

Staat het gezinsleven onder druk?

De samenhang tussen werkeisen van ouders en routine en interactieve activiteiten met kinderen

Anne Roeters, Tanja van der Lippe en Esther Kluwer¹

Summary

Family life under pressure? The relation between parental work demands and routine and interactive activities with children

This study examines whether the frequency of child-related activities is associated with parents' own work demands and those of their partners. We consider job characteristics in addition to the often studied parental working hours, and differentiate between child-related routine and interactive activities. We find that working hours are consistently associated with lower frequencies of child-related activities. Fathers respond more strongly than mothers to the work demands of their partner. Whereas for fathers both their own and their partners' work demands are more strongly related to routine than to interactive activities, mothers do not differentiate between these activities.

1. Introductie

Zoals in alle Westerse maatschappijen is het aantal tweeverdieners in Nederland de afgelopen decennia drastisch toegenomen (Bianchi, Robinson & Milkie, 2006; Sociaal en Cultureel Planbureau, 2006). Tegelijkertijd is er in zowel de media als de wetenschappelijke literatuur meer aandacht voor tijdsdruk ontstaan (Breedveld & Van den Broek, 2004; Hochschild, 1997). Het algemeen heersende idee is dat de arbeidsverplichtingen van ouders tijd en aandacht voor de kinderen wegnemen (Bianchi, 2000). Maar hoewel onderzoek heeft aangetoond dat betrokkenheid van ouders belangrijk is voor het welzijn van kinderen (e.g. Bogenschneider, 1997; Dykstra & De Valk, 2007; Yabiku, Acinn & Thorton, 1999), vinden studies die zich richten op de combinatie van werk en gezin over het algemeen slechts kleine en inconsistente effecten van het aantal gewerkte uren op de tijd die ouders met hun kinderen doorbrengen (e.g. Bianchi, 2000; Brayfield, 1995; Gauthier, Smeeding & Furstenberg, 2004; Gottfried & Gottfried, 2006; Hawkins & Olson, 1993; McBride & Mills, 1993; Nock & Kingston, 1988). Bovendien zijn ouders in de laatste decennia *meer* tijd aan hun kinderen gaan besteden, ondanks dat vrouwen meer zijn gaan werken en gevoelens van tijdsdruk zijn toegenomen (Gauthier e.a., 2004).

Er wordt vaak gesuggereerd dat werk slechts een beperkte invloed heeft op de tijd die ouders met hun kinderen doorbrengen, doordat ouders, en met name moeders, deze tijd sterk beschermen (Bianchi, 2000; Nock & Kingston, 1988). Dit impliceert dat werkende ouders de dubbele last van werk en zorg op zich nemen. In dit artikel bekijken we deze veronderstelling opnieuw en onderzoeken we hoe de deelname van ouders aan activiteiten met hun kinderen samenhangt met de werkeisen van de ouders zelf én met de werkeisen van hun partner. We bekijken of eerdere studies het effect van werk op de tijd met kinderen hebben onderschat en hierbij passen we de aanpak op twee manieren aan ten opzichte van eerder onderzoek. Ten eerste maken we een onderscheid tussen twee typen activiteiten: routine- en interactieve activiteiten. Ten tweede onderzoeken we niet alleen de invloed van het aantal gewerkte uren, maar nemen we ook inhoudelijke aspecten van het werk in beschouwing.

Allereerst is het mogelijk dat eerder onderzoek de effecten van werk op *bepaalde typen* activiteiten heeft onderschat. In de meeste studies naar de invloed van werk op tijdsbesteding met kinderen wordt naar de *totale tijd* gekeken die ouders met hun kinderen doorbrengen. Hierin wordt echter geen onderscheid gemaakt tussen verschillende typen activiteiten die ouders met hun kinderen ondernemen. In de studies van Robinson en Godbey (1999) en Bianchi e.a. (2006) wordt een onderscheid gemaakt tussen twee fundamenteel verschillende activiteiten: routineactiviteiten (zoals een kind helpen met eten of aankleden, en interactieve activiteiten (begeleidings- en andere interactieve activiteiten zoals samen praten, voorlezen en helpen met huiswerk). Routineactiviteiten verschillen van interactieve activiteiten doordat ze minder actieve inbreng vragen, meer een verplichting vormen (ze moeten gebeuren en kunnen minder worden uitgesteld), maar ook minder plezierig zijn (Bianchi e.a., 2006; Robinson & Godbey, 1999). Hoewel Robinson en Godbey (1999), Bianchi e.a. (2006) en Gauthier e.a. (2004) deze twee typen onderscheiden in de analyse van trends in tijdsbesteding met kinderen, is niet eerder onderzocht of werk een andere invloed op routineactiviteiten heeft dan op interactieve activiteiten. Het is dus mogelijk dat eerder onderzoek de invloed op een van beide activiteiten heeft onderschat en de invloed op de andere activiteit heeft overschat. In dit artikel beargumenteren we dat werk minder sterk samenhangt met routineactiviteiten dan met interactieve activiteiten, omdat interactieve activiteiten flexibeler zijn en makkelijker uitgesteld kunnen worden. Luiers moeten worden verschoond, maar ouders kunnen kiezen of ze hun kinderen televisie laten kijken of actief een spelletje met ze doen.

De tweede reden waarom eerder onderzoek de effecten van werk op de tijd met kinderen onderschat kan hebben, is dat de nadruk vrij eenzijdig op de invloed van het aantal gewerkte uren heeft gelegen. Over het algemeen wordt slechts naar de werkstatus en het aantal gewerkte uren van ouders gekeken (e.g. Bianchi, 2000; Nock & Kingston, 1988), maar werk is meer dan tijd buitenshuis doorbrengen. Andere baankenmerken – zoals baanonzekerheid en een organisatiecultuur die weinig steun biedt – kunnen eveneens tijd en energie van ouders vragen (e.g. Thompson, Beauvais & Lyness, 1999; Valcour & Batt, 2003; Van der Lippe, 2007). In dit artikel onderzoeken we daarom of er naast het aantal gewerkte uren andere baan- en organisatiekenmerken zijn die ook gerelateerd zijn aan de tijd die met kinderen wordt doorgebracht.

Dit onderzoek draagt eveneens bij aan de huidige literatuur doordat het specifiek vaders in

beschouwing neemt. Eerder onderzoek naar de invloed van werk op de tijd die met kinderen wordt doorgebracht heeft zich sterk op de negatieve effecten van het werk van moeders gericht en de vaders grotendeels genegeerd. Voor zover er aandacht was voor vaders, ging deze aandacht met name uit naar de vraag hoe vaders beïnvloed worden door het werk van hun vrouwelijke partners (e.g. Brayfield, 1995; Coverman, 1985; Presser, 1994, met uitzondering van Nock & Kingston, 1988). Omdat vaders in de laatste decennia een steeds groter aandeel van de zorg voor hun kinderen voor hun rekening hebben genomen (Bianchi, 2000; SCP, 2006), is het echter logisch om vaders ook mee te nemen in het onderzoek naar de invloed van werk op het gezinsleven.

2. Theorie en hypothesen

2.1 Eerder onderzoek en theoretisch kader

In eerder onderzoek wordt de negatieve invloed van werk op de tijdsbesteding met kinderen met name verklaard vanuit de schaarste van tijd (e.g. Bianchi, 2000). Deze *conflictbenadering* stelt dat tijd een schaarse hulpbron is, waardoor de tijd die aan het werk wordt besteed, ten koste gaat van de tijd die beschikbaar is voor het gezin (Eby, Casper, Lockwood, Bordeaux & Brinley, 2005; Greenhaus & Beutell, 1985). Uit empirisch onderzoek blijkt dat het aantal gewerkte uren inderdaad negatief samenhangt met de tijd die met kinderen wordt doorgebracht, maar de effecten zijn klein en worden niet altijd gevonden (e.g. Bianchi, 2000; Gauthier e.a., 2004; McBride & Mills, 1993; Nock & Kingston, 1988). Naast tijd vraagt betaald werk ook energie (Becker, 1991; Eby e.a., 2005; Greenhaus & Beutell, 1985): dit kan betekenen dat wanneer het werk hoge eisen stelt, ouders thuis weinig energie over hebben. Werk kan hierdoor op een tweede manier de betrokkenheid van ouders bij hun kinderen verminderen.

De *demand/response-capacitybenadering* (Brayfield, 1995; Coverman, 1985) is een aanvulling op de conflictbenadering. Deze theorie neemt beide partners in beschouwing en stelt dat deelname aan huishoudelijke taken en kinderverzorging afhangt van twee factoren: de vraag die aan de persoon wordt opgelegd (de *vraag*) en de mate waarin hij of zij aan deze vraag tegemoet kan komen (de *reactiecapaciteit*). Het hebben van een werkende partner en jonge kinderen zou de vraag vergroten, terwijl een groter aantal gewerkte uren de mogelijkheden om hieraan tegemoet te komen zou verkleinen. Een impliciete aanname van deze benadering is dat partners elkaar vervangen: als de ene partner thuis niet beschikbaar is, wordt verwacht dat de andere partner zijn of haar deelname in huishoudelijk werk en zorg voor de kinderen zal vergroten. Er wordt dus aangenomen dat altijd één van de ouders voor de kinderen zorgt. De mogelijkheid dat ouders ervoor kiezen om de zorg voor hun kinderen uit te besteden wordt bijna nooit meegenomen. Een mogelijke reden hiervoor is dat uitbesteding een endogene variabele is: het is een alternatief voor ouderlijke zorg in plaats van een voorspellende factor.

In de empirische literatuur wordt de demand/response-capacitybenadering over het algemeen bevestigd. Mannen zijn meer betrokken bij huishoudelijke arbeid en de zorg voor de kin-

deren als hun vrouw een baan heeft en meer uren werkt (Blood & Wolfe, 1960; Coverman, 1985; Nock & Kingston, 1988; Peterson & Gerson, 1992; Pleck, 1979). Brayfield (1995) vindt zelfs dat de deelname van de vader aan de zorg sterker beïnvloed wordt door de uren van de moeder dan door de uren van de vader zelf. Toch zijn de gevonden effecten in het algemeen erg klein (e.g. Coverman, 1985; Hawkins & Olson, 1993; Nock & Kingston, 1988). Daarnaast gaat de aandacht met name uit naar de invloed van het werk van moeders op de routineactiviteiten van vaders, terwijl het omgekeerde bijna nooit is onderzocht. In de twee studies die dit wel bekijken, zijn tegengestelde resultaten gevonden: Nock en Kingston (1988) vonden een klein positief effect van het aantal gewerkte uren van de vader, terwijl Peterson en Gerson (1992) geen effect vonden.

Het theoretische kader van dit artikel is gebaseerd op de demand/response-capacitybenadering. Waar de conflictbenadering ouders als geïsoleerde individuen beschouwt, biedt de demand/response-capacitybenadering een nuttig kader om zowel actoreffecten (de invloed van de kenmerken van een actor zelf) als partnereffecten (de invloed van kenmerken van de partner van een actor) te bestuderen (zie Kenny (1996) en Kenny en Cook (1999), voor een bespreking van actor- en partner-effecten).

2.2 Actor-effecten

De conflict- en de demand/response-capacitybenadering argumenteren beide dat de eisen die betaald werk aan werkende ouders stelt, een negatieve invloed hebben op de mate waarin deze ouders deelnemen aan het gezinsleven. Hoge eisen vanuit het werk kosten immers zowel tijd als energie en deze hulpbronnen kunnen vervolgens niet meer in het gezin worden geïnvesteerd. Onze eerste en algemene hypothese voorspelt dan ook dat naarmate de werkeisen van een ouder hoger zijn, deze ouder minder aan activiteiten met zijn of haar kinderen zal deelnemen (*H1*).

Zoals eerder is gesteld wordt het begrip werkeisen uitgesplitst in twee aspecten. Enerzijds kijken we, net als bij eerder onderzoek, naar het aantal gewerkte uren en verwachten we dat ouders die meer tijd op hun werk doorbrengen, minder tijd overhouden om deel te nemen aan activiteiten met hun kinderen. Anderzijds breiden we de toetsing van de eerste hypothese verder uit door twee andere baankenmerken mee te nemen waarvan eerder onderzoek heeft aangetoond dat ze een negatieve invloed op het gezinsleven kunnen hebben (e.g. Moen, 2003; Presser, 1986; Thompson e.a., 1999; Valcour & Batt, 2003). Ten eerste verwachten we dat ouders restricties kunnen ervaren vanuit de *cultuur* van de organisatie waarvoor zij werken. Zo kan een cultuur normatieve restricties opleggen door weinig ondersteuning te bieden bij de familieverantwoordelijkheden van werknemers. Hiervan kan bijvoorbeeld sprake zijn wanneer overwerk als een teken van betrokkenheid wordt gezien (Thompson e.a., 1999). Ouders die in dergelijke organisaties werken zullen gestimuleerd worden om meer tijd en energie in hun werk te investeren, wat ten koste gaat van de tijd die zij met hun kinderen kunnen doorbrengen. Ten tweede is het mogelijk dat er een soortgelijk effect van *baanonzekerheid* uitgaat. Ouders zullen in het geval van een hoge onzekerheid hun baan veilig proberen te stellen door hier meer tijd aan te besteden. Een dergelijke spanning zal bovendien ook energie kosten (Van der Lippe,

2007). We schatten de directe effecten van deze baankenmerken op de deelname van ouders aan activiteiten met hun kinderen, maar erkennen dat er mogelijk ook een indirect effect optreedt dat via het aantal gewerkte uren loopt.

In de tweede hypothese gaan we een stap verder door de samenhang tussen werkeisen en *routineactiviteiten* te onderscheiden van de samenhang tussen werkeisen en *interactieve activiteiten*. Omdat routineactiviteiten meer een noodzakelijk en verplicht karakter hebben dan interactieve activiteiten (Bianchi e.a., 2006), verwachten we dat het werk van ouders deze activiteiten in mindere mate zal beïnvloeden. Het is waarschijnlijk dat werk sterker ten koste zal gaan van de interactieve activiteiten, doordat deze makkelijker uitgesteld kunnen worden. We voorspellen daarom dat de negatieve samenhang tussen werkeisen en de frequentie van kindgerelateerde activiteiten zwakker is met betrekking tot routineactiviteiten dan met betrekking tot interactieve activiteiten (H2).

2.3 *Partnereffecten*

In de eerste twee hypothesen is aangenomen dat vaders en moeders twee geïsoleerde actoren zijn. Ouders zijn echter afhankelijk van elkaar. Volgens de demand/response-capacitybenadering zal in het geval dat één van de partners minder goed in staat is om tijd met de kinderen door te brengen doordat zijn of haar werk hoge eisen stelt, de andere partner dit compenseren door meer tijd met de kinderen door te brengen. De derde hypothese stelt daarom dat naarmate de werkeisen van de ene partner hoger zijn, de andere partner meer aan kindgerelateerde activiteiten zal deelnemen (H3). We verwachten ook hier dat zowel het aantal gewerkte uren als de baankenmerken van belang zijn. Als een moeder een baan heeft met een weinig ondersteunende organisatiecultuur of een hoge baanonzekerheid, zal de vader sterker gemotiveerd zijn om zijn eigen deelname te vergroten en vice versa.

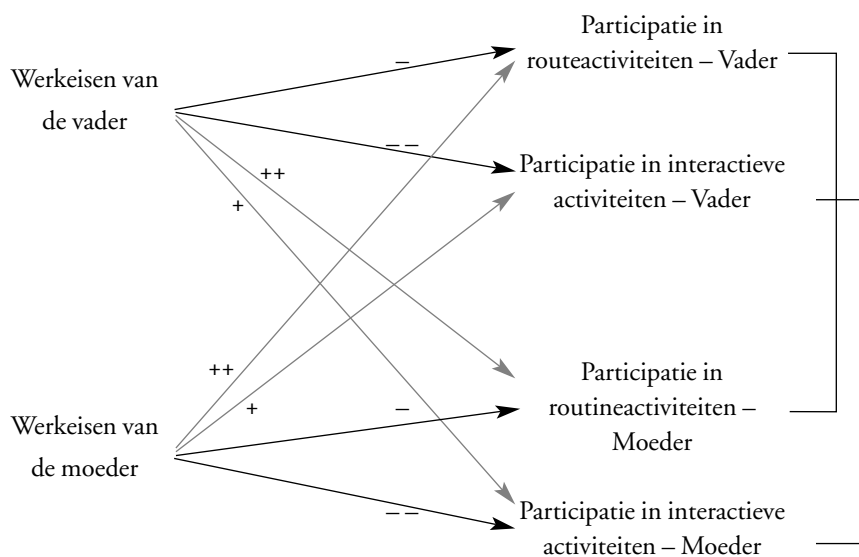
In de laatste hypothese passen we het onderscheid tussen de twee typen activiteiten toe op de partnereffecten. Omdat het lastig is om routineactiviteiten uit te stellen of in te korten, zullen ouders waarschijnlijk sterker gedwongen worden hun deelname aan deze activiteiten aan te passen op de werkeisen van hun partner. Interactieve activiteiten daarentegen hebben een minder verplicht karakter en ouders zullen daardoor minder de noodzaak voelen een afname in de betrokkenheid van de andere partner te compenseren. Een vader zal zich mogelijk niet verplicht voelen om meer spelletjes met zijn kinderen te gaan doen als het aantal gewerkte uren van de moeder haar aanwezigheid thuis beperken, terwijl de luiers verschoond moeten worden.

Een tweede argument waarom het waarschijnlijk is dat het partnereffect minder van toepassing is op interactieve dan op routineactiviteiten, is dat interactieve activiteiten als een onderdeel van de *levensstijl* van een gezin kunnen worden gezien in plaats van als huishoudelijk werk (Gronau, 1977; Shaw, 1997). Ze betreffen immers voornamelijk vrijetijdsactiviteiten en gezinnen kunnen hun vrije tijd op verschillende manieren invullen. Zo kan een levensstijl in meer of mindere mate gezamenlijk zijn (Kalmijn & Bernasco, 2001). Indien interactieve activiteiten inderdaad een onderdeel zijn van de levensstijl van een gezin, is het waarschijnlijk dat moeders die veel deelnemen aan deze activiteiten een partner hebben die eveneens sterk betrok-

ken is (Harris & Morgan, 1991). De vierde hypothese stelt daarom dat de positieve relatie tussen de deelname van een actor en de verkeisen van de partner sterker zal zijn voor de routineactiviteiten dan voor de interactieve activiteiten (*H4*).

Figuur 1 geeft een overzicht van de effecten die in dit artikel worden getoetst. Omdat eerder onderzoek heeft aangetoond dat mannen en vrouwen verschillend reageren op de eisen die vanuit de werk-/ en gezinsdomeinen worden gesteld (e.g. Bianchi e.a., 2006; Hochschild, 1997; SCP, 2006), houden we hier rekening mee en maken we in ons model een onderscheid tussen vaders en moeders.

Figuur 1: Conceptueel model



3. Methoden

3.1 Data, steekproef en respons

De data die gebruikt zijn voor het testen van de hypothesen, zijn afkomstig van een enquête die in het voorjaar van 2007 gehouden is onder een steekproef van Nederlandse huishoudens. De respondenten zijn geselecteerd uit de deelnemers aan het TNS-NIPO huishoudenspanel. In het panel participeren ongeveer 200.000 huishoudens. Op basis van de beschikbare informatie over de panelleden konden we direct huishoudens benaderen die relevant zijn voor ons onderzoek. De totale steekproef die is genomen, is representatief voor de Nederlandse bevolking wat betreft verdienertype, opleidingsniveau en regio. Allochtone gezinnen zijn ondervetegenwoordigd in de steekproef. Een nadere analyse van de verschillen tussen de panelleden die wel en niet aan

ons onderzoek hebben deelgenomen, leert dat er geen sprake is van selectieve non-respons: de respondenten verschilden niet in sekse, leeftijd, levensfase, huishoudensgrootte, opleidingsniveau, regio, etniciteit en werkstatus van de panelleden die niet hebben meegedaan.

Voor dit onderzoek zijn huishoudens geselecteerd waarin twee heteroseksuele ouders en *ten minste* één thuiswonend kind van elf jaar of jonger aanwezig zijn. We hebben ervoor gekozen om data van tweeouderhuishoudens met jonge kinderen te verzamelen omdat deze groep in zowel routine- als interactieve activiteiten participeert. De respondenten hebben de vragenlijst thuis op de computer ingevuld. Doordat beide partners de vragenlijst hebben ingevuld, is alle informatie over de eigen deelname aan activiteiten met de kinderen afkomstig uit eigen hand en niet gebaseerd op een inschatting van de partner. Ook al zijn de vragenlijsten op afzonderlijke momenten via de computer ingevuld, het blijft altijd mogelijk dat de partners elkaar beïnvloed hebben bij het beantwoorden van de vragen. In de gevallen waarbij dit gebeurd is, zal de sociale wenselijkheid wat betreft de rapportage van de kindgerelateerde activiteiten mogelijk groter zijn geweest dan in de gevallen waarbij de ouders de vragenlijst onafhankelijk van elkaar hebben ingevuld, en het is belangrijk dit in beschouwing te nemen bij het lezen en interpreteren van de resultaten.

Van de 1686 huishoudens die benaderd zijn, hebben we van 1389 huishoudens (82%) van ten minste één van de partners een ingevulde vragenlijst ontvangen. De steekproef is in twee stappen verder afgebakend. Eerst selecteerden we alleen de huishoudens waarin *beide* ouders de vragenlijst hadden ingevuld (dit was het geval bij 1139 huishoudens). Ten tweede sloten we de 496 huishoudens uit die hadden aangegeven dat zij in de week voorafgaand aan het onderzoek vakantie hadden. Dit resulteerde in een uiteindelijke steekproef van 643 huishoudens. Er is een extra analyse gedaan om na te gaan of de uitsluiting van huishoudens die vakantie hadden tot een selectieve steekproef leidde, maar dit bleek niet het geval wat betreft de kenmerken leeftijd, levensfase, huishoudensgrootte, opleidingsniveau, etniciteit en werkstatus. Wel bleken huishoudens uit de regio's West en Zuid licht ondervertegenwoordigd te zijn door deze selectie.

3.2 Operationalisatie

De afhankelijke variabelen: participatie in routine- en interactieve activiteiten

In de vragenlijst kregen de ouders een lijst met negentien activiteiten voorgelegd en werd aan hen gevraagd om in te schatten hoe vaak ze hieraan samen met hun kind(eren) hadden deelgenomen in de voorafgaande week. Doordat de ouders concrete activiteiten voorgelegd kregen, was het makkelijker voor hen om hun deelname in te schatten.

De indeling in routineactiviteiten en interactieve activiteiten is zoveel mogelijk conform de indeling van Bianchi e.a. (2006). De activiteiten die als routineactiviteiten zijn geclassificeerd, zijn gezamenlijke maaltijden, de zorg voor baby's en andere kleine kinderen, medische zorg en het halen en wegbrengen van kinderen. De overige dertien activiteiten zijn in de categorie interactieve activiteiten ingedeeld en betreffen activiteiten binnenshuis (bijvoorbeeld spelen met een baby, televisiekijken, voorlezen en spelletjes doen), activiteiten buitenshuis (bijvoorbeeld wandelen en fietsen en naar de speeltuin gaan), de begeleiding van kinderen (bijvoorbeeld praten en

een kind met huiswerk helpen) en het doen van huishoudtaken (bijvoorbeeld samen winkelen en afwassen). De antwoordcategorieën bij de activiteiten zijn 0 (= *nooit*), 1 (= *op 1 tot 3 dagen in de afgelopen week*), 3 (= *op 4 tot 6 dagen in de afgelopen week*), 4 (= *ongeveer 1 keer per dag*), 5 (= *ongeveer 2 à 3 keer per dag*) en 6 (= *meer dan 3 keer per dag*). De variabelen routineactiviteiten en interactieve activiteiten zijn geconstrueerd door de gemiddelde score over de verschillende activiteiten te berekenen. De uiteindelijke scores kunnen daarom tussen 0 (nooit) en 6 (zeer frequent) variëren.

De onafhankelijke variabelen: werkeisen en controlevariabelen

In de analyses zijn drie indicatoren voor de hoogte van de individuele werkeisen meegenomen: het aantal gewerkte uren, normatieve restricties vanuit de organisatiecultuur en de mate van baanonzekerheid. Daarnaast is een dummyvariabele meegenomen voor huishoudens waarin beide partners een voltijdbaan hebben.

Aantal gewerkte uren (inclusief overwerk en reistijd) zijn gemeten door de respondenten te vragen hoeveel uur ze gewerkt hadden in de week voorafgaand aan het invullen van de vragenlijst en hier de wekelijkse reistijd bij op te tellen. Door de respondenten naar de uren in de voorafgaande week te vragen heeft de maat voor het aantal gewerkte uren betrekking op dezelfde periode als de routine- en interactieve activiteiten. De niet-werkende respondenten hebben een score van 0 gekregen op deze variabele.

De normatieve restricties vanuit de *organisatiecultuur* zijn gemeten aan de hand van een verkorte versie van een schaal die ontwikkeld is door Thompson e.a. (1999). De items op deze schaal richten zich op drie aspecten: de steun vanuit het management, carrièereconsequenties en de verwachtingen over de tijdsinvestering in het werk. In de vragenlijst zijn voor ieder aspect vier stellingen opgenomen zodat de uiteindelijke maat voor de organisatiecultuur uit twaalf stellingen bestaat, waaronder 'In deze organisatie worden werknemers aangemoedigd een goede balans tussen hun privé- en werklevens te ontwikkelen' en 'Overwerk wordt gezien als een teken van toewijding aan de organisatie'. De antwoordcategorieën variëren van 1 (= *helemaal mee oneens*) tot 5 (= *helemaal mee eens*). De variabelen zijn zo gecodeerd dat hoge waarden, een indicatie zijn voor meer restrictieve normen. Voor zowel vaders als moeders is de betrouwbaarheid van de schaal hoog met $\alpha = 0,90$.

De schaal die gebruikt is om *baanonzekerheid* te meten bestaat uit vijf stellingen (waaronder 'Ik ben bang dat ik mijn baan verlies') met antwoordcategorieën die van 1 (= *helemaal mee oneens*) tot 5 (= *helemaal mee eens*) lopen (Crompton, Lewis & Lyonette, 2007). Hogere waarden corresponderen met meer onzekerheid. De betrouwbaarheid van de schaal is hoog ($\alpha = 0,83$ voor vaders en $0,80$ voor moeders).

In aanvulling op de individuele werkvariabelen is ook een dummyvariabele meegenomen voor gezinnen waarin beide ouders een voltijdbaan hebben (1 = *voltijd/voltijd-verdienerstypen*, 0 = *andere verdienerstypen*). Deze variabele is zowel een indicator voor dubbele werkeisen, als voor een ideologische dimensie. Omdat in Nederland over het algemeen de mening heerst dat een voltijd werkende moeder het gezin tekort doet, is het waarschijnlijk dat in dit type huishoudens sprake is van afwijkende houdingen (SCP, 2006).

Aan de niet-werkende respondenten is de gemiddelde score van de werkende respondenten op de desbetreffende variabele toegekend. Op deze manier hebben de gevonden effecten alleen betrekking op de werkende respondenten, terwijl toch de volledige steekproef behouden wordt en zowel een- als tweeverdienersgezinnen mee kunnen worden genomen.

Ten slotte hebben we drie *controlevariabelen* meegenomen: het opleidingsniveau van de ouders, het aantal kinderen en de gemiddelde leeftijd van de kinderen in het huishouden.

3.3 Analysemethode

Om tegelijkertijd actor- en partnereffecten te kunnen schatten, is gebruik gemaakt van de *structurele equation modelingtechniek* in AMOS (Arbuckle, 2006). Deze methode houdt rekening met het feit dat de afhankelijke variabelen niet onafhankelijk van elkaar zijn, door de correlatie tussen de meetfouten te modelleren. Bovendien kunnen er meetmodellen voor de latente variabelen (de organisatiecultuur en onzekerheid) worden geschat waarin rekening wordt gehouden met meetfouten. Een laatste voordeel van structural-equationmodellen is dat er rekening gehouden kan worden met de covariantie tussen de verklarende variabelen.

Het geschatte model omvat zowel actor- als partnereffecten (hypothesen 1 en 3) en maakt onderscheid tussen de twee dimensies van kindgerelateerde activiteiten (hypothesen 2 en 4). Of de effecten op routineactiviteiten daadwerkelijk verschillen van de effecten op interactieve activiteiten kan vastgesteld worden door *gelijkheidsrestricties* op te leggen aan de vergelijkingen in het model. Indien de χ^2 -waarde van een model significant verslechtert als de vergelijkingen voor de twee typen activiteiten aan elkaar gelijk worden gesteld, betekent dit dat de relatie tussen routineactiviteiten en een bepaalde werkeis significant sterker of zwakker is dan de relatie tussen interactieve activiteiten en die werkeis.

4. Resultaten

4.1 Beschrijvende en bivariate analyses

De gemiddelde leeftijd van de vaders in onze steekproef is 38,97 jaar en de leeftijd van moeders is iets lager met 36,47 jaar. Het opleidingsniveau van de ouders is op een 11-puntsschaal gemeten en ligt voor zowel vaders als moeders gemiddeld tussen het middelbaar beroepsonderwijs en HAVO. De vrouwen in de steekproef zijn iets hoger opgeleid dan de mannen. Het gemiddelde aantal kinderen is 1,97, wat overeenkomt met het nationaal gemiddelde (CBS-Statline, 2008). De gemiddelde leeftijd van de kinderen is 6,23 en varieert tussen nul en 14,67.

Tabel 1 toont de gemiddelden en standaarddeviaties van de afhankelijke en onafhankelijke variabelen die in het model zijn opgenomen. Op de schaal voor routineactiviteiten scoren de vaders een gemiddelde van 1,19. De gemiddelde frequentie van interactieve activiteiten is lager met een waarde van 0,70. Zoals te verwachten was, zijn de frequenties van de moeders significant hoger dan die van de vaders (de resultaten van *t*-toetsen worden niet weergegeven), met 2,40 op de routineactiviteiten en 1,20 op de interactieve activiteiten.

Tabel 1: Beschrijvende kenmerken van de afhankelijke en onafhankelijke variabelen (ongestandaardiseerd)

	GEM	SD	Bereik
Frequentie van routineactiviteiten vaders	1,19	0,65	0 – 4,00
Frequentie van routineactiviteiten moeders	2,40	1,00	0,40 – 5,40
Frequentie van interactieve activiteiten vaders	0,70	0,49	0,3 – 3,10
Frequentie interactieve activiteiten moeders	1,20	0,65	0,08 – 5,00
Aantal gewerkte uren vaders	39,20	11,90	0 – 104
Aantal gewerkte uren moeders	20,42	12,17	0 – 102
Restrictieve normen organisatiecultuur vaders ^a	3,30	0,65	1 – 4,92
Restrictieve normen organisatiecultuur moeders ^a	3,50	0,61	1 – 5,00
Baanonzekerheid vaders ^a	2,25	0,76	1 – 5
Baanonzekerheid moeders ^a	2,31	0,76	1 – 5
Voltijd/voltijd-verdienerstype	0,07		0 – 1
Gemiddelde leeftijd kinderen	6,22	3,97	0 – 14,67
Aantal kinderen	1,97	0,80	1 – 6
Aantal opleidingsjaren vaders	12,65	2,49	5 – 20
Aantal opleidingsjaren moeders	12,71	2,27	5 – 20

Noot: De gemiddelden en standaarddeviaties van de baankenmerken hebben enkel betrekking op werkende vaders en moeders.

^a Gemiddelde over de items. In het structural-equationmodel is voor deze variabelen een meetmodel geschat.

Bijna alle vaders (97%) hebben een baan en de werkende vaders werkten gemiddeld 38,94 in de week voorafgaand aan het onderzoek. Een ruime meerderheid van de moeders (88%) werkt en zij rapporteerden gemiddeld een werkweek van 20,42 uren. Dit is niet verassend aangezien een groot deel van de Nederlandse vrouwen een deeltijdbaant heeft (SCP, 2006).

Zoals in tabel 2 te zien is, scoren ouders die veel aan routineactiviteiten deelnemen eveneens hoog bij de interactieve activiteiten. Het aantal gewerkte uren van vaders hangt negatief samen met beide typen activiteiten en daarnaast is de correlatie tussen baanonzekerheid en de frequentie van routineactiviteiten significant. Voor de moeders hangt de deelname in kindgerelateerde activiteiten samen met zowel het aantal gewerkte uren als het voltijd/voltijd-verdienerstype. In tabel 2 is eveneens te zien dat de werkeisen onderling ook een samenhang vertonen. Ouders die meer uren werken, hebben banen met minder onzekerheid en vaders die lange uren maken, werken eveneens voor organisaties met een meer familievriendelijke organisatiecultuur. Daarnaast is het opvallend dat voor zowel vaders als moeders meer onzekerheid samengaat met *minder* restrictieve normen wat betreft het gezinsleven. Ten slotte bestaat er een vanzelfsprekende relatie tussen het aantal werkuren en het voltijd/voltijd-verdienerstype.

Tabel 2: Correlaties tussen afhankelijke en onafhankelijke variabelen voor de vaders (onder de diagonaal) en moeders (boven de diagonaal)

	1)	2)	3)	4)	5)	6)	7)	8)	9)
1) Routineactiviteiten	1	0,62 **	-0,14 **	-0,02	0,03	0,03	-0,09 *	-0,45 **	0,05
2) Interactieve activiteiten	0,64 **	1	-0,10 *	-0,03	-0,01	-0,08 *	-0,24 **	-0,01	0,00
3) Aantal gewerkte uren	-0,19 **	-0,13 **	1	-0,03	-0,12 **	0,42 **	-0,04	0,08 *	0,02
4) Restrictieve cultuur	0,08	0,08	-0,21 **	1	-0,33 **	-0,12 **	0,07	0,03	0,08
5) Onzekerheid	-0,10 *	-0,01	-0,08 *	-0,32 **	1	-0,07	-0,01	-0,03	-0,08
6) Voltijd/volgtijd-verdienertype	-0,02	-0,02	0,08 *	-0,09 *	-0,01	1	-0,06	-0,09 *	0,05
7) Gemiddelde leeftijd kinderen	0,36 **	-0,12 **	0,10 *	0,04	0,07	-0,06	1	0,48 **	-0,17 **
8) Aantal kinderen	-0,05	-0,01	0,08 *	0,03	-0,03	-0,09 **	0,48 **	1	0,00
9) Jaren opleiding	0,05	0,00	0,02	0,08	-0,08	-0,05	-0,17 **	0,00	1

* = $p < 0,05$; ** = $p < 0,01$

4.2 Verklarende analyses

Het geschatte model heeft een χ^2 -waarde van 1563,54 met 850 vrijheidsgraden ($p = 0,000$). De fit van het model is goed met een CFI van 0,955 en een RMSEA van 0,036. Op basis van de modificatie-indexen is in het model rekening gehouden met de volgende relaties tussen de onafhankelijke variabelen: de samenhang van het aantal en de leeftijd van de kinderen met de opleidingsniveaus, werkuren en het verdienertype van de ouders, de relatie tussen het opleidingsniveau en baanonzekerheid en de onderlinge samenhang tussen de opleidingsniveaus en organisatieculturen van de ouders.

In het model hangt de deelname van de vaders aan activiteiten met hun kinderen positief samen met de deelname van de moeders ($r = 0,134$ voor routineactiviteiten en $r = 0,110$ voor interactieve activiteiten). Dit resultaat is verassend omdat de demand/response-capacitybenadering ervan uitgaat dat ouders elkaar vervangen in de zorg voor hun kinderen, wat een negatieve samenhang impliceert.

Bij zowel de bivariate en multivariate modellen zijn extra analyses uitgevoerd (resultaten zijn niet gerapporteerd) waarin de effecten voor mannen en vrouwen onderling worden vergeleken. Geen van deze verschillen is significant. Er is voor gekozen de verschillen tussen mannen en vrouwen toch te interpreteren omdat de algemene patronen een vrij eenduidig beeld geven. Bovendien hangt significantie van verschillen in effecten af van de grootte van de standaardfout, wat betekent dat een verschil groot kan zijn, maar toch niet significant omdat een grote standaardfout van het niet-significante effect uitsluitel van de nulhypothese praktisch onmogelijk maakt.

De actoreffecten

De bovenste rijen van tabel 3 hebben betrekking op de actoreffecten in het model. Hypothese 1 voorspelt dat ouders met hogere werkeisen, lagere frequenties van kindgerelateerde activiteiten

Tabel 3: Resultaten van structural-equationmodel. Ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënten en *p*-waarden van de verschillen tussen de effecten op routine- en interactieve activiteiten

	Vaders			Moeders		
	Routine-activiteiten	Interactieve activiteiten	<i>p</i> -waarde ^a	Routine-activiteiten	Interactieve activiteiten	<i>p</i> -waarde ^a
<i>Actor-effecten</i>						
Aantal gewerkte uren	-0,008***	-0,003**	0,00	-0,007**	-0,003	0,07
Restrictieve organisatiecultuur	-0,058	-0,079	0,58	0,023	0,057	0,65
Onzekerheid	-0,064	0,017	0,00	0,002	0,023	0,50
Voltijd/voltijd-verdienerstype	-0,220**	-0,077	0,07	-0,282**	0,216**	0,58
<i>Partner-effecten</i>						
Aantal gewerkte uren	0,007***	0,002	0,00	0,005*	0,006***	0,24
Restrictieve organisatiecultuur	0,130**	0,154**	0,65	-0,015	-0,058	0,53
Onzekerheid	0,000	0,007	0,65	0,066	0,045	0,02
<i>Controle variabelen</i>						
Gemiddelde leeftijd kinderen	-0,071***	-0,023***	0,00	-0,157***	-0,019***	0,00
Aantal kinderen	0,151***	0,049	0,00	0,369***	0,134***	0,00
Jaren opleiding vader	-0,003	0,001	0,81			
Jaren opleiding moeder				-0,024	-0,019*	0,50

*= $p < 0,10$; **= $p < 0,05$; ***= $p < 0,01$.

^a Significantie van verschil in de χ^2 -waarde tussen het model met en zonder gelijkheidsrestricties op de effecten voor beide typen activiteiten. Een significante waarde betekent dat het toevoegen van de gelijkheidsrestrictie tot een verslechtering van het model leidt.

rapporteren. Dit blijkt met name het geval te zijn voor de tijdseisen van werk. Voor de vaders hangt het aantal gewerkte uren negatief samen met beide typen activiteiten en voor de moeders bestaat er een negatieve samenhang met de routineactiviteiten. Naast het aantal gewerkte uren, lijkt ook het verdienerstype van belang te zijn. Ouders in de voltijd/voltijd-verdienersgezinnen participeren minder in kindgerelateerde activiteiten dan ouders in andere typen gezinnen. Alleen de relatie tussen het voltijd/voltijd-verdienerstype en de interactieve activiteiten van vaders is niet significant. De baankenmerken lijken er weinig toe te doen; er zijn slecht marginaal significante relaties voor de organisatiecultuur en baanonzekerheid van de vaders. We kunnen daarom concluderen dat hypothese 1 maar gedeeltelijk wordt bevestigd.

Hypothese 2 voorspelde dat werkeisen sterker samenhangen met de deelname aan interactieve activiteiten dan met de deelname aan routineactiviteiten. Om deze hypothese te toetsen zijn gelijkheidsrestricties opgelegd aan de vergelijkingen voor de routine- en interactieve activiteiten. Indien het opleggen van een bepaalde restrictie tot een significante verslechtering van

de χ^2 leidt (die dus niet aan het toeval toe te kennen is), betekent dit dat de twee vergelijkingen significant van elkaar verschillen. In tabel 3 zijn de resultaten van de significantietesten te zien, waarbij de p -waarden staan voor de test van het verschil tussen de coëfficiënten voor de routine- en interactieve activiteiten. De resultaten laten zien dat er vooral bij de vaders een verschil tussen de twee typen activiteiten bestaat. Bij de moeders verschillen de effecten van hun werkeisen alleen marginaal voor het aantal gewerkte uren (waarbij de effectgrootte groter is voor routineactiviteiten). Voor de vaders hangen de werkeisen sterker negatief samen met de routineactiviteiten dan met de interactieve activiteiten. Deze bevinding is precies tegengesteld aan de verwachting van hypothese 2. Het aantal gewerkte uren hangt sterker samen met de deelname in routineactiviteiten dan met de deelname in interactieve activiteiten en hetzelfde geldt voor de invloed van baanonzekerheid. Daarnaast is het verschil met betrekking tot het voltijd/voltijd-verdienertype marginaal significant. Samenvattend kan gesteld worden dat hypothese 2 niet ondersteund wordt. Integendeel, met name voor vaders is de samenhang tussen werkeisen en de routineactiviteiten sterker in plaats van zwakker dan de samenhang tussen werkeisen en interactieve activiteiten.

De partnereffecten

De middelste rijen van tabel 3 tonen de partnereffecten. Hypothese 3 voorspelde dat ouders hun eigen deelname aan kindgerelateerde activiteiten vergroten naarmate de werkeisen van hun partner toenemen. Vaders participeren meer in routineactiviteiten als hun partner meer uren werkt, en voor moeders geldt hetzelfde maar dan voor interactieve activiteiten. Voor de vaders blijken er bovendien partnereffecten te bestaan met betrekking tot de organisatiecultuur van de moeders. Meer restrictieve normen in de organisatie van de vrouw hangen samen met een hogere participatie van de vader in zowel routine- als interactieve activiteiten.

Hypothese 4 stelt dat de werkeisen van de partner sterker samenhangen met de eigen deelname aan routineactiviteiten dan met de eigen deelname aan interactieve activiteiten. Uit de resultaten blijkt dat dit slechts bij één van de partnereffecten het geval is. De invloed van het aantal gewerkte uren van de moeder op de rapportages van de vaders is inderdaad sterker voor de routineactiviteiten dan voor de interactieve activiteiten. Hoewel het aantal gewerkte uren door de vader alleen een samenhang vertoont met de interactieve activiteiten van de moeders, verschilt deze relatie niet significant van de (marginaal significante) relatie met routineactiviteiten. Ook voor de vaders verschilt het partnereffect van de organisatiecultuur van de moeder niet voor routine- en interactieve activiteiten.

Wat betreft de controlevariabelen laten de analyses zien dat ouders hogere frequenties van kindgerelateerde activiteiten rapporteren als hun kinderen jonger zijn en ze meer kinderen hebben. In al deze gevallen is de samenhang met de routineactiviteiten sterker dan de samenhang met de interactieve activiteiten.

5. Discussie

Het doel van deze studie was om te onderzoeken in welke mate de deelname van ouders aan activiteiten met hun kinderen gerelateerd is aan de eigen werkeisen én aan de werkeisen van hun partners. Net als in eerdere studies naar deze relatie bleek de samenhang vrij klein te zijn. Toch draagt deze studie op twee manieren bij aan de huidige kennis. Allereerst is gebleken dat voor mannen werk een grotere impact heeft op hun deelname aan routineactiviteiten dan op hun deelname aan interactieve activiteiten. Bij moeders is dit onderscheid er niet. Ten tweede laten onze bevindingen een patroon zien waarin mannen sterker op de werkeisen van hun partner reageren dan vrouwen. Mannen vergroten hun deelname aan kindgerelateerde activiteiten niet alleen als hun vrouw meer uren werkt, maar ook als hun partner voor een organisatie werkt waar de organisatiecultuur de werk-privé-combinatie bemoeilijkt, bijvoorbeeld doordat overwerk als een teken van betrokkenheid wordt gezien.

De bevinding dat ouders relatief ongevoelig zijn voor hun werkeisen, ook als er onderscheid wordt gemaakt tussen verschillende typen activiteiten en er naar kwalitatieve baankennmerken wordt gekeken, kan het resultaat zijn van actieve bescherming van de tijd die met kinderen wordt doorgebracht, maar kan ook een indicatie zijn dat ouders zich zo sterk verantwoordelijk voelen voor kindgerelateerde activiteiten dat ze hierdoor weinig keuzeruimte ervaren (Bianchi, 2000; Nock & Kingston, 1988).

Het verschil tussen de typen activiteiten van vaders suggereert dat de demand/response-capacitybenadering een betere verklaring biedt voor de routineactiviteiten van vaders dan voor hun interactieve activiteiten. Dit kan mogelijk verklaard worden vanuit de specifieke aard van routineactiviteiten. Er is vaak gesuggereerd dat vaders zich in de betrokkenheid bij hun kinderen met name op de leukere activiteiten richten (Bianchi e. a., 2006: 66; Robinson & Godbey, 1999: 374). Dit zou kunnen betekenen dat vaders hun werkeisen sterker ten koste laten gaan van de minder aangename routineactiviteiten. In het geval van de sterkere partnereffecten op de routineactiviteiten van vaders, is het denkbaar dat moeders hier een rol in spelen. Mogelijk stimuleren moeders hun partners met name om hun bijdrage aan routineactiviteiten te vergroten wanneer hun eigen beschikbaarheid minder is, omdat de noodzaak van deze activiteiten groter is.

De bevinding dat vaders op meer aspecten van het werk van hun vrouw reageren dan vice versa duidt op een interessant genderverschil. Mogelijk is het zo dat de moeders de tijd met hun kinderen zo sterk beschermen en maximaliseren dat hun eigen werk en dat van hun partner er weinig toe doet. Seksespecifieke normen kunnen eveneens aan dit verschil ten grondslag liggen. Volgens Bielby (1992) is het zo dat het van mannen in grotere mate wordt geaccepteerd als hun werk ten koste gaat van het gezinsleven dan van vrouwen en dat het werk van mannen daarom ook grotere implicaties heeft voor het gezin.

Hoewel de meer kwalitatieve en sociale aspecten van werk – de organisatiecultuur en baanonzekerheid – enigszins samenhangen met de betrokkenheid van vaders, deden deze kenmerken er relatief weinig toe. Het is mogelijk dat de specifieke situatie in Nederland hieraan ten grondslag ligt. Als een ouder een deeltijdbaai heeft, biedt dit hem of haar immers meer moge-

lijkheden om de rollen van werknemer en ouder op een goede manier te combineren (Becker & Moen, 1999; Hochschild, 1997; Valcour & Batt, 2003). Met andere woorden, het is mogelijk dat het werken in deeltijd als een buffer functioneert, waardoor het gezinsleven beschermd wordt tegen de eisen vanuit het werk. Omdat mannen in Nederland weinig uren werken in vergelijking met andere landen (Gershuny, 2000), zou dit mechanisme niet alleen voor de voornamelijk in deeltijd werkende vrouwen, maar ook voor de vaders kunnen gelden. Internationaal vergelijkend onderzoek zou uit kunnen wijzen of werkeisen een sterker effect hebben in landen waar ouders meer uren werken.

Als we ervan uitgaan dat tijd en energie inderdaad schaarse hulpbronnen zijn, impliceren de kleine effecten van werk op de deelname aan activiteiten met kinderen dat de werkeisen ten koste gaan van andere activiteiten van ouders. Hierbij is bijvoorbeeld te denken aan de 'pure' vrije tijd die ouders zonder hun kinderen doorbrengen (Bittman & Wacjman, 2000). Onze studie biedt daarin extra ondersteuning voor het idee dat ouders steeds vaker een dubbele last op zich nemen. Door het werk niet ten koste te laten gaan van het gezinsleven, vergroten ouders hun totale tijdsbesteding aan betaalde en onbetaalde arbeid en dit kan belangrijke implicaties voor hun welzijn hebben.

Omdat onze analyses gebaseerd zijn op cross-sectionele data, kunnen we de mogelijkheid van selectie-effecten niet uitsluiten. Ouders kunnen voor een bepaalde arbeidsorganisatie kiezen omdat ze de tijd die ze met hun kinderen doorbrengen, willen maximaliseren. Iets soortgelijks kan gelden voor de keuze van het aantal gewerkte uren. Gesthuizen en Dagevos (2005) hebben echter aangetoond dat werknemers met kinderen minder vaak van baan veranderen dan kinderloze werknemers, ongeacht de tevredenheid met hun werk. Toekomstig onderzoek zou uit kunnen wijzen of het niet beter is om het aantal gewerkte uren als endogene variabele mee te nemen bij het verklaren van tijdsbesteding met kinderen. Net als eerder onderzoek zijn we in deze studie ervan uitgegaan dat het aantal gewerkte uren bepaalt hoeveel tijd er overblijft voor gezinsactiviteiten, maar het is eveneens waarschijnlijk dat ouders tegelijkertijd beslissen hoe zij hun tijd tussen hun werk en gezin verdelen. Zo heeft eerder onderzoek aangetoond dat met name moeders hun werktijden soms aanpassen zodat deze beter op het gezinsleven aansluiten (England & Farkas, 1986; Gauthier e.a., 2004; Presser, 1986). Deze causaliteit verdient verdere aandacht omdat het de effecten van werk op het gezin kan onderdrukken (Bianchi e.a., 2006: 86).

Tijdsbestedingsonderzoek schaart de tijd die aan kinderen besteed wordt over het algemeen onder de noemer van huishoudelijk werk. Omdat er echter ook een zekere intrinsieke waarde van deze activiteiten uitgaat (Gronau, 1977; Gershuny, 2000) kunnen er vraagtekens bij deze keuze worden gezet. Deze discussie heeft belangrijke theoretische implicaties. Verdelen ouders kindgerelateerde activiteiten onderling, zoals ze het koken of afwassen verdelen, of is de betrokkenheid bij de kinderen een onderdeel van de leefstijl van een gezin? Dit onderzoek heeft aangetoond dat de tijdsbesteding met kinderen beide elementen in zich heeft. Ouders vergroten hun deelname in kindgerelateerde activiteiten als hun partner hoge werkeisen ervaart, wat in de richting van de verdeling van arbeid wijst. Aan de andere kant laten onze resultaten zien dat sterk betrokken vaders getrouwd zijn of samenwonen met sterk betrokken moeders, wat op een gedeelde leefstijl duidt. Toekomstig onderzoek zou dit in beschouwing moeten nemen en

activiteiten met kinderen niet automatisch gelijkstellen aan huishoudelijke arbeid.

Tot slot hebben ook wij aangetoond dat mannen minder in activiteiten met hun kinderen participeren dan vrouwen, zoals eerder onderzoek al vaak heeft laten zien. We hebben echter ook laten zien dat juist de participatie van vaders het meest te beïnvloeden is. De participatie van moeders hangt alleen samen met haar eigen werkuren, met die van haar partner en met het verdienertype, terwijl vaders beïnvloed worden door hun eigen werkuren, het verdienertype én door het aantal gewerkte uren en organisatiecultuur van de moeder. Beleid gericht op het stimuleren van de betrokkenheid van vaders bij het gezinsleven zou zich daarom op verschillende aspecten van het werk van vaders zelf kunnen richten, alsmede op de arbeidsmarktparticipatie van moeders.

Noot

1. Anne Roeters en Tanja van der Lippe zijn verbonden aan het ICS en de vakgroep Sociologie van de Universiteit Utrecht. Esther Kluwer is werkzaam bij de vakgroep Sociale en Organisationspsychologie/KLI, eveneens van de Universiteit Utrecht. Correspondentieadres: Anne Roeters, Universiteit Utrecht, Sociologie / ICS, Postbus 80140, 3508 TC Utrecht, e-mail: a.roeters@uu.nl.

Dit onderzoek maakt onderdeel uit van het High Potential Project *Interdependencies between work and family life* dat wordt gecoördineerd door Tanja van der Lippe en Esther Kluwer en is gefinancierd door de Universiteit Utrecht. De auteurs willen Melinda Mills, Jeroen Weesie en de deelnemers van het Work-family-seminar van de Universiteit Utrecht bedanken voor hun commentaar en advies.

Referenties

- Arbuckle, J. (2006). *Amos 7.0 user's guide*. AMOS development Corporation.
- Becker, G.S. (1991). *A treatise on the family*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Becker, P.E. & Moen, P. (1999). Scaling back: dual-earner couples' work-family strategies. *Journal of Marriage and the Family*, 61, 995-1007.
- Bianchi, S.M. (2000). Maternal employment and time with children: Dramatic change or surprising continuity. *Demography*, 31, 401-414.
- Bianchi, S.M., Robinson J.P. & Milkie M.A. (2006). *Changing rhythms of American family life*. New York: Russell Sage Foundation Publications.
- Bielby, D.D. (1992). Commitment to work and family. *Annual Review of Sociology*, 18, 281-302.
- Bittman, M. & Wacjman, J. (2000). The rush hour: The character of leisure time and gender equity. *Social Forces*, 79, 165-189.
- Blood, P.O. Jr. & Wolfe, D.M. (1960). *Husbands and wives*. New York: Free Press.
- Bogenscheider, K. (1997). Parental involvement in adolescent schooling: A proximal process with transcontextual validity. *Journal of Marriage and the Family*, 59, 718-733.
- Brayfield, A. (1995). Juggling jobs and kids: The impact of employment schedules on fathers' caring for children. *Journal of Marriage and the Family*, 57, 321-332.

- Breedveld, K. & Broek, A. van den (2004). *De veeleisende samenleving: de sociaal-culturele context van psychische vermoeidheid*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- CBS (2008). *CBS-Statline 2008*. Voorburg: Centraal Bureau voor de Statistiek.
- Coverman, S. (1985). Explaining husband's participation in domestic labor. *Sociological Quarterly*, 26, 81-97.
- Crompton, R., Lewis, S., & Lyonette, C. (Eds.) (2007). *Women, men, work and family in Europe*. New York: Palgrave Macmillan.
- Dykstra, P.A. & Valk, H.A.G. de (2007). Criminelen in de familie. Verband tussen crimineel gedrag en bevolkingskenmerken onderzocht. *Demos*, 2, 6-8.
- Eby, L.T., Casper, W.J., Lockwood, A., Bordeaux, C., & Brinley, A. (2005). Work and family research in IO/OB: Content analysis and review of the literature (1980-2002). *Journal of Vocational Behavior*, 66, 124-197.
- England, P. & Farkas, G. (1986). *Households, employment, and gender: A social, economic, and demographic view*. New York: Aldine.
- Gauthier, A.H., Smeeding, T.M. & Furstenberg, F.F. (2004). Are parents investing less time in children: Trends in selected industrialized countries. *Population and Development Review*, 30, 647-671.
- Gershuny, J. (2000). *Changing times. Work and leisure in postindustrial society*. Oxford: Oxford University Press.
- Gesthuizen, M. & Dagevos, J. (2005). *Arbeidsmobiliteit in goede banen*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Gottfried, A.E. & Gottfried, A.W. (2006). A long-term investigation of the role of maternal and dual-earner employment in children's development: The Fullerton longitudinal study. *American Behavioral Scientist*, 49, 1310-1327.
- Greenhaus, J.H., & Beutell, N.J. (1985). Sources of conflict between work and family roles. *Academy of Management Review*, 10, 76-88.
- Gronau, R. (1977). Leisure, home production, and work. The theory of the allocation of time revisited. *The Journal of Political Economy*, 85, 1099-1124.
- Harris, K.M. & Morgan, S.P. (1991). Fathers, sons, and daughters: Differential paternal involvement in parenting. *Journal of Marriage and the Family*, 53, 531-544.
- Hawkins, A.J. & Olson, J.A. (1993). Another cautionary note on interpreting regression results in family research: A comment on Peterson and Gerson (1992). *Journal of Marriage and the Family*, 55, 505-507.
- Hochschild, A. (1997). *The time bind: When work becomes home and home becomes work*. New York: Metropolitan/Holt.
- Kalmijn, M. & Bernasco, W. (2001). Joint and separated lifestyles in couple relationships. *Journal of Marriage and Family*, 63, 639-654.
- Kenny, D.A. (1996). Models of non-independence in dyadic research. *Journal of Social and Personal Relationships*, 13, 279-294.
- Kenny, D.A., & Cook, W. (1999). Partner effects in relationship research: Conceptual issues, analytical difficulties, and illustrations. *Personal Relationships*, 6, 433-448.

- Lippe, T. van der (2007). Dutch workers and time pressure: household and workplace characteristics. *Work, employment and society*, 21, 693-711.
- McBride, B.A., & Mills, G. (1993). A comparison of mother and father involvement with their preschool age children. *Early Childhood Research Quarterly*, 8, 457-477
- Moen, P. (Ed.) (2003). *It's about time. Couples and careers*. Cornell: Cornell University Press.
- Nock, S.L. & Kingston P.W. (1988). Time with children: The impact of couples' work – time commitments. *Social Forces*, 67, 59-85.
- Peterson, R.R. & Gerson, K. (1992). Determinants of responsibility for child care arrangements among dual-earner couples. *Journal of Marriage and the Family*, 54, 527-536.
- Presser, H.B. (1986). Shift work among American women and child care. *Journal of Marriage and the Family*, 48, 551-563.
- Presser, H.B. (1994). Employment schedules among dual-earner spouses and the division of household labor by gender. *American Sociological Review*, 59, 348-364.
- Pleck, J.H. (1979). Men's family work: Three perspectives and some new data. *The Family Coordinator*, 28, 481-488.
- Robinson, J.P. & Godbey, G. (1999). *Time for life: The surprising ways Americans use their time*. University Park: Pennsylvania State University Press.
- Sociaal en Cultureel Planbureau (2006). *Emancipatiemonitor 2006*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Shaw, S.M. (1997). Controversies and contradictions in family leisure: An analysis of conflicting paradigms. *Journal of Leisure Research*, 29, 98-112.
- Thompson, C.A., Beauvais, L.L. & Lyness, K.S. (1999). When work-family benefits are not enough: The influence of work-family culture on benefit utilization, organizational attachment, and work-family conflict. *Journal of Vocational Behavior*, 54, 392-415.
- Valcour, P.M. & Batt, R. (2003). Work-life integration: Challenges and organizational responses. In P. Moen (Ed.). *It's about time: Couples and careers*. Cornell: Cornell University Press.
- Yabiku, S.T., Acinn, W.G. & Thorton, A. (1999). Family integration and children's self-esteem. *American Journal of Sociology*, 104, 1494-1524.