

Departement Politieke  
en Sociale Wetenschappen  
Universiteit Antwerpen - UIA

# papers

1997 / 4

**De verdeling van de  
huishoudelijke arbeid:  
introductie van een  
interactiemodel**

*Sven De Bruyn*



97/4

## Colofon

PSW-Papers is een initiatief van het departement Politieke en Sociale Wetenschappen van de Universiteit Antwerpen - UIA. De paperreeks heeft als doel het wetenschappelijk onderzoek dat aan het departement wordt verricht, te valoriseren en aan de buitenwereld kenbaar te maken.

*Redactie:*

Herman VAN PELT, coördinator  
Peter BURSENS  
Nico CARPENTIER  
Sven DE BRUYN  
Kristof DE LEEMANS

*Redactieadres:*

PSW-PAPERS  
Universiteitsplein 1  
B-2610 Antwerpen (Wilrijk)  
Fax: + 32 3 820 28 82  
E-mail: pswpaper@uia.ua.ac.be

PSW-Papers verschijnt viermaandelijks: maximaal 12 nummers per jaar, in de regel telkens 4 nummers op 3 publicatiemomenten (1 maart, 1 juli en 1 december) waarbij naar een evenwicht wordt gestreefd in bijdragen uit de verschillende afstudeerrichtingen van het departement (Bestuurswetenschappen, Communicatiewetenschap, Internationale Politiek en Sociale Wetenschappen).

Meer informatie over PSW-Papers en het departement Politieke en Sociale Wetenschappen vindt U op de website: <http://psw-www.uia.ac.be/psw/>

Bijkomende exemplaren van dit of andere nummers kunnen aan de hand van het ingesloten formulier worden besteld op bovenstaand adres aan de prijs van 100 BEF (incl. verzending). De betaling gebeurt door het vereiste bedrag over te schrijven op het rekeningnummer 001-1354227-86 met vermelding van 'psw-papers'.

V.U.: Herman VAN PELT

## PSW-Papers...

In zijn 25-jarig bestaan heeft het departement Politieke en Sociale Wetenschappen van de Universiteit Antwerpen (U.I.A.) een uitgebreid palmares van wetenschappelijk onderzoek samengesteld. Aanvankelijk kwamen hoofdzakelijk thema's uit de sociale wetenschappen aan bod. De laatste jaren hebben ook de internationale politiek, de bestuurswetenschappen en de communicatiewetenschappen zich sterk geprofileerd en baanbrekend werk verricht.

De publicatie van deze PSW-Papers bewijst dat het departement de wind in de zeilen heeft. Het initiatief wil de dialoog aanwakkeren met de samenleving, de vakgenoten en de opdrachtgevers, en zodoende de spin-offs van het wetenschappelijk onderzoek in het boeiende domein van de politieke en sociale wetenschappen vergroten. Tegelijkertijd komt in de PSW-Papers het professionalisme tot uiting van een hele ploeg onderzoekers. Zij hebben hun sporen ruimschoots verdiend en worden aangezocht voor nieuwe, veeleisende onderzoeksopdrachten.

Het is betekenisvol dat de PSW-Papers worden gelanceerd op een ogenblik dat veel documenten worden verspreid langs de websites van de onderzoekscentra. Wie op zoek is naar meer gedetailleerde informatie over het lopend onderzoek, kan de website van het departement bezoeken. Maar wie synthese en overzichtelijke resultaten belangrijk vindt, wie van nabij wil kennismaken met een concreet project, ver weg van het geruis van de elektronische informatieoverdracht, of wie de diepte van het onderzoekspotentieel wil peilen, vindt nu ook zijn gading in de PSW-Papers.

Herman Meulemans  
Voorzitter dept. Politieke en Sociale Wetenschappen  
Universiteit Antwerpen  
(U.I.A.)

## PSW-Papers...

Pendant les 25 années de son existence, le département de Sciences Politiques et Sociales de l'Université d'Anvers (U.I.A.) a réalisé un palmarès étendu d'études scientifiques. A l'origine, les sujets traités étaient principalement du domaine des sciences sociales. Les dernières années, la politique internationale, les sciences administratives et les sciences de la communication se sont affirmées et un travail de pionnier a été accompli.

La publication de cette série d'études de sciences politiques et sociales est la preuve que le département est en plein essor. Cette initiative a pour objectif de stimuler le dialogue avec la société, les collègues et les donateurs d'ordre et ainsi d'augmenter l'impact favorable de la recherche scientifique dans le domaine passionnant des sciences politiques et sociales. Cette série est en même temps une manifestation du professionnalisme de toute une équipe de chercheurs. Ceux-ci ont largement fait leurs preuves et sont sollicités pour des missions de recherche exigeantes.

Il est significatif que ces publications soient lancées à un moment où de nombreux documents sont diffusés via les websites des centres de recherche. Pour celui qui est à la recherche d'une information plus détaillée sur une étude en cours, une visite au website du département peut être utile. En revanche, celui qui souhaite avoir une synthèse des études et un aperçu des résultats de celles-ci ou celui qui désire avoir une connaissance plus approfondie d'un projet concret, loin du bruit de fond de la transmission électronique d'information, ou encore celui qui veut sonder la profondeur du potentiel de recherche, trouvera, aujourd'hui encore, ce qu'il lui faut dans cette série de publications de sciences politiques et sociales.

Herman Meulemans  
Président dépt. Sciences Politiques et Sociales  
Universiteit Antwerpen  
(U.I.A.)

## **PSW-Papers...**

Over the past 25 years the department of Political and Social Sciences of the University of Antwerp (U.I.A.) has had an impressive record of scientific research. Initially focusing mainly on the social sciences, research now includes international relations, administration science and communication science.

The publication of these Political and Social Sciences Papers proves that the department is on the right track. By promoting dialogue with society, colleagues and sponsors, the department wishes to expand spin-offs in the fascinating field of political and social sciences. The Political and Social Sciences Papers also testify to the research teams' professionalism. They have won their spurs and are being petitioned for new, demanding research assignments.

It is significant that the Political and Social Sciences Papers are being launched at a time when many documents are distributed through research centre websites. The department's website has detailed information on ongoing research. However, persons interested in a clear and concise outline and easy-reference results or an upfront view of a concrete project should consult the Political and Social Sciences Papers. Far removed from the continuous buzz of computers it will provide answers to all those wishing to penetrate the very depths of the department's research.

Herman Meulemans  
Chairman dept. Political and Social Sciences  
Universiteit Antwerpen (U.I.A.)

**De verdeling van de huishoudelijke arbeid:  
introdactie van een interactiemodel**

**Sven De Bruyn**

**1 december 1997**

## 1. Inleiding

De groeiende participatie van vrouwen op de arbeidsmarkt deed bij gezinssociologen de vraag rijzen of ook de verdeling van de arbeid binnen het huishouden aan verandering onderhevig was. In de literatuur werden verschillende hypothesen onderzocht omtrent de verdeling van de huishoudelijke arbeid. Het gros van deze hypothesen zijn afgeleid van de drie belangrijkste theorieën over het waarom en het hoe van de verdeling van de huishoudelijke arbeid:

- 1) *Relative resources*: een surplus aan bepaalde middelen (inkomen, opleiding) zou de man of vrouw meer macht geven in het proces van de totstandkoming van de verdeling van de arbeid in het huishouden. Ook een optimale efficiëntie in het toekennen van resources speelt een rol.
- 2) *Gender role ideology / socialization*: traditionele opvattingen van man en/of vrouw zouden de verdeling van de huishoudelijke arbeid beïnvloeden.
- 3) *Time availability*: het hebben van meer tijd (eventueel in vergelijking met de beschikbare tijd van de vrouw) zou er toe leiden dat mannen meer doen in het huishouden

### *Relative resources*

De relative resources theorie bestaat uit twee belangrijke pijlers (Coverman 1985). De eerste beschouwt de machtsrelaties binnen een paar en stelt dat de verdeling van de huishoudelijke arbeid een weerspiegeling is van de machtsverhoudingen binnen het gezin. De onderliggende assumptie is dat huishoudelijk werk een onplezierige taak is met een lage status. De macht waarover men beschikt ten opzichte van de partner zal aangewend worden om de verantwoordelijkheid voor deze taak van zich af te schuiven. Macht binnen het huishouden kent voor een deel zijn oorsprong in economische macht en wie meer economische macht heeft (groter inkomen, hogere



opleiding en status van de job) zal minder in het huishouden doen (Blood and Wolfe 1965). Sterk gebaseerd op de sociale ruiltheorie is de tweede pijler van het relative resources denken: micro-economische processen spelen zich af op het gezinsniveau die er op gericht zijn de tijd van de gezinsleden op een zo efficiënt mogelijke manier aan te wenden (Becker 1974). Gekozen moet worden tussen vrije tijd, huishoudelijke arbeid en arbeid buitenshuis en factoren als opleiding, capaciteit tot inkomensverwerving en mogelijkheden tot het bereiken van bepaalde arbeidsposities spelen een rol in de toekenning van de taken aan gezinsleden.

### *Gender role ideology*

Mensen worden gesocialiseerd in bepaalde waarden. Daarbij zijn ook waarden omtrent de juiste plaats van man en vrouw. Deze waarden vormen een visie op hoe een man of een vrouw zich zou moeten gedragen, welke taken hij of zij idealiter op zich zou moeten nemen enzovoort. De hypothese is dat mensen zich ook in werkelijkheid gaan gedragen naar de waarden die zij aanhouden: hoe traditioneler de visie van de partners op de taak van man en vrouw in de samenleving, hoe minder de man en hoe meer de vrouw in het huishouden zou doen.

### *Time availability*

Huishoudelijke taken zouden kunnen verdeeld worden op basis van de hoeveelheid tijd die mannen en vrouwen daarvoor ter hunner beschikking hebben (Ross 1987). De onderliggende assumptie is dat de partners in een relatie een rationele berekening maken van de totale tijd die nodig is om bepaalde essentiële huishoudelijke taken te verrichten en dan kijken wie van de twee de tijd heeft om ze uit te voeren. De aanwezigheid van jonge kinderen zou de huishoudelijke werklast verhogen. Betaalde arbeid buitenshuis van beide partners zou de mogelijkheden van zowel man als

vrouw om deze taken op zich te nemen beperken. Coverman (1985) formuleert de resulterende hypothese voor de hoeveelheid arbeid die de man in het huishouden verricht als volgt en noemt ze de *demand/response capability* hypothese:

*husbands' domestic hours are a function of demands on husbands to fulfill domestic responsibilities along with their capability to respond to these demands. Demand is reflected by number of children and spouse's employment status. In a sense, demand reflects household pressures to modify the traditional division of domestic labor. Indicators of response capability include numbers of hours in paid work and, less importantly, absolute level of earnings. Ideally, a measure of the flexibility characterizing men's employment situations should also be included. (Coverman 1985, p. 84)*

Het is de bedoeling van deze paper deze hypothesen te onderzoeken, waarbij de nadruk op de laatste komt te liggen.

## **2. Data en variabelen**

### **2.1. Data**

De data gebruikt voor deze studie werd verzameld in het kader van de Panel Studie van Belgische Huishoudens (PSBH). De PSBH bestaat eigenlijk uit drie clustersteekproeven van huishoudens, een voor elk gewest. De clusters werden voor elke steekproef verdeeld over alle gemeenten op zodanige wijze dat elke gemeente een kans had om clusters toegewezen te krijgen, die proportioneel was aan het aantal inwoners in de gemeente. Bij weigering tot deelname van de huishoudens werd er vervangen naar leeftijd van het gezinshoofd en gezinstype. Voor meer

informatie omtrent methode van steekproeftrekking, non-respons en representativiteit kan Jacobs *et al.* (1994) geraadpleegd worden.

Elk lid van 16 jaar of ouder van een meewerkend huishouden wordt geacht jaarlijks een persoonlijke vragenlijst in te vullen. Bovendien wordt van elk huishouden een huishoudenlijst afgenomen en worden gegevens omtrent de gezinssamenstelling opgetekend in het contactenblad. Uit het totaal van deze informatie selecteerden we een sub-dataset van koppels uit het Vlaamse gewest waarvan zowel man als vrouw tussen de 16 en 59 jaar oud waren en die in de eerste vier golven bij elkaar bleven<sup>1</sup>.

## 2.2. Verdeling van de huishoudelijke arbeid

Arbeidsverdeling op huishoudelijk niveau kan met behulp van de PSBH-data slechts bij benadering weergegeven worden. De tijd die er wordt besteed aan de verschillende taken die de huishoudelijke arbeid omvat, wordt niet rechtstreeks in uren gemeten. Wel wordt elk volwassen lid van het huishouden gevraagd in welke mate (nooit, zelden, dikwijls, altijd) hij/zij voor bepaalde huishoudelijke taken instaat. Daar zijn onder andere bij: poetsen en schoonmaken, boodschappen doen, dagelijks koken en wassen en strijken. Wanneer we de antwoorden voor deze taken als volgt coderen: nooit=0; zelden=0,25; dikwijls=0,75 en altijd=1 en vervolgens het gemiddelde van deze vier scores nemen<sup>2</sup>, hebben we een index (aandeel in huishoudelijke arbeid = aihha) van de door die persoon geïnvesteerde tijd in de huishoudelijke arbeid. Uiteraard gaat het hier over de eigen perceptie van de in deze taken geïnvesteerde verantwoordelijkheid en betekent dit

---

<sup>1</sup> Vermits we cross-sectioneel werken is deze voorwaarde strikt genomen niet noodzakelijk. In een latere paper zullen we echter de evolutie in de verdeling van de huishoudelijke arbeid onderzoeken (longitudinaal perspectief). Deze restrictie werd dus weerhouden om de vergelijkbaarheid van de resultaten tussen de twee papers te kunnen garanderen.

<sup>2</sup> We gebruiken deze codering omwille van de niet evenredige 'afstand' die er bestaat tussen de categorieën nooit en zelden en dikwijls en altijd enerzijds en de categorieën zelden en dikwijls anderzijds.

nog niet meteen dat deze perceptie met de werkelijkheid overeenstemt. Het is noodzakelijk de aanname die we maken wanneer we gebruik maken van deze index even aan te stippen. Elke verschillende huishoudelijke taak krijgt in onze index hetzelfde gewicht, afgezien van de werkelijke tijd gespendeerd aan deze bepaalde taak.

	Aihha	
	mannen	vrouwen
1995	0.27	0.89

**Tabel 2.1: indexen voor het aandeel in huishoudelijke arbeid van mannen en vrouwen**

Uit Tabel 2.1 blijkt in ieder geval dat het huishoudelijk werk voor het overgrote deel nog het terrein is van de vrouw.

De aihha van mannen en vrouwen binnen hetzelfde koppel zijn negatief gecorreleerd<sup>3</sup> wat er op wijst dat een hogere score voor de aihha van het ene geslacht samengaat met een lagere score van de aihha van het andere geslacht (bijvoorbeeld in het geval waar de vrouw alle huishoudelijke taken op zich neemt en de man geen enkele). De niet perfecte correlatie duidt erop dat deze beide indexen afzonderlijk van elkaar kunnen variëren<sup>4</sup>. Er kan bijvoorbeeld een gelijkere verdeling zijn van het huishoudelijk werk binnen het koppel, waardoor ze beiden tegelijkertijd dikwijls of altijd verantwoordelijk zijn voor bepaalde taken en bijgevolg beiden hoger scoren op de aihha-index. Er kunnen ook versturende elementen optreden: het koppel kan een betaalde kracht in dienst hebben die bepaalde huishoudelijke taken op zich neemt, waardoor de score van de aihha van zowel man als vrouw zakt.

<sup>3</sup> De correlatie is -0.446.

<sup>4</sup> De aihha-index van de man verklaart in 1995 20% van de variatie in de aihha-index van de vrouw.

Het leek ons daarom interessant nog een andere index te berekenen die zowel de aihha-score van de man als die van de vrouw in rekening brengt. Deze nieuwe index raihham (relatieve aandeel in de huishoudelijke arbeid van de man) wordt als volgt berekend:

$$\text{raihham} = \text{aihha man} / (\text{aihha man} + \text{aihha vrouw})$$

Hij geeft ons zoals de naam doet vermoeden een ruwe indicatie van de hoeveelheid huishoudelijke arbeid die de man voor zijn rekening neemt op de totale hoeveelheid huishoudelijke arbeid. Het gemiddelde voor deze raihha-index was in de vierde golf 0.22.

We proberen de variatie te verklaren in deze index in de vierde golf en dit zowel voor mannen als voor vrouwen enerzijds en voor het relatieve aandeel van mannen anderzijds. Dit doen we door een 'ordinary least squares' regressiemodel te schatten. We gebruikten daarvoor de volgende onafhankelijke variabelen.

### 2.3 Opleiding

Verschillende studies operationaliseren waarden rechtstreeks aan de hand van een of andere schaal die de traditionaliteit van de opvattingen van mannen en vrouwen omtrent de verdeling van huishoudelijke arbeid meet (Stafford, Backman et al. 1977; Coverman 1985; Ross 1987; Brayfield 1992; Coltrane and Ishii-Kuntz 1992; Gershuny, Godwin et al. 1994). Voor deze studie kunnen we niet beschikken over dergelijke schaal. Daarom moeten we ons behelpen met een indirecte indicator van waarden, namelijk de opleiding: een hoger opleidingsniveau zou samengaan met een gelijkere verdeling van arbeid omdat een niet-traditionele of meer egalitaire visie op de voorgeschreven geslachtsrollen meer zou voorkomen bij hoger opgeleiden (Farkas 1976).

Opleiding kan ook echter geïnterpreteerd worden als een indicator van de macht die men heeft binnen een relatie (Ericksen, Yancey et al. 1979). Hoe hoger de opleiding van de vrouw, hoe meer onderhandelingsmacht ze heeft om een gunstigere verdeling van de huishoudelijke arbeid te bedingen. Treffend is hier wel dat de richting van het effect van de opleiding van de vrouw voor de twee hypothesen gelijk is. Als we uitgaan van een ongelijke verdeling van de huishoudelijke arbeid ten nadele van de vrouw, dan is de veronderstelling dat een hogere opleiding van de vrouw zal samengaan met een minder traditionele levensvisie en dus een gelijkere verdeling van de huishoudelijke arbeid, of ook, door een hogere opleiding komt de vrouw in een sterkere onderhandelingspositie, waardoor ze een gelijkere verdeling zou kunnen afdwingen. We besloten de opleiding van de vrouw als variabele met drie categorieën in ons model op te nemen: (1) geen diploma, diploma van lager onderwijs en diploma van lager secundair onderwijs; (2) diploma van hoger secundair onderwijs of van hoger onderwijs van het korte type en (3) diploma van hoger onderwijs van het lange type of universiteitsdiploma. Het laagste opleidingsniveau dient als referentiecategorie.

	Vrouwen		Mannen		Raihha	
	Gem	SD	Gem	SD	Gem	SD
Geen diploma, lager onderwijs, lager sec	0.916	0.146	0.248	0.210	0.197	0.154
Diploma hoger sec. HOKT	0.888	0.130	0.291	0.186	0.234	0.136
Diploma HOLT, universiteit	0.847	0.178	0.282	0.214	0.237	0.171

**Tabel 2.2: gemiddelden en standaardafwijkingen van de indexen naar opleiding van de vrouw**

## 2.4 Beroep van de man

Ook deze variabele kan in het kader van de voorgestelde theorieën als een indicator voor zowel macht als voor ideologie gebruikt worden. Een man die een beroep heeft met een hogere status, heeft meer macht zodat hij

minder huishoudelijk werk op zich moet nemen. Anderzijds wordt verondersteld dat het vooral personen zijn uit de hogere klassen die op het voorplan staan bij mentaliteitswijzigingen: in het kader van een minder traditionele visie van het invullen van de mannelijke rol binnen het huishouden, zouden mannen uit een hoger sociaal milieu dan meer betrokken zijn bij de huishoudelijke taken (Coverman 1985, pp. 82-83). Beroep van de man werd in onze analyse opgenomen als een variabele met 8 categorieën: (1) middenstanders en ambachtslui; (2) bedienden; (3) beoefenaars van een vrij beroep en ondernemers; (4) arbeiders; (5) kaderleden, (6) mannen die geen betaald werk hebben omwille van langdurige ziekte of invaliditeit, (7) gepensioneerden en (8) werklozen en mannen in werkonderbreking. In de referentiecategorie zitten de middenstanders en ambachtslui.

	Vrouwen		Mannen		Raihha	
	Gem	SD	Gem	SD	Gem	SD
middenstanders, ambachtslui	0.917	0.129	0.132	0.189	0.104	0.121
bediende	0.897	0.121	0.296	0.185	0.232	0.132
vrij beroep / ondernemer	0.862	0.192	0.176	0.150	0.160	0.128
arbeider	0.916	0.122	0.274	0.205	0.217	0.144
kader	0.876	0.145	0.298	0.181	0.246	0.137
ziekte, invaliditeit	0.906	0.152	0.172	0.169	0.155	0.154
gepensioneerden	0.888	0.184	0.339	0.226	0.266	0.182
werkloos, werk onderbroken	0.843	0.231	0.365	0.261	0.256	0.201

**Tabel 2.3: gemiddelden en standaardafwijkingen van de indexen naar beroep van de man**

## 2.5 Leeftijd van het jongste kind in het huishouden

De aanwezigheid van kinderen in het huishouden creëert extra huishoudelijk werk. Bovendien wordt er verondersteld dat jongere kinderen meer werk creëren dan oudere. We construeerden daarom volgende kwalitatieve variabele: (1) lege nesthuishoudens (2) huishoudens

die nog geen kinderen hebben (3) huishoudens waar het jongste kind jonger is dan drie (4) huishoudens waar het jongste kind tussen de drie en elf jaar oud is en (5) huishoudens waarin het jongste kind ouder is dan twaalf. In het licht van onze afhankelijke variabele, waar de zorg voor kinderen niet expliciet is opgenomen, kunnen we deze variabele ook beschouwen als een controle variabele.

	Vrouwen		Mannen		Raihha	
	Gem	SD	Gem	SD	Gem	SD
Huishoudens die nog geen kinderen hebben gehad	0.883	0.139	0.295	0.202	0.238	0.150
Lege nesthuishoudens	0.861	0.213	0.310	0.229	0.258	0.201
Jongste kind jonger dan drie	0.884	0.122	0.319	0.176	0.254	0.125
Jongste kind tussen drie en elf	0.895	0.143	0.269	0.189	0.217	0.141
Jongste kind twaalf of ouder	0.908	0.133	0.244	0.205	0.195	0.143

**Tabel 2.4: gemiddelden en standaardafwijkingen van de indexen naar gezinssituatie**

## 2.6 Controle variabelen: aanwezigheid betaalde hulp en leeftijd van de vrouw

*Aanwezigheid betaalde hulp poetsen* is een dummy variabele met code = 1 indien er een betaalde hulp voor het poetsen aanwezig is en code = 0, indien dit niet het geval is.

	Vrouwen		Mannen		Raihha	
	Gem	SD	Gem	SD	Gem	SD
Betaalde hulp voor het poetsen aanwezig	0.830	0.177	0.211	0.159	0.196	0.145
Betaalde hulp voor het poetsen niet aanwezig	0.907	0.133	0.286	0.205	0.225	0.149

**Tabel 2.5: gemiddelden en standaardafwijkingen van de indexen naar de aanwezigheid van een betaalde hulp voor het poetsen**



*Leeftijd van de vrouw.* We stelden vast dat de correlatie tussen de leeftijd van de vrouw en die van de man erg hoog was (0.93) en daarom konden we deze variabele nemen als een proxy voor de gemiddelde leeftijd van het koppel. De invloed van de leeftijd kan in het licht van de drie hypothesen uitgelegd worden: leeftijd kan samenhangen met ideologie: hoe ouder men is, hoe traditioneler de waarden die men er op na houdt en bijgevolg hoe minder de man en hoe meer de vrouw zal doen in het huishouden. Het is ook zo dat hoe ouder men wordt, hoe hoger in het algemeen de socio-economische status is die men bereikt. Voor vrouwen geldt dat jongere vrouwen een hogere participatie graad hebben op de arbeidsmarkt dan oudere. Zij zullen dus minder tijd hebben voor huishoudelijke taken zodat de druk op mannen om een aantal taken op zich te nemen groter wordt. Leeftijd kan tenslotte ook een invloed hebben op de leeftijd van kinderen in het huishouden: heel jonge kinderen treffen we het meest aan in huishoudens waarvan de gemiddelde leeftijd redelijk laag ligt. In ieder geval is het veronderstelde effect van de leeftijd op het aandeel van de man in het huishoudelijk werk steeds positief en op dat van de vrouw steeds negatief.

	Vrouwen		Mannen		Raihha	
	Gem	SD	Gem	SD	Gem	SD
twintigers	0.893	0.120	0.329	0.190	0.255	0.133
dertigers	0.880	0.149	0.289	0.196	0.234	0.144
veertigers	0.907	0.144	0.243	0.201	0.198	0.155
vijftigers	0.907	0.145	0.244	0.203	0.196	0.151

**Tabel 2.6: gemiddelden en standaardafwijkingen van de indexen naar leeftijdscategorie van de vrouw**

## 2.7 Het aantal uren dat mannen en vrouwen buitenshuis werken<sup>5</sup>

In de literatuur heeft men sterk geworsteld met het probleem hoe relatieve maten te introduceren en in concreto hoe de *time availability* hypothese te operationaliseren. Waarom introduceerde men de relatieve maten? De tijd die de ene partner ter beschikking heeft om eventueel te investeren in het uitvoeren van huishoudelijke arbeid moet worden afgewogen wordt tegen de beschikbare tijd van de andere partner. De onderliggende veronderstelling is dat hoe meer uren de vrouw buitenshuis gaat werken, hoe minder tijd zij heeft om te besteden aan huishoudelijke arbeid (negatief effect op haar aandeel) en hoe groter de druk wordt op haar partner om, althans gedeeltelijk, taken van haar over te nemen. Tegelijkertijd spelen het aantal uren dat deze partner zelf werkt ook mee in de totstandkoming van de verdeling van de huishoudelijke arbeid. Coverman (1985, pp.88-89) wijst op het methodologische probleem verbonden aan het testen van relatieve maten: het is volgens haar niet duidelijk of het gepaste model voor het testen van de *demand/response capability* hypothese alleen absolute, alleen relatieve of zowel absolute als relatieve maten van de uren die man en vrouw buitenshuis werken, moet opnemen. Het tegelijkertijd opnemen van de absolute en de relatieve maten zou leiden tot multicollineariteit, het model met alleen relatieve maten zou leiden tot schattingen van effecten die verstoord zouden worden door de (niet in het model opgenomen) effecten van de absolute maten en absolute effecten alleen zouden niet echt duidelijkheid verschaffen over de effecten van de relatieve maten. Haar suggestie was dan ook:

*to compare a simple additive model with only main effects and a model allowing for interaction (sic).*

---

<sup>5</sup> Met arbeid buitenshuis wordt bedoeld de arbeid die algemeen niet beschouwd wordt als huishoudelijke arbeid. De uren van zelfstandigen die thuis werken horen hier dus bij.

Zij schat haar model daarom achtereenvolgens met alleen de absolute *resources*, alleer de relatieve *resources* en tenslotte met zowel de absolute als de relatieve *resources*<sup>6</sup>. Deze modellen hebben echter alle hun achterliggende veronderstellingen. Ik zal argumenteren dat een inzicht in deze veronderstellingen noodzakelijk is voor het kiezen van het meest geschikte model, bovendien zal ik argumenteren dat het testen van een werkelijk interactie-effect (aantal uren dat de man buitenshuis werkt X aantal uren dat de vrouw buitenshuis werkt) de voor de hand liggende oplossing is als men wil nagaan of de discrepantie tussen de absolute maten een differentieel effect heeft naargelang de grootte van de absolute maten.

### 2.7.1 Discrepantie- en absolute effecten model

In ons eerste regressiemodel (Tabel 2.7) operationaliseerden we de druk op de partners in het gezin om huishoudelijke karweitjes op te knappen als het verschil in het aantal uren dat de man en de vrouw betaald werk hebben. De hypothese is dan dat de discrepantie tussen het aantal uren dat de man en de vrouw buitenshuis werken een positief effect heeft op de vrouwelijke *aihha*-index en een negatief op de mannelijke *aihha*-index. Maar door deze operationalisering van de *demand/response capability* hypothese gaan we er bovendien de facto van uit dat de hoofdeffecten van het absolute aantal uren dat man en vrouw buitenshuis werken aan elkaar tegengesteld zijn<sup>7</sup>. Immers,

Discrepantie aantal uren = aantal uren man - aantal uren vrouw

<sup>6</sup> De *resources* waarvan hier sprake is, is in ons geval de beschikbare tijd om huishoudelijke taken te verrichten en deze wordt negatief beïnvloed door het aantal uren dat buitenshuis gewerkt wordt.

<sup>7</sup> Zie voor een gelijkaardige redenering, maar dan in het kader van het begrip relatieve macht, Ross (1987)

en in ons model,

$$\text{Aihha man} = b_0 + b_1 (\text{discrepantie aantal uren}) + \dots$$

$$\text{Aihha man} = b_0 + b_1 \text{ aantal uren man} - b_1 \text{ aantal uren vrouw} + \dots$$

We kunnen deze assumptie eenvoudig testen door een model te bouwen waarin we de effecten van het aantal uren dat de man én dat de vrouw buitenshuis werkt afzonderlijk schatten (het model waarin alleen het absolute aantal uren dat man en vrouw betaalde arbeid verrichten buiten het gezin zijn opgenomen).

$$\text{Aihha man} = b_0 + b_1 \text{ aantal uren man} + b_2 \text{ aantal uren vrouw} + \dots$$

Als onze assumptie klopt moet  $b_1 = -b_2$ .

We deden de test (niet weergegeven in tabelvorm) en bekwamen volgende ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënten voor het effect op de aihha van de man: -0.0301 voor het effect van het aantal uren dat de man betaald werk had en 0.0312 voor het aantal uren van de vrouw<sup>8</sup>. Hoe meer uren de man buitenshuis werkt hoe kleiner zijn aandeel is in het huishouden, hoe meer uren de vrouw buitenshuis werkt, hoe meer de man doet in het huishouden (de aihha-index van de man wiens vrouw 40 uren werkt, verschilt met 0.125 punten van de index van de man met een huisvrouw als partner, controlerend voor het absolute aantal uren dat de man buitenshuis werkt). De effecten zijn zoals gehoopt elkaars tegengestelde. De adjusted  $R^2$  van dit nieuwe model is 0.194 en is niet significant verschillend van de 0.196 van het discrepantiemodel. Het model met de

<sup>8</sup> Deze coëfficiënten werden vermenigvuldigd met tien, de weergegeven coëfficiënten geven het effect weer voor elke tien uren dat de man of de vrouw buitenshuis werken. Voor de aihha van de vrouw waren de ongestandaardiseerde coëfficiënten respectievelijk 0.0149 en -0.0245, voor de relatieve maat (raihha) waren de coëfficiënten respectievelijk -0.0236 en 0.0266. Voor de drie indexen kon de nulhypothese dat deze effecten elkaars tegengestelde waren niet verworpen worden.

relatieve uren heeft dezelfde verklaringswaarde als het model met de absolute uren.

**Tabel 2.7: OLS ongestandaardiseerde coëfficiënten voor de regressievergelijkingen voor de indexen van de participatie van vrouwen, mannen en voor de index van de relatieve participatie van mannen aan de huishoudelijke arbeid (discrepantiemodel)**

Variabelen	Vrouwen (N=590)	Mannen (N=587)	Raiham (N=583)
Intercept	0.7137	0.4431	0.3515
Aanwezigheid betaalde hulp poetsen	-0.0534***	-0.0858***	-0.0393*
<b>Beroep Man</b>			
referentiecategorie: middenstand			
bediende	0.0020	0.0928**	0.0761**
vrij beroep / ondernemer	-0.0328	0.0219	0.0340
arbeider	0.0162	0.0694*	0.0611*
kader	-0.0106	0.1023**	0.0900***
ziekte, invaliditeit	0.0948°	-0.1307*	-0.0910°
gepensioneerd	0.0426	0.0490	0.0383
werkloos, werk onderbroken	0.0165	0.0608	0.0577
<b>Opleiding</b>			
referentiecategorie: geen diploma, lager onderwijs, lager sec			
hoger secundair, hoger onderwijs korte type	-0.0068	0.0367*	0.0275*
hoger onderwijs lange type, universiteit	-0.0240	0.0425	0.0352°
Leeftijd Vrouw	0.0021°	-0.0025 <sup>+</sup>	-0.0020°
Discrepantie aantal uren betaalde tewerkstelling man - vrouw <sup>a</sup>	0.0226***	-0.0310***	-0.0260***
<b>Leeftijd jongste kind in huishouden</b>			
referentiecategorie: geen kinderen, kinderen uit huis			
geen kinderen, nog geen kinderen gehad	0.0576°	-0.0885*	-0.0726*
jongste kind jonger dan drie	0.0841**	-0.0833°	-0.0755*
jongste kind tussen drie en elf	0.0771**	-0.1110**	-0.0926***
jongste kind twaalf of ouder	0.0640**	-0.1024***	-0.0878***
Adjusted R <sup>2</sup>	0.151	0.196	0.225

\*coëfficiënten discrepantie aantal uren man en vrouw vermenigvuldigd met 10, de weergegeven coëfficiënt geldt dus voor de situatie waarin de man 10 uur meer werkt dan de vrouw

\*p < .10 °p < .08 \*p < .05 \*\*p < .01 \*\*\*p < .001

## 2.7.2 Interactiemodel

Bij het schatten van voorgaande modellen (discrepantiemodel, absolute effectenmodel) gaan we er wel van uit dat er geen interactie is tussen het aantal uren van de man en het aantal uren van de vrouw. Met andere woorden het effect van het verschil in uren dat man en vrouw buitenshuis werken is onafhankelijk van de hoogte van het absolute aantal uren dat beide werken (de index van de in huishoudelijke arbeid geïnvesteerde tijd van mannen die 40 uren werken en een vrouw hebben die 20 uren werkt is dezelfde als die van mannen die 20 uren werken en een vrouw hebben die geen betaalde arbeid verricht). Veronderstellen we dat er in de werkelijkheid wel zulk interactie-effect aanwezig is, dan zou het weglaten uit ons model een misspecificatie betekenen. In de literatuur heeft men kennelijk veel moeite gehad om deze om de mogelijkheid van interactie te onderkennen of op een juiste manier in een model te introduceren. Veelal werd er niet of zelfs foutief getest voor interactie. Het model met alleen de relatieve resources hebben we reeds besproken en ook het model met alleen de absolute resources hadden we nodig om de onderliggende assumptie van het eerste model te testen. Volgen we de suggestie van Coverman verder, dan blijft het model waarin zowel absolute resources als relatieve resources werden geïncorporeerd over:

$$A_{ihha} = b_0 + b_1 \text{ aantal uren man} + b_2 \text{ discrepantie aantal uren man en vrouw}$$

$$A_{ihha} = b_0 + b_1 \text{ aantal uren man} + b_2 (\text{aantal uren man} - \text{aantal uren vrouw})$$

$$A_{ihha} = b_0 + (b_1 + b_2) \text{ aantal uren man} - b_2 \text{ aantal uren vrouw}$$

Weerom testen we eigenlijk slechts of de effecten van de absolute resources even groot en tegengesteld zijn (de test is  $b_1 = 0$  in dit model en is hetzelfde als het testen van de nulhypothese  $b_1 = -b_2$  in het absolute effectenmodel). Multicollineariteit verhindert het juist vaststellen van een absoluut effect en een discrepantie-effect.

Brayfield (1992) wijst terecht op het ontbreken van testen voor interactie en stelt een model voor met als onafhankelijke variabelen respectievelijk de relatieve resources, de absolute resources van de man en de interactie tussen de relatieve resources en de absolute resources van de man.

$$A_{ihha} = b_0 + b_1 (\text{aantal uren man} - \text{aantal uren vrouw}) + b_2 \text{ aantal uren man} + b_3 \text{ aantal uren man} (\text{aantal uren man} - \text{aantal uren vrouw})$$

Uitwerking van dit model<sup>9</sup> leert ons dat het effect op de deelname van de man aan huishoudelijke taken kwadratisch afhankelijk is van het aantal uren dat de man buitenshuis werkt, m.a.w. voor elk bijkomend uur dat de man buitenshuis werkt, wordt het effect exponentieel groter. Bovendien is de mate waarin het model exponentieel toeneemt (of afneemt) tegengesteld aan de mate waarin het effect varieert naargelang het aantal uren dat de vrouw buitenshuis werkt. Dit zijn zeer sterke veronderstellingen die geen theoretische verantwoording hebben.

Het is mijn suggestie de *time availability* hypothese te herformuleren in conditionele termen: het effect van het absolute aantal uren dat de man buitenshuis werkt op zijn huishoudelijk werk varieert met het aantal uren

---

<sup>9</sup>  $A_{ihha} = b_0 + b_1 \text{ aantal uren man} - b_1 \text{ aantal uren vrouw} + b_2 \text{ aantal uren man} + b_3 (\text{aantal uren man})^2 - b_3 \text{ aantal uren vrouw} * \text{aantal uren man}$ .

De partiële afgeleide naar aantal uren van de man geeft het netto-effect van één bijkomend uur dat de man buitenshuis werkt en is gelijk aan:

$$b_1 + b_2 + b_3 \text{ aantal uren man} - b_3 \text{ aantal uren vrouw}$$



dat de vrouw buitenshuis werkt. Het is dus niet alleen zo, zoals het discrepantiemodel stelt, dat mannen die even veel buitenshuis werken toch een verschillende inbreng hebben in het huishoudelijk werk naargelang het aantal uren dat hun vrouw ook buitenshuis werkt, maar bovendien ook zo dat het effect van een gelijke discrepantie verschilt naargelang het absolute niveau van het aantal uren dat man en vrouw buitenshuis werken. Ons model wordt dan:

$$A_{ihha \text{ man}} = b_0 + b_1 \text{ aantal uren man} + b_2 \text{ aantal uren vrouw} + b_3 \text{ aantal uren man} * \text{ aantal uren vrouw}$$

of

$$A_{ihha \text{ man}} = (b_0 + b_2 \text{ aantal uren vrouw}) + (b_1 + b_3 \text{ aantal uren vrouw}) \text{ aantal uren man}$$

**Tabel 2.8: OLS ongestandaardiseerde coëfficiënten voor de regressievergelijkingen voor indexen van de participatie van vrouwen, mannen en voor de index van de relatieve participatie van mannen aan de huishoudelijke arbeid (interactiemodel)**

Variabelen	Vrouwen (N=590)	Mannen (N=587)	Raiham (N=583)
Intercept	0.7917	0.3655	0.2822
Aanwezigheid betaalde hulp poetsen	-0.0497**	-0.0883***	-0.0419**
<b>Beroep Man</b>			
referentiecategorie: middenstand			
bediende	-0.0136	0.0856*	0.0749**
vrij beroep / ondernemer	-0.0379	0.0140	0.0298
arbeider	-0.0015	0.0629 <sup>+</sup>	0.0608*
kader	-0.0260	0.0956**	0.0890**
ziekte, invaliditeit	0.0380	-0.0912	-0.0517
gepensioneerd	-0.0157	0.0969	0.0833
werkloos, werk onderbroken	-0.0319	0.0809	0.0819 <sup>+</sup>
<b>Opleiding</b>			
referentiecategorie: geen diploma, lager onderwijs, lager sec			
hoger secundair, hoger onderwijs korte type	-0.0058	0.0336 <sup>o</sup>	0.0253 <sup>o</sup>
hoger onderwijs lange type, universiteit	-0.0214	0.0390	0.0322
Leeftijd Vrouw	0.0018 <sup>+</sup>	-0.0023	-0.0017
Aantal uren dat man buitenshuis werkt <sup>a</sup>	0.0121	-0.0148	-0.0129 <sup>+</sup>
Aantal uren dat vrouw buitenshuis werkt <sup>b</sup>	-0.0291***	0.0569***	0.0446***
Interactie aantal uren man X aantal uren vrouw <sup>c</sup>	0.0010	-0.0056*	-0.0039*
<b>Leeftijd jongste kind in huishouden</b>			
referentiecategorie: geen kinderen, kinderen uit huis			
geen kinderen, nog geen kinderen gehad	0.0565 <sup>o</sup>	-0.0883*	-0.0726*
jongste kind jonger dan drie	0.0786	-0.0753 <sup>+</sup>	-0.0689*
jongste kind tussen drie en elf	0.0747**	-0.1052**	-0.0882**
jongste kind twaalf of ouder	0.0638**	-0.1004***	-0.0886***

Adjusted R <sup>2</sup>	0.152	0.202	0.230
-------------------------	-------	-------	-------

<sup>a</sup>coëfficiënten aantal uren dat man buitenshuis werkt vermenigvuldigd met 10

<sup>b</sup>coëfficiënten aantal uren dat vrouw buitenshuis werkt vermenigvuldigd met 10

<sup>b</sup>coëfficiënten interactie aantal uren man X aantal uren vrouw vermenigvuldigd met 100

<sup>o</sup>p < .08 \*p < .05 \*\*p < .01 \*\*\*p < .001

### 3. Resultaten

Tabel 2.7 en Tabel 2.8 tonen achtereenvolgens de resultaten van het discrepantiemodel en het interactiemodel. Deze ordinary least squares regressie-analyses stellen ons in staat de *demand/response capability* hypothese te testen, terwijl we controleren voor andere karakteristieken van het huishouden (of van één van de twee partners). Met andere woorden, we controleren meteen voor andere mogelijke verklaringen. De parameterschattingen van het interactiemodel (Tabel 2.8) tonen ons dat mannen minder doen in het huishouden naarmate ze meer uren buitenshuis werken (zowel het absolute effect (-0.0148) van het aantal uren van de man<sup>10</sup> als het interactieeffect<sup>11</sup> (-0.0056) is negatief). Zodra vrouwen buitenshuis beginnen te werken heeft dit een sterk positieve invloed op de inzet van de man voor huishoudelijke (een effect van 0.0569 gegeven dat de man niet werkt), evenwel getemperd door het aantal uren dat hij zelf buitenshuis werkt (via het negatieve interactie-effect). Gegeven een zelfde discrepantie in het aantal uren dat man en vrouw betaalde arbeid verrichten, zullen mannen meer meehelpen in het huishouden naarmate hun vrouw meer uren buitenshuis werkt.

<sup>10</sup> het absoluut effect moet hier geïnterpreteerd worden als het effect van tien uur werken buitenshuis van mannen gegeven dat de vrouw niet werkt buitenshuis.

<sup>11</sup> het interactie-effect is de verandering in het effect van tien uur buitenshuis werken van mannen voor elke tien uur dat zijn vrouw buitenshuis gaat werken.

Tabel 3.1 geeft ons een voorbeeld. Van de mannen die 20 uur meer werken dan hun vrouw, hebben zij wiens vrouw 20 uur buitenshuis werkt, .04 meer op de index voor de participatie in de huishoudelijke arbeid dan zij wiens vrouw niet werkt<sup>12</sup>.

Berekening van het verschil in de index voor de ref categorieën	Vrouwen	Mannen	Raihha
Man werkt 20 uur meer dan vrouw			
man werkt absoluut			
40 uur buitenshuis	-0.026	0.0098	0.0064
20 uur buitenshuis	0.0242	-0.0296	-0.0258

**Tabel 3.1**

Tabel 3.2 helpt ons nog eens extra bij de interpretatie van het interactie-effect als een conditioneel effect: het effect van een variabele varieert gegeven het niveau van de andere variabele: het effect van elke bijkomende 10 uren dat hun vrouw buitenshuis werkt op de absolute (aihha mannen) of relatieve (raihha) bijdrage van de man aan de huishoudelijke arbeid is voor mannen die 40 uren buitenshuis werken kleiner dan voor mannen die 20 uur buitenshuis werken.

Netto-effect van 10 uren arbeid van de vrouw buitenshuis	Vrouwen	Mannen	Raihha
Geëvalueerd op absoluut aantal uren dat man werkt			
man werkt absoluut			
40 uur buitenshuis	-0.0251	0.0345*	0.029*
20 uur buitenshuis	-0.0271	0.0457*	0.0368*
0 uur buitenshuis	-0.0291	0.0569*	0.0446*

**Tabel 3.2**

\*\* statistisch significant interactie-effect,  $p < .01$

De netto effecten werden berekend als de partiële afgeleide van de regressievergelijkingen gepresenteerd in Tabel 2.8.

<sup>12</sup> Tabel 3.1 kolom mannen:  $0.0098 - (-0.0296) = 0.0394$ .

Voor de index van de participatie van vrouwen geldt echter niet dat het effect van het aantal uren dat zij werkt, afhangt van het aantal uren dat hij werkt<sup>13</sup>. Het interactie-effect is niet significant in het regressiemodel voor de verklaring van de index van de participatie van de vrouw aan de huishoudelijke taken. Het is daarom beter dat we voor de vrouwelijke aihha-index teruggrijpen naar het regressiemodel in Tabel 2.7. Toch gaat ook voor vrouwen de *demand/response capability* hypothese op: vrouwen die betaalde arbeid verrichten buitenshuis hebben een kleinere aihha-index dan huisvrouwen. Vrouwen wiens man meer uren werkt, doen meer in het huishouden dan vrouwen wiens man minder werkt.

Indien er kinderen zijn in het huishouden, heeft de leeftijd van het jongste kind geen significant effect (testen zijn niet weergegeven). Een opvallende vaststelling is wel dat de verdeling van de huishoudelijke arbeid (raihham-index) significant gelijk was in lege nesthuishoudens dan in andere gezinssituaties. In dit type van huishouden, doet de vrouw significant minder dan vrouwen in andere huishoudentypes (van 5.8 procentpunt tot 8.4 procentpunt, Tabel 2.7) én doet de man significant meer (van 7.5 procentpunt tot 10.5 procentpunt, Tabel 2.8).

Zoals verwacht, zorgt de aanwezigheid van een betaalde hulp in het huishouden ervoor dat zowel vrouwen als mannen een significant lagere aihha-index hebben: voor vrouwen is de index 5 procentpunt kleiner (Tabel 2.7) en voor mannen bijna 9 procentpunt (Tabel 2.8), tegen de verwachtingen is dan weer dat deze verlaging voor de mannen sterker is dan deze voor de vrouwen, waardoor de verdeling van de huishoudelijke arbeid (raihham-index) ongelijker wordt. Hoewel men er kan van uit gaan dat het aantrekken van een betaalde hulp tot doel heeft het huishoudelijke

---

<sup>13</sup> Dit neemt niet weg dat ook het effect van het aantal uren dat hij werkt een significante positieve invloed heeft op haar index.

takenpakket van de vrouw te verlichten, blijkt in de feiten vooral de man het meest te profiteren van deze situatie.

Parameterschattingen voor het effect van de leeftijd zijn net niet significant noch voor ons discrepantiemodel noch voor ons interactiemodel.

De opleiding van de vrouw heeft zoals verwacht een positief effect op de index voor de participatie van de man aan de huishoudelijke arbeid en op de index voor de verdeling ervan. Aangezien de opleiding van de vrouw geen significant effect heeft op de vrouwelijke aihha-index, verleent dit steun aan het gebruiken van de opleiding van de vrouw als indicator van de macht die de vrouw kan laten gelden binnen de relatie en niet als indicator van de *ideology* hypothese<sup>14</sup>. Dit is een sterke veronderstelling die we baseren op de volgende redenering: Als de vrouw met een hogere opleiding er een minder traditionele levensvisie op nahoudt, dan verwachten we dat ze zelf minder doet in het huishouden. Dit vinden we niet terug in de data. Aangezien de opleiding van de vrouw wel een significant positief effect heeft op de index voor het aandeel van de man, zijn er volgende interpretaties mogelijk: a) de opleiding van de vrouw is een indicator van de waarden van de vrouw en haar waarden hebben een invloed op het aandeel werk dat de man in het huishouden verricht, maar niet op het aandeel dat zij voor haar rekening neemt, b) de opleiding van de vrouw is een indicator van de waarden van de man of c) een vrouw met een hogere opleiding kan haar partner er toe bewegen om meer te doen in het huishouden dan vrouwen met een lagere opleiding. Deze laatste interpretatie (een betere machtspositie van de vrouw) lijkt mij het meest aannemelijk.

---

<sup>14</sup> We testten ook een model (niet weergegeven) waarin we eveneens het opleidingsniveau van de man hadden opgenomen. Het effect van de opleiding van de man bleek voor geen van de drie indexen significant te zijn. Dit is een verdere aanwijzing dat de opleiding niet als een indicator van de *ideology* hypothese kan gebruikt worden.

Wat betreft het beroep van de man wordt in de huishoudens van bedienden en kaderleden de huishoudelijke arbeid significant gelijkverdeelddan bij middenstanders, ambachtslui, beoefenaars van vrije beroepen en ondernemers. Deze gelijkere verdeling komt tot stand doordat de mannen in de eerste types van huishoudens een significant groter deel van het huishoudelijk werk verrichten<sup>15</sup>. Het is overigens niet zeer duidelijk of dit nu de *ideology* hypothese dan wel de *relative resources* hypothese steun verleent. Vermoedelijk is er wel sprake van een zeker cultuurverschil tussen deze verschillende sociale milieus, maar wat er juist aan deze verschillen ten grondslag ligt, is niet helemaal duidelijk. Verder onderzoek is nodig, bij voorkeur aan de hand van modellen die variabelen die de nodige flexibiliteit en de aangehouden waarden in bepaalde beroepscategorieën meten.

#### 4. Conclusie

Bedoeling van deze paper was met behulp van ordinary least squares regressiemodellen de meest gangbare theorieën inzake de verdeling van de huishoudelijke arbeid te toetsen. De keuze van onze afhankelijke en onafhankelijke variabelen stelde ons in het bijzonder in staat de *demand/response capability* hypothese aan de empirie te onderwerpen. Voor zowel de mannelijke als vrouwelijke deelname aan de huishoudelijke arbeid, alsmede de verdeling ervan, vonden we steun voor deze hypothese: het aantal uren dat elke partner buitenshuis werkte (en omgekeerd

---

<sup>15</sup> De t-test voor de nulhypothese dat de parameter voor het effect van bediende gelijk is aan het effect van vrij beroep of ondernemer is gelijk aan 1.96 ( $p < 0.5$ ), voor kaderleden 2.32 ( $p < 0.5$ )

evenredig daarmee het aantal beschikbare uren voor huishoudelijke arbeid), had een duidelijke invloed op de drie indexen. Maar ook het effect van de wisselwerking tussen de uren buitenshuis van beide partners werd onderzocht. We stipten het belang aan van de juiste modelkeuze voor de meting van deze wisselwerking en overliepen daarbij de literatuur voor eerdere invullingen van deze wisselwerking, waarbij we ten gepaste tijde wezen op eventuele tekortkomingen in deze eerdere modellen.

Natuurlijk is ook ons model niet zonder gebreken. Zo werd er gewezen op de noodzakelijk beperkte operationalisering van het begrip huishoudelijke arbeid: slechts enkele taken werden in onze indexen opgenomen en deze kregen allen hetzelfde gewicht. Een van de ontbrekende factoren was bijvoorbeeld de kinderopvang. Mede daardoor had mijns inziens (in tegenstrijd met voornoemde demand/response capability hypothese) de leeftijd van het jongste kind geen significant effect op onze indexen. Een mogelijke oplossing voor deze tekorten is data gebruiken die verkregen zijn via de dagboek-tijdsbudget methode. Iedere partner houdt gedurende één of twee weken bij hoeveel tijd hij/zij juist spendeert aan welke taak. Op die manier kan de totaal aan huishoudelijke arbeid bestede tijd eenvoudig berekend worden en wordt meteen ook het juiste gewicht toegekend aan de verschillende taken die aanmerking komen voor de index. Heel wat problemen die verbonden zijn aan de subjectieve interpretatie van de relatieve antwoordcategorieën die onze index opbouwen worden dan vermeden. Een juistere inschatting van het bijvoorbeeld het effect van de opleiding op de indexen wordt mogelijk met de verwerping van ofwel de *ideology* of de *power* hypothese als gevolg.

Een laatste bemerking betreft de noodzaak om de verdeling van de huishoudelijke arbeid in een longitudinaal perspectief te plaatsen. we hebben nu gezien dat de uren die partners buitenshuis werken cross-sectioneel een significante variatie verklaren in ons model. Wat gebeurt er nu als we dezelfde mensen over de tijd gaan volgen? Hebben



veranderingen in het aantal uren dat ze werken het veronderstelde effect op hun aandeel in de huishoudelijke arbeid? Gaan mensen die stoppen met werken of werkloos worden inderdaad meer mee helpen in het huishouden? Of maakt een vorm van inertie dat de aanpassing slechts langzaam gebeurt? Is het effect hetzelfde voor mannen als voor vrouwen? Deze en andere vragen komen aan bod in een volgende paper.

## Bibliografie

- BECKER, G.S., (1974) 'A theory of marriage', in SCHULTZ, T.W. (Ed.), *Economics of the family*. Chicago: University of Chicago Press.
- BERARDO, D.H., SHEHAN, C.L., LESLIE, G.R., (1987) 'A residue of tradition: jobs, careers and spouses' time in housework', in *Journal of Marriage and the Family*, 49 (may): 381-390.
- BIRD, G.W., BIRD, G.A., SCRUGGS, M., (1984) 'Determinants of family task sharing: a study of husbands and wives', in *Journal of Marriage and the Family*, 46 (may): 345-355.
- BLOOD, R.O., WOLFE, D.M., (1965) *Husbands and wives: the dynamics of married living*. Glencoe: Free Press.
- BRAYFIELD, A.A., (1992) 'Employment resources and housework in Canada', in *Journal of Marriage and the Family*, 54 (february): 19-30.
- COLTRANE, S., ISHII-KUNTZ, M., (1992) 'Men's housework: a life course perspective', in *Journal of Marriage and the Family*, 54 (february): 43-57.
- COVERMAN, S., (1985) 'Explaining husband's participation in domestic labor', in *The Sociological Quarterly*, 26 (1): 81-97.
- ERICKSEN, J.A., YANCEY, W.L., ERICKSEN, E.P., (1979) 'The division of family roles', in *Journal of Marriage and the Family*, 41 : 301-313.
- FARKAS, G., (1976) 'Education, wage rates and the division of labor between husband and wife', in *Journal of Marriage and the Family*, 39 (august): 473-483.
- GERSHUNY, J., GODWIN, M., JONES, S., (1994) 'The domestic labour revolution: a process of lagged adaptation?', in ANDERSON, M., BECHHOFFER, F., GERSHUNY, J. (Eds.), *The social and political economy of the household*. 151-197: Oxford University Press.

GERSHUNY, J., (1996) 'Veränderungen bei der Arbeitsteilung im Haushalt: mikro-soziologische Analysen', in ZAPF, W., SCHUPP, J., HABICH, H. (Eds.), *Lebenslagen im Wandel: Sozialberichterstattung im Längsschnitt*. 403. Frankfurt / New York: Campus Verlag.

JACOBS, T., MARYNISSEN, R., (1993). *Panel Studie van Belgisch Huishoudens: methodebericht golf 1*. Antwerpen: Universiteit Antwerpen.

JOHNSON, D.R., (1988) 'Panel analysis in family studies', in *Journal of marriage and the family*, 50 : 949-955.

MARET, E., FINLAY, B., (1984) 'The distribution of household labor among women in dual-earner families', in *Journal of Marriage and the Family*, 46 (may): 357-364.

MARKUS, G.B., (1979) *Analyzing panel data*. (Vol. 18). Beverly Hills and London: Sage Pubns.; 72.

PITTMAN, J.F., BLANCHARD, D., (1996) 'The effects of work history and timing of marriage on the division of household labor: a life course perspective', in *Journal of Marriage and the Family*, 58 (february 1996): 78-90.

STAFFORD, R., BACKMAN, E., DIBONA, P., (1977) 'The division of labor among cohabiting and married couples', in *Journal of Marriage and the Family*, 39 (february): 43-57.

ROSS, C.E., (1987) 'The division of labor at home', in *Social Forces*, 65 (3): 816-833.