

Gezocht: m/v voor gezin en arbeid

GEZOCHT: M/V VOOR GEZIN EN ARBEID

Vlamingen en hun opvattingen over

VLAMINGEN EN HUN OPVATTINGEN OVER

de combinatie gezin en arbeid in 2002

DE COMBINATIE GEZIN EN ARBEID IN 2002

Ann Carton

Administratie Planning en Statistiek

1 | Inleiding

Het niet toekennen van stemrecht aan vrouwen verantwoordt een katholiek volksvertegenwoordiger in maart 1902 als volgt: "Et, grâce à ces aptitudes diverses le mariage forme une société où l'homme étant occupé du souci des choses extérieures et de la gestion des affaires temporelles, la femme ayant surtout la charge de la direction du ménage et le soin d'élever les enfants." (overgenomen uit Delfosse 1986:156). Net iets meer dan 100 jaar later (januari 2003) maakt een liberaal parlamentslid zich druk over de overheids campagne om mannen te overtuigen onthaalvader te worden. Hij had indertijd met zijn vrouw een afspraak gemaakt: "gij doet de kinderen". Volgens de volksvertegenwoordiger was zijn vrouw daarvoor ook het meest geschikt (De Standaard 16/01/2003).

Uit deze twee voorbeelden mag zeker niet geconcludeerd worden dat de maatschappelijke rollen en opvattingen van mannen en vrouwen ongewijzigd zijn gebleven. Integendeel. Op die honderd jaar tijd is ontzettend veel veranderd. Stemrecht hebben de vrouwen inmiddels verworven en mede dankzij enkele overheids campagnes en structurele wetgevende maatregelen wordt de laatste decennia ook gesleuteld aan de politieke actieve participatie van vrouwen. De rol van de vrouw heeft zich in de feiten ook nooit beperkt tot de private levenssfeer met de zorg voor het gezin en de kinderen. Om als gezin te kunnen overleven hebben vrouwen (en kinderen) steeds hun steentje moeten bijdragen. Dat blijkt niet alleen uit historisch onderzoek. Op basis van macrogegevens met betrekking tot de activiteitsgraad van de totale bevolking in België gedurende de periode 1840-1999 tonen Van Dongen e.a. aan hoe gedurende een periode van meer dan honderd jaar (gehuwde) vrouwen systematisch uit de officiële arbeidsmarkt zijn gestoten (2001:76-78). De laagste activi-

teitsgraden bij vrouwen komen voor in de jaren 1950-1960. Op dat moment kent het zogenaamde kostwinnersmodel of éénverdienersmodel zijn hoogtepunt. In dat model nemen gehuwde mannen de rol op van kostwinner en staan gehuwde vrouwen vooral in voor de huishoudelijke taken en de opvoeding van de kinderen. De uitbouw van onze Belgische welvaartstaat is geënt op dit traditionele gezinsmodel (Cantillon 1999:13-57, Van Dongen e.a. 2001:74-80).

Vanaf de jaren 70-80 situeren Van Dongen e.a. het matige kostwinnersmodel dat vanaf de jaren 90 overgaat naar een matig of pril combinatiemodel (2001:80-99). In dat laatste model vormen de gezinnen met een meer gelijke verdeling van de beroepsarbeid tussen beide partners de meerderheid. Op macroniveau wordt de evolutie van het matige kostwinnersmodel naar het matig combinatiemodel weerspiegeld door de toegenomen arbeidsparticipatie van de vrouwen. Zo stijgt op Belgisch niveau de activiteitsgraad bij vrouwen van 23.6 % in 1955 tot 36 % in 1983 (Cantillon 1999:46-50)¹. In 2001 bedraagt de activiteitsgraad 55.1 % (Vlaams Gewest 57.1 %) (NIS EAK - bewerking Steunpunt WAV)². Dat betekent dat ruim de helft van de vrouwen tussen 15 en 64 jaar zich aanbiedt op de arbeidsmarkt. Dat is meer dan een verdubbeling in vergelijking met 1955. Het uitsplitsen van de werkzaamheidsgraad naar enerzijds leeftijd en opleiding en anderzijds leeftijd en huishoudsituatie geeft een gedifferentieerder beeld van de arbeidsparticipatie bij mannen en vrouwen (tabel 1 en 2)³. Zo bedraagt in 2000 de werkzaamheidsgraad in het Vlaams Gewest bij de laaggeschoolde vrouwen tussen 25-49 jaar 58.3 %. Bij de hooggeschoolde vrouwen uit diezelfde leeftijdsgroep loopt het percentage werkenden op tot 90.1 %. De werkzaamheidsgraad bij hooggeschoolde 15-49-jarige mannen én vrouwen is grosso modo gelijk. Bij de overige opleidingsniveaus, ongeacht de leeftijd, is het percentage werkenden steeds substantieel groter bij de mannen.

1. Activiteitsgraad: het aandeel van de bevolking op arbeidsleeftijd (tussen 15 en 64 jaar) dat actief is op de arbeidsmarkt, hetzij als werkzoekende, hetzij als werkende.
2. Nationaal Instituut voor de Statistiek, Enquête naar de Arbeidskrachten, Steunpunt Werkgelegenheid Arbeid en Vorming.
3. Werkzaamheidsgraad: het aandeel van werkende personen in de bevolking op arbeidsleeftijd.

TABEL 1

Werkzaamheidsgraad van de bevolking tussen 15 en 64 jaar naar geslacht, leeftijdsgroep en onderwijsniveau in het Vlaams Gewest (2000, in %)

| | Mannen | | | Totaal |
|-----------------|------------|------------|------------|--------|
| | 15-24 jaar | 25-49 jaar | 50-64 jaar | |
| Laaggeschoold | 18.5 | 87.6 | 43.8 | 58.2 |
| Middengeschoold | 49.8 | 95.3 | 62.5 | 78.5 |
| Hooggeschoold | 75.2 | 97.4 | 72.8 | 90.7 |
| Totaal | 37.1 | 93.3 | 54.2 | 72.9 |
| | | | | |
| | Vrouwen | | | Totaal |
| | 15-24 jaar | 25-49 jaar | 50-64 jaar | |
| Laaggeschoold | 11.5 | 58.3 | 17.6 | 33.1 |
| Middengeschoold | 32.0 | 78.7 | 34.9 | 60.3 |
| Hooggeschoold | 79.6 | 90.1 | 50.1 | 82.7 |
| Totaal | 30.2 | 76.3 | 26.1 | 54.7 |

Laaggeschoold: maximaal diploma van lager secundair onderwijs; middengeschoold: diploma van hoger secundair onderwijs; hooggeschoold: diploma van hoger onderwijs.

Bron: NIS EAK, bewerking Steunpunt WAV

Naar huishoudsituatie vinden we de hoogste werkzaamheidsgraad bij de alleenstaande vrouwen tussen 25 en 54 jaar (76.4 %) en de laagste bij vrouwen met een partner en drie of meer kinderen (62.3 %) (Van Gils 2002:12). Alleenstaande mannen en vrouwen zijn even werkzaam (+/- 77%). De percentages lopen uiteen van zodra het klassieke gezin vorm krijgt. Mannen worden werkzamer wanneer zij gaan samenwonen en naarmate het gezin uitbreidt. Ze zetten een heel klein stapje terug bij een 'kroostrijk' gezin (3 kinderen of meer). Bij de vrouwen valt de werkzaamheidsgraad eerst van 76 % naar 66 % op het moment dat ze samenwonen met een partner. De werkzaamheidsgraad bereikt dan terug het niveau van een alleenstaande wanneer er één of twee kinderen zijn. Eenmaal drie kinderen of meer neemt de werkzaamheidsgraad gevoelig af. Op het eerste gezicht lijkt de aanwezigheid van één of twee kinderen geen remmend effect meer te hebben op de werkzaamheid van vrouwen. Geurts toont echter aan dat deze globale cijfers een misleidend beeld geven (2002:227-241). Wanneer ook rekening wordt gehouden met leeftijd ligt het aandeel werkenden onder de jonge moeders (25-34 jaar) lager dan bij vrouwelijke leeftijdsgenoten zonder kinderen en dat aandeel neemt gradueel af naarmate het aantal kinderen hoger ligt.

Op basis van gegevens uit 1999 concludeert Geurts dat er eveneens sprake is van een wisselwerking tussen het onderwijsniveau en de gezinssituatie. Zo neemt de druk op vrouwen om thuis te blijven vanaf het tweede kind toe naarmate zij lagerege-

schoold zijn. Bij de laaggeschoolden zijn de verschillen in arbeidsdeelname tussen de huishoudtypen veel groter dan bij de middengeschoolden, terwijl deze verschillen bij hooggeschoolden vrij beperkt blijven (Geurts 2000:83).

Bij een beschrijving van de werkzaamheidsgraad bij mannen is het bijgevolg vooral belangrijk rekening te houden met leeftijd en opleiding. Bij een dergelijke oefening bij vrouwen spelen niet alleen de factoren leeftijd en opleiding maar ook de factor levensfase of gezinssituatie een belangrijke rol.

TABEL 2

Werkzaamheidsgraad van de bevolking tussen 25 en 54 jaar naar geslacht (bij vrouwen % deeltijdse arbeid), leeftijdsgroep en huishoudsituatie in het Vlaams Gewest (2000, in %)

| | Mannen | | | Totaal |
|------------------------|------------|------------|------------|--------|
| | 25-34 jaar | 35-44 jaar | 45-54 jaar | |
| Alleenstaand | 85.4 | 80.9 | 64.8 | 77.6 |
| Met partner | 96.9 | 94.5 | 80.8 | 89.7 |
| Met partner en 1 kind | 98.1 | 96.6 | 93.2 | 95.7 |
| Met partner en 2 kind | 97.1 | 96.8 | 96.5 | 96.8 |
| Met partner en 3+ kind | 93.3 | 92.2 | 89.9 | 91.7 |
| Eenouder | * | * | * | * |
| Totaal | 93.0 | 92.4 | 84.5 | 90.2 |

| | Vrouwen | | | | | | Totaal | |
|------------------------|------------|----|------------|----|------------|----|--------|----|
| | 25-34 jaar | | 35-44 jaar | | 45-54 jaar | | | |
| Alleenstaand | 88.6 | 16 | 83.5 | 19 | 59.4 | 27 | 76.4 | 20 |
| Met partner | 91.8 | 20 | 71.7 | 37 | 44.7 | 46 | 66.1 | 31 |
| Met partner en 1 kind | 86.3 | 33 | 77.7 | 40 | 58.9 | 53 | 74.0 | 41 |
| Met partner en 2 kind | 80.2 | 50 | 78.5 | 54 | 63.2 | 52 | 75.9 | 53 |
| Met partner en 3+ kind | 55.6 | 61 | 65.1 | 67 | 62.6 | 53 | 62.3 | 63 |
| Eenouder | 56.0 | 40 | 71.0 | 37 | 71.2 | 40 | 67.7 | 39 |
| Totaal | 81.5 | 31 | 73.7 | 46 | 53.1 | 46 | 70.0 | 40 |

* Te klein aantal om betrouwbaar te zijn
Bron: Eurostat LFS, bewerking Steunpunt WAV

De arbeidsdeelname van de vrouwen mag de laatste decennia dan wel aanzienlijk toegenomen zijn, en in bepaalde leeftijdsgroepen en scholingsniveaus deze van de mannen evenaren, het betekent nog niet dat werkende vrouwen evenveel tijd aan de beroepsarbeid besteden in vergelijking met werkende mannen. Bij de vrou-

wen werkt 40.5 % van de loontrekkenden deeltijds tegenover 4.5 % bij de mannelijke loontrekkenden. Vrouwen werken vooral deeltijds om voor hun kinderen te zorgen en mannen omdat ze geen voltijdse baan vinden (NIS, EAK 2001 cijfers voor het Vlaams Gewest). Voor wat betreft de vrouwelijke helft van de Vlaamse bevolking spreken de cijfers uit tabel 2 voor zich. Bij de alleenstaande 25-54-jarige vrouwen werkt één op vijf deeltijds. Dat aandeel neemt gestaag toe naarmate het gezin uitbreidt. Bijna tweederde van de werkende vrouwen met drie of meer kinderen werkt deeltijds. De nuancering met betrekking tot de deeltijdse arbeid geldt ook voor de jonge vrouwen. Zo werkt een derde van de jonge Vlaamse moeders met één kind deeltijds en bij de moeders met twee kinderen is dat de helft. De kloof tussen de seksen is ook in de jonge Vlaamse huisgezinnen bijgevolg nog steeds stevig verankerd (Geurts 2002:226).

Het krijgen van kinderen is voor het merendeel van de vrouwen weliswaar geen reden meer om volledig en definitief uit het arbeidsproces te stappen maar de mate waarin vrouwen beroepsactief zijn, wordt door een groot deel van de vrouwen op de reële gezinssituatie afgestemd. Hiermee blijven vrouwen nog steeds meer gezinsgericht dan mannen. Dat vrouwen meer gericht zijn op de private levenssfeer en bijgevolg meer tijd besteden aan huishoudelijke taken en de zorg en opvoeding van kinderen blijkt ook uit twee recente onderzoeken uit de jaren 90, het CBGS-onderzoek 'gezin en arbeid' van 1992 en de VUB-tijdsbudgetenquête van 1999 (Van Dongen e.a. 1995, Glorieux e.a. 2001).

Empirische gegevens over de relatieve verdeling van beroeps- en gezinsarbeid op gezinsniveau tonen aan dat de totale arbeid (som van beroeps- en gezinsarbeid nodig voor het levensonderhoud van het gezin en de gezinsleden) bij 20-50-jarige gehuwde koppels - vanuit de samenlevingsvorm bekeken het zogenaamde klassieke gezin met of zonder kinderen - even hoog is. Gemiddeld hebben mannen en vrouwen met 71 uur totale arbeid per week of 10 uur per dag een even zware dagtaak, met een overwicht van beroepsarbeid bij de mannen (70 % van de totale arbeid) en een overwicht van gezinsarbeid bij de vrouwen (60 %) (Van Dongen e.a. 1995:131-143). De gegevens uit de Tijdsbudgetenquête bevestigen deze verhoudingen. 16-75-jarige mannen besteden ongeveer 65 % van de totale arbeid aan loonarbeid en bij vrouwen gaat 66 % naar huishoudelijk werk en opvoeding en verzorging van kinderen (Glorieux e.a. 2001:175) ⁴.

Zowel de CBGS-enquête 'gezin en arbeid' als de VUB-tijdsbudgetenquête tonen aan dat in gezinnen met twee werkende partners en kinderen de totale arbeid of werklust het hoogst ligt voor zowel mannen als vrouwen. Dit zijn de zogenaamde drukke gezinnen tijdens het spitsuur van hun leven (Van Hoof 2002:18). De gedachte van een dubbele dagtaak - in de letterlijke, kwantitatieve betekenis van het woord -

4. In het Tijdsbudgetonderzoek bedraagt de gemiddelde totale werklust bij de 16-75-jarige mannen 42u33 en bij de 16-75-jarige vrouwen 45u46 (Glorieux e.a. 2001:175). De verschillen in totale werklust tussen beide onderzoeken zijn uiteraard te verklaren door de afbakening van de onderzoekspopulatie maar ook door de eenheid van bevraging (gezinsniveau tegenover individueel niveau) en de gevolgde onderzoeksmethode.

bij beroepsactieve vrouwen verwijzen beide studies naar het rijk der fabelen. De mythe van de dubbele dagtaak is trouwens reeds eerder ontkracht door het Tijdsbudgetonderzoek van 1988. De uitdrukking 'dubbele dagtaak' wordt daarom beter vervangen door 'dubbele verantwoordelijkheid' om de specificiteit van de tijdsbesteding van vrouwen te vatten (Elchardus en Glorieux 1994:149). Net zoals eind jaren 80 blijven beroepsactieve vrouwen eind jaren 90 het totale pakket aan beschikbare uren verhoudingsgewijs nog steeds meer besteden aan huishoudelijke taken en de zorg en opvoeding van kinderen dan beroepsactieve mannen.

Uit dit bondig overzicht van enkele gegevens betreffende de arbeidsparticipatie van mannen en vrouwen en de tijdsbesteding van beroepsactieve vrouwen en mannen kan alvast geconcludeerd worden dat er momenteel nog helemaal geen sprake is van een gelijke verdeling van de gezins- en beroepstaken. Het volledige combinatiemodel zoals gedefinieerd door Van Dongen e.a. is nog niet meteen voor morgen (2001:106-107). In dat model zouden partners tijdens de diverse gezinsfasen voldoende tijd blijven besteden aan beroepsarbeid, gezinsarbeid, sociale arbeid en vrije tijd. Bovendien zou de relatieve verdeling tussen de partners zoveel mogelijk gelijk zijn en blijven tijdens de diverse gezinsfasen.

2 | Focus op attitudes als aanzet tot een gelijke(re) verdeling van de beroeps- en gezinsarbeid

Coppens en Koelet tonen aan dat participatie van vrouwen in de arbeidsmarkt als hefboom kan dienen voor een gelijkere verdeling van de huishoudelijke taken. Met een voltijdse baan staan vrouwen sterker in het onderhandelingsproces rond huishoudelijk werk (2002:175-189). Van Dongen e.a. merken op dat een gelijke(re) beroepssituatie een noodzakelijke maar geen voldoende voorwaarde is voor een gelijkere verdeling van de gezinsarbeid. Het kunnen realiseren van het volledige combinatiemodel overstijgt het niveau van de individuele gezinnen. Het is de verantwoordelijkheid van zowel de overheid als de bedrijfswereld om instrumenten en maatregelen te ontwikkelen waarmee gezinnen continu aan hun leefsituatie kunnen sleutelen (Van Dongen e.a. 2001:107).

In het laatste hoofdstuk van hun boek staan Van Dongen e.a. uitgebreid stil bij mogelijke beleidsperspectieven inzake fiscaliteit, sociale zekerheid en maatschappelijke voorzieningen om de combinatie arbeid-gezin te faciliteren (2001: 187-254). Het thema 'investeren in een positieve houding ten aanzien van een (meer) gelijke verdeling van de beroeps- en gezinsarbeid' trok daarbij onze aandacht (2001:248-250). Er is sprake van een wisselwerking tussen opvattingen, normen en gewoonten inzake de arbeidsverdeling binnen het gezin en de feitelijke leefwereld. Attitudes zijn bepalend voor het menselijk gedrag maar door veranderingen in de feitelijke leefwereld, in casu de versterking van de beroepspositie van de vrouwen, kan ook de houding worden bijgesteld en aangepast. Het is niet aan de overheid om als het ware recht-

streekt in te grijpen in de wijze waarop gezinnen hun arbeids- en gezinstijd organiseren. Spraakmakende campagnes zetten evenmin veel zoden aan de dijk. De auteurs pleiten daarentegen voor een systematisch en continu informatiebeleid over het volledige combinatiemodel. Het dient geïntegreerd te zijn in de diverse maatschappelijke diensten die de overheid zelf aanbiedt of subsidieert (bijvoorbeeld het onderwijs). Deze aanpak kan leiden tot een positieve beïnvloeding van de houding of mentaliteit van vrouwen en mannen en een stimulering van een positieve wisselwerking met de feitelijke arbeidsverdeling.

Kortom, bij het kunnen realiseren van een meer gelijke verdeling van de beroeps- en gezinsarbeid is ook een positieve houding van vrouwen en mannen tegenover een gelijke taakverdeling binnen het gezin belangrijk. Het is net op deze attitudes, opvattingen, houdingen en normen dat het artikel verder focust. De feitelijke gegevens over de verdeling van de beroeps- en gezinsarbeid zijn naderhand gekend, maar hoe staat het met de opvattingen hieromtrent bij de doorsnee Vlaamse bevolking aan het begin van de 21^e eeuw? Uiteraard is een positieve ingesteldheid nog geen voldoende voorwaarde om tot een meer gelijke verdeling van de beroeps- en gezinstaken te komen. In de dagelijkse realiteit wegen gezinsleden verschillende omstandigheden tegenover elkaar af alvorens tot een gedragswijziging te komen. In de zoektocht naar een meer gelijke verdeling van de beroeps- en gezinstaat of de optimale combinatie voor beide partners en de eventuele kinderen, vormt de attitude omtrent deze thematiek bijgevolg één element van de discussie.

Voor het beantwoorden van de vraag maken we gebruik van gegevens uit de jaarlijkse APS-survey (Bral 1998). Deze aanpak sluit aan bij het typisch empirische vrouwenstudiesonderzoek in Vlaanderen. Bij dit onderzoek wordt de positie van vrouwen in de samenleving gevat in kwantitatieve gegevens die het resultaat zijn van een zo nauwkeurig en objectief mogelijke waarneming. Het verschil is hierbij echter dat we ook aandacht zullen besteden aan de heterogeniteit van opvattingen bij zowel vrouwen als mannen (Van Nuland 1994:17). In een volgend deel worden de gebruikte data kort toegelicht. Vervolgens staan we stil bij enkele attitudes in verband met de rolverdeling tussen mannen en vrouwen inzake arbeid en gezin, belichten we de opvattingen over het al dan niet buitenshuis werken van vrouwen tijdens verschillende levensfasen en eindigen we met een meer diepgaande analyse van de samenwonenden.

3 | Data

In het kader van het 'International Social Survey Programme (ISSP)'⁵ wordt met het oog op cross-nationaal en cross-cultureel onderzoek een zelfde vragenmodule met topics uit sociaal-wetenschappelijk onderzoek aan bestaande nationale

5. http://www.gegis.org/en/data_service/issp/index.htm

onderzoeken gekoppeld. Sinds 2002 participeert Vlaanderen als regio aan dit internationale onderzoeksprogramma. In de jaarlijkse APS-survey 'Sociaal-culturele verschuivingen in Vlaanderen' van 2002 is voor het eerst een vragenmodule met als thema 'Familie en veranderende gender rollen' (Family and changing gender roles) opgenomen. In de toekomst zullen de Vlaamse data vergeleken kunnen worden met data uit meer dan 30 verschillende landen behorend tot zowel de Europese Unie als tot andere delen van de wereld. Hier spitsen we ons enkel toe op de Vlaamse data. Om de duurtijd van de afname van het face-to-face interview te beperken is geopteerd om de ISSP-vragenmodule als een drop-off vragenlijst aan de respondenten aan te bieden. In concreto betekent dit dat de interviewer, na het afnemen van de mondelinge vragenlijst een schriftelijke vragenlijst achterlaat. Deze vragenlijst wordt door de respondent ingevuld en via een omslag (port betaald door bestemming) terugbezorgd. Dankzij een goede opvolging is de respons met 92 % (1354 ontvangen drop-offs op 1477 afgewerkte interviews) meer dan behoorlijk te noemen. Dat resultaat is des te opmerkelijker daar de gemiddelde duurtijd van het persoonlijke interview reeds 1u30 bedroeg. De gerealiseerde drop-off is representatief ten aanzien van de gerealiseerde steekproef voor de kenmerken leeftijd, opleiding en geslacht (Carton e.a. 2002)⁶.

4 | Opmvattingen en normen over de traditionele rol van man en vrouw houden stand

4.1. | Een eerste globaal beeld bij de Vlaamse bevolking

Na een reeks vragen over de zinvolheid en betrouwbaarheid van face-to-face interviews (zie de bijdrage van Loosveldt en Storms) krijgen de respondenten een eerste batterij met tien uitspraken over de rol(len) van mannen en vrouwen met betrekking tot gezin en arbeid. Op basis van negen uitspraken maken we een onderscheid tussen drie attitudes (Evans e.a. 1999). Voor de exacte vraagverwoording van de verschillende items en gegevens over de schaalconstructie zie bijlage 1. Een eerste schaal 'carrière kost' drukt uit in welke mate een carrière van de vrouw ten koste gaat van het gezin en de kinderen, in welke mate vrouwen eigenlijk liever thuis willen blijven en of dat al dan niet zo hoort te zijn. De schaal 'man gezin en kind' geeft weer in welke mate mannen een groter deel van de huishoudelijke taken en de zorg voor kinderen op zich zouden moeten nemen. De schaal 'pro carrière' geeft weer in welke mate een eigen job bijdraagt tot de zelfstandigheid van de vrouw en dient als bijdrage tot het gezinsinkomen.

6. Alle analyses zijn uitgevoerd op het gewogen databestand naar geslacht, leeftijd en onderwijsniveau. De gerealiseerde steekproef naar leeftijd, opleiding en geslacht wijkt significant af van de overeenstemmende populatieverdeling (NIS-EAK 2001) (Carton e.a. 2002).

TABEL 3

Gemiddelde scores op drie attitudeschalen over mannen, vrouwen en gezin en arbeid (in %)

| Gemiddelde score | Carrière kost | Man gezin en kind | Pro carrière vrouw |
|-----------------------------|---------------|-------------------|--------------------|
| <= 25 - sterke tegenstander | 19.2 | 8.9 | 9.0 |
| <= 50 - matige tegenstander | 38.8 | 28.3 | 24.6 |
| <= 75 - matige voorstander | 33.2 | 50.7 | 50.4 |
| <= 100 - sterke voorstander | 8.8 | 12.2 | 16.0 |
| N | 1323 | 1315 | 1327 |
| Globaal gemiddelde | 47.8 | 64.4 | 62.5 |

Een gemiddelde score van 100 drukt uit dat respondenten steeds helemaal akkoord kunnen gaan met de voorgelegde uitspraken (score 0 = steeds helemaal niet akkoord). Op basis van de behaalde gemiddelde score maken we een onderscheid tussen vier groepen van respondenten (tabel 3).

Net geen 10 % van de 18-85-jarige Vlamingen ondersteunt sterk de stellingen dat het gezin en de kinderen een prijs moeten betalen wanneer de vrouw buitenshuis werkt. Voor deze groep blijft het kostwinnersmodel met een buitenshuis werkende man die het geld in het laatje brengt en een vrouw die voor het huis en gezin zorgt, het ideaal. Eén op vijf van de Vlamingen kan zich hierin evenwel helemaal niet in terugvinden. Bijna vier op tien van de Vlamingen behoort tot de matige tegenstanders en één op drie tot de matige voorstanders van de uitspraken over een carrière kost. Dat wijst er op dat de idee van een gezinsleven dat lijdt onder een (voltijds) buitenshuis werkende vrouw wel degelijk leeft onder de Vlaamse bevolking.

Bijna tweederde van de Vlaamse bevolking ondersteunt wel matig tot sterk de idee dat mannen een groter deel van het huishoudelijk werk en de zorg voor kinderen zouden moeten opnemen en dat vrouwen een eigen carrière kunnen opbouwen. Een zeer kleine minderheid (9 %) is het daar telkens helemaal niet mee eens.

4.2 | Overzicht van mogelijke determinerende achtergrondkenmerken

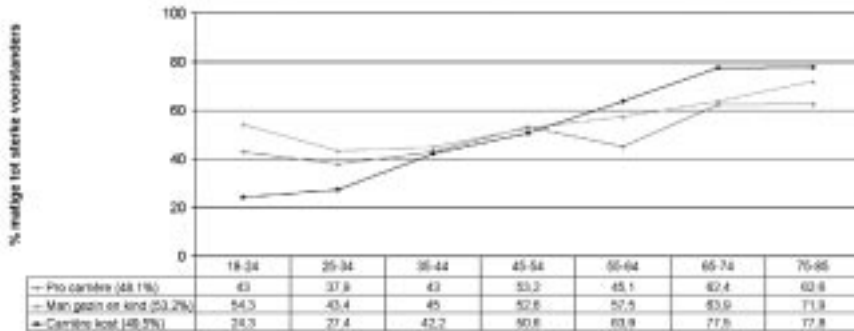
Met het oog op de verdere analyse van de drie schalen delen we de respondenten telkens op in twee groepen. We hanteren als cesuur de globale gemiddelde score. Respondenten met een score lager dan dit gemiddelde classificeren we als sterke tot matige tegenstanders van de opvattingen betreffende een carrière kost (50.4 %), man gezin en kind (46.8 %) en pro carrière vrouw (51.9 %). Vice versa zijn de respondenten met een hogere score de matige tot sterke voorstanders.

In wat volgt willen we een beeld schetsen van het sociaal-demografisch profiel van deze verschillende groepen. Een leidraad voor de keuze van de achtergrondkenmerken vormen de feitelijke gegevens betreffende de arbeidsmarktparticipatie van vrouwen en mannen en de verdeling van de arbeids- en gezinstijd. De klassieke sociaal-demografische achtergrondkenmerken zoals geslacht (uiteraard), leeftijd, opleidingsniveau, werksituatie, leefsituatie en het al dan niet nog de zorg dragen voor kinderen en/of jongeren tot 18 jaar komen bijgevolg in aanmerking. Daarnaast gaan we na of er een socialiserend effect bestaat van het feit of de moeder van de respondent ooit één jaar lang een betaalde baan heeft gehad na de geboorte van de respondent en voor hij/zij 14 jaar was (Steggerda 1993). We verwachten dat het rolmodel van een werkende moeder er voor zorgt dat er zowel bij de mannen als de vrouwen meer tegenstanders zullen zijn van de idee dat een carrière kost en omgekeerd meer voorstanders voor een grotere rol van de mannen bij de zorg voor het huishouden en de kinderen en de uitbouw van een eigen carrière voor de vrouw. Met andere woorden als er een effect bestaat van de eventuele job van de moeder zal zich dat op dezelfde wijze uiten bij de mannelijke als vrouwelijke respondenten. Deze laatste veronderstelling kan via het opnemen van een interactie-effect gecontroleerd worden.

Een eerste bivariate verkennende ronde leert dat, op enkele uitzonderingen na, de meeste van deze achtergrondkenmerken significant samenhangen met de drie schalen. Zo vinden we meer voorstanders onder de mannen voor de idee 'een carrière kost' en meer voorstanders onder de vrouwen voor de ideeën in verband met 'man gezin en kind' én 'pro carrière vrouw'. Het zou ons te ver brengen om op elk van die samenhangen afzonderlijk in te gaan. Dat is trouwens ook weinig zinvol daar significante bivariate samenhangen, bij controle van derde variabelen niet meer significant kunnen zijn. Bijgevolg opteren wij ervoor om deze variabelen in één model op te nemen en na te gaan welke samenhangen overeind blijven. Wij spitsen ons hier toe op de vraag in welke mate geslacht een effect blijft uitoefenen na controle voor de overige achtergrondkenmerken. Door het dichotomiseren van onze afhankelijke variabelen (carrière kost, man gezin en kind én pro carrière met 1=matige tot sterke voorstanders cf. supra) kunnen we hierbij telkens gebruik maken van logistische regressie-analyse.

GRAFIEK 1

Matige tot sterke voorstanders inzake rol(len) man vrouw in gezin en arbeid naar leeftijd (in %)



Vooraleer daartoe over te gaan, willen we toch even stil staan bij de samenhang van de verschillende schalen met leeftijd. In tegenstelling tot de overige onafhankelijke variabelen kan leeftijd zowel als een continue metrische variabele worden opgenomen (leeftijd in jaren) als een categorische variabele (leeftijdsgroepen). De opname als een continue metrische variabele kan een verlies aan informatie betekenen zoals blijkt uit grafiek 1.

Bij de schaal carrière kost zien we een sterk lineair verband met leeftijd ($\chi^2 = 183.25$; $df=6$; $p=0.000$; Cramer's $V = 0.37$). Hoe jonger de respondent hoe minder steun voor de idee dat een carrière kost. Slechts één op vier bij de twee jongste leeftijdsgroepen kan zich terugvinden in de opvatting dat een carrière van de vrouw ten koste gaat van gezin en kinderen. Het spiegelbeeld vinden we bij de twee oudste leeftijdsgroepen: drievierde van de respondenten is van oordeel dat een carrière wel degelijk een prijskaartje heeft voor het gezin en de kinderen. Bij de twee overige schalen vinden we dit lineaire verband niet terug. De samenhang blijft wel steeds significant maar minder sterk (man kind en gezin: $\chi^2 = 37.6$; $df=6$; $p=0.000$; Cramer's $V = 0.17$; pro carrière: $\chi^2 = 38.51$; $df=6$; $p=0.000$; Cramer's $V = 0.17$). Het percentage voorstanders bij de 18-24 jarigen en de 45-64 jarigen evenaart het gemiddelde percentage bij de schaal omtrent de rol van de man in de private levenssfeer. Relatief de minste voorstanders voor een grotere rol van mannen in het huishouden en de zorg voor kinderen vinden we bij de 25-44 jarigen en omgekeerd de meeste voorstanders bij de 65-85 jarigen. Deze vaststelling is wel enigszins verrassend te noemen. Een mogelijke verklaring zou kunnen zijn dat de jong volwassenen vinden dat mannen reeds voldoende hun verantwoordelijkheden in het gezin opnemen en dat zij niet een nog grotere rol moeten spelen. De oudere generatie die deze opvatting wel ondersteunt kan dit doen vanuit hun referentiekader waar het gebruikelijk was dat de rol van mannen in het huishouden eerder gereduceerd was. Voor deze generatie was het kostwinners-model immers nog vrij courant.

Ook enigszins verrassend te noemen is de vaststelling dat er meer voorstanders voor de uitbouw van een carrière van de vrouw te vinden zijn bij de twee oudste leeftijdsgroepen en dat deze ondersteuning kleiner is bij de 18-44 jarigen en dan voornamelijk de 25-34 jarigen. Het referentiekader van het kostwinnersmodel bij de oudere generaties kan hier opnieuw een rol spelen. Een mogelijke verklaring voor de vaststelling bij de jongste leeftijdsgroepen ligt niet meteen voor de hand. Slechts een minderheid van hen ondersteunt de idee dat een carrière kost maar het is net bij deze leeftijdsgroepen dat we ook relatief minder voorstanders pro carrière vrouw aantreffen.

Op basis van deze vaststellingen besluiten we leeftijd als een metrische variabele op te nemen bij de verdere analyse van de schaal 'een carrière kost' en als een categorische variabele bij de analyse van de twee overige schalen.

4.3 | Voor- en tegenstanders niet gelijkmatig verspreid over de Vlaamse bevolking

Tabel 4 stelt de resultaten van deze logistische regressie-analyses voor. Vooreerst stellen we vast dat de kenmerken geslacht, leeftijd en opleiding ook in het multivariate model significant blijven. Het al dan niet nog zorg dragen voor kinderen jonger dan 18 jaar is in geen enkel model significant. Gegeven de inhoud van de schalen is dat wel enigszins verwonderlijk. Bijkomend hebben we dan ook gecontroleerd of het al dan niet (gehad) hebben van kinderen, ongeacht hun leeftijd en ongeacht of zij nog deel uitmaken van het gezin, een betekenisvolle rol speelt. Dat blijkt enkel het geval te zijn bij de schaal 'pro carrière vrouw'. Bij deze schaal vinden we, in tegenstelling tot de twee overige schalen, naast de betekenisvolle invloed van geslacht, leeftijd, opleiding en het al dan niet (gehad) hebben van kinderen ook nog een bijkomend effect van de huidige werksituatie van de respondent. De werksituatie van de partner speelt dan weer enkel een rol bij de schaal 'een carrière kost'. Tot slot, in tegenstelling tot de verwachtingen, vinden we, gecontroleerd voor de overige achtergrondkenmerken, geen effect van het al dan niet geconfronteerd geweest zijn met een buitenshuis werkende moeder. Bij de schaal 'een carrière kost' is het effect van job moeder wel significant. Na controle voor het interactie-effect job moeder met geslacht valt het netto-effect van job moeder echter weg.

Tot zover het overzicht van de significante effecten. Hoe moeten we deze effecten nu interpreteren? Dit kan met behulp van de parameters onder $\text{Exp}(B)$ voor de drie verschillende schalen. De parameters stellen de kansverhouding 'matige tot sterke voorstander' / 'matige tot sterke tegenstander' voor de verschillende categorieën van de achtergrondkenmerken voor. Zo is de kansverhouding voorstander / tegenstander voor de schaal 'een carrière kost' bij de mannen 1.52 keer groter dan de kansverhouding bij de vrouwen en dit gecontroleerd voor de overige achtergrondkenmerken. Bij de twee overige schalen bedraagt deze kansverhouding bij de mannen

respectievelijk 0.61 en 0.66. Bij mannen vinden we dus meer voorstanders van de idee een carrière kost en meer tegenstanders voor een groter aandeel van de man in het huishouden en de zorg voor kinderen en voor de uitbouw van een carrière voor de vrouw. Met deze leeswijzer in het achterhoofd kunnen de verschillende kansverhoudingen geïdentificeerd worden.

TABEL 4

Logistische regressiemodellen ter verklaring van attitudes met behulp van klassieke achtergrondkenmerken (a)

| Variabelen | Carrière kost | | Man gezin en kind | | Pro carrière vrouw | |
|---|-------------------|------|-------------------|------|--------------------|------|
| | Exp(B) | S.E. | Exp(B) | S.E. | Exp(B) | S.E. |
| Intercept | 0.13 *** | 0.28 | 4.52 *** | 0.28 | 2.96 *** | 0.30 |
| Geslacht | | | | | | |
| Man | 1.52 ** | 0.15 | 0.61 *** | 0.11 | 0.66 *** | 0.13 |
| Referentie: vrouw | | | | | | |
| Leeftijd in jaren | 1.028 *** | 0.01 | | | | |
| Leeftijd in categorieën | | | | | | |
| 18-24 jaar | | | 0.44 ** | 0.30 | 0.31 *** | 0.32 |
| 25-34 jaar | | | 0.26 *** | 0.29 | 0.24 *** | 0.31 |
| 35-44 jaar | | | 0.30 *** | 0.28 | 0.33 *** | 0.29 |
| 45-54 jaar | | | 0.41 *** | 0.28 | 0.54 * | 0.28 |
| 55-64 jaar | | | 0.52 * | 0.28 | 0.46 *** | 0.27 |
| 65-74 jaar | | | 0.70 | 0.28 | 1.05 | 0.27 |
| Referentie: 75-85 jaar | | | | | | |
| Opleiding (b) | | | | | | |
| Laag | 2.14 *** | 0.16 | 0.68 ** | 0.16 | 1.05 | 0.16 |
| Midden | 1.53 ** | 0.17 | 0.74 * | 0.16 | 0.74 * | 0.16 |
| Referentie: Hoog | | | | | | |
| Moeder job | | | | | | |
| Ja | 0.81 | 0.19 | | | | |
| Referentie: Neen | | | | | | |
| Geslacht (man) * moeder job (ja) | 0.58 * | 0.27 | | | | |
| Werksituatie | | | | | | |
| Voltijds tewerkgesteld | | | | | 1.41 * | 0.17 |
| Deeltijds tewerkgesteld | | | | | 2.26 *** | 0.21 |
| Referentie: niet-tewerkgesteld | | | | | | |
| Werksituatie partner | | | | | | |
| Voltijds tewerkgesteld | 0.92 | 0.16 | | | | |
| Deeltijds tewerkgesteld | 1.14 | 0.23 | | | | |
| Niet-tewerkgesteld | 1.84 *** | 0.18 | | | | |
| Referentie: geen partner | | | | | | |
| Kinderen (gehad) | | | | | | |
| Ja | | | | | 0.62 *** | 0.15 |
| Referentie: neen | | | | | | |
| Model fit | $\chi^2 = 249.31$ | | $\chi^2 = 63.48$ | | $\chi^2 = 81.40$ | |
| | df=9 | | df=9 | | df=12 | |
| | p=0.000 | | p=0.000 | | p=0.000 | |

(a) Backward stepwise estimation met Likelihood-Ratio criterium

(b) Opleiding laag: maximum lager secundair onderwijs; midden=hoger secundair onderwijs; hoog=(niet-)universitair onderwijs

* p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

Meer voorstanders voor de opvatting 'een carrière kost' vinden we eveneens naarmate de leeftijd toeneemt, de opleiding afneemt en respondenten samenwonen met een niet-tewerkgestelde partner. Het interactie-effect bij de schaal 'een carrière kost' betekent dat bij mannen met een buitenshuis werkende moeder de kansverhouding voorstander / tegenstander afneemt. Met andere woorden, we vinden meer voorstanders van de idee 'een carrière kost' bij de vrouwelijke respondenten met een buitenshuis werkende moeder. Het rolmodel van een arbeidsactieve moeder heeft in deze zin 'negatief' gewerkt bij de vrouwen maar positief bij de mannen.

Merk op dat het niet-lineaire verband met leeftijd stand houdt. De kansverhouding voorstander / tegenstander voor een grotere rol van de man in het huishouden en de zorg voor kinderen neemt bij de leeftijdsgroep 25-44 jaar af. We vinden eveneens minder steun voor een grotere rol van de man bij de laagopgeleiden. Bij de schaal 'pro carrière vrouw' tenslotte vinden we een kleinere kansverhouding voorstander / tegenstander bij mannen, de leeftijdsgroep 25-34 jaar, de respondenten met maximum hoger secundair onderwijs achter de rug en degenen die kinderen hebben (gehad). De kansverhouding voorstander / tegenstander bij de schaal pro carrière vrouw neemt dan weer toe bij de voltijds en deeltijds tewerkgestelden.

We kunnen besluiten dat de voor- en tegenstanders met betrekking tot de uitspraken in verband met een carrière kost, man gezin en kind én pro carrière vrouw niet gelijkmatig verspreid zijn over de Vlaamse bevolking. Op basis van enkele klassieke achtergrondkenmerken kan een gedifferentieerder beeld worden opgehangen. Hierbij valt op dat het significant effect van geslacht overeind blijft naast het effect van leeftijd en opleiding. Dat betekent dat zowel mannen als vrouwen zich onderling sterk onderscheiden. Enigszins verrassend is de vaststelling dat de overige variabelen zoals het al dan niet (gehad) hebben van kinderen, de huidige werksituatie, de werksituatie van de eventuele partner en de job van moeder nu eens wel en dan weer niet een rol spelen. De wijze waarop deze variabelen een effect uitoefenen ligt evenwel in de lijn van wat algemeen verwacht kon worden.

5 | **Moeten vrouwen werken?**

5.1 | **Een eerste globaal beeld bij de Vlaamse bevolking**

Binnen het klassieke kostwinnersmodel zorgen de mannen voor de centen en de vrouwen voor het huishouden en de kroost. Historische gegevens tonen aan dat dit model eerder uitzondering dan regel was. Het was enkel weggelegd voor de welgestelde bevolking en heeft bij het doortrekken naar de ruimere bevolking slechts enkele decennia stand gehouden (Van Dongen e.a. 2001:76-80). Binnen dat model zijn de opvattingen over de rol van man en vrouw binnen de context van een huishouden met kinderen duidelijk. Het volledige kostwinnersmodel is echter niet meer van deze tijd. Momenteel kunnen we evenwel ook nog niet spreken over een volledig

combinatiemodel. In deze paragraaf staan we stil bij de vraag in hoeverre opvattingen over wanneer vrouwen zouden moeten werken tijdens verschillende levensfasen nog ondersteuning vinden. Opnieuw zullen we eerst het globale beeld geven bij de doorsnee Vlaamse bevolking om vervolgens in te zoomen op een meer specifieke beschrijving.

TABEL 5

Wijze waarop vrouwen zouden moeten werken tijdens verschillende levensfasen (in %)

| | Na het huwelijk en vóór er kinderen zijn | Wanneer een van de kinderen de leerplichtige leeftijd nog niet bereikt heeft | Nadat het jongste kind naar school gaat | Nadat de kinderen het huis uit zijn |
|------------------------|--|--|---|-------------------------------------|
| Voltijds | 83.5 | 14.9 | 28.8 | 53.8 |
| Deeltijds | 13.6 | 55.5 | 63.3 | 37.1 |
| Thuisblijven | 2.8 | 29.6 | 7.9 | 9.1 |
| N | 1159 | 1134 | 1137 | 1075 |
| % geen mening (N=1354) | 14.3 | 16.2 | 16.0 | 20.6 |

Uit tabel 5 valt meteen af te leiden dat de opvatting over wanneer een vrouw al dan niet voltijds, deeltijds moet werken of gewoon thuisblijven verschilt naargelang van de gezinssituatie. Wanneer er nog geen kinderen in het gezin zijn, is een overgrote meerderheid van de Vlamingen er voor gewonnen dat vrouwen voltijds buitenshuis werken (83.5 %). Bijna 14 % is van oordeel dat vrouwen in deze gezinsfase deeltijds zouden moeten werken. De meningen veranderen echter drastisch wanneer het gezin aan uitbreiding toe is. Voor amper 15 % van de Vlamingen zou een vrouw nog voltijds moeten werken wanneer één van de kinderen de leerplichtige leeftijd nog niet bereikt heeft. Het voltijds terug aan de slag gaan nadat het jongste kind naar school gaat, wordt ondersteund door bijna 30 % van de bevolking. Merk echter op dat in beide gezinsfasen telkens meer dan de helft van de bevolking een deeltijdse baan voor de vrouw wel ziet zitten. Bijna 30 % is evenwel ook van mening dat een vrouw gewoon thuis zou moeten kunnen blijven wanneer een kind de leerplichtige leeftijd nog niet bereikt heeft. Het voltijds of deeltijds terug aan de slag gaan wanneer de kinderen het huis uit zijn, wordt dan opnieuw onderschreven door een ruime meerderheid van de Vlamingen.

Mannen én vrouwen delen dezelfde mening over wanneer een vrouw zou moeten werken vooraleer er kinderen zijn ($\chi^2=0.90$; $df=2$; $p=0.64$) of wanneer een

van de kinderen de leerplichtige leeftijd nog niet bereikt heeft ($\chi^2=5.29$; $df=2$; $p=0.07$). Bij de twee overige gezinsfasen is er wel een betekenisvol maar eerder zwak verband met geslacht (nadat het jongste kind naar school gaat: $\chi^2=13.45$; $df=2$; $p=0.001$, Cramer's $V=0.11$; nadat de kinderen het huis uit zijn: $\chi^2=6.93$; $df=2$; $p=0.03$; Cramer's $V=0.08$). Het deeltijds werken wordt telkens iets meer ondersteund door de vrouwelijke helft van de bevolking en het thuisblijven iets meer door de mannelijke helft.

Bij deze vraag valt het hoge percentage 'geen mening' op. Slechts driekwart van de respondenten heeft op alle vier de deelvragen een substantieel antwoord gegeven. Bijna 12 % heeft steeds de antwoordmogelijkheid geen mening omcirkeld of heeft gewoonweg de vraag niet beantwoord. Er dient onmiddellijk opgemerkt te worden dat de antwoordmogelijkheid 'geen mening' expliciet voorzien was op de vragenlijst. Dat was evenwel ook het geval bij de uitspraken in verband met rol(len) mannen en vrouwen in gezin en arbeid. Bij het beantwoorden van die uitspraken hebben de respondenten minder gebruik gemaakt van de 'geen mening' antwoordoptie. Alle tien de uitspraken zijn door 81.3 % van de respondenten beantwoord. 9.6 % en 4.1 % van de respondenten heeft respectievelijk op één en twee uitspraken de 'geen mening' optie omcirkeld. Via logistische regressie-analyse hebben we nagegaan of het voorkomen van één of meer 'geen mening' antwoorden bij de vraag wanneer vrouwen zouden moeten werken, samenhangt met achtergrondkenmerken zoals geslacht, leeftijd, opleiding, werksituatie van de respondent en de eventuele partner en het al dan niet (gehad) hebben van kinderen. Enkel de kenmerken leeftijd (in categorieën, niet als metrische variabele) en het al dan niet (gehad) hebben van kinderen (met een significante interactie tussen beide variabelen) spelen een betekenisvolle rol. De 'geen mening' antwoorden vinden we verhoudingsgewijs meer terug bij de leeftijdsgroepen 35-44, 55-64 jaar en de 75-plussers zonder kinderen. De optie 'geen mening' wordt door de 18-24 jarigen en de 65-74 jarigen zonder kinderen minder aangekruist. Het effect van het al dan niet (gehad) hebben van kinderen lijkt aannemelijk. Wanneer men niet geconfronteerd is geweest met een bepaalde situatie kan het moeilijker zijn om hierover een mening te formuleren. Het effect van leeftijd is minder eenduidig.

Tot slot stelt zich de vraag of het voorkomen van vrij veel 'geen mening' antwoorden niet te maken kan hebben met de vraagformulering. De oorspronkelijke taal van de ontwikkelde vragenmodule is het Engels. De vraag over het al dan niet werken van vrouwen heeft in het Engels wellicht een minder dwingend karakter dan de Nederlandstalige versie ("Do you think that women should work outside the home full-time, part-time or not at all under the following circumstances"). Bepaalde respondenten kunnen van mening geweest zijn dat niemand eigenlijk zou moeten werken met als gevolg dat de vragen dan ook moeilijk beantwoordbaar zijn.

Deze vaststelling noopt alvast tot de volgende tweevoudige conclusie. De algemene respons op een drop-off vragenlijst mag dan al behoorlijk zijn, het belet

niet dat de item-nonrespons op bepaalde vragen hoog kan oplopen. Ten tweede is het vertalen van vragen niet steeds een sinecure.

5.2 | Opvattingen variëren naargelang van de levensfase

Met deze methodologische opmerking in het achterhoofd, gaan we nu in op de vraag of de opvattingen over wanneer een vrouw zou moeten werken gelijkmatig verspreid zijn over de doorsnee Vlaamse bevolking wanneer rekening wordt gehouden met het sociaal-demografisch profiel van de respondenten. Daarbij focussen we enkel op die uitspraken die te maken hebben met de zorg voor kinderen. Bij de eerste gezinsfase 'na het huwelijk vooraleer er kinderen zijn' is er te weinig variatie in het antwoordpatroon. Bij de gezinsfase 'nadat de kinderen het huis uit zijn' zijn er relatief veel 'geen mening' antwoorden. Door het kruisen van de opvattingen over wanneer een vrouw zou moeten werken wanneer een van de kinderen de leerplichtige leeftijd nog niet bereikt heeft en nadat het jongste kind naar school gaat, bekomen we een nieuwe variabele. Deze variabele bevat drie duidelijk onderscheiden antwoordcategorieën over wanneer vrouwen zouden moeten werken tijdens de gezinsfases met de zorg voor kinderen (zie bijlage 2). Het steeds voltijds werken of voltijds/deeltijds werken afhankelijk van de gezinsfase wordt ondersteund door 31 % van de Vlaamse bevolking. Iets meer dan 40 % is steeds voor de optie deeltijds werken. Een derde groep tenslotte (28 %) is van mening dat vrouwen steeds zouden moeten thuisblijven of deeltijds gaan werken nadat het jongste kind naar school gaat.

Het verband met geslacht is weliswaar zwak maar toch significant ($\chi^2=8.63$; $df=2$; $p=0.01$; Cramer's $V=0.09$). Vrouwen ondersteunen iets meer dan mannen de altijd deeltijdse mogelijkheid (45.1 tegenover 37 %) en mannen iets meer de thuisblijven/deeltijdse optie (31.5 tegenover 25 %). Via een multinomiaal logistisch regressie-model kunnen we nagaan of het effect van geslacht overeind blijft na controle voor een reeks andere klassieke achtergrondkenmerken.

Hierbij stelt zich opnieuw de vraag hoe we de variabele leeftijd zullen opnemen. Aanvankelijk werd de tabel 'werken tijdens verschillende gezinsfases' opgesplitst naar zeven leeftijdscategorieën. Gezien de beperkte steekproefgrootte, omwille van ontbrekende antwoorden, bleek het relevanter om de leeftijd te hercoderen naar drie leeftijdscategorieën ($\chi^2=99.4$; $df=4$; $p=0.000$; Cramer's $V=0.22$). Een meerderheid van de twee jongste leeftijdsgroepen ondersteunt resoluut de voltijds/deeltijds werken optie (53 % bij de 18-34 jarigen). Het altijd deeltijds werken draagt relatief meer de voorkeur weg van de 35-54 jarigen (49 %) en de 55-plussers zijn meer gewonnen voor het thuisblijven van de vrouw of het deeltijds werken nadat het jongste kind naar school gaat (37 %). In de literatuur wordt de drukke leeftijd gesitueerd tussen de 25 en 54 jaar (Van Hoof 2002). Onze gegevens tonen echter aan dat voor wat betreft de mening wanneer een vrouw zou moeten werken wanneer de zorg voor kin-

deren zich aandient, het antwoordpatroon van de 25-34 jarigen meer aansluit bij dat van de 18-24 jarigen dan bij dat van de 35-54 jarigen. In feite vormen de 25-34 jarigen een soort overgang van de jongste naar de midden leeftijdsgroep. Vier op tien opteert nog voor voltijds werk voor de vrouw, maar bijna 37 % ook reeds voor altijd deeltijds werken en 21 % voor de combinatie thuisblijven / deeltijds werken. Bij de 18-24 jarigen zijn deze percentages respectievelijk 68, 20 en 12 % en bij de 35-44 jarigen 24, 49 en 28 %. Wellicht door de feitelijke leefsituatie neemt men afstand van de jongste leeftijdsgroep die nog niet 'gesetteld' is en nog niet de verantwoordelijkheid draagt voor kinderen, maar anderzijds sluit men ook nog niet volledig aan bij de 35-54 jarigen.

Door het wegvallen van een substantieel deel van de observaties omwille van de 'geen mening' antwoorden kiezen we ervoor om de variabelen werksituatie respondent en werksituatie eventuele partner eveneens te hercoderen. Omwille van het kleine overblijvende aantal deeltijds werkenden voegen we deze groep bij de voltijds werkenden. We maken bijgevolg een onderscheid tussen buitenshuis werkend en niet-tewerkgesteld. Een overzicht van de Likelihood Ratio Tests van het finaal gekozen model is terug te vinden in bijlage 3. Hieruit kan meteen afgeleid worden dat de variabelen werksituatie van de respondent, het al dan niet kinderen hebben (gehad) en of de moeder van de respondent nu al dan niet een betaalde baan had, geen betekenisvolle rol spelen bij de opvatting over hoe een vrouw zou moeten werken tijdens de gezinsfases met de zorg voor kinderen. Merk verder op dat het effect van geslacht zwak is maar het weglaten van het effect betekent een significante verslechtering van het model.

De resultaten van de multinomiale regressie-analyse van dit finale model zijn weergegeven in tabel 6. De parameters onder de kolom $\text{Exp}(B)$ geven opnieuw betekenis aan de verschillende effecten. Ze stellen de kansverhouding voltijds werken versus thuisblijven/deeltijds én de kansverhouding altijd deeltijds werken versus thuisblijven/deeltijds voor de verschillende categorieën van de variabelen voor. Zo is de kansverhouding voltijds werken versus thuisblijven/deeltijds bij de 18-34 jarigen 2.66 keer groter dan bij de 55-plussers. De jongste leeftijdsgroep ondersteunt met andere woorden meer het voltijds blijven werken van vrouwen tijdens gezinsfases met de zorg voor kleine kinderen. Bij de laag en midden opgeleiden en bij de respondenten met een niet-tewerkgestelde partner vinden we hiervoor minder ondersteuning. De kansverhouding altijd deeltijds versus thuisblijven/deeltijds is bij de mannen 0.70 keer kleiner dan bij de vrouwen. Dat betekent dat mannen iets meer gewonnen zijn voor de thuisblijven/deeltijds optie en dit na controle voor de overige achtergrondkenmerken. Respondenten met een tewerkgestelde partner zijn meer te vinden voor het altijd deeltijds blijven werken van de vrouw. Merk verder op dat de kansverhouding voltijds werken versus thuisblijven deeltijds bij mannen en vrouwen even hoog is ($\text{Exp}(B) = \pm$ gelijk aan 1). Hier onderscheiden mannen zich niet van vrouwen. Deze vaststelling geldt eveneens voor de 18-34 jarigen, 35-54 jarigen versus de 55-plussers voor wat betreft de kansverhouding altijd deeltijds werken versus thuisblijven/deeltijds.

TABEL 6

Multinomiaal logistisch regressiemodel ter verklaring van opvatting betreffende werken tijdens gezinsfasen met de zorg voor kinderen

| Variabelen | B | S.E. | Wald | Df | Sig. | Exp(B) |
|--|--------|-------|--------|----|-------|--------|
| VOLTIJDS/DEELTIJDS | | | | | | |
| Intercept | -0.663 | 0.305 | 4.726 | 1 | 0.030 | |
| Geslacht | | | | | | |
| Man | -0.073 | 0.171 | 0.183 | 1 | 0.669 | 0.930 |
| Referentie: vrouw | | | | | | |
| Leeftijd | | | | | | |
| 18-34 jaar | 0.977 | 0.269 | 13.176 | 1 | 0.000 | 2.656 |
| 35-54 jaar | -0.175 | 0.250 | 0.489 | 1 | 0.484 | 0.839 |
| Referentie: 55-85 jaar | | | | | | |
| Opleiding | | | | | | |
| Laag | -0.856 | 0.234 | 13.371 | 1 | 0.000 | 0.425 |
| Midden | -0.511 | 0.236 | 4.701 | 1 | 0.030 | 0.600 |
| Referentie: hoog | | | | | | |
| Beroep partner | | | | | | |
| Tewerkgesteld | -0.024 | 0.222 | 0.011 | 1 | 0.916 | 0.977 |
| Niet-tewerkgesteld | -0.671 | 0.248 | 7.345 | 1 | 0.007 | 0.511 |
| Referentie: geen partner | | | | | | |
| ALTIJD DEELTIJDS | | | | | | |
| Intercept | 0.775 | 0.286 | 7.351 | 1 | 0.007 | |
| Geslacht | | | | | | |
| Man | -0.350 | 0.155 | 5.140 | 1 | 0.023 | 0.704 |
| Referentie: vrouw | | | | | | |
| Leeftijd | | | | | | |
| 18-34 jaar | -0.040 | 0.260 | 0.023 | 1 | 0.879 | 0.961 |
| 35-54 jaar | -0.098 | 0.217 | 0.206 | 1 | 0.650 | 0.906 |
| Referentie: 55-85 jaar | | | | | | |
| Opleiding | | | | | | |
| Laag | -0.401 | 0.220 | 3.336 | 1 | 0.068 | 0.670 |
| Midden | -0.291 | 0.229 | 1.625 | 1 | 0.202 | 0.747 |
| Referentie: hoog | | | | | | |
| Beroep partner | | | | | | |
| Tewerkgesteld | 0.505 | 0.215 | 5.520 | 1 | 0.019 | 1.658 |
| Niet-tewerkgesteld | -0.235 | 0.222 | 1.113 | 1 | 0.291 | 0.791 |
| Referentie: geen partner | | | | | | |
| Model fit $\chi^2=136.468$ df=14 p=0.000 | | | | | | |

Referentiecategorie bij de afhankelijke variabele = thuisblijven/deeltijds werken

Het antwoord op de vraag 'moeten vrouwen werken' is niet zomaar een ja of een nee, maar klinkt genuanceerd naargelang van de gezinsfase. Vrouwen worden alvast hun plaats gegund op de arbeidsmarkt, maar wanneer de zorg voor kleine kinderen zich aandient, zetten vrouwen best een kleine stap tot een volledige stap terug. De doorsnee Vlaming is van mening dat in deze gezinsfase vrouwen best arbeidstijd omruilen voor gezinstijd. Zoals we gezien hebben weerspiegelen de feiten deze opvatting. 40 tot 60 % van de 24-54-jarige Vlaamse vrouwen, afhankelijk van het aantal kinderen, werkt deeltijds (tabel 2). De volledige blijvende stap terug uit de arbeidsmarkt wordt evenwel slechts ondersteund door een zeer klein deel van de bevolking. Het zou uiteraard interessant geweest zijn mocht diezelfde vraag ook voor mannen in verschillende gezinssituaties gesteld zijn. De feitelijke gegevens tonen alvast aan dat de overgrote meerderheid van de mannen voltijds blijven werken, ongeacht de gezinssituatie. Voor degenen die wel opteren voor een deeltijdse baan is dat meestal geen vrijwillige keuze (cf. supra). Mannen die hun arbeidstijd terugschroeven wanneer de zorg voor kleine kinderen zich aandient, blijven eerder uitzonderingen. De diversifiëring van de levensloopbaan in functie van de kinderen is niet alleen een feit bij het merendeel van de vrouwen maar wordt als dusdanig ook volmondig ondersteund door zowel mannen als vrouwen.

Het altijd deeltijds aan de slag blijven van vrouwen tijdens de gezinsfase met de zorg voor kleine kinderen krijgt iets meer ondersteuning van de vrouwen. Tijdens deze gezinsfase zijn de mannen iets meer gewonnen voor de thuisblijven/deeltijdse optie. Na controle voor de overige achtergrondkenmerken blijft dit effect van geslacht overeind. Leeftijd, opleiding en beroepssituatie van de eventuele partner zijn de overige bepalende factoren bij de opvatting over wanneer vrouwen zouden moeten werken tijdens gezinsfasen met kinderen. De eigen werksituatie en het al dan niet (gehad) hebben van kinderen spelen geen rol. Hierbij dienen we evenwel op te merken dat respondenten zonder kinderen deze vragen minder beantwoord hebben.

6 | Samenwonenden

6.1 | De verdeling van het huishoudelijk takenpakket

Hoger hebben we reeds zijdelings de gezinssituatie van de respondent bij de analyse betrokken. In dit onderdeel willen we specifiek inzoomen op de samenwonenden. Het is bij uitstek in deze samenleefvorm dat onderhandeld zal moeten worden over het afstemmen van de beroeps- op de gezinsarbeid (Brinkgreve 1988). Alleenstaanden hebben uiteraard ook te maken met de problematiek van de combinatie beroeps- en gezinsarbeid, maar de wijze waarop zij hier een antwoord aan kunnen geven is verschillend. Voor respondenten die nog thuis inwonen, voornamelijk studenten is de problematiek gezien de reële leefsituatie minder relevant. In de schriftelijke vragenlijst hebben enkel de samenwonenden een aantal vragen omtrent

onder meer de verdeling van de huishoudelijke taken beantwoord. Tabel 7 stelt de verantwoordelijken voor enkele huishoudelijke taken voor.

TABEL 7

Verdeling van huishoudelijke taken in koppelhuishoudens (in %)

| | Altijd/ gewoonlijk man | Altijd/ gewoonlijk vrouw | Ongeveer evenveel of beiden samen | Derde persoon | N |
|--|------------------------------|--------------------------------|--|------------------|-----|
| De was doen | 1.9 | 90.6 | 6.1 | 1.4 | 934 |
| Kleine herstellingen in en rond het huis | 73.6 | 6.6 | 14.1 | 5.7 | 931 |
| Voor zieke gezinsleden zorgen | 3.5 | 52.2 | 42.9 | 1.4 | 845 |
| Naar kruidenier gaan | 12.6 | 49.7 | 36.7 | 1.0 | 921 |
| Poetsen in huis | 3.3 | 67.5 | 23.1 | 6.1 | 931 |
| Eten klaarmaken | 8.7 | 69.4 | 21.6 | 0.2 | 937 |

Een eerste opvallende vaststelling is dat huishoudelijke taken bijna niet worden uitbesteed. Enkel de kleine herstellingen en het poetsen worden in zeer beperkte mate door een derde persoon uitgevoerd. Wellicht zijn deze cijfers een onderschatting daar dit typische taken zijn die binnen het zwarte/grijze arbeidscircuit welig tieren (Van Haegendoren en Verreydt 1994:91-120). De was doen blijft hét vrouwenwerk bij uitstek. Omgekeerd hebben de mannen een patent op het uitvoeren van kleine herstellingen in en rond het huis, alhoewel meteen opgemerkt moet worden dat deze taak door een niet onbelangrijke groep van de respondenten gedeeld wordt. Poetsen in huis en klaarmaken van eten is bij 70 % van de samenwonenden altijd of gewoonlijk een taak voor de vrouw maar ook deze taken wordt door één op vijf van de koppels gedeeld. Het delen van taken komt ook sterk tot uiting bij het zorgen voor zieke gezinsleden en het boodschappen doen. Deze gegevens tonen alvast aan dat typisch huishoudelijke taken niet meer uitsluitend afgehandeld worden door de vrouw des huizes. Taken worden ook gedeeld of samen uitgevoerd.

Coppens en Koelet stellen dat voltijdse participatie van vrouwen in de arbeidsmarkt als hefboom kan dienen voor een gelijkere verdeling van de huishoudelijke taken (2002:175-189). Als dat inderdaad zo is dan zouden we bij de tewerkgestelde koppels een meer gelijke verdeling van de taken mogen verwachten. Om deze hypothese te toetsen hebben we op basis van de huidige werksituatie van de respondent en zijn/haar partner (cf. supra) een nieuwe variabele gezinstype naar tewerk-

stelling gemaakt. Het eerste type omvat de zogenaamde tweeverdienersgezinnen waarbij man en vrouw voltijds werken ($n=243$ of 26,5 %). Het tweede type stelt de gezinnen met een anderhalve baan voor waarbij de man de voltijdse baan voor zijn rekening neemt en de vrouw de deeltijdse ($n=192$ of 20,9 %). Bij de kostwinnersgezinnen staat de man voltijds of deeltijds in voor het inkomen en is de vrouw niet buitenshuis tewerkgesteld ($n=177$ of 19,3 %). Tot slot is er het type waarbij geen van beiden tewerkgesteld is ($n=306$ of 33,3 %) ⁷.

Voor wat betreft de samenhang gezinstype met de taken 'de was doen' en 'kleine herstellingen' is er geen betekenisvol verband. Ongeacht het gezinstype is de was en de plas voor de vrouw en de kleine herstellingen in en rond het huis voor de man. Dat is wel het geval bij de overige taken ($p=0.000$ met Cramer's V schommelend tussen 0.14 en 0.17). In de tweeverdienersgezinnen worden taken meer gedeeld: 58 % zorgen voor zieken, 45 % naar kruidenier gaan, 34 % poetsen en 30 % eten klaarmaken. Merk op dat in deze gezinnen 12 % van de mannen altijd of gewoonlijk instaat voor het klaarmaken van eten. In de typische kostwinnersgezinnen blijft het nog steeds de vrouw die deze taken altijd of gewoonlijk op zich neemt (64 % zorgen voor zieken, 68 % naar kruidenier gaan, 88 % poetsen en 86 % eten klaarmaken). Hetzelfde patroon, weliswaar iets zwakker, vinden we bij gezinnen met anderhalve baan (64 % zorgen voor zieken, 61 % naar kruidenier gaan, 78 % poetsen). Het eten klaarmaken is bij deze koppelhuishoudens een meer gezamenlijke activiteit (26 %).

Kortom, arbeidsparticipatie van de vrouw kan inderdaad als hefboom dienen om de taken meer evenredig te verdelen, maar dat geldt enkel voor die gezinnen waar beiden voltijds uit gaan werken. Bij gezinnen met een voltijdse baan voor de man en een deeltijdse baan voor de vrouw blijft de vrouw de huishoudelijke klussen meer op zich nemen en worden taken minder gedeeld.

Naast de vraag wie van beiden instaat voor bepaalde huishoudelijke taken, beantwoordden de respondenten eveneens de vraag hoeveel uren per week zijzelf en hun partner gemiddeld spenderen aan huishoudelijk taken zonder het zorgen voor de kinderen en vrijetijdsbesteding. In tegenstelling tot de gegevens uit het tijdsbudgetonderzoek betreft het hier eerder een ruwe inschatting (Glorieux e.a. 2001). Niettemin komt hetzelfde patroon tot uiting. In de koppelhuishoudens staat 74 % van de mannen in voor 40 % of minder van het totaal aantal uren besteed aan huishoudelijke taken en 77 % van de vrouwen voor 60 % of meer. 22 % bij zowel de mannen als de vrouwen neemt 40 à 60 % van het takenpakket op zich ($\chi^2 = 548.11$; $df=2$; $p=0.000$; Cramer's $V=0.82$). Respondenten in deze laatste koppelhuishoudens verdelen met andere woorden de taken min of meer evenredig met hun partner. Dat komt eveneens tot uiting bij de verdeling van enkele concrete huishoudelijke taken. 69 % van de respondenten met een evenredig aantal huishoudelijke uren geeft aan samen voor

7. Naast deze types komen ook nog enkele andere voor, maar deze zijn te beperkt in omvang om als afzonderlijke groep op te nemen. Het betreft koppelhuishoudens met voltijds werkende vrouw en deeltijds werkende man ($n=8$); beiden deeltijds ($n=13$); voltijds of deeltijds werkende vrouw en niet-tewerkgestelde man ($n=29$).

zieke gezinsleden te zorgen (vergelijk met globale percentages in tabel 7); 58 % doet samen de boodschappen; 55 % het poetswerk en 40 % het eten klaarmaken.

Logistische regressie-analyse toont aan dat de kans op een evenredig huishoudelijk takenpakket in aantal uren enkel samenhangt met het gezinstype naar tewerkstelling en of de respondent al dan niet kinderen heeft gehad⁸. Kenmerken zoals leeftijd, opleiding en of de moeder al dan niet buitenshuis werkte, spelen geen rol. Ook opvattingen in verband met de rol(len) van mannen en vrouw in gezin en arbeid oefenen geen effect uit. De feitelijke situatie of de beschikbare uren voor gezinsarbeid na aftrek van de uren voor beroepsarbeid blijkt van doorslaggevend belang te zijn. De kans op een evenredig aantal uren huishoudelijke arbeid is het kleinst bij koppelhuishoudens met een anderhalve baan en de kostwinnersgezinnen. Een kleinere kans vinden we eveneens bij respondenten die kinderen hebben (gehad). Bij respondenten zonder kinderen die behoren tot tweeverdienersgezinnen of gezinnen waar beide partners niet werken treffen we de grootste kans op een evenredig aandeel in het huishoudelijk takenpakket.

In gezinnen waar beide partners op voet van gelijkheid staan (allebei voltijds werken of allebei niet werken) en waar men niet de zorg voor kinderen moet dragen kan bijgevolg onderhandeld worden over de verdeling van de huishoudelijke taken. Van zodra er evenwel sprake is van de zorg voor kinderen neemt de kans op een evenredige verdeling af.

Na de vraag over het aantal uren per week dat respondenten en hun partners besteden aan huishoudelijke taken is eveneens gepeild naar de globale perceptie van de verdeling van de huishoudelijke taken. We weten reeds dat mannen opgeven dat vrouwen nog steeds het leeuwenaandeel opnemen, maar dat er ook een niet onbelangrijke groep is met een evenredig aantal uren (20 %). Het aandeel van het takenpakket dat men op zich neemt en de perceptie over de verdeling van de huishoudelijke taken vallen echter niet noodzakelijk samen. Het is wel zo dat van de mannen die antwoorden dat zij iets tot veel minder van hun deel opnemen, ruim negen op tien effectief minder dan 40 % van het takenpakket op zich neemt. Omgekeerd geldt eveneens dat van de vrouwen die beweren iets meer tot veel meer dan hun deel in het huishouden op te nemen, negen op tien effectief 60 % of meer van het huishoudelijk takenpakket op zich neemt. Tot zover bestaat er consistentie tussen het aandeel dat men besteedt aan huishoudelijke taken en de globale perceptie hierover. Minder consistentie vinden we bij zowel de mannen als de vrouwen die beweren ongeveer hun deel in het huishouden te doen. Bij de mannen neemt één op drie effectief een evenredig aandeel op maar bijna twee op drie neemt effectief 40 % of minder van het huishoudelijk takenpakket op. Bij vrouwen neemt de ene helft effectief een evenredig deel op en de andere helft 60 % of meer van de uren besteed aan huishoudelijke taken.

8. Model fit 52.23; df=4; p=0.000, backward stepwise estimation met Likelihood-Ratio criterium.

De perceptie over 'mijn deel in het huishouden doen' stemt niet overeen met het reële aantal uren. Mijn deel doen betekent bij een meerderheid van mannen nog steeds een kleiner effectief aandeel in het huishouden en bij de helft van de vrouwen een groter aandeel.

6.2 | Onenigheid over de verdeling van de huishoudelijke taken

Globaal genomen blijft het huishoudelijk takenpakket, zowel wat betreft de verschillende taken als het aantal besteedde uren, ongelijk verdeeld en dit in het nadeel van de vrouwen. Dat geldt ook voor de tweeverdienersgezinnen en de gezinnen waar beiden niet tewerkgesteld zijn. In deze koppelhuishoudens worden de taken wel meer evenredig verdeeld in vergelijking met de overige huishoudens. De vraag stelt zich nu of die ongelijke verdeling aanleiding geeft tot onenigheid binnen de koppels? Al bij al valt dat wel mee. Acht op tien van de respondenten in koppelhuishoudens meldt dat de verdeling van het huishoudelijk werk zelden tot nooit tot onenigheid leidt. Bij één op tien is dat verscheidene malen per jaar en bij de overige 10 % verscheidene malen per week tot verscheidene malen per maand.

Bekeken vanuit het standpunt van de doorsnee vrouw die nog steeds het gros van de huishoudelijke taken op zich neemt, zou je kunnen veronderstellen dat bij koppels die het huishoudelijk werk evenredig verdelen dit tot minder onenigheid zal leiden. Anderzijds is het ook mogelijk dat de ongelijke verdeling van de huishoudelijke taken zodanig aanvaard is dat dit geen aanleiding meer geeft tot onenigheid. Onenigheid zou zich dan voordoen bij die koppelhuishoudens waar de evenredige verdeling van de huishoudelijke taken steeds opnieuw ter discussie staat. Deze veronderstellingen hebben we getoetst daarbij meteen rekening houdend met de reeds verschillende malen gebruikte klassieke achtergrondkenmerken. Logistische regressie-analyse (afhankelijke variabele 0=zelden tot nooit onenigheid; 1=verscheidene malen per jaar tot verscheidene malen per week) wijst uit dat enkel de variabelen gezinstype naar tewerkstelling en het al dan niet de zorg dragen voor kinderen jonger dan 5 jaar een significant effect uitoefenen. Er is geen netto-effect van het al dan niet evenredig aandeel in het huishouden maar wel een betekenisvolle interactie van aandeel in het huishouden met gezinstype naar tewerkstelling⁹. Bij tweeverdienersgezinnen, gezinnen met een anderhalve baan en gezinnen met kinderen onder de 5 jaar neemt de kans op onenigheid toe. Koppelhuishoudens met een anderhalve baan hebben de grootste kans op onenigheid maar deze kans neemt af wanneer de huishoudelijke taken evenredig verdeeld zijn.

Wanneer we in het model ook rekening houden met de opvattingen van de respondent in verband met rol(len) man vrouw in gezin en arbeid stellen we een bij-

9. Model fit 58.57; df=7; p=0.000, backward stepwise estimation met Likelihood-Ratio criterium.

komend netto-effect van leeftijd en de houding betreffende man gezin en kind vast¹⁰. De kans op onenigheid neemt bij de voorstanders van een grotere rol voor de man in het huishouden en de zorg voor kinderen sterk toe. Een grotere kans op onenigheid vinden we eveneens terug bij de 18-34 jarigen. De opvattingen in verband met een carrière kost en pro carrière vrouw oefenen geen effect uit.

6.3 | Gezin en arbeid, een moeilijke combinatie voor iedereen?

Een ongelijke verdeling van de huishoudelijke taken en onenigheid over de verdeling van die taken zijn mogelijke verklaringen voor de soms moeizame combinatie van de gezinstaat met de arbeidstaat. Vooral deze veronderstellingen te toetsen met behulp van onze gegevens, dienen we eerst de vraag te beantwoorden in welke mate het combineren van de gezinstaat met de arbeidstaat voor problemen zorgt.

TABEL 8

Frequentie moeilijkheden in de afgelopen drie maanden bij de combinatie arbeid-gezin bij koppelhuishoudens met werkende respondenten (in %)

| | Nooit | Een- of tweemaal | Meerdere malen per maand | Meerdere malen per week | N |
|--|-------|------------------|--------------------------|-------------------------|-----|
| a) Ik kwam te moe op het werk aan om goed te presteren wegens de huishoudelijke taken die ik had gedaan. | 70.9 | 22.7 | 5.0 | 1.4 | 498 |
| b) Het was moeilijk om mij op het werk te concentreren wegens mijn huishoudelijke verplichtingen. | 73.5 | 22.0 | 3.0 | 1.4 | 499 |

10. Model fit 72.59; df=10; p=0.000, backward stepwise estimation met Likelihood-Ratio criterium.

| | Nooit | Een- of tweemaal | Meerdere malen per maand | Meerdere malen per week | N |
|--|-------|------------------|--------------------------|-------------------------|-----|
| c) Toen ik van het werk thuiskwam, was ik te moe om de noodzakelijke huishoudelijke taken te doen. | 20.0 | 34.1 | 30.4 | 15.5 | 496 |
| d) Het was moeilijk voor mij om mijn huishoudelijke verplichtingen te vervullen door de tijd die ik op het werk doorbreng. | 28.9 | 30.3 | 28.5 | 12.4 | 492 |

De gegevens van tabel 8 tonen aan dat een meerderheid van de respondenten de huishoudelijke besommingen nooit mee naar het werk brengt. Omgekeerd geldt wel dat voor heel wat respondenten de job buitenshuis zo intensief was dat er nog weinig energie overblijft voor de huishoudelijke taken. De antwoordverdelingen op deze vier uitspraken maken duidelijk dat er enerzijds sprake is van de combinatie gezin en arbeid (uitspraken a en b) en anderzijds van de combinatie arbeid en gezin (c en d). Met het oog op de verdere analyse is het bijgevolg zinvol deze tweedeling aan te houden. Door het samenvoegen van de antwoorden op de twee eerste uitspraken ligt de klemtoon op de eventuele concentratie- en prestatieproblemen op het werk als gevolg van de huishoudelijke taken. Het samenvoegen van de antwoorden op de twee laatste uitspraken stelt de eventuele moeilijkheden om de huishoudelijke taken te vervullen na de dagtaak buitenshuis centraal. Opnieuw met behulp van logistische regressie-analyse gaan we na welk type van werkende respondenten moeilijkheden ondervindt bij de combinatie gezin en arbeid en de combinatie arbeid en gezin. Naast de klassieke achtergrondkenmerken houden we in de analyse ook rekening met de wijze waarop de huishoudelijke taken verdeeld zijn en of er al dan niet hieromtrent onenigheid bestaat (tabel 9).

TABEL 9

Logistische regressiemodellen ter verklaring van moeilijkheden bij het vervullen van huishoudelijke taken en presteren op het werk bij koppelhuishoudens met werkende respondenten met behulp van klassieke achtergrondkenmerken en kenmerken betreffende verdeling huishoudelijke taken ⁽¹⁾

| Variabelen | Vervullen huishoudelijke taken ⁽²⁾ | | Presteren op het werk ⁽³⁾ | |
|--|---|------|--------------------------------------|------|
| | Exp(B) | S.E. | Exp(B) | S.E. |
| Intercept | 0.18 *** | 0.26 | 0.26 *** | 0.43 |
| Geslacht | | | | |
| Man | | | 0.52 *** | 0.21 |
| Referentie: vrouw | | | | |
| Leeftijd in categorieën | | | | |
| 18-34 jaar | | | 1.34 | 0.47 |
| 35-54 jaar | | | 2.08 * | 0.43 |
| Referentie: 55-85 jaar | | | | |
| Werksituatie | | | | |
| Voltijds tewerkgesteld | 2.44 *** | 0.26 | | |
| Referentie: Deeltijds tewerkgesteld | | | | |
| Kinderen jonger dan 5 jaar in gezin | | | | |
| Ja | 1.86 ** | 0.24 | 2.35 *** | 0.26 |
| Referentie: neen | | | | |
| Evenredige verdeling huishoudelijke taken | | | | |
| Ja | | | 2.67 *** | 0.24 |
| Referentie: neen | | | | |
| Onenigheid verdeling huishoudelijke taken | | | | |
| Ja | 1.83 ** | 0.22 | 1.82 ** | 0.23 |
| Referentie: neen | | | | |
| Model fit | $\chi^2=29.35;$ df=2; p=0.000 | | $\chi^2=54.06;$ df=6; p=0.000 | |

(1) Backward stepwise estimation met Likelihood-Ratio criterium

(2) Moeilijkheden in de afgelopen drie maanden: 0=nooit tot één- of tweemaal; 1=meerdere malen per maand tot meerdere malen per week

(3) Moeilijkheden in de afgelopen drie maanden: 0=nooit; 1=meerdere malen per jaar tot meerdere malen per week

Het uitvoeren van de noodzakelijke huishoudelijke taken na het vervullen van de job buitenshuis verloopt moeizamer bij respondenten die voltijds werken, met de zorg voor kleine kinderen en wanneer er tussen beide partners onenigheid bestaat

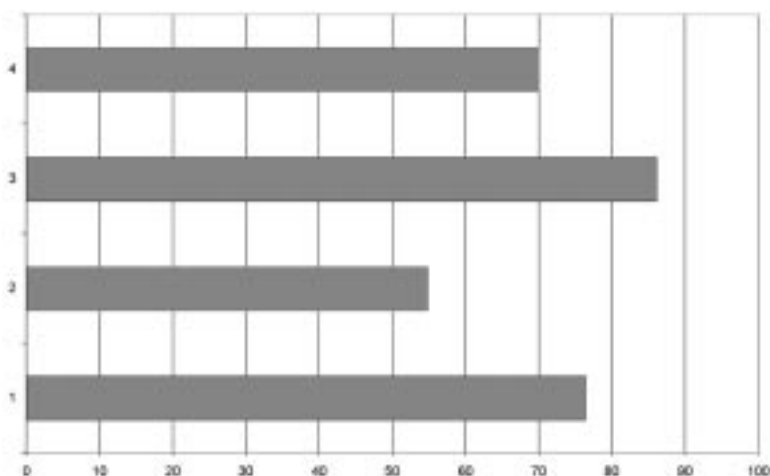
over de verdeling van de huishoudelijke taken. Merk op dat dit geldt voor zowel mannen als vrouwen, jongeren als ouderen, laag- als hoogopgeleiden.

De impact van het vervullen van huishoudelijke taken op het presteren op het werk is minder voelbaar bij de mannelijke respondenten. Een dubbele dagtaak houden de vrouwen er weliswaar niet op na, maar nog steeds een dubbele verantwoordelijkheid. Eenmaal op het werk kan men de huishoudelijke besommingen niet loslaten. Mannen kunnen blijkbaar wel gemakkelijker een knop omdraaien.

Deze beweringen kunnen evenwel niet zomaar voor alle mannen en voor alle vrouwen veralgemeend worden. Als mannelijke respondenten de zorg hebben voor kleine kinderen, leven in huishoudens waar al eens onenigheid bestaat over de verdeling van de huishoudelijke taken én in huishoudens die de taken evenredig verdelen kan die kans op het voorkomen van concentratieproblemen op het werk als gevolg van de huishoudelijke taken wel gevoelig toenemen. Om dit te illustreren worden in grafiek 2 enkele kansen op het voorkomen van prestatieproblemen op het werk als gevolg van de huishoudelijke taken bij mannen en vrouwen in de midden leeftijdsgroep voorgesteld¹¹.

GRAFIEK 2

Kans op prestatieproblemen op het werk als gevolg van huishoudelijke taken (in %)



1. Mannen, 35-54 jaar, kinderen < 5 jaar, onenigheid huishoudelijke taken, evenredige verdeling huishoudelijke taken
2. Mannen, 35-54 jaar, kinderen < 5 jaar, onenigheid huishoudelijke taken, niet-evenredige verdeling huishoudelijke taken
3. Vrouwen, 35-54 jaar, kinderen < 5 jaar, onenigheid huishoudelijke taken, evenredige verdeling huishoudelijke taken
4. Vrouwen, 35-54 jaar, kinderen < 5 jaar, onenigheid huishoudelijke taken, niet-evenredige verdeling huishoudelijke taken

11. Via de vergelijking $G=A+B(X)$ met G =de voorspelde log van de odds, A =intercept; B =logistische regressiecoëfficiënt en X =de waarde van een onafhankelijke variabele kan de log odds berekend worden. Natuurlijke odds worden bekomen via de vergelijking $e^{G/1+e^G}$.

7 | Besluit

Op een periode van amper 50 jaar tijd is de arbeidsmarktparticipatie bij de vrouwen meer dan verdubbeld. Hiermee evenaren zij nog niet het niveau van de mannen. Voor bepaalde leeftijdscategorieën en opleidingsniveaus is dat reeds het geval, met name de 15-49-jarige hooggeschoolden. In tegenstelling tot de mannen is het bij een beschrijving van de werkzaamheidsgraad bij vrouwen niet alleen belangrijk rekening te houden met factoren als leeftijd en opleiding maar ook met de gezinsfase waarin vrouwen zich bevinden. Hierbij valt het grote aandeel van de deeltijdse arbeid bij vrouwen op. Bij zowel mannen als vrouwen leeft sterk de opvatting dat vrouwen best een stap terug zetten uit de arbeidsmarkt wanneer de zorg voor kleine kinderen zich aandient. Gegevens uit de NIS-EAK tonen bovendien aan dat bij vrouwen dit de voornaamste reden is om te opteren voor een deeltijdse job. De feitelijke situatie is consistent met de opvattingen die hieromtrent leven. Dat ligt ook in de lijn van de opvattingen in verband met rol(len) man vrouw inzake de combinatie gezin en arbeid. De idee van een gezinsleven dat lijdt onder een (voltijds) buitenshuis werkende vrouw is nog dominant aanwezig onder de Vlaamse bevolking. Weliswaar is er reeds voldoende ondersteuning te vinden voor een groter aandeel van de mannen in het huishoudelijk werk en de zorg voor kleine kinderen maar het blijft toch de vrouw die haar levensloopbaan afstemt in functie van het gezinsleven. Hierbij mogen we evenwel niet uit het oog verliezen dat deze opvattingen niet zomaar door alle mannen en alle vrouwen worden onderschreven. Naargelang van de leeftijd en van de genoten opleiding geeft een gedifferentieerder beeld. De overige achtergrondkenmerken zoals de werksituatie en de werksituatie van de eventuele partner, het al dan niet nog de zorg dragen voor kleine kinderen oefenen nu eens wel en dan weer niet een effect uit op de opvattingen omtrent de rol(len) van mannen en vrouwen in het gezins- en beroepsleven.

Koppelhuishoudens zijn de plaats bij uitstek waar onderhandeld kan (moet?) worden over een meer gelijke verdeling van de huishoudelijke taken. Op een kleine groep na ($\pm 20\%$ koppelhuishoudens) blijven globaal genomen de huishoudelijke taken ongelijk verdeeld in het nadeel van de vrouwen. In koppelhuishoudens waar beide partners voltijds werken of niet werken neemt de kans op een evenredige verdeling van de huishoudelijke taken toe. Wanneer de zorg voor kleine kinderen zich aandient neemt die kans evenwel terug af. De kansen op een ongelijke verdeling van de huishoudelijke taken is groter bij de koppelhuishoudens met een anderhalve baan en de zogenaamde kostwinnersgezinnen. In deze koppelhuishoudens kennen de traditionele rolinvullingen een hardnekkig bestaan. Slechts bij een minderheid van de koppelhuishoudens zorgt de verdeling van het huishoudelijk werk soms wel eens voor onenigheid. De kans op onenigheid neemt toe bij koppelhuishoudens met tweeverdieners of een anderhalve baan, met kinderen jonger dan 5 jaar, bij 18-34 jarigen en degenen die gewonnen zijn voor een grotere rol van de man in het huishouden. Wanneer de taken meer evenredig verdeeld zijn bij koppels met een anderhalve baan

neemt de kans op onenigheid evenwel af. In het algemeen worden de huishoudelijke besommeringen niet meegenomen naar de werkplaats. Prestatieproblemen op het werk wegens de huishoudelijke taken doen zich meer voor bij de vrouwen. Rekening houdend met kenmerken zoals leeftijd, de zorg voor kleine kinderen, al dan niet evenredige verdeling van de huishoudelijke taken en al dan niet onenigheid over de verdeling van deze taken leiden evenwel tot een genuanceerd beeld. De levensfase waarin zowel mannen als vrouwen zich bevinden lijkt bepalend te zijn voor het voorkomen van prestatieproblemen op het werk als gevolg van huishoudelijke verantwoordelijkheden.

Dat alles wijst er op dat een meer gestroomlijnde combinatie van gezin en arbeid waarbij zowel mannen als vrouwen hun verantwoordelijkheid op beide vlakken kunnen / willen opnemen er niet van vandaag op morgen zal komen. Het Vlaamse beleid heeft zich uitdrukkelijk als doel gesteld een bijdrage te leveren tot een beter evenwicht tussen arbeid, gezinsleven en vrije tijd (Vlaams regeerakkoord 1999; Septemberverklaring 2001; Beleidsnota 1999-2004 van de Vlaamse minister van welzijn, gezondheid en gelijke kansen; Beleidsnota 2000-2004 van de Vlaamse minister van werkgelegenheid en toerisme; Beleidsbrief Welzijn, Gezondheid en Gelijke Kansen 2003; Beleidsbrief Werkgelegenheid 2003). Dit engagement is nogmaals expliciet herhaald in het Pact van Vilvoorde tussen de Vlaamse regering en de sociale partners (november 2001). Een van de 21 doelstellingen is met name als volgt geformuleerd: "In 2010 hebben de inwoners van Vlaanderen de mogelijkheid om een volwaardige loopbaan uit te bouwen én de zorg op te nemen voor gezin en eigen leefomgeving". In het kader van een betere afstemming tussen arbeids- en gezinsleven kan bijvoorbeeld gewezen worden op allerlei formules om het werk tijdelijk te onderbreken. De vraag stelt zich of deze formules hun doel niet enigszins voorbij schieten. Heel wat vrouwen zetten een stap terug als de zorg voor kinderen zich aandient en de opvatting dat dit ook zo hoort wordt gedeeld door een meerderheid van de mannen en de vrouwen. Bestendigen dergelijke tijdelijke uitstapformules niet de blijvende ongelijke verdeling van de huishoudelijke taken en de zorg voor kleine kinderen? Het laatste woord over de wijze waarop een betere combinatie tussen arbeid- en gezinsleven gerealiseerd kan worden is nog niet gevallen. De beleidsaandacht voor het thema heeft de dagdagelijkse discussie alvast op het maatschappelijk en politiek voorplan gebracht.

Het vervullen van huishoudelijke taken na de arbeidstaak is een zwaardere opgave voor voltijds werkende mannen én vrouwen met de zorg voor kleine kinderen en wanneer er onenigheid bestaat over de verdeling van de huishoudelijke taken.

Ter afronding keren we nog eenmaal terug naar de gegevens van de APS-survey 2002. Bij een overgrote meerderheid van de koppelhuishoudens bestaat meestal geen onenigheid over de verdeling van de huishoudelijke taken. Niettegenstaande het veel gehoorde antwoord op de vraag: "Hoe gaat het?" "Druk, druk, druk..." luidt, blijkt de Vlaming toch niet ongelukkig te zijn. In de drop-off vragenlijst volgde na de reeks vragen over de combinatie van het gezinsleven met het beroepsleven de vraag: "Als u uw leven in het algemeen bekijkt, hoe gelukkig of ongelukkig zou u zeggen dat

u over het geheel genomen bent?" De antwoordmogelijkheden varieerden van uitermate gelukkig tot uitermate ongelukkig. Alhoewel deze vraag wellicht niet vrij is van sociaal wenselijk antwoordgedrag drukken de meeste respondenten zich genuanceerd uit: 45 % van de respondenten noemt zich 'eerder' gelukkig, 38 % zegt uitermate tot zeer gelukkig te zijn, 13 % is onbestemd en 4 % is eerder ongelukkig tot uitermate ongelukkig. Vrouwen zijn iets gelukkiger dan mannen maar het verschil blijkt niet zo groot te zijn. Respondenten met een hoger inkomen zijn eveneens iets gelukkiger, maar het verschil is wederom zeer beperkt. Leeftijd, opleidingsniveau en het al dan niet hebben van betaald werk hebben geen significant effect. Er zijn wel aanzienlijke verschillen volgens huishoudtype: respondenten die samenwonen met partner en die samenwonen met partner en kinderen zijn gelukkiger dan gemiddeld; alleenstaande ouders zijn duidelijk ongelukkiger dan gemiddeld. Tot slot heeft ook het aantal vrienden een positieve invloed op geluk, maar is het effect wederom beperkt (Van Geel, 2002:67-68). Het combineren van arbeid- en gezinsleven mag dan wel eens moeilijk zijn en aanleiding geven tot stress, al bij al blijft het toch de moeite waard daar respondenten die samenwonen met een partner, al dan niet met kinderen, tot de meer gelukkigen behoren.

BIBLIOGRAFIE

- Beleidsbrief Welzijn, gezondheid en gelijke kansen 2003.
- Beleidsbrief Werkgelegenheid 2003.
- Beleidsnota 1999-2004 van de Vlaamse minister van welzijn, gezondheid en gelijke kansen: Welzijn, gezondheid en gelijke kansen in perfecte harmonie: een symfonie.
- Beleidsnota Werkgelegenheid 2000 - 2004 van de Vlaamse minister van Werkgelegenheid en Toerisme: Naar duurzame werkgelegenheid in de actieve welvaartsstaat.
- Bral L. (1998) 'Culturele verschuivingen in Vlaanderen. Een survey-instrument voor de Vlaamse overheid'. Pp. 7-12 in Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap, administratie Planning en Statistiek (red.) Vlaanderen gepeild! De Vlaamse overheid en waardeonderzoek. Brussel.
- Brinkgreve C. (1988) De belasting van de bevrijding. Nijmegen: SUN.
- Cantillon B. (1999) (red.) De welvaartstaat in de kering. Kapellen: Pelckmans.
- Carton A., Hegemann L., Van Geel H. (2002) Basisdocumentatie: Sociaal-culturele verschuivingen in Vlaanderen 2002. Brussel: Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap, Administratie Planning en Statistiek.
- Coppens K. en Koelet S. (2002) 'Participatie als hefboom. Publieke participatie en de verdeling van huishoudelijke taken'. Pp. 175-189 in: Elchardus M. en Glorieux I. (red.) De symbolische samenleving. Tielt: Lannoo.
- Delfosse P. (1986) 'L'Etat et les femmes en Belgique (fin XIXe - Debut du XXe siècle)', Res Publica, 28(1):139-158.
- Elchardus M. en Glorieux I. (1994) 'Over de verdeling van het werk. Een empirische en methodologische analyse van de verdeling van de werklast van mannen en vrouwen.' Pp. 121-157 in: Van Nuland M. (red.) Handboek vrouwenstudies. Brussel: Federale Diensten voor Wetenschappelijke, Technische en Culturele Aangelegenheden.
- Evans M., Kelley J. en Hayes B. (1999) 'Family values and labor force participation: Ireland in international perspective'. Gender Issues, 18(1): 51-87.
- Geurts K. (2000) 'Huishoudstructuur en arbeidsmarkt'. Pp. 71-83 in: Steunpunt WAV. De arbeidsmarkt in Vlaanderen. Jaarreeks 2000. Deel 5, Jaarboek. Leuven: Garant / Steunpunt WAV.
- Geurts K. (2002) 'Gezin en arbeid: een generatie (maakt het) verschil'. Pp. 227-241 in: Steunpunt WAV. De arbeidsmarkt in Vlaanderen. Jaarreeks 2002. Deel 4, Jaarboek. Leuven: Garant / Steunpunt WAV.
- Glorieux I., Koelet S. en Moens M. (2001) 'Vlamingen in tienduizend en tachtig minuten: een tijdsbudgetonderzoek'. Pp. 157-184 in: Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap, Administratie Planning en Statistiek (red.) Vlaanderen Gepeild. De Vlaamse overheid en burgeronderzoek 2001. Brussel.
- Pact van Vilvoorde (2001) 21 doelstellingen voor de 21^{ste} eeuw.
- Steggerda M. (1993) Vrouwen in Nederland. Verscheidenheid in sociale contexten en opvattingen. Nijmegen: Instituut voor Toegepaste Sociale wetenschappen.

- Van Dongen W., Malfait D. en Pauwels K. (1995) De dagelijkse puzzel "gezin en arbeid". Feiten, wensen en problemen inzake de combinatie van beroeps- en gezinsarbeid in Vlaanderen. Brussel: CBGS.
- Van Dongen W., Beck M. en Vanhaute E. (2001) (red.) Beroepsleven en gezinsleven. Het combinatie-model als motor voor een actieve welvaartstaat? Leuven: Garant.
- Van Geel H. (red.) (2002) Vijf steken diep graven naar levenskwaliteit: een kerstboodschap. Brussel: Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap, Administratie Planning en Statistiek.
- Van Gils S. (2002) 'De actieve welvaartstaat anno 2000-2001: wie is werkzaam?' Over.Werk, 12(4):11-12.
- Van Haegendoren M. en Verreydt G. (1994) 'Informeel economie in het dagelijkse leven van vrouwen'. Pp. 91-120 in: Van Nuland M. (red.) Handboek vrouwenstudies. Brussel: Federale Diensten voor Wetenschappelijke, Technische en Culturele Aangelegenheden.
- Van Hoof J. (2002) 'Veranderingen in de plaats van arbeid en de toekomst van het arbeidsbestel'. Over.Werk. Tijdschrift van het Steunpunt WAV, 12(4):13-18.
- Van Nuland M. (1994) 'Vrouwenstudies in Vlaanderen'. Pp. 13-19 in: Van Nuland M. (red.) Handboek vrouwenstudies. Brussel: Federale Diensten voor Wetenschappelijke, Technische en Culturele Aangelegenheden.
- Vlaams regereakkoord 'Een nieuw project voor Vlaanderen' juli 1999.
- Vlaamse Regering, Septemberverklaring 2001 • Verklaring van de Vlaamse Regering betreffende de algemeen maatschappelijke situatie en betreffende de krachtlijnen van de begroting 2002.

BIJLAGEN

BIJLAGE 1

Resultaten van de factoranalyse (principale componenten analyse met varimax rotatie) met de uitspraken over opvattingen van mannen en vrouwen over rol(len) binnen gezin en arbeid

De uitspraken werden beoordeeld met een vijfpuntenschaal van helemaal akkoord tot helemaal niet akkoord. De antwoordoptie 'geen mening' was expliciet voorzien op de vragenlijst. De scores zijn herschaald van 0 (helemaal niet akkoord) tot 100 (helemaal akkoord) waarbij het item a gespiegeld is.

| | Factor 1 carrière kost | Factor 2 man gezin en kind | Factor 3 pro carrière vrouw |
|---|------------------------------|----------------------------------|-----------------------------------|
| a) Een buitenshuis werkende moeder kan haar kinderen evenveel warmte en geborgenheid geven als een moeder die niet buitenshuis werkt. | 0.66 | 0.02 | -0.31 |
| b) Het is waarschijnlijk dat een peuter lijdt onder het feit dat zijn/haar moeder buitenshuis werkt. | 0.82 | 0.01 | -0.06 |
| c) Al bij al lijdt het gezinsleven eronder wanneer de vrouw een voltijdse baan heeft. | 0.82 | 0.04 | -0.10 |
| d) Een baan is OK, maar de meeste vrouwen willen eigenlijk een huis en kinderen. | 0.71 | -0.03 | 0.15 |
| e) Het werk van een huisvrouw is even bevredigend als een betaalde baan. | * | * | * |
| f) Een baan hebben is voor een vrouw de beste manier om zelfstandig te zijn. | -0.01 | 0.11 | 0.78 |
| g) Zowel de man als de vrouw moeten bijdragen tot het inkomen van het gezin. | -0.05 | 0.07 | 0.81 |
| h) De taak van de man bestaat erin geld te verdienen; die van de vrouw om voor het huis en het gezin te zorgen. | 0.73 | -0.11 | 0.04 |
| i) Mannen zouden een groter deel van het huishoudelijk werk moeten doen dan nu het geval is. | -0.02 | 0.93 | 0.09 |
| j) Mannen zouden een groter deel van de zorg voor de kinderen op zich moeten nemen dan nu het geval is. | 0.01 | 0.92 | 0.11 |

| | Factor 1 carrière kost | Factor 2 man gezin en kind | Factor 3 pro carrière vrouw |
|------------------------------------|------------------------------|----------------------------------|-----------------------------------|
| Eigenwaarde | 2.82 | 1.74 | 1.41 |
| Cumulatieve verklaarde variantie % | 31.4 | 50.7 | 66.4 |
| Cronbach's alpha | 0.81 | 0.87 | 0.52 |

* Item e is duidelijk van een andere orde wat eveneens tot uiting komt in de factoranalyse. Daar het item zowel laadt op factor 1 als op factor 2 is het dan ook weggelaten.

BIJLAGE 2

Buitenshuis werken van de vrouw tijdens gezinsfases met zorg voor kinderen

| Kinderen leerplichtige leeftijd nog niet bereikt | Jongste kind naar school | n | toewijzing |
|---|--------------------------|-----|------------|
| voltijds | voltijds | 133 | 1 |
| voltijds | deeltijds | 34 | 1 |
| voltijds | thuisblijven | 2 | n.v.t. |
| deeltijds | voltijds | 163 | 1 |
| deeltijds | deeltijds | 443 | 2 |
| deeltijds | thuisblijven | 9 | n.v.t. |
| thuisblijven | voltijds | 20 | n.v.t. |
| thuisblijven | deeltijds | 228 | 3 |
| thuisblijven | thuisblijven | 73 | 3 |

n.v.t.: moeilijk toe te wijzen, uit de verdere analyse weggelaten.

Groep 1: voltijds / deeltijds n=330 (30.7 %)

Groep 2: altijd deeltijds n=443 (41.2 %)

Groep 3: thuisblijven / deeltijds n=301 (28.1 %)

BIJLAGE 3

Likelihood Ratio Tests

| Effect | -2 Log Likelihood of Reduced Model | Chi-square | df | Sig. |
|-------------------|---------------------------------------|------------|----|-------|
| Intercept | 397.654 | 0.000 | 0 | . |
| Opleiding | 411.477 | 13.823 | 4 | 0.008 |
| Leeftijd (3 cat.) | 441.922 | 44.268 | 4 | 0.000 |
| Beroep partner | 416.600 | 18.947 | 4 | 0.001 |
| Geslacht | 403.771 | 6.117 | 2 | 0.047 |