p<.01$  \*\*\* $p<.001$ . *Bron:* New Families in the Netherlands, wave 1, subsample populatie 3 en 4.

## Conclusie en discussie

De afgelopen jaren is de interesse en de kennis rondom welzijn gegroeid. Het ervaren van oneerlijkheid binnen een relatie wordt in veel sociologische onderzoeken al in verband gebracht met slechter welzijn (Blair 1993, Perry-Jenkins & Folk 1994, Robinson & Spitze 1992, Yogev & Brett 1985). Om bij te dragen aan de kennis met betrekking tot dit onderwerp is er in dit onderzoek antwoord gezocht op de vraag “*Wat is de invloed van oneerlijkheidspercepties rondom zorgtaken op het welzijn van ouders, en in hoeverre verschilt deze relatie naar ouders’ geslacht en periode van samenwonen?*”. Met deze onderzoeksvraag wordt er bijgedragen aan de wetenschap op 3 manieren. Ten eerste wordt er in plaats van de veelgebruikte onafhankelijke variabele ‘oneerlijkheidspercepties rondom huishoudelijke taken’ nu naar zorgtaken gekeken. Ook wordt er voor de welzijn variabele naar positieve aspecten van welzijn gekeken in plaats van negatieve aspecten zoals doorgaans gedaan wordt. Als laatst wordt er door naar geslacht en lengte van periode van samenwonen als moderator te kijken inzicht gegeven in hoe verschillen in het hoofdeffect onder andere verklaard kunnen worden. Om dit alles te testen is er gebruikgemaakt van de NFN data (Poortman et al., 2014).

### Bevindingen

Uit de resultaten van dit onderzoek komen er drie interessante bevindingen aan het licht. (1) Ten eerste blijkt dat hoe oneerlijker ouders de verdeling van zorgtaken binnen het gezin ervaren, hoe minder tevreden men over het algemeen is over zijn leven. Dit sluit aan bij de verwachtingen die waren geschept op basis van bestaande literatuur over oneerlijkheidspercepties en welzijn, die vaak resultaten in dezelfde richting laat zien wanneer ze naar de ervaren verdeling van huishoudelijke taken kijkt (Glass & Fujimoto, 1994; Lennon & Rosenfield 1994; Ross & Mirowsky 1988). Het mechanisme dat er voor lijkt te zorgen dat deze twee soorten taken op de zelfde manier invloed hebben op welzijn en dat is gebruikt als theoretisch kader voor dit onderzoek komt voort uit de *equity* theorie. Deze theorie gaat ervan uit dat wanneer iemand het gevoel heeft dat de balans tussen wat hij/zij in een relatie stopt (bijv. tijd, moeite) en wat hij/zij eruit haalt (bijv. steun, vertrouwen) niet in evenwicht is, hij/zij hier negatieve gevoelens aan overhoudt (Walster et al., 1978). Dit schepte de verwachting dat wanneer iemand dus gevoelens van oneerlijkheid ervaart rondom de zorgtaken in het gezin, dit tot negatieve gevoelens leidt die zich vertalen in een minder goed welzijn. Deze verwachting is met de bevindingen bevestigd, echter is het gevonden effect beperkt.

(2) Ten tweede blijkt er uit de resultaten geen significant verschil te zijn voor het negatieve effect van oneerlijkheidspercepties op welzijn tussen mannen en vrouwen. Ondanks dat de *equity* theorie die gebruikt is om het hoofdeffect te onderbouwen in eerst instantie niet opgesteld is met het idee dat er een verschil in effect tussen mannen en vrouwen zit (Walster et al., 1978), werd er in dit onderzoek naar aanleiding van bestaande literatuur over relatiegerichtheid toch verwacht dat het effect sterker zou zijn voor vrouwen dan voor mannen. Vrouwen zijn over het algemeen relatiegerichter dan mannen (Amato & Rogers, 1997; Cross & Madson, 1997; Grote et al, 2002; Sprecher, 2001) en dus suggereert dit dat wanneer vrouwen oneerlijkheid ervaren binnen hun relatie dit een sterker negatief effect zou hebben. De resultaten van dit onderzoek ondersteunen echter het initiële idee van de *equity* theorie waarin er geen verschil tussen mannen en vrouwen verwacht wordt.

(3) Als laatst laten de resultaten zien dat er voor mensen die net samen zijn gaan wonen geen significante invloed van het hoofdeffect is gevonden. Daarnaast werd er wel een effect gevonden bij de groep die langer samenwoont. De negatieve invloed van oneerlijkheidspercepties op welzijn wordt minder sterk naarmate iemand minder lang samenwoont. Deze bevinding gaat tegen de verwachting in dat hoe langer mensen samenwonen hoe minder sterk de negatieve invloed van oneerlijkheidspercepties rondom zorgtaken op welzijn zou zijn. Deze verwachting was opgesteld aan de hand van het idee dat hoe langer mensen samen zijn, hoe minder nadruk er ligt op geven en nemen (Schafer & Keith 1981). Ook schetst literatuur over relatieduur het beeld dat mensen die langer samen zijn meer geneigd zijn om positieve communicatie vormen te gebruiken en zo beter over dingen kunnen praten wanneer er toch iets mocht dwarszitten binnen de relatie (Rusbult et al., 1991). Op deze twee manieren zouden oneerlijkheidspercepties uiteindelijk minder negatieve gevoelens met zich meebrengen en zo dus minder invloed hebben op het welzijn van ouders. Deze mechanismen blijken hier echter niet in werking te zijn. De resultaten die erop wijzen dat juist mensen die langer samenwonen een sterker negatief effect ervaren van oneerlijkheidspercepties kunnen verklaard worden door bijvoorbeeld het idee dat hoe langer men samenwoont, hoe meer men samen heeft opgebouwd. Er valt in een langdurige relatie meer te verliezen, dus wanneer men merkt dat er gevoelens van oneerlijkheid omhoog komen en dit gevolgen kan hebben voor de relatie, staat er meer op het spel. Om erachter te komen of dit inderdaad zo is zal vervolgonderzoek de periode van samenwonen vaker mee moeten nemen in hun studies.

### **Limitaties en vervolgonderzoek**

Er zijn in dit onderzoek een aantal keuzes gemaakt die in vervolgonderzoek op een andere

manier gemaakt kunnen worden om tot interessante bevindingen rondom oneerlijkheidspercepties en welzijn te komen.

Allereerst is er enkel gebruik gemaakt van 1 wave uit het NFN onderzoek, wat in plaats van longitudinale data voor cross-sectionele data zorgt. Een onderzoek wat kijkt naar wat de invloed is van oneerlijkheidspercepties van zorgtaken op welzijn zou gebaat zijn bij longitudinale data, omdat er dan veel beter naar oorzaak-gevolg relaties gekeken kan worden. De samenhang die gevonden is tussen oneerlijkheidspercepties en zorgtaken zou ook kunnen komen doordat mensen met een slechter welzijn een taakverdeling eerder als oneerlijk gaan ervaren. Daarnaast kan een concept als ‘welzijn’ erg verschillen per moment dat de enquête afgenomen wordt (denk aan depressieve periodes, vakanties, deadlines, etc.) wanneer men slechts naar één momentopname kijkt. Datagebruik van meerdere waves zou hebben bijdragen aan de bruikbaarheid van de resultaten van dit onderzoek.

Een andere gemaakte keuze is om in dit onderzoek naar oneerlijkheidspercepties rondom zorgtaken over het algemeen te kijken, en dus geen richting van ongelijkheid mee te nemen. De *equity* theorie die diende als theoretisch kader suggereerde dat zowel het gevoel van overbedeelde zijn als de onderbedeelde zijn in een relatie negatieve gevoelens zou opwekken. Echter, de negatieve emoties die ongelijkheidspercepties opwekken wanneer iemand het gevoel heeft dat hij onderbedeeld is (boosheid, frustratie) zijn anders dan wanneer iemand het gevoel heeft dat hij overbedeeld is (schuld, schaamte) (Guerrero et al., 2008). In dit huidige onderzoek zijn deze emoties samengenomen, maar er zijn ook redenen om te verwachten dat deze verschillende gevoelens elk een ander effect met zich mee brengen. Lively et al. (2010) gebruiken bijvoorbeeld Kemper's *social interactional theory of emotion* (1978) om dit te onderbouwen. De theorie stelt dat alle emoties op hun eigen manier effect hebben op menselijk gedrag, en de auteurs passen dit toe door te testen of de richting van oneerlijkheidspercepties rondom huishoudelijke taken uitmaakt bij het effect dat het heeft op iemands gevoelens (Lively et al., 2010). Ze vinden hier inderdaad verschillen in, dus voor vervolg onderzoek zou het interessant zijn om dit toe te passen op de invloed van oneerlijkheidspercepties rondom zorgtaken op welzijn specifiek om een nog beter beeld te krijgen van de achterliggende mechanismes.

Als laatst is het belangrijk om te benoemen dat dit onderzoek Nederlandse data heeft gebruikt. Dit zorgt ervoor dat de resultaten van dit onderzoek niet zomaar gegeneraliseerd kunnen worden naar de rest van de wereldbevolking. Dit heeft vooral te maken met het feit dat Nederland over het algemeen een egalitair land is (European Institute for Gender Equality,

2020). Bij een egalitair gedachtengoed horen vaak ook progressieve attitudes tegenover genderrollen en zo zullen oneerlijkheden binnen een relatie dan ook zwaarder wegen dan voor landen waar een conservatievere attitude tegenover relaties heerst. Om een compleet beeld te krijgen van de invloeden van oneerlijkhedenspercepties op welzijn zal vervolgonderzoek gelijksoortige analyses moeten uitvoeren in verschillende landen met verschillende attitudes tegenover genderrollen.

Naast de twee manieren waarop dit onderzoek ondersteunende resultaten voor de *equity* theorie vindt, namelijk dat oneerlijkhedenspercepties leiden tot een slechter welzijn en dat dit niet verschilt voor mannen en vrouwen, laat dit onderzoek al met al zien dat de groeiende interesse naar hoe oneerlijkhedenspercepties binnen relaties het algehele welzijn beïnvloeden terecht is. Hoewel er steeds meer consensus bestaat over het feit dat gevoelens van oneerlijkheid tot negatieve uitkomsten leiden, is onderzoek naar hoe dit precies in zijn werk gaat en welke factoren hierbij betrokken zijn nog hard nodig om het welzijn van ouders beter te begrijpen.

## **Erkenning**

The NFN data were collected by Utrecht University in collaboration with Statistics Netherlands (CBS) and were funded by grant 480-10-015 from the Medium Investments Fund of the Netherlands Organization for Scientific Research (NWO) and by Utrecht University.

## **Literatuurlijst**

- Adams, J. S. (1963). Towards an understanding of inequity. *The Journal of Abnormal and Social Psychology*, 67(5), 422.
- Alexander, B., Brewin, C. R., Vearnals, S., Wolff, G., & Leff, J. (1999). An investigation of shame and guilt in a depressed sample. *British Journal of Medical Psychology*, 72(3), 323-338.
- Amato, P. R., & Rogers, S. J. (1997). A longitudinal study of marital problems and subsequent divorce. *Journal of Marriage and the Family*, 612-624.
- Blair, S. L. (1993). Employment, family, and perceptions of marital quality among husbands and wives. *Journal of family issues*, 14(2), 189-212.
- 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.
- Claffey, S. T., & Mickelson, K. D. (2009). Division of household labor and distress: The role of perceived fairness for employed mothers. *Sex Roles*, 60, 819–831.
- Cohen, J. (1988) *Statistical power analysis for the behavioural sciences* (2<sup>nd</sup> ed.) Hillsdale, NJ: Erlbaum
- Cross, S. E., & Madson, L. (1997). Models of the self: Self-construals and gender. *Psychological Bulletin*, 122, 5–37.
- DeMaris, A. (2010). The 20-year trajectory of marital quality in enduring marriages: Does equity matter?. *Journal of Social and Personal Relationships*, 27(4), 449-471.
- DeMaris, A., & Mahoney, A. (2017). The perception of fairness in infant care and mothers' postpartum depression. *Social Science & Medicine*, 190, 199-206.

- Diener, E., Gohm, C. L., Suh, E., & Oishi, S. (2000). Similarity of the relations between marital status and subjective well-being across cultures. *Journal of cross-cultural psychology*, 31(4), 419-436.
- European Institute for Gender Equality. (2020, oktober). *Gender Equality Index 2020: Digitalisation and the future of work* (Nr. 978-92-9482-569-8).  
<https://doi.org/10.2839/79077>
- Geerts, A. (2016). He said, she said: Parental perceived fairness of time allocation and relationship satisfaction. [Master's thesis]. Utrecht, the Netherlands.
- Gillespie, B. J., Peterson, G., & Lever, J. (2019). Gendered perceptions of fairness in housework and shared expenses: Implications for relationship satisfaction and sex frequency. *Plos one*, 14(3), e0214204.
- Glass, J., & Fujimoto, T. (1994). Housework, paid work, and depression among husbands and wives. *Journal of health and social behavior*, 179-191.
- Glenn, N. D., & Weaver, C. N. (1979). A note on family situation and global happiness. *Social Forces*, 960-967.
- Grote, N. K., & Clark, M. S. (2001). Perceiving unfairness in the family: Cause or consequence of marital distress? *Journal of personality and social psychology*, 80(2), 281.
- Guerrero, L. K., La Valley, A. G., & Farinelli, L. (2008). The experience and expression of anger, guilt, and sadness in marriage: An equity theory explanation. *Journal of Social and Personal Relationships*, 25(5), 699-724.
- Hatfield, E., Salmon, M., & Rapson, R. L. (2011). Equity theory and social justice. *Journal of Management, Spirituality & Religion*, 8(2), 101-121.
- Hatfield, E., Traupmann, J., Sprecher, S., Utne, M., & Hay, J. (1985). Equity and intimate relations: Recent research. *Compatible and incompatible relationships*, 91-117.
- Hawkins AJ, Roberts TA, Christiansen SL, Marshall CM. 1994. An evaluation of a program to help dual-earner couples share the second shift. *Fam. Relat.* 43:213-20

- Kenniscentrum Phrenos, Stichting Samen Sterk zonder Stigma, & GGZ Drenthe. (2014). *Wegwijzer Stigmabestrijding in de GGZ*. [https://kenniscentrumphrenos.nl/assets/2014/06/Wegwijzer-stigmabestrijding\\_theoretische-achtergrond.pdf](https://kenniscentrumphrenos.nl/assets/2014/06/Wegwijzer-stigmabestrijding_theoretische-achtergrond.pdf)
- Kim, H. K., & McKenry, P. C. (2002). The relationship between marriage and psychological well-being: A longitudinal analysis. *Journal of Family Issues*, 23(8), 885-911.
- Larson, J. H., Hammond, C. H., & Harper, J. M. (1998). Perceived equity and intimacy in marriage. *Journal of Marital and Family Therapy*, 24(4), 487-506.
- Laurenceau, J. P., Barrett, L. F., & Pietromonaco, P. R. (1998). Intimacy as an interpersonal process: The importance of self-disclosure, partner disclosure, and perceived partner responsiveness in interpersonal exchanges. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74(5), 1238.
- Laurenceau, J. P., Barrett, L. F., & Rovine, M. J. (2005). The interpersonal process model of intimacy in marriage: a daily-diary and multilevel modeling approach. *Journal of Family Psychology*, 19(2), 314.
- Lavee, Y., & Katz, R. (2002). Division of labor, perceived fairness, and marital quality: The effect of gender ideology. *Journal of Marriage and the Family*, 64, 27–39
- Lye DN, Biblarz TJ. 1993. The effects of attitudes toward family life and gender roles on marital satisfaction. *J. Fam. Issues* 14:157-88
- Mitchell, A. E., Castellani, A. M., Herrington, R. L., Joseph, J. I., Doss, B. D., & Snyder, D. K. (2008). Predictors of intimacy in couples' discussions of relationship injuries: An observational study. *Journal of Family Psychology*, 22(1), 21.
- NU.nl. (2018, augustus 31). Zelfhulpboeken zeer in trek: “Het lost niet meteen al je problemen op”. *NU - Het laatste nieuws het eerst op NU.nl*. geraadpleegd via: <https://www.nu.nl/weekend/5436773/zelfhulpboeken-zeer-in-trek-het-lost-niet-meteen-al-problemen-op.html>
- Perry-Jenkins M, Folk K. 1994. Class, couples, and conflict: effects of the division of labor on assessments of marriage in dual-earner families. *J. Marriage Rev.* 56:165-80
- Pifia DL, Bengston VL. 1993. The division of household labor and wives' happiness: ideology, employment, and perceptions of support. *J. Marriage Fam.* 55:901-12



- 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.
- Robinson, J., & Spitze, G. (1992). Whistle while you work? The effect of household task performance on women's and men's well-being. *Social Science Quarterly*
- Roeters, A., & Gracia, P. (2016). Child care time, parents' well-being, and gender: Evidence from the American time use survey. *Journal of child and family studies*, 25(8), 2469-2479
- Ross, Catherine E. and John Mirowsky. 1988. "Child Care and Emotional Adjustment to Wives' Employment." *Journal of Health and Social Behavior* 29:127-38.
- Rusbult, C. E., Verette, J., Whitney, G. A., Slovik, L. F., & Lipkus, I. (1991). Accommodation processes in close relationships: Theory and preliminary empirical evidence. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60, 53-78.
- Shelton, B. A., & John, D. (1996). The division of household labor. *Annual review of sociology*, 22(1), 299-322.
- Sprecher, S. (2001). Equity and social exchange in dating couples: Associations with satisfaction, commitment, and stability. *Journal of Marriage and Family*, 63(3), 599-613.
- Starrels, M. E. (1994). Husbands' involvement in female gender-typed household chores. *Sex roles*, 31(7-8), 473-491.
- 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.
- Trillingsgaard, T., Baucom, K. J., & Heyman, R. E. (2014). Predictors of change in relationship satisfaction during the transition to parenthood. *Family Relations*, 63(5), 667-679.
- Walster, E., Walster, W., & Berscheid, E. (1978). *Equity: Theory and research*. Boston: Allyn & Bacon.
- Wilkie, J. R., Ferree, M. M., & Ratcliff, K. S. (1998). Gender and fairness: Marital satisfaction in two-earner couples. *Journal of Marriage and the Family*, 577-594.
- Wu, Z., & Hart, R. (2002). The effects of marital and nonmarital union transition on health. *Journal of Marriage and Family*, 64(2), 420-432.

Yogev S, Brett J. 1985. Perceptions of the division of housework and child care and marital satisfaction. *J. Marriage Fam.* 47:609-18