

SAMENLEVING EN TOEKOMST

REEKS

# De m/v carrièrekloof: carrièreverschillen tussen vrouwen en mannen in België

NICK DESCHACHT  
ANNELEEN BAERTS  
MARIE-ANNE GUERRY



ACADEMIA PRESS

Deze publicatie is het resultaat van het onderzoeksproject "Impact van evenwichtsoefening arbeid-gezin op loopbaanverschillen tussen mannen en vrouwen in België" (MAPO) dat gefinancierd werd door Federaal Wetenschapsbeleid in het kader van het programma "Samenleving en Toekomst".  
Programmaverantwoordelijk: Margarida Freire in samenwerking met Aziz Naji.

Het project werd uitgevoerd o.l.v. prof. M.-A. Guerry, Vrije Universiteit Brussel.

In dezelfde reeks verscheen eveneens:

- M. Easton, e.a., Multiple Community Policing: hoezo?, 2009
- S. Walgrave, e.a., Politieke mobilisatie en nieuwe communicatie-technologie: een multilevel studie van de digital divide, 2010
- K. De Koster, e.a., Democratie en de kloof tussen discours en praktijk. Burgerparticipatie, overheidsbeleid en tevredenheid op het lokale niveau, 2010
- D. Meulders, e. a., Politiques publiques pour promouvoir l'emploi des parents et l'inclusion sociale, 2010

De inhoud van de teksten valt onder de verantwoordelijkheid van de auteurs.

© Academia Press  
Eekhout 2, 9000 Gent  
Tel. 09/233 80 88 Fax 09/233 14 09  
Info@academiapress.be www.academiapress.be

J. Story-Scientia nv Wetenschappelijke Boekhandel  
Sint-Kwintensberg 87, B-9000 Gent  
Tel. 09/225 57 57 Fax 09/233 14 09  
Info@story.be www.story.be

Nick Deschacht, Anneleen Baerts, Marie-Anne Guerry  
De m/v carrièrekloof. Carrièreverschillen tussen vrouwen en mannen in België

Gent, Academia Press, 2011, iii + 216 pp.

Opmaak: proxess.be

ISBN 978 90 382 1747 5  
D/2011/4804/99  
U 1578

*Niets uit deze uitgave mag worden verveelvoudigd en/of vermenigvuldigd door middel van druk, fotokopie, microfilm of op welke andere wijze dan ook, zonder voorafgaande schriftelijke toestemming van de uitgever.*

# INHOUDSTAFEL

<b>Executive summary</b> .....	1
<b>Inleiding</b> .....	3
<b>HOOFDSTUK 1. DE CARRIÈREKLOOF: LITERATUUR EN THEORIE</b> .....	7
1.1. <i>De loonkloof en de carrièrekloof</i> .....	7
1.2. <i>Verklarende factoren</i> .....	9
<b>HOOFDSTUK 2. DATA EN METHODEN</b> .....	13
2.1. <i>De Panelstudie van Belgische Huishoudens</i> .....	13
2.2. <i>Event history analyse</i> .....	14
<b>HOOFDSTUK 3. DE LOONKLOOF EN HET GLAZEN PLAFOND</b> .....	17
3.1. <i>Inleiding en theoretisch kader</i> .....	17
3.2. <i>De loonkloof</i> .....	18
3.3. <i>Het glazen plafond</i> .....	19
3.4. <i>Wie stroomt er door naar de top?</i> .....	26
3.5. <i>Deeltijds werk en de loonkloof</i> .....	30
3.6. <i>Het belang van doorstroom</i> .....	36
3.7. <i>De invloed van het glazen plafond op de loonkloof</i> .....	40
3.8. <i>Conclusie</i> .....	42
<b>HOOFDSTUK 4. BELEMMERINGEN BIJ DE PROMOTIES VAN BELGISCHE VROUWEN</b> .....	45
4.1. <i>Inleiding en theoretisch kader</i> .....	45
4.2. <i>Een maat voor carrièrebelemmeringen</i> .....	45
4.3. <i>Discriminatie bij promoties in België</i> .....	48
4.4. <i>Carrièrebelemmeringen en de uitstroom van vrouwen</i> .....	54
4.5. <i>Conclusie</i> .....	57
<b>HOOFDSTUK 5. VAN LOONKLOOF NAAR CARRIÈREKLOOF</b> .....	59
5.1. <i>Inleiding</i> .....	59
5.2. <i>Carrière-aspecten</i> .....	59
5.3. <i>De carrièrekloof</i> .....	64



<b>HOOFDSTUK 10. DETERMINANTEN EN GEVOLGEN VAN TIJDELIJKE</b>	
<b>ONDERBREKINGEN VAN DE LOOPBAAN</b> .....	171
10.1. <i>Inleiding</i> .....	171
10.2. <i>Theoretisch kader: effecten van tijdelijke onderbrekingen op de carrière</i> ..	172
10.3. <i>Beschrijvende analyses</i> .....	175
10.4. <i>Determinanten van de transities tussen voltijdse en deeltijdse arbeid</i> . . .	179
10.5. <i>Gevolgen van tijdelijke onderbrekingen voor de carrière</i> .....	182
10.6. <i>Conclusie</i> .....	192
<b>Algemene conclusie en aanbevelingen</b> .....	195
<b>Appendix</b> .....	201
<i>Markov-analyses</i> .....	201
<b>Bibliografie</b> .....	207



## EXECUTIVE SUMMARY

De voornaamste doelstelling van deze studie is om een beter inzicht te krijgen in de mechanismen achter de m/v carrièrekloof in België. Het verschil in promotiekansen tussen vrouwen en mannen en de onderliggende oorzaken daarvan worden onderzocht aan de hand van de Panelstudie van Belgische Huishoudens (PSBH, 1992-2002). Meer specifiek wordt de doorstroom van mannen en vrouwen naar hogere lonen (loonpromoties), hogere functies (functiepromoties) en hogere autoriteitsniveaus (autoriteitspromoties) bestudeerd. Vrouwen ondervinden meer obstakels bij promoties dan mannen. Deze obstakels zijn het grootst aan de top (het 'glazen plafond') maar bevinden zich ook op lagere carrièreniveaus ('kleverige vloeren'). Dit heeft onder andere tot gevolg dat vrouwen sneller de arbeidsmarkt verlaten. Voor vrouwen in mannelijke sectoren blijkt het extra moeilijk om een autoriteitspositie te verwerven. Het hebben van een werkende partner heeft een negatief effect op de carrière van vrouwen. Mannen met een partner die het grootste deel van het huishoudelijk werk op zich neemt, hebben meer kans hebben op loonpromoties dan mannen die zelf een relatief groot gedeelte van deze taken verrichten. Vrouwen onderbreken vaker dan mannen hun loopbaan en dit heeft een negatief effect op de verdere carrière, vooral op financieel vlak.

De onderzoekers stellen de volgende beleidsaanbevelingen voor:

- 'Kleverige vloeren' verdienen meer beleidsaandacht: voor een verhoging van het aandeel vrouwen aan de top moeten ook de belemmeringen bij doorstroom vanuit lagere functies weg-gewerkt worden.
- De uitstroom van vrouwen uit de arbeidsmarkt kan tegengegaan worden door het concentreren van de beleidsaandacht op bepaalde doelgroepen.
- Het is een belangrijke taak voor de overheid om vrouwen te informeren over de mogelijke negatieve gevolgen van deeltijdse arbeid en tijdelijke onderbrekingen.
- Vrouwen moeten in staat gesteld worden een gezin te combineren met voltijdse arbeid en een succesvolle carrière. Dit kan enerzijds door een breed aanbod van maatregelen die de combinatie van een gezin met arbeid vergemakkelijken, zoals flexibele en betaalbare huishoudhulp en kinderopvang, en

anderzijds door een vermindering van de werkdruk voor werknemers



## INLEIDING

Het is algemeen bekend dat vrouwen moeilijker *carrière maken* dan mannen (Hachen 1990; Rosenfeld e.a. 1998; Stroh e.a. 1992; Maume 1999a; Maume 1999b; Jansen 2006). Vrouwen verdienen minder, kunnen minder vaak genieten van extralegale voordelen, maken minder snel promotie en bevinden zich minder vaak in topfuncties dan mannen. We kunnen dus stellen dat er een *carrière kloof* bestaat tussen vrouwen en mannen. In deze studie wordt getracht deze carrièrekloof en haar verklarende factoren in kaart te brengen, met bijzondere aandacht voor de combinatie van arbeid en gezin.

Maar wat is nu juist *een carrière*? In de internationale literatuur bestaat er een brede waaier aan definities van *careers* (Stebbins 1970; Bird 1994; Han & Moen 2001; Arthur & Rousseau 1996; Liff & Ward 2001; Arthur, Khapova & Wilderom 2005). Het begrip *career* wordt er gebruikt in twee betekenissen, die we in het Nederlands kunnen onderscheiden met de woorden *loopbaan* en *carrière*. Een *loopbaan* beschouwen we als elke chronologische opeenvolging van jobs en arbeidsmarktposities, bijvoorbeeld van werkloosheid naar een voltijdse job om de loopbaan af te sluiten met een deeltijdse job in een andere organisatie. Deze horizontale sequentie van toestanden vormt de werkgeschiedenis van een persoon. Onder een *carrière* verstaan we het bewegen op een verticale, hiërarchische jobladder, in eenzelfde organisatie of in verschillende organisaties, gekenmerkt door verschillen in loon, functie, autoriteit of andere opbrengsten uit arbeid. Dit proces verwijst dus naar *carrière maken*. Met een promotie bedoelen we dan *elke opwaartse beweging in een carrière*. Omdat aan carrières verschillende aspecten verbonden zijn (loon, functie, autoriteit, etc) is het zinvol om het onderscheid te maken tussen loonpromoties, functiepromoties, autoriteitspromoties, etc.

Hoewel er de laatste jaren veel onderzoek gebeurde naar loopbanen en loopbaanstatussen, lijkt het aspect van de carrièrevoortgang verwaarloosd te worden. Dit kan verklaard worden door het afbrokkelen van de klassieke hiërarchische carrière binnen één bedrijf. Sturges (1999) spreekt van *the death of organizational career*. Er vindt een geleidelijke verschuiving plaats naar *boundaryless careers* of *nomadische loopbanen* over de grenzen van bedrijven heen (Arthur & Rousseau 1996; Valgaeren 2005). Moderne loopbanen worden dus steeds meer gediversifieerd

en individueel, en worden gekenmerkt door onderbrekingen en overgangen tussen verschillende bedrijven.

Toch is een studie aangaande carrièrevoortgang ook vandaag nog steeds belangrijk, zowel binnen een bedrijf als tussen bedrijven. Metz en Tharenou (2001) stellen dat, ondanks de verschuiving binnen de loopbaantheorie, traditionele hiërarchieën Bestand zijn tegen verandering en in de toekomst terug de bovenhand zullen halen. Ze besluiten dat er weinig empirisch bewijs bestaat om het einde van hiërarchieën in grote bedrijven aan te tonen. En ondertussen blijft de carrièrekloof tussen vrouwen en mannen een feit. Ook al zien carrières er momenteel anders uit dan 50 jaar geleden (we zouden kunnen spreken van *nomadische carrières*, waarbij promotie wordt gemaakt over de grenzen van organisaties heen), toch bestaan ze nog en ze verschillen grondig voor vrouwen en mannen. Daarom zullen we het in dit onderzoeksrapport voornamelijk hebben over carrières in de hiërarchische betekenis van het woord.

Een uitgebreid onderzoek naar het verschil in carrièrevoortgang en promotiekansen tussen mannen en vrouwen en de achterliggende oorzaken ontbreekt voorlopig nog in België en het is juist deze lacune die deze studie beoogt in te vullen. Meer specifiek zal dit gebeuren door het toepassen van de Markov-methodologie en Event History Analyse (EHA) op de Panel Studie van Belgische Huishoudens (PSBH 1992-2002).

In hoofdstuk 1 worden de resultaten weergegeven van een beknopte literatuurstudie rond de loon- en carrièrekloof en hun verklarende factoren. Vervolgens worden de methodologie en de gebruikte data verder toegelicht. In hoofdstuk 3 en hoofdstuk 4 gaat de aandacht naar loonpromoties bij Belgische vrouwen en de belemmeringen die ze bij deze doorstroom kunnen ondervinden. In hoofdstuk 5 wordt het concept van de loonkloof verbreed naar een meerdimensioneel carrièreconcept, waarbij ook het functie- en autoriteitsniveau in rekening gebracht worden. Vervolgens wordt er op zoek gegaan naar verklarende factoren voor deze carrièrekloof. Er wordt dieper ingegaan op de rol van de uitstroom van vrouwen uit de werkende bevolking (hoofdstuk 6), de mogelijke voordelen van werken in mannelijke of vrouwelijke sectoren (hoofdstuk 7), de rol van de partner (hoofdstuk 8), de combinatie van arbeid en gezin (hoofdstuk 9) en tijdelijke onderbrekingen (hoofdstuk 10). Het rapport wordt afgesloten met een algemeen besluit waarin de

belangrijkste bevindingen overlopen worden en enkele beleidsaanbevelingen geformuleerd worden.



# Hoofdstuk 1 **DE CARRIÈREKLOOF:** LITERATUUR EN THEORIE

## 1.1. **De loonkloof en de carrièrekloof**

Tal van recente studies tonen aan dat vrouwen in België gemiddeld minder verdienen dan mannen (Meulders & O'Dorchai 2006; Theunissen en Sels 2006; Plasman e.a. 2008; Bevers e.a. 2008). Het Instituut voor de Gelijkheid van Vrouwen en Mannen (IGVM) berekende voor het jaar 2006 een bruto maandloonkloof van 12 procent tussen mannelijke en vrouwelijke voltijdse werknemers en een kloof van 24 procent wanneer ook de deeltijders in beschouwing genomen worden (Bevers e.a. 2009). Dé loonkloof bestaat dus niet. Het cijfer varieert in functie van de gebruikte data, de geselecteerde onderzoekseenheden (zelfstandigen wel of niet inbegrepen, alle werknemers of enkel voltijds werknemers, ...) en van de definitie van 'loon' (bruto of netto, jaarloon, maandloon of uurloon, ...). In paragraaf 3.2. (pagina 18) komen we hier op terug. Uit onderzoek blijkt in ieder geval dat België het in vergelijking met andere EU-landen niet slecht doet. Bovendien zou er een (licht) dalende trend in de loonkloof vast te stellen zijn (Meulders & O'Dorchai 2006; Plasman e.a. 2008; Plasman, Plasman & Rusinek 2002; Bevers e.a. 2009).

Toch blijft er een aanzienlijk verschil bestaan tussen de lonen van vrouwen en mannen. Vaak worden er decompositietechnieken gebruikt om de loonkloof op te splitsen in een verklaarbaar en een onverklaarbaar gedeelte. Het onverklaarbare gedeelte wordt dan vaak beschouwd als te wijten aan discriminatie. De vrij aanzienlijke fluctuaties in het aandeel dat aan discriminatie wordt toegeschreven (Konings 2005), tonen aan dat men moet opletten met het volledig gelijkstellen van het onverklaarbare gedeelte van de loonkloof met discriminatie. Dat onverklaard gedeelte kan immers ook het gevolg zijn van variabelen die niet opgenomen werden in de analyse. Een groot deel van de loonkloof kan meestal wel verklaard worden door objectieve verschillen tussen vrouwen en mannen zoals de sector van tewerkstelling, voltijds/deeltijds werken, opleiding, enz. Theunissen en Sels (2006) stellen zelfs dat man/vrouw verschillen in beloning maar voor een relatief klein deel exclusief en rechtstreeks met geslacht te maken hebben en dat de loon-

kloof grotendeels te verklaren is door objectieve verschillen. Volgens anderen (Jepsen 2001; Konings 2005) verklaart rechtstreekse discriminatie nog steeds meer dan de helft van de loonkloof. Plasman e.a. (2008) merken terecht op dat het verklaarbare deel van de loonkloof niet beschouwd mag worden als ‘verantwoord’ of ‘aanvaardbaar’. Het te verklaren gedeelte van de loonkloof is namelijk ook gedeeltelijk het gevolg van discriminaties en ongelijkheden tussen vrouwen en mannen. Uit het voorgaande kunnen we afleiden dat er weinig overeenstemming bestaat in het loonkloofonderzoek. Wel staat vast dat de loonkloof in België nog steeds bestaat, en dat die enerzijds het gevolg is van discriminatie maar anderzijds ook van objectieve verschillen tussen vrouwen en mannen.

De verschillen tussen vrouwen en mannen gaan echter verder dan louter het loon. Ook op andere carrièreaspecten scoren vrouwen minder goed. Vrouwen kunnen in België minder vaak genieten van extralegale voordelen zoals prestigevergoedingen (bedrijfswagen, laptop, GSM), kosten- en dagvergoedingen, premies en dubbel vakantiegeld. Bovendien zijn de tweede pensioenpeiler en extra ziekte- en hospitalisatieverzekering steviger uitgebouwd voor mannelijke werknemers. Mannen hebben ook meer keuzevrijheid als het om hun loon gaat. Vaker dan vrouwen genieten ze van flexibele beloningen waarbij de werknemer in zekere mate zelf de manier bepaalt waarop hij betaald wordt, bv. bedrijfswagen, kinderopvang, etc. (Theunissen & Sels 2006; Bevers e.a. 2007).

Bovendien blijkt uit verschillende studies (Valgaeren 2005; Maume 1999a; Maume 1999b; Hachen 1990; Rosenfeld e.a. 1998) dat vrouwen minder kans maken op promoties en moeilijker doorstromen naar topfuncties in bedrijven. Dit fenomeen wordt vaak aangeduid met de metafoer van het glazen plafond. Maume (1999a) stelt in de Verenigde Staten vast dat vrouwen langer dan mannen moeten wachten op promoties naar managementposities. Theunissen en Sels (2006) noemen ditzelfde fenomeen een grotere ‘verticale mobiliteit’ van mannen. Hachen (1990) doet de bevinding dat vrouwen meer kans maken op een vrijwillige beweging uit de arbeidsmarkt en neerwaartse arbeidsmobiliteit en minder kans maken op bewegingen tussen werkgevers en opwaartse mobiliteit (promotie). Vrouwen die wél doorstromen naar hogere posities zijn vaak geconcentreerd in professionele niches gekoppeld aan veel expertise maar niet aan autoriteit (Crompton & Sander-

son 1990; Savage e.a. 1992). Ook Rosenfeld e.a. (1998) tonen aan dat vrouwen in elk van de negen verschillende industriële landen die in beschouwing genomen worden in de studie minder kans hebben op een job waarin er autoriteit of macht uitgeoefend kan worden.

Booth en Francesconi (1999) constateren in het Verenigd Koninkrijk geen verschillen in promotiekansen maar stellen wel vast dat vrouwen meer kans maken om ontslagen te worden. In een later onderzoek beweren Booth e.a. (2003) opnieuw dat vrouwen even snel stijgen in functie als mannen maar dat hun loon in dat geval minder toeneemt dan bij mannen. Deze bevinding strookt met die van Theunissen en Sels (2006) dat loopbaansprongen bij mannen sterker gehonoreerd worden dan bij vrouwen.

Ook in België blijft het aantal vrouwen aan de top beperkt. Het IGVM stelt vast dat het aandeel vrouwen bij de bedrijfsleiders en hogere kaderleden in 2006 slechts 20,7 procent bedraagt (Beverly e.a. 2009). Bovendien blijkt er in deze hogere regionen van de arbeidsmarkt een bijzonder grote loonkloof te bestaan tussen mannelijke en vrouwelijke werknemers. Theunissen en Sels (2006) poneren dan ook dat verticale arbeidsmarktsegregatie of de ondervertegenwoordiging van vrouwen in hogere (en beter betaalde) functies de belangrijkste factor is bij het verklaren van de loonkloof. We kunnen besluiten dat men kan spreken van een *carrière*kloof tussen vrouwen en mannen, die buiten het loon ook betrekking heeft op functieniveau en autoriteit.

## 1.2. Verklarende factoren

In deze paragraaf worden de factoren die een invloed uitoefenen op de carrière van werknemers geïnventariseerd. Een vaak voorkomende factor – en de belangrijkste binnen deze studie – is het geslacht. De invloed van geslacht op carrière verloopt ten dele indirect door tal van eigenschappen die verschillen tussen vrouwen en mannen. Vrouwen volgen andere opleidingen, werken in andere beroepen, vervullen andere rollen binnen het gezin en ervaren een andere impact van beleidsmaatregelen dan mannen.

In het onderstaande schema<sup>1</sup> worden de belangrijkste factoren opgesomd die de carrière beïnvloeden, en die dus de carrièrekloof tussen vrouwen en mannen kunnen verklaren. We maken een onderscheid

tussen het micro-, het meso- en het macroniveau. Het microniveau is het niveau van de werknemer en bevat individuele kenmerken, loopbaan kenmerken, gezinskenmerken en kenmerken van de nabije sociale omgeving. Het mesoniveau beschouwen we als het niveau van de werkgever. Karakteristieken van het bedrijf en de sector hebben vaak een grote impact op de carrière van de werknemer. Het macroniveau ten slotte, omvat de eigenschappen van de bredere maatschappelijke omgeving. Hierbij denken we vooral aan beleidsmaatregelen, wetgeving en de economische context.

In dit eindrapport zullen we ons toespitsen op enkele van deze verklarende factoren. De thema's 'Mannelijke en vrouwelijke sectoren', 'Partnereffecten', 'Combinatie arbeid & gezin', en 'Tijdelijke onderbrekingen' zullen verder uitgediept worden. Macrofactoren worden buiten beschouwing gelaten omdat de effecten hiervan moeilijk te bestuderen zijn in een niet-internationaal-comparatief onderzoek. Dit rapport wordt echter afgesloten met een aantal beleidsaanbevelingen, waarin uiteengezet wordt hoe het beleid kan inspelen op het micro- en mesoniveau en op die manier kan bijdragen tot het dichten van de carrièrekloof.

**Tabel 1.1:** *Factoren die de carrière beïnvloeden*

**a. Micro-factoren: de werknemer**

- Geslacht
- Leeftijd
- Arbeidsmarktcohort
- Nationaliteit/herkomst
- Menselijk kapitaal:
  - werkervaring
  - opleidingsniveau en studiekeuze
- Gezondheid
- Zelfperceptie/Waargenomen arbeidskansen
- Opvattingen, voorkeuren en verwachtingen over carrière
- Arbeidsmotivatie
- Organisatiebetrokkenheid
- en inzet

<sup>1</sup> Dit schema is het resultaat van een uitgebreide literatuurstudie, terug te vinden op [http://www.vub.ac.be/MOSI/papers/BaertDeschachtGeurry2008\\_LiteratuurCarriere.pdf](http://www.vub.ac.be/MOSI/papers/BaertDeschachtGeurry2008_LiteratuurCarriere.pdf).



- Jobtevredeheid
- Gezinssituatie:
  - burgerlijke staat
  - al dan niet samenwonen met partner
  - arbeidsmarktsituatie partner
  - al dan niet hebben van kinderen/ het aantal kinderen/leeftijd van de kinderen
  - Timing van kinderen
- Rollenpatronen in het gezin en bij huishoudelijk werk
- Werkdruk/-last
- Kwantitatieve arbeidsmarktparticipatie: deeltijds/voltijds, anciënniteit
- Werknemersgedrag bv. absentisme, prestaties, netwerk- en sollicitatiegedrag
- Persoonskenmerken  
bvb. intelligentie en ambitie
- Overlegvaardigheden
- Kennis van het bedrijf
- Sociaal netwerk  
(zowel formeel als informeel)

**b. Meso-factoren: de werkgever**

- Gezinsvriendelijke arbeidsinitiatieven  
bv. kinderopvang, telewerken, ...
- Jobkenmerken  
bvb. mate van flexibiliteit en autonomie, soort arbeidscontract, overuren, deadlines, belonings- en promotiebeleid
- Mogelijkheden tot opleiding en bijscholing
- Sector van tewerkstelling
- Organisatiegrootte
- Organisatiestructuur: verticaal/horizontaal
- Organisatiecultuur
- Selectieprocedure: discriminatie?
- Regio
- Eigenschappen van het collectief overleg
- Man/vrouw-verhouding in beroep/bedrijf/sector van tewerkstelling

c. *Macro-factoren: de maatschappij*

- Gezinsbeleid: maatregelen die combinatie arbeid/gezin vergemakkelijken
  - Tijdskrediet en loopbaanonderbreking
  - Verlofregelingen - Dienstencheques
  - Kinderopvang (formeel/informeel)
  - Quota
  - Bewustmaking
- Onderwijsbeleid
- Beleid inzake arbeid en werkgelegenheid
- Wetgeving inzake gelijke kansen
- Socio-economische factoren
  - Werkloosheidsniveau
  - Vrouwelijke participatiegraad
  - Globalisering en flexibilisering
- Culturele factoren  
bv. stereotypen, normen en waarden

## Hoofdstuk 2 DATA EN METHODEN

### 2.1. De Panelstudie van Belgische Huishoudens

In deze studie zal de databank van de longitudinale panelstudie PSBH gebruikt worden. Dit gezinsdemografisch panel werd in 1990 opgericht binnen het impulsprogramma 'Maatschappelijk Onderzoek' van het federale Ministerie voor Wetenschapsbeleid. De dataverzameling voor de eerste golf begon in 1992. De Vlaamse data werden verzameld door de Universitaire Instelling Antwerpen en de Waalse data door de Universiteit van Luik. In Brussel werd er door beide teams samengewerkt voor het veldwerk. Vanaf de derde golf in 1994 werd de PSBH geïntegreerd in het European Community Household Panel (ECHP), wat het mogelijk maakt de gegevens in een Europese context te vergelijken. De dataverzameling werd afgerond in 2002. De PSBH bevat gegevens uit elf golven waarbij 8.741 volwassenen jaarlijks bevraagd werden. Het panel is representatief zowel voor het huishoudenniveau als voor het individuele niveau. Er wordt gecontroleerd voor selectieve uitval door het gebruik van wegingscoëfficiënten.

De PSBH-enquête bestaat uit twee vragenlijsten: een huishoudenvragenlijst (inclusief kindvragenlijsten) en een individuele vragenlijst voor volwassenen in het huishouden. In enkele golven werd de enquête aangevuld met thematische modules. De huishoudenvragenlijst bevat vragen over de woning en de financiële situatie. De volwassenenvragenlijst omvat een breed scala van onderwerpen gaande van werk en inkomen tot waarden en religieuze praktijken. Voor dit onderzoek selecteerden we enerzijds de variabelen waarvan we - op basis van een literatuurstudie - verwachten dat ze een invloed hebben op de carrières van vrouwen en mannen (de onafhankelijke variabelen) en anderzijds variabelen die kunnen bijdragen tot een carrièreschaal (de afhankelijke variabelen zoals loon, autoriteit en functie).

Deze dataset heeft een belangrijk voordeel bij het bestuderen van carrières. Haar longitudinale karakter laat toe dat individuen doorheen de tijd gevolgd worden. Dit staat ons toe carrièrereïntenties te bestuderen, zoals promoties, transities van deeltijdse naar voltijdse arbeid en het verlaten van de arbeidsmarkt. Aangezien de meerderheid van de

bestaande loopbaan- en arbeidsmarktstudies bestaan uit cross-sectionele analyses, kan het bestuderen van transitieën een ander beeld geven en leiden tot nieuwe inzichten. Bovendien bevat deze dataset een reeks relevante variabelen die elders meestal ontbreken (bv. het belang dat werknemers hechten aan betaalde arbeid).

In dit onderzoek worden de analyses beperkt tot de groep van werknemers en ambtenaren, zelfstandigen worden buiten beschouwing gelaten. Hiervoor werd gekozen omdat carrières van zelfstandigen en carrières van werknemers en ambtenaren op verschillende punten niet vergelijkbaar zijn. Zo is het onmogelijk om loon- en functiepromoties te bestuderen bij zelfstandigen.

## 2.2. Event history analyse

*Event history analyse* of EHA (Allison 1984, Yamaguchi 1991) is een regressiemethode voor longitudinale data waarmee *events* of gebeurtenissen bestudeerd worden. Zo een gebeurtenis kan bijvoorbeeld een promotie zijn van het ene carrièreniveau naar een hoger niveau. Zowel aan de hand van Markov-analyse (zie Appendix) als van EHA kunnen promoties bestudeerd worden. Via EHA kan echter op een efficiënte manier de invloed van verschillende variabelen tegelijk bestudeerd worden.

Het doel van EHA is om het effect van bepaalde verklarende variabelen op de kans dat een gebeurtenis plaatsvindt, te schatten. Het evalueren van de invloed van bepaalde verklarende variabelen is in deze studie noodzakelijk om bepaalde hypothesen te testen. EHA een nuttige aanvulling op de Markov-methodologie, die eerder geschikt is bij beschrijvende analyses en simulaties.

In dit rapport wordt er gebruik gemaakt van *discrete time hazard rate models* (Singer & Willett 1993), die geschikt zijn wanneer het exacte tijdstip van de gebeurtenis onbekend is (bijvoorbeeld wanneer enkel het jaartal bekend is). In de praktijk wordt er bij *discrete time event history models* gebruik gemaakt van *person-year files*. Daarom wordt elke PSBH-golf behandeld als een steekproef en worden alle golven samengevoegd in één bestand, waarbij er voor elke tijdsperiode dat een individu blootgesteld is aan het risico, een aparte observatie gecreëerd wordt: een *person year* of persoonsjaar. De dataset bestaat dan uit een

risicoset die alle *person years* bevat waarin een persoon blootgesteld wordt aan het risico om de bestudeerde gebeurtenis mee te maken. Indien de onderzochte gebeurtenis bijvoorbeeld een loonpromotie is, dan betreden respondenten de risicoset in het jaar van hun eerste job en ze blijven in de risicoset zolang ze loontrekkend zijn. De respondenten verlaten de risicoset wanneer ze werkloos worden, de loopbaan onderbreken of de arbeidsmarkt verlaten. Het is mogelijk dat bepaalde respondenten die in de eerste golf nog niet tot de risicoset behoorden, dit in een latere golf wel doen. Het is bovendien mogelijk dat eenzelfde persoon meerdere loonpromoties meemaakt<sup>1</sup>.

De afhankelijke variabele bestaat uit een *hazard rate*: de kans om de gebeurtenis mee te maken voor alle personen die het risico lopen. Deze kan berekend worden door het aantal gebeurtenissen dat plaatsvindt te delen door het aantal personen in de risicoset. Voor elke *person year* in de dataset wordt er een dichotome variabele toegevoegd die aangeeft of het individu de gebeurtenis meemaakt in de periode tussen het jaar in kwestie ( $t_0$ ) en het jaar erna ( $t_1$ ) of niet (bijvoorbeeld score 1 bij een promotie en score 0 indien geen promotie).

Vervolgens kan er een regressiemodel geschat worden dat het effect van verklarende variabelen op de kans dat de gebeurtenis plaatsvindt, weergeeft. Bij *discrete time hazard rate models* is logistische regressie de meest gebruikte methode. De afhankelijke variabele is in een dergelijke regressie de zogenaamde *log odds*  $\ln = \left(\frac{p}{1-p}\right)$ :

$$\mathbf{logit}(p) = \ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i X_i + \varepsilon$$

De geschatte coëfficiënten  $\beta_i$  variëren tussen  $-\infty$  en  $+\infty$ . Een positieve of negatieve waarde geeft aan of de verklarende variabele in kwestie de *log odds* positief of negatief beïnvloedt. De *log odds* zijn een stijgende functie van de kans  $p$ : hoe groter  $p$ , hoe groter de *log odds*. Een positieve of negatieve waarde van een coëfficiënt geeft dus ook aan of de verklarende variabele in kwestie de kans op de onderzochte gebeurtenis positief of negatief beïnvloedt.

<sup>1</sup> Omdat eenzelfde persoon meerdere keren een loonpromotie kan meemaken (*repeated events*), is het mogelijk dat de significantie van de effecten lichtjes overschat wordt.

De tijds- of duurvariabele die in onze regressiemodellen ingevoegd wordt, is de leeftijd of het aantal jaren werkervaring (aantal jaren sinds het betreden van de arbeidsmarkt). Omdat we in de PSBH-dataset te maken hebben met het probleem van *left-truncation*<sup>2</sup>, is het onmogelijk om de duurtijd tussen promoties (bvb. duurtijd tot de eerste promotie, duurtijd tussen eerste en tweede promotie, enzovoort) in rekening te brengen. Wel kan de invloed van de duurtijd sinds het betreden van de arbeidsmarkt (werkervaring) op de promotiekans nagegaan worden.

Er werd reeds vermeld dat EHA het voordeel heeft dat de effecten van verklarende variabelen geschat kunnen worden. Een andere groot voordeel van EHA in vergelijking met andere regressiemethoden, is dat er minder mogelijke fouten zijn bij de causale interpretatie van een onderzocht effect (Blossfeld & Mills 2001). Bij gewone regressietechnieken bestaat immers steeds de mogelijkheid dat een schijnbaar effect van  $A$  op  $B$  eigenlijk voortvloeit uit een tegengestelde causaliteit (een causaal effect van de afhankelijke variabele  $B$  in de richting van de verklarende variabele  $A$ ). Om van causaliteit te kunnen spreken, is het echter noodzakelijk (maar niet voldoende) dat het gevolg chronologisch volgt op de oorzaak. Omdat er bij EHA een tijdspanne zit tussen het meten van de  $A$  (op  $t_0$ ) en het plaatsvinden van de onderzochte gebeurtenis  $B$  (tussen  $t_0$  en  $t_1$ ), wordt de mogelijkheid van tegengestelde causaliteit uitgesloten. De mogelijkheid dat een derde variabele  $C$  (die niet onderzocht werd) zowel  $A$  als  $B$  causaal beïnvloedt, blijft natuurlijk altijd bestaan.

---

<sup>2</sup> Met *left-truncation* wordt er bedoeld dat men geen informatie heeft over *events* die respondenten meemaken vóór het begin van de observatieperiode (dus vóór de dataverzameling) maar dat er wel informatie beschikbaar is over het beginpunt van het onderzochte fenomeen. In de PSBH hebben we geen informatie over promoties vóór 1992 maar wel over het jaartal waarin de respondenten begonnen te werken en dus *at risk* werden.

## Hoofdstuk 3 DE LOONKLOOF EN HET GLAZEN PLAFOND

### 3.1. Inleiding en theoretisch kader

Vrouwen hebben het op de arbeidsmarkt nog steeds moeilijker dan mannen. Dit komt onder meer tot uiting in de loonkloof tussen vrouwen en mannen, in de ondervertegenwoordiging van vrouwen in hoge functies, en in het feit dat vrouwen lagere promotiekansen hebben dan mannen. Voor de achterstelling van vrouwen worden verschillende oorzaken aangedragen. Dit kan onder meer het gevolg zijn van het feit dat vrouwen niet beschikken over de nodige kenmerken voor promoties (zoals werkervaring), van regelrechte seksistische discriminatie tegenover vrouwen (Becker 1971), van het feit dat mannen aan de top streven naar sociale homogeniteit (Kanter 1977) in hun omgeving en bij promoties daarom systematisch mannen verkiezen, van de oververtegenwoordiging van vrouwen in 'dead-end' jobs (Groot & Maasen van den Brink 1996) via horizontale segregatie, of van 'statistische discriminatie' indien promotiebeslissingen rekening houden met de hogere kans op afwezigheden bij vrouwen omwille van zwangerschap of verplichtingen in het gezin (Phelps 1972). Indien de lagere promotiekans bij vrouwen niet te verantwoorden valt op basis van een gebrek aan kwaliteiten die nodig zijn voor promoties, dan ondervinden vrouwen belemmeringen enkel en alleen omdat ze vrouw zijn. Dit soort discriminerende belemmeringen die vrouwen verhinderen om door te stoten naar topfuncties, worden vaak aangeduid met de metafoor van het glazen plafond.

In dit hoofdstuk bestuderen we het glazen plafond in België en de relatie met de loonkloof. In tegenstelling tot het meeste bestaande onderzoek over dit thema zullen we daarbij de nadruk leggen op de belangrijke rol van promotiekansen en zullen er daarom longitudinale in plaats van cross-sectionele gegevens gebruikt worden. In paragraaf introduceren we een typologie van carrièrebelemmeringen en gaan we dieper in op het concept van het glazen plafond. Vervolgens gaan we op zoek naar het profiel van vrouwen die het glazen plafond toch kunnen overwinnen en doorstromen naar hoge functies. En ten slotte wordt de impact van het glazen plafond op de loonkloof onderzocht.

Maar eerst gaan we even wat dieper in op die loonkloof tussen vrouwen en mannen in België.

### 3.2. De loonkloof

Al in 1848 merkte John Stuart Mill op dat “de lonen van vrouwen over het algemeen lager, en veel lager zijn dan die van mannen” (Mill 2006 [1848]: 394). Meer dan 150 jaar later is deze ongelijkheid helaas nog niet weggewerkt (zie 1.1. (pagina 7)). De loonkloof tussen mannen en vrouwen wordt meestal gemeten als het verschil tussen het gemiddelde mannenloon ( $\overline{W}_m$ ) en het gemiddelde vrouwenloon ( $\overline{W}_v$ ), uitgedrukt als percentage van het gemiddelde mannenloon:

$$\text{Loonkloof} = \frac{\overline{W}_m - \overline{W}_v}{\overline{W}_m}$$

Bij het bepalen van de exacte grootte van de loonkloof is enige voorzichtigheid geboden. Het precieze percentage varieert immers in functie van de personen die in de analyse worden betrokken (alle werknemers of enkel voltijdse werknemers, arbeiders wel of niet inbegrepen, etc.) en van de definitie van het loon (bruto- of nettoloon, maandloon of uurloon, etc.) . Dit kan verduidelijkt worden aan de hand van enkele voorbeelden. Tabel 3.2 geeft een overzicht van de Belgische loonkloof in 2001 voor verschillende loondefinities waarbij de onderzoekseenheden al dan niet beperkt worden tot de voltijdse werknemers.

**Tabel 3.1:** *Tabel 3.1. De Belgische loonkloof naar loondefinitie (in %; N=857; PSBH 2001)*

Loondefinitie	Alle werknemers	Enkel de voltijdsen
Bruto maandloon	28	18
Netto maandloon	25	15
Bruto uurloon	20	19

De loonkloof bij de nettolonen is kleiner dan die bij brutolonen aangezien ons systeem van progressieve belasting de lonen dichterbij elkaar brengt. De maandloonkloof bij voltijdsen is kleiner dan die bij alle werknemers samen. Dat is voor een stuk het gevolg van het feit dat



vrouwen vaker deeltijds werken dan mannen. Ze werken minder uren per maand en hebben dus een lager maandloon. Kijken we naar de loonkloof op basis van de uurlonen, dan zien we dat het verschil tussen voltijdsen (19 procent) en de volledige groep (20 procent) grotendeels verdwijnt. Het restverschil is te wijten aan het feit dat ook het uurloon van deeltijders gemiddeld wat lager ligt dan dat van voltijders.

Hoewel de loonkloof blijft bestaan, doet België het in vergelijking met andere EU-landen niet slecht en bovendien is er een dalende trend vast te stellen (Meulders & O'Dorchai 2006: 3; Plasman e.a. 2008: 8). Zo daalde de bruto uurloonkloof van voltijdse en deeltijdse arbeiders in de industrie van 41 procent in 1960 tot 18 procent in 2006 (Beveris e.a. 2009: 22). De sterkste dalingen vonden daarbij plaats in de jaren '60 en '70.

Bij het verklaren van de loonkloof is het zinvol om het volgende onderscheid te maken. Lagere uurlonen bij vrouwen kunnen het resultaat zijn van het feit dat vrouwen vaker werken in slecht betaalde sectoren en beroepen (horizontale segregatie), van het feit dat binnen eenzelfde sector vrouwen vaker werken in lagere functies (verticale segregatie), van het feit dat vrouwen voor hetzelfde werk minder betaald worden dan mannen, of van verschillen in persoonlijke kenmerken (ervaring, diploma, etc.). Volgens Theunissen en Sels (2006: 46) die de loonkloof onderzochten bij voltijdse bedienden, is verticale segregatie de belangrijkste oorzaak van de loonkloof. Horizontale segregatie komt volgens hun analyse pas op de derde plaats, na verschillen in werkervaring tussen mannen en vrouwen.

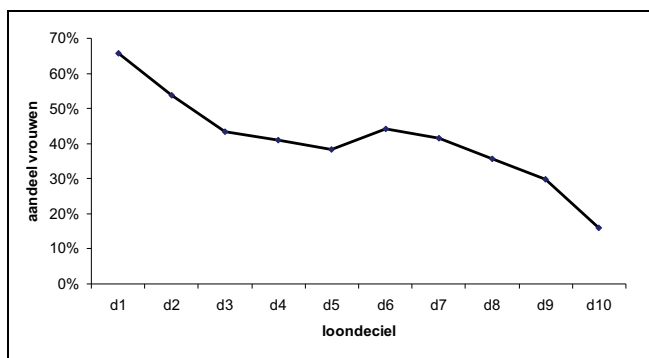
### **3.3. Het glazen plafond**

#### **3.3.1. *Weinig vrouwen aan de top***

Het is bekend dat vrouwen en mannen ongelijk verdeeld zijn over de verschillende hiërarchische niveaus (verticale segregatie). Hoe hoger in de hiërarchie, hoe minder vrouwen er aanwezig zijn. In 2006 waren er slechts 20,7 procent vrouwen bij de bedrijfsleiders en hogere kaderleden in België (zie 1.1. (pagina 7)). Ook over de loonhiërarchie zijn vrouwen en mannen bijzonder ongelijk verdeeld. Aandeel vrouwen per loondecil (reële bruto uurlonen; N=8,835 person years; PSBH 1994-2002) toont het percentage vrouwen in elke looncategorie in België. De looncategorieën werden bepaald door alle loontrekkenden te verdelen

in tien gelijke groepen (decielen) volgens hun bruto uurloon. De gegevens zijn afkomstig van de PSBH-databank uit de periode 1994-2002, waarbij de lonen gedesindexeerd werden aan de hand van het indexcijfer der consumptieprijzen. In het laagste loondeciaal d1 zijn er 66 procent vrouwen, in het hoogste deciaal d10 slechts 16 procent.

**Figuur 3.1:** *Aandeel vrouwen per loondeciaal (reële bruto uurlonen; N=8,835 person years; PSBH 1994-2002)*



Bij de verklaring voor het beperkte aantal vrouwen aan de top dienen twee mechanismen onderscheiden te worden: doorstroom en uitstroom. De meest voor de hand liggende verklaring is dat vrouwen minder snel carrière maken (doorstromen) dan mannen. Dat zou tot uiting komen via lagere promotiekansen voor vrouwen. Een vaak genoemde oorzaak voor die lagere promotiekans van vrouwen is het glazen plafond: de meestal onzichtbare, discriminerende belemmeringen die vrouwen ondervinden in hun carrière. Maar er is ook een ander mechanisme dat in principe kan leiden tot een ongelijke verdeling van vrouwen en mannen over de hiërarchie. Gemiddeld genomen stijgen mensen in een arbeidshiërarchie naarmate ze ouder worden (vooral als gevolg van de toenemende ervaring). Indien een deel van de vrouwen echter wegstroomt uit de hiërarchie naarmate ze ouder worden, dan zal het aantal vrouwen op de hogere hiërarchische niveaus steeds kleiner worden in vergelijking met het aantal mannen – zelfs indien mannen en vrouwen dezelfde promotiekansen hebben. En het is inderdaad zo dat vrouwen sneller uitstromen uit de arbeidsmarkt dan mannen: van alle in Vlaanderen werkende vrouwen in 2005 was een jaar later 6.3 procent niet meer werkend. Bij mannen was dat slechts 5.1 procent (Delmotte

e.a. 2008: 94), dus de uitstroomkans bij vrouwen is bijna een kwart groter dan bij mannen. Dit verschil kan misschien beperkt lijken, maar het cumulatieve effect van dit verschil dat jaar na jaar zorgt voor een hogere uitstroom bij vrouwen, mag niet onderschat worden. Er bestaan studies (zoals voor de VS: Gayle e.a. 2008) die concluderen dat de ongelijke verdeling van vrouwen en mannen over de hiërarchie volledig te verklaren valt door de hogere uitstroom van vrouwen, dat promotiekansen van vrouwen en mannen niet verschillen en dat er dus geen discriminerende belemmeringen zijn bij de doorstroom van vrouwen. In hoofdstuk 6 zullen we onderzoeken in welke mate dit in België het geval is. In de volgende paragrafen gaan we na op welke manier het bestaan van een glazen plafond op de arbeidsmarkt kwantitatief geëvalueerd kan worden.

#### *a. Promotiekansen*

Vaak wordt het lage aandeel vrouwen in hoge hiërarchische niveaus geciteerd als bewijs voor het bestaan van het glazen plafond. Een tegenvoorbeeld kan de mogelijke valkuilen in deze redenering verduidelijken. Veronderstel dat er 20 procent vrouwen in het hoogste hiërarchische niveau zijn, maar dat er in alle lagere niveaus slechts 10 procent vrouwen zijn. Hoewel er weinig vrouwen aan de top zijn, is er in deze situatie wellicht geen glazen plafond want relatief veel vrouwen lijken door te stromen naar het hoogste niveau. De verdeling in het hoogste niveau op zich analyseren, kan dus nooit volstaan. Maar zelfs het onderzoeken van de verandering in het aandeel vrouwen naarmate men stijgt in de hiërarchie, laat geen ondubbelzinnige uitspraken toe met betrekking tot het glazen plafond. Een kleiner aandeel vrouwen op een hoger niveau kan immers het gevolg zijn van een hogere uitstroom bij vrouwen. Nochtans is heel wat onderzoek naar het glazen plafond gebaseerd op het vergelijken van de aandelen aan vrouwen in opeenvolgende hiërarchische niveaus (o.a. Zandvliet 2002: 23). Een verwante techniek waarbij men het glazen plafond probeert vast te stellen door de loonkloof te vergelijken voor verschillende kwantielen in de loonverdeling (o.a. Arulampalam e.a. 2005), houdt evenmin rekening met de mogelijkheid van differentiële uitstroom. Ongetwijfeld is dit het gevolg van het feit dat voor beide technieken cross-sectionele gegevens volstaan, terwijl longitudinale gegevens schaars zijn. Hoewel dergelijke cross-sectionele analyses een indicatieve waarde hebben, kunnen belemmeringen bij de doorstroom van vrouwen in hun carrière alleen

vastgesteld worden door het vergelijken van promotiekansen (Cotter e.a. 2001). De implicatie is dat longitudinale gegevens vereist zijn. Een bijkomend nadeel van cross-sectionele gegevens is dat een schijnbaar glazen plafond een overblijfsel kan zijn van discriminatie in het verleden. Het is in principe mogelijk dat het glazen plafond al volledig of gedeeltelijk weggewerkt is (bvb. als gevolg van beleidsmaatregelen), hoewel er nog steeds weinig vrouwen aan de top werken en een cross-sectionele analyse daarom een glazen plafond aanwijst. Bij analyses gebaseerd op promotiekansen is dit niet het geval.

### *b. Discriminatie*

Indien de lagere promotiekans bij vrouwen niet te verantwoorden valt op basis van een gebrek aan kwaliteiten die nodig zijn voor promoties, dan ondervinden vrouwen belemmeringen enkel en alleen omdat ze vrouw zijn. Dat is de definitie van discriminatie. Bij het vaststellen van een glazen plafond moeten daarom de objectieve persoonskenmerken die de promotiekans bepalen, in rekening worden gebracht (zoals werkervaring en opleidingsniveau). Veronderstel dat vrouwen een lagere promotiekans hebben dan mannen, maar dat die lagere kans volledig te wijten is aan het feit dat vrouwen gemiddeld lager opgeleid zijn.<sup>1</sup> In dat geval is de lagere promotiekans bij vrouwen geen gevolg van belemmeringen die vrouwen ondervinden omdat ze vrouw zijn, maar een gevolg van belemmeringen die zowel laaggeschoolde mannen als laaggeschoolde vrouwen ondervinden. Van een glazen plafond is in deze situatie opnieuw geen sprake. Hiermee is echter niet gezegd dat er in dit voorbeeld geen sprake is van discriminatie. Het is niet omdat verschillen verklaarbaar zijn dat ze ook aanvaardbaar zijn. Men kan immers perfect verdedigen dat het lager opleidingsniveau bij vrouwen – vanuit maatschappelijk oogpunt – onrechtvaardig is. Het glazen plafond heeft echter betrekking op de carrièrediscriminatie *tegenover vrouwen*. Het moet dus gaan om verschillen die niet verklaard kunnen worden door andere kenmerken. Om deze reden is de wijd verspreide opvatting (o.a. ILO 2004: 55; Lamberts & Delmotte 2004: 19) waarbij het glazen plafond wordt gelijkgesteld met verticale segregatie, onnauwkeurig. Verticale segregatie kan immers ook een gevolg zijn van verschillen in persoonlijke kenmerken of van een differentiële uitstroom.

<sup>1</sup> Dit voorbeeld is fictief. In werkelijkheid zijn werkende vrouwen gemiddeld hoger opgeleid dan werkende mannen (zie tabel 4.1, pagina 51).

De noodzaak om rekening te houden met objectieve persoonskenmerken mag dan al evident lijken, de praktijk is op dit punt tegelijk bijzonder moeilijk en cruciaal. Zowel de opname van te weinig als de opname van te veel kenmerken, kan leiden tot foutieve conclusies. Elke schatting van het glazen plafond of discriminatie is afhankelijk van de controlevariabelen die geselecteerd worden. Het is immers mogelijk dat een schijnbaar glazen plafond in werkelijkheid het gevolg is van een niet-geobserveerd (of latent) kenmerk bij mannen dat hun hogere promotiekans verantwoordt. Omgekeerd bestaat ook het gevaar dat er wordt gecontroleerd voor kenmerken die het gedrag weerspiegelen van vrouwen die zich hebben aangepast aan een reële situatie van discriminatie. Veronderstel dat we bij het vergelijken van promotiekansen rekening zouden houden met het feit dat vrouwen gemiddeld genomen minder belang hechten aan hun beroepsbezigheid dan mannen. Dat zou ons er toe kunnen brengen om de lagere promotiekans van vrouwen verklaarbaar en aanvaardbaar te vinden. Maar het is mogelijk dat het feit dat vrouwen minder belang hechten aan hun beroepsbezigheid juist het gevolg is van discriminatie op de arbeidsmarkt en dat vrouwen hun opvatting hebben aangepast aan hun reële situatie. Oaxaca (1973: 708) wijst terecht op het gevaar dat discriminatie door dergelijke feedback-effecten 'wegverklaard' dreigt te worden. Het is daarom aangewezen om voor de gekozen controlevariabelen steeds de gemaakte veronderstellingen en de mogelijke impact op het discriminatie-residu te expliciteren.

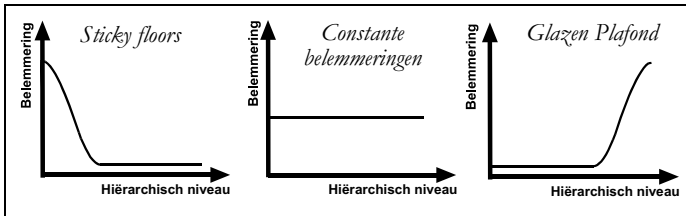
### *c. Glazen plafond of sticky floors?*

In de literatuur bestaat enige verwarring over de vraag waar de belemmeringen zich dienen te bevinden om te spreken van een glazen plafond. Sommige auteurs (o.a. Wright & Baxter 2000: 815; Zandvliet 2002: 42) zien bijvoorbeeld ook glazen plafonds onderaan een hiërarchie. In een dergelijke visie wordt het glazen plafond als metafoor echter node-loos verwarrend. Immers, de idee van het glazen plafond suggereert dat de belangrijkste drempels zich bevinden in de hoge hiërarchische niveaus. Voor het vaststellen van het glazen plafond is het daarom noodzakelijk om de belemmeringen op de verschillende hiërarchische niveaus in kaart te brengen en aan te tonen dat de drempels in de hoge niveaus groter zijn dan in de andere niveaus. Bijzonder weinig studies over het glazen plafond doen dat echter. Integendeel, nogal wat studies proberen het glazen plafond aan te tonen louter op basis van gegevens

over managers en topposities. Dat is strikt gesproken onmogelijk, want de drempels aan de top kunnen kleiner zijn dan de drempels op lagere niveaus.

Naargelang de plaats in de hiërarchie waar de belemmeringen voor de carrièrevoortgang het grootst zijn, stellen we in grafiek 3.2 de volgende – op Bihagen en Ohls (2006: 33) geïnspireerde – typologie voor:

**Figuur 3.2:** *Typologie van belemmeringen in carrières*



Het fenomeen waarbij de voornaamste belemmeringen voor vrouwen zich onderaan de hiërarchie bevinden, omschrijven we als *sticky floors* (kleverige vloeren): in dat geval zijn het vooral vrouwen in de lagere niveaus die blijven hangen en minder snel doorstromen dan hun mannelijke collega's. Oorspronkelijk werd met de term *sticky floors* een situatie aangeduid waarbij vrouwen wel naar hogere functies promoveren, maar daar op het vlak van loon minder voor worden vergoed (Booth e.a. 2003: 296). Vandaag wordt er echter meestal deze ruimere betekenis aan verleend. In hun empirische studie naar carrièrebelemmeringen in de VS, stellen Baxter en Wright (2000: 290) dat er geen glazen plafond is. Het beperkte aantal vrouwen aan de top creëert volgens hen de illusie van een glazen plafond, hoewel de belemmeringen zich eerder onderaan de hiërarchie bevinden. Zij pleiten er daarom voor om het beleid meer te richten op de aanpak van *sticky floors*, vooral omdat veel meer vrouwen mogelijk met deze vorm van discriminatie geconfronteerd worden dan met het glazen plafond.

Rekening houdend met deze bedenkingen stellen we de volgende definitie voor: het glazen plafond is de verzameling van de belemmeringen die vrouwen in de hogere hiërarchische niveaus ondervinden, die ervoor zorgen dat hun promotiekansen lager zijn dan kan worden verwacht op basis van de objectieve kenmerken van die vrouwen. Hoewel de metafoer van het glazen plafond voorbehouden wordt voor het aan-

duiden van deze specifieke vorm van discriminatie tegenover vrouwen, zijn de hier gemaakte methodologische bedenkingen natuurlijk ook van toepassing op onderzoek naar de achterstelling van andere kansengroepen op de arbeidsmarkt.

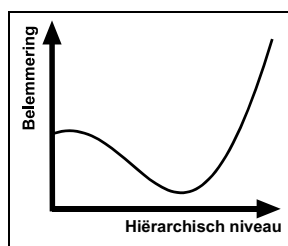
*d. Een glazen plafond in België?*

Het meeste empirisch onderzoek naar het glazen plafond in België beperkt zich tot het in kaart brengen van verticale segregatie. Er bestaan interessante sectorstudies, zoals die van Demeester en Neefs (1991) over vrouwen in de financiële wereld, die op basis van kwalitatief onderzoek een goed beeld geven van de manier waarop de belemmeringen die vrouwen ondervinden in de praktijk vorm krijgen. De ongelijke verdeling van mannen en vrouwen in de arbeidshiërarchie op een breder maatschappelijk niveau wordt in kaart gebracht door o.a. de Genderjaarboeken (Van Woensel 2007; Delmotte e.a. 2008). Maar zoals gezegd: verticale segregatie op zich impliceert nog geen glazen plafond, want het kan een resultaat zijn van verschillen in persoonskenmerken, van belemmeringen onderaan de hiërarchie of van een grotere uitstroom van vrouwen uit de arbeidsmarkt. Een studie die wel nagaat of de belemmeringen in de carrière-doorstroom zich eerder bovenaan de hiërarchie bevinden, is Arulampalam e.a. (2005: 12). Zij concluderen op basis van cross-sectionele gegevens dat er in België een glazen plafond is vanuit de vaststelling dat de loonkloof groter is ter hoogte van de hogere kwantielen in de loonverdeling. De mogelijke tekortkomingen van onderzoek gebaseerd op cross-sectionele gegevens werden besproken in paragraaf b. (pagina 22). Een kwantitatieve evaluatie van het bestaan van een glazen plafond op de Belgische arbeidsmarkt door het vergelijken van promotiekansen, is nog niet gebeurd.

In hoofdstuk 4 worden de belemmeringen in kaart gebracht die vrouwen ondervinden in hun carrière. Die studie kwantificeert de belemmeringen bij loonpromoties op basis van longitudinale gegevens uit de PSBH in de periode 1994-2002. Omdat sommige werkgevers hun promotiebeleid verantwoorden door te stellen dat er nu eenmaal “onvoldoende aanbod” is van goede vrouwelijke werknemers of dat vrouwen minder gemotiveerd zijn om carrière te maken (Demeester en Neefs 1991: 100-2), wordt er bij het vergelijken van de promotiekansen rekening gehouden met het opleidingsniveau van de werknemers en met proxyvariabelen voor hun attitudes en inzet. De resultaten van die ana-

lyse geven een beeld dat samengevat wordt in grafiek 3.3: er is in België zowel sprake van een glazen plafond als van *sticky floors*. De belemmeringen die vrouwen ondervinden in hun carrière zijn het grootst bovenaan de hiërarchie, maar ook onderaan zijn er belemmeringen. In paragraaf 4.3. (pagina 48) gaan we uitgebreider in op deze analyse en de resultaten ervan.

**Figuur 3.3:** *Een glazen plafond én sticky floors voor loonpromoties in België*



### 3.4. Wie stroomt er door naar de top?

Vrouwen worden belemmerd bij hun carrière doorstroom. Maar sommige vrouwen slagen er wel in om door te stromen naar de top. De PSBH-data tonen aan dat 74 procent van de personen in hoge functies (hoger bediende en kaderleden) mannen zijn en slechts 26 procent vrouwen. In dit deel zullen we nagaan wie deze vrouwen zijn die er wel in slagen om het glazen plafond te doorbreken.

Zoals hierboven reeds werd aangehaald, is het belangrijk om niet enkel te kijken naar een dwarsdoorsnede van bepaalde groepen op een bepaald moment, maar ook naar de evolutie doorheen de tijd. Met andere woorden moet niet enkel de uitkomst, de verdeling van mannen en vrouwen aan de top, bekeken worden maar ook het proces dat geleid heeft tot deze verdeling. Daarom zullen we ons in dit onderdeel toespitsen op de doorstroom naar hoge functies. Tussen 1992 en 2002 waren 62 procent van de doorstromers mannen en 38 procent vrouwen. Deze cijfers tonen het belang aan van het onderscheid tussen cross-sectioneel (doorsnede-) onderzoek en longitudinaal onderzoek. Een groter aandeel vrouwen blijkt door te stromen naar hoge functies (38 procent) dan het gemiddeld aandeel vrouwen dat zich in dezelfde periode in



deze functies bevindt (26 procent). Dit zou kunnen wijzen op een tweede probleem voor vrouwen: niet alleen stromen ze minder vaak door dan mannen maar er is ook een grotere uitstroom van vrouwen uit topposities. Dit verschijnsel werd eerder al aangetoond in de Verenigde Staten door Maume (1999b), die aantoont dat vrouwen in door mannen gedomineerde posities deze posities snel weer verlaten. Maume (1999a: 505) verwijst hierbij naar de metafoer van de *revolving doors* of de draai-deur: vrouwen hebben meer kansen dan vroeger om hoge (mannelijke) functies te betreden maar staan ook onder een grote druk om deze functies te verlaten, o.a. door de weerstand die ze ondervinden bij mannelijke collega's. Een andere mogelijke verklaring voor deze cijfers is dat het aandeel vrouwen dat doorstroomt naar topfuncties vandaag hoger is dan vroeger, maar dat deze ontwikkeling zo recent is dat het aandeel vrouwen in deze functies nog niet evenredig toegenomen is.

In wat volgt zal er nagegaan worden wat de kenmerken zijn van vrouwen en mannen die tussen 1992 en 2002 doorgestroomd zijn naar een hoge functie. Dit gebeurt aan de hand van *discrete time event history* analyse, een statistische techniek waarmee transities (*events*) in longitudinale data bestudeerd kunnen worden. In dit geval gaat het om transitie van een lagere positie naar een functie als hoger bediende of kaderlid. De onderzoekseenheden zijn tewerkgestelde vrouwen en mannen, vanaf het betreden van de arbeidsmarkt tot de leeftijd van 60 jaar, die zich (nog) niet in een functie als hoger bediende of kaderlid bevinden. De dataset van vrouwen bestaat uit 5,733 *person years* (zie 2.2. (pagina 14)) en die van mannen uit 6,299 *person years*. We beschikken over informatie met betrekking tot 193 promoties naar hoge functies bij vrouwen en 341 bij mannen. De analyse komt neer op een logistische regressie waarbij de afhankelijke variabele de kans is om door te stromen naar een hoge functie.

**Tabel 3.2:** *Doorstroom naar hoge functies bij vrouwen en mannen (EHA; PSBH 1992-2001)*

Variabelen	Vrouwen	Mannen
Opleidingsniveau ( <i>ref=laag</i> )		
Middelmatig	2.22 **	1.22 **
Hoog	3.07 **	2.36 **
Leeftijd ( <i>ref=-30j</i> )		
31-40j	- 0.02	0.15
41-50j	0.30	0.65 **
50+	0.72 *	0.87 **
Voltijds ( <i>ref=deeltijds</i> )	0.49 **	0.87
Attitude	0.41 *	0.29 *
Poetshulp ( <i>ref=geen poetshulp</i> )	0.53 **	0.50 **
Huishoudelijke taken	- 0.23	- 0.08
Overheid ( <i>ref = privé</i> )	- 0.16	- 0.01
Burgerlijke staat ( <i>ref=alleenstaand</i> )		
Gehuwd	17.76	18.78
Samenwonend	17.84	18.88
Aantal kinderen	- 0.12	- 0.04
Constant	- 23.31	- 24.11
N events	193	341
N person years	5,773	6,299

\*  $p < 0.05$  \*\*  $p < 0.01$ 

De resultaten in tabel 3.2 tonen aan dat er zowel voor mannen als vrouwen een positief effect bestaat van het opleidingsniveau: hoe hoger de opleiding, hoe groter de kans op een promotie naar een functie als hoger bediende of kaderlid. Ook de leeftijdscategorie heeft een significant effect. Personen ouder dan 50 hebben een grotere kans om door te stromen naar hoge functies dan de werknemers in de andere leeftijdsgroepen. Opmerkelijk is dat bij mannen het effect van de jongere leeftijdscategorie, 41 tot 50 jaar, ook significant is. We kunnen hieruit afleiden dat de promotiekansen voor mannen reeds op jongere leeftijd toenemen dan bij vrouwen. Vervolgens speelt ook de houding of attitude ten opzichte van de job een rol. Vrouwen en mannen die in de PSBH-bevraging aangeven dat ze hun beroep zo belangrijk vinden dat ze er veel voor opofferen, hebben meer kans om in het daarop volgende jaar een hoge functie uit te oefenen. Ook vrouwen en mannen die poetshulp

hebben in het huishouden hebben een grotere kans om door te stromen naar een hoge functie. We moeten hier echter voorzichtig zijn met de interpretatie: personen die reeds een goed betaalde job hebben zullen vaker poetshulp hebben en zullen eveneens meer kans hebben op een promotie naar een hoge functie. Ten slotte kan er bij vrouwen een positief effect vastgesteld worden van voltijdse tewerkstelling. Vrouwen die voltijds werken hebben een grotere kans om naar hoge posities door te stromen dan deeltijdsers. Bij mannen is dit effect niet significant, wat verklaard kan worden door het kleine aantal deeltijds werkende mannen in de databank (én in de populatie). Noch voor vrouwen noch voor mannen kan er een significant effect aangetoond worden van de hoeveelheid huishoudelijke taken, het hebben van een partner, het aantal kinderen en het werken in de overheids- of de privé-sector. Het is echter mogelijk dat deze kenmerken, hoewel ze geen rol spelen bij de doorstroom naar hoge functies, wel een belemmering vormen bij de doorstroom vanuit de lagere niveaus in de hiërarchie.

De resultaten kunnen als volgt geïnterpreteerd worden. Personen die naar hoge functies doorstromen verschillen niet van andere tewerkgestelde personen qua burgerlijke staat, het aantal kinderen, de sector van tewerkstelling (overheid/privé) en de hoeveelheid huishoudelijke taken, maar wel wat de andere bestudeerde kenmerken betreft. Ze hebben gemiddeld een hoger opleidingsniveau, bevinden zich in een hogere leeftijdscategorie, vinden hun beroep erg belangrijk, hebben vaker poetshulp en de vrouwen werken vaker voltijds.

Wanneer we mannelijke en vrouwelijke doorstromers vergelijken valt het op dat mannen reeds op vroegere leeftijd (41-50 jaar) promoveren naar hogere functies dan vrouwen (+50 jaar). Verder blijkt deeltijds werk de promotiekansen aanzienlijk te verminderen en speelt dit uitsluitend een rol bij vrouwen. Deze twee vaststellingen kunnen een (gedeeltelijke) verklaring bieden voor de oververtegenwoordiging van mannen en de ondervertegenwoordiging van vrouwen aan de top.

## 3.5. Deeltijds werk en de loonkloof

### 3.5.1. Inleiding

Vrouwen werken vaker deeltijds dan mannen. Dat draagt op verschillende manieren bij tot de loonkloof tussen vrouwen en mannen. In paragraaf 3.2. (pagina 18) bleek al dat de bruto maandloonkloof toeneemt van 18 procent bij voltijdsen naar 28 procent indien ook de deeltijders in de analyse betrokken worden. Dat is logisch aangezien vooral vrouwen deeltijds werken en deeltijders een lager maandloon hebben aangezien ze minder uren werken per maand. Maar de transitie van vrouwen naar deeltijds werk heeft ook gevolgen voor hun loon op het moment dat ze terug voltijds werken en dus ook voor de loonkloof bij voltijdsen. Deeltijds werk is soms een vorm van tijdelijke onderbreking van een voltijdse job. Zo een tijdelijke onderbreking leidt tot een achterstand in *human capital* en op die manier tot lagere promotiekansen en dus tot lagere lonen bij voltijdse vrouwen. In hoofdstuk 10 bespreken we de effecten van dergelijke tijdelijke onderbrekingen meer in detail. In deze paragraaf schatten we het effect van de transitie van vrouwen naar deeltijds werk op de loonkloof en verticale segregatie aan de hand van een Markov-analyse.

### 3.5.2. Model

De ongelijke m/v-verdeling over de loonniveaus kan onderzocht worden door de loonmobiliteit in kaart te brengen aan de hand van transitiekansen in een Markov-model (zie Appendix). Mensen kunnen immers overgaan van de ene toestand (bvb. een laag loon in deciel d1) naar een andere toestand (bvb. deciel d3) en dat met een bepaalde transitiekans. De toestanden die we opnemen in het model zijn de loondecielen waarin we de voltijdse loontrekkenden hebben verdeeld, aangevuld met een toestand 'deeltijds' (voor alle deeltijdse loontrekkenden, wat hun loon ook is). We beschouwen enkel overgangen tussen deze toestanden. De in- en uitstroom wordt voorlopig niet geanalyseerd. De overgangen hebben betrekking op een periode van 3 jaar. We schatten met andere woorden de kans  $p_{ij}$  dat iemand die zich in het jaar  $t_0$  in een toestand  $S_i$  bevindt, zich in het jaar  $t_3$  in de toestand  $S_j$  bevindt. Door de overgangen te beschouwen over een periode van 3 jaar tellen we meer

transities en minder 'blijvers' waardoor de transitiekansen nauwkeuriger bepaald kunnen worden.

**Tabel 3.3:** *Loonmobiliteit – transitiekansen voor vrouwen en mannen (in %) (person years: N=4,514 mannen en 4,464 vrouwen; PSBH 1992-2001)*

Mannen		Toestand in het jaar $t_3$										
		d1	d2	d3	d4	d5	d6	d7	d8	d9	d10	Deelt.
Toestand in het jaar $t_0$	d1	34	29	12	6	7	3	1	2	2	1	3
	d2	8	33	24	14	8	5	2	2	2	0	3
	d3	1	15	30	27	14	6	2	1	1	1	3
	d4	1	5	16	29	25	10	7	4	1	0	2
	d5	1	3	7	16	22	21	14	9	4	1	1
	d6	1	2	2	4	10	34	26	12	6	1	3
	d7	0	0	2	3	6	13	33	32	7	1	3
	d8	0	0	1	0	3	6	12	42	25	7	4
	d9	0	1	1	1	1	2	4	16	50	22	3
	d10	0	1	0	0	0	1	0	2	12	81	2
Deeltijds		8	7	11	6	7	5	7	3	9	3	34

Vrouwen		Toestand in het jaar $t+3$										
		d1	d2	d3	d4	d5	d6	d7	d8	d9	d10	Deelt.
Toestand in het jaar $t$	d1	43	18	5	3	1	0	1	0	0	0	27
	d2	13	32	21	9	3	3	0	0	0	0	19
	d3	4	11	21	24	9	8	4	1	1	0	18
	d4	1	1	9	23	27	15	5	2	0	0	18
	d5	0	1	4	10	26	25	11	3	1	0	18
	d6	0	0	2	2	8	27	30	7	4	0	19
	d7	1	0	0	2	4	9	36	28	5	1	14
	d8	0	0	1	2	1	3	7	57	15	0	14
	d9	0	0	0	1	4	1	2	10	57	20	6
	d10	0	0	0	0	1	0	1	5	11	78	4
Deeltijds		5	3	2	2	2	2	1	1	1	0	81

Tabel 3.3 geeft de transitiekansen weer voor vrouwen en mannen, samengevat in transitiematrices. De transitiekans rechts bovenaan in de matrix voor de vrouwen kan als volgt begrepen worden: 27 procent van de vrouwen in loondecil d1 werken 3 jaar later deeltijds. Omdat er geen in- of uitstroom is in dit model, is de som van de transitiekansen op elke rij gelijk aan 100 procent. De vetgedrukte transitiekansen op de

hoofddiagonaal van de matrices geven de kansen weer om te blijven in een bepaalde toestand.

De laatste kolom van de twee matrices toont aan dat vrouwen vaker overgaan naar deeltijds werk dan mannen, en dat in alle loondecielen. Het verschil is echter groter in de lage decielen omdat alleen voor vrouwen geldt: hoe hoger het loon, hoe lager de kans op een overgang naar deeltijds werk. De verklaring voor deze laatste vaststelling ligt wellicht in de hogere opportuniteitskost van deeltijds werk bij veelverdieners.

Een andere vaststelling met betrekking tot deeltijds werk is het hoge aantal blijvers bij de vrouwen (81 procent vs. 34 procent bij de mannen). Deeltijds werk bij vrouwen kan daarom omschreven worden als een absorberende toestand: een toestand  $S_i$  die weinig of niet verlaten wordt ( $p_{ii} \approx 1$ ). Een andere manier om de beweeglijkheid vanuit een toestand uit te drukken is door het verwachte aantal periodes te berekenen dat men gemiddeld in die toestand doorbrengt vooraleer men naar een andere toestand overgaat (zie Appendix). Vrouwen blijven gemiddeld 15.8 jaar deeltijds werken, mannen slechts 4.5 jaar. Wat de transitie tussen de voltijdse loondecielen betreft, kunnen we de volgende vaststellingen vermelden: (1) Voor zowel vrouwen als mannen zijn er relatief veel blijvers in de zeer hoge en in de zeer lage decielen. Het aandeel transitie vanuit de decielen in het midden is groter. (2) Vrouwen hebben meer kans om te blijven in het onderste deciel d1. Mannen maken sneller loonpromotie vanuit d1 naar de decielen d2 tot en met d5. (3) Er lijkt een belangrijk genderverschil ter hoogte van deciel d8. Mannen maken er sneller promotie naar d9 en d10. Het lijkt aantrekkelijk om deze vaststellingen te interpreteren als indicaties voor het bestaan van *sticky floors* en een glazen plafond. Dit zou echter een al te snelle conclusie zijn aangezien deze verschillen in promotiekansen mogelijk een gevolg zijn van verschillen in persoonlijke kenmerken (zie p. xxxxx). In paragraaf 4.3. (pagina 48) onderzoeken we het bestaan van een glazen plafond en/of *sticky floors*.

### 3.5.3. Validatie

Aan de hand van een Markov-model kan de verdeling over de verschillende toestanden (de toestandsvector) geschat worden uitgaande van de verdeling in de vorige periode. Er kan aangetoond worden dat in het Markov-model dat door tabel 3.4 wordt gedefinieerd, de verdeling op termijn steeds convergeert naar eenzelfde limietverdeling of evenwichtssituatie, wat de beginverdeling ook is (zie Appendix). In tabel 3.4 wordt die limietverdeling voor vrouwen en mannen berekend, alsook het percentage vrouwen dat daardoor in elke toestand ontstaat in de limietverdeling<sup>2</sup>.

**Tabel 3.4:** *Limietverdelingen in het Markov-model (in %)*

	d1	d2	d3	d4	d5	d6	d7	d8	d9	d10	Deelt.
Limietverdeling vrouwen	5	4	4	4	5	5	6	9	7	7	44
Limietverdeling mannen	2	4	5	6	6	8	9	14	17	27	4
Percentage vrouwen binnen elke toestand	72	46	36	37	37	34	33	33	24	17	90

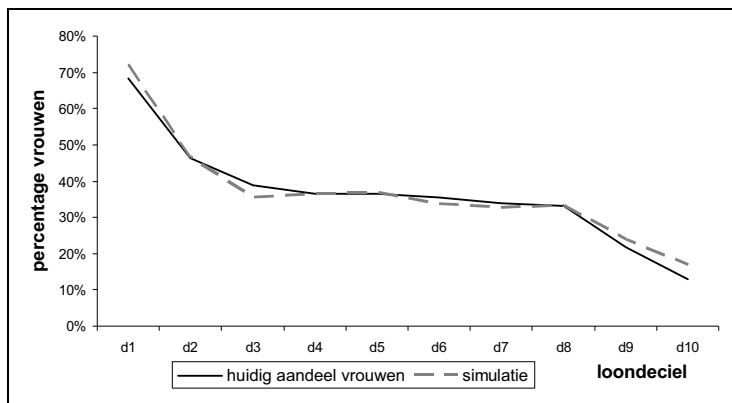
Het Markov-model gekarakteriseerd door de transitiekansen in tabel 3.3 is in wezen bijzonder eenvoudig. De transitiekansen worden constant verondersteld doorheen de tijd en er wordt geen in- of uitstroom in rekening gebracht. Toch blijkt het model de ongelijke m/v-verdeling over de verschillende loondecielen vrij nauwkeurig te reproduceren. Grafiek 3.4 vergelijkt het gemodelleerde percentage vrouwen uit de onderste rij in tabel 3.4 met de werkelijke percentages vrouwen in elk van de loondecielen bij voltijdse werknemers.

<sup>2</sup> Bij de berekening van het percentage vrouwen in elke toestand wordt rekening gehouden met het feit dat er meer mannen aan het werk zijn dan vrouwen. Op basis van de PSBH-dataset berekenen we dat er in de groep van de voltijdsen en de deeltijdsen samen 57 procent mannen zijn en 43 procent vrouwen. Bvb. het percentage vrouwen in d1 werd berekend als

$$\frac{5\% \times 43\%}{2\% \times 57\% + 5\% \times 43\%} = 72\%$$

(zonder afronding).

**Figuur 3.4:** *Percentage vrouwen per loondecibel bij voltijdse werknemers (Markov-model versus werkelijke verdeling in 1992-2001)*



De voornaamste structurele tendensen worden door het model gevat: de snelle afname van het percentage vrouwen tussen de decielen d1 en d3, een min of meer constant percentage tussen d4 en d8, en opnieuw een sterke afname in d9 en d10. Percentage vrouwen per loondecibel bij voltijdse werknemers (Markov-model versus werkelijke verdeling in 1992-2001) kan opgevat worden als een grafische validatie – de mate waarin een model in staat is de werkelijkheid te reproduceren – van het Markov-model gekarakteriseerd door de transitiekansen in tabel 3.3. Het model kunnen we nu gebruiken om het effect te schatten van de hogere transitiekans naar deeltijds werk bij vrouwen op de m/v-verdeling in de loondecielen met betrekking tot voltijders.

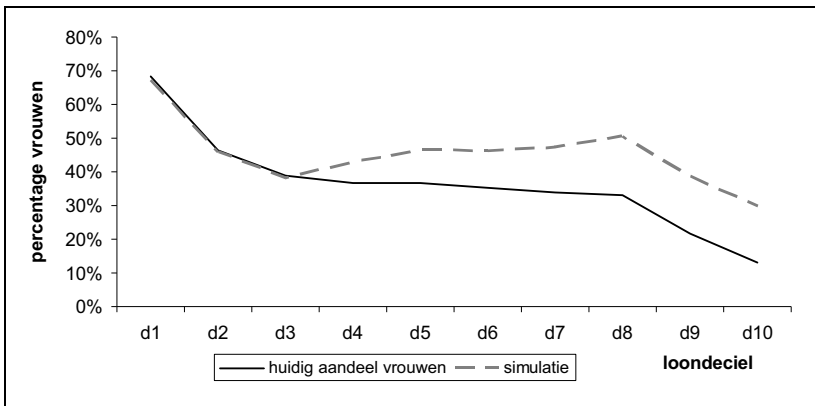
#### 3.5.4. Resultaten

Op basis van dit Markov-model kunnen *what-if analyses* uitgevoerd worden door enkele parameters van het model te wijzigen om te onderzoeken hoe het aandeel vrouwen in elk van de loondecielen daardoor wijzigt. We stellen ons hier de vraag wat er zou gebeuren indien eenzelfde aandeel vrouwen en mannen zou beslissen om deeltijds te gaan werken. De simulatie gebeurt door vrouwen en mannen dezelfde transitiekansen toe te kennen naar de toestand 'deeltijds werk'. Zowel aan mannen als vrouwen worden nieuwe transitiekansen naar deeltijds werk toegekend die gelijk zijn aan het populatiegemiddelde van de transitiekans naar deeltijds werk. Op die manier simuleren we de situa-



tie waarin wat meer mannen en wat minder vrouwen deeltijds gaan werken. De andere transitiekansen uit tabel 3.3 werden verhoudingsgewijs aangepast. Percentage vrouwen per loondeciaal bij gelijke transitiekansen naar deeltijds werk vergelijkt de m/v-verdeling die zo in elk van de loondecialen ontstaat met de werkelijke verdeling.

**Figuur 3.5:** *Percentage vrouwen per loondeciaal bij gelijke transitiekansen naar deeltijds werk*



Uit de grafiek leiden we af dat het aanpassen van de transities naar deeltijds werk bij vrouwen geen invloed heeft op de laagste drie decialen. Tussen d3 en d8 gaan de curves echter uit elkaar. De lichte daling of het min of meer constante aandeel vrouwen in het middelste deel van de hiërarchie lijkt dus een gevolg van de transities naar deeltijds werk bij vrouwen. Indien mannen verhoudingsgewijs even vaak zouden beslissen om deeltijds te gaan werken, dan zou het aandeel vrouwen toenemen tussen d3 en d8. Voorbij d8 zijn de curves evenwijdig, wat impliceert dat daar opnieuw geen invloed is vanwege m/v-verschillen in de transitie naar deeltijds werk. Binnen de arbeidshiërarchie van de voltijdse loontrekkenden, blijkt de transitie van vrouwen naar deeltijds werk dus enkel een invloed te hebben op de niveaus in het midden van de hiërarchie. De sterke dalingen onderaan en bovenaan in de hiërarchie kunnen niet verklaard worden door deze transitie naar deeltijds werk. Daarvoor moeten we op zoek naar een andere verklaring (zie 4.3. (pagina 48)). Aan de hand van de verdeling van mannen en vrouwen over de loondecialen die in de simulatie ontstaat, is het ook mogelijk om het effect te schatten van gelijke transitiekansen naar deeltijds werk

op de voltijdse loonkloof. De gemiddelde loonkloof (voor de leeftijds-categorie 20-59 jaar) daalt in de simulatie van 10.0 procent tot 9.1 procent.

## 3.6. Het belang van doorstroom

### 3.6.1. *Inleiding en methode*

Hoewel het eenvoudige Markov-model uit de vorige paragraaf een interessante beschrijving oplevert van de m/v-verschillen inzake loon-mobiliteit, is een opsplitsing van de respondenten naar leeftijd noodzakelijk als we eventuele knelpunten in de carrière-doorstroom willen opsporen. Vrouwen en mannen doorlopen doorheen hun loopbaan immers levenscycli waarin de transitiekansen in de eerste plaats bepaald worden door de leeftijdsfase waarin ze zich bevinden. De kans om promotie te maken vanuit de laagste loondecielen is bijvoorbeeld groter bij twintigers dan bij veertigers, net zoals de transitiekans naar deeltijds werk bij vrouwen sterk leeftijdsgebonden is.

Door de transitiematrices te bepalen voor verschillende leeftijdscategorieën, kan een meer complex “doorstroommodel” geschat worden. Omdat op sommige leeftijden de instroom en de uitstroom uit de werkende bevolking niet verwaarloosbaar zijn bij een simulatie, werden in dit model enkele bijkomende mogelijke toestanden opgenomen. Naast de loondecielen van voltijdsen en de toestand ‘deeltijds werk’, zijn ook de toestanden ‘werkloos’, ‘tijdelijke onderbreking’ en ‘huishoudelijk werk’ mogelijk. Ook de instroom vanuit het ‘onderwijs’ en de uitstroom naar ‘pensioen’ wordt in rekening gebracht. In het doorstroom-model worden vrouwen en mannen opgevat als stromend doorheen de verschillende loopbaan-toestanden naarmate ze ouder worden. Zo kan via *what-if analyses* de bijdrage onderzocht worden van de verschillen in promotiekansen in elk van de loondecielen (ook de lagere) op de m/v-verdeling aan de top. Op die manier willen we de knelpunten opsporen die vrouwen ondervinden in hun loopbaan en nagaan wat de invloed is van belemmeringen onderaan de hiërarchie op de ongelijkheid aan de top.

In het doorstroommodel worden de respondenten gegroepeerd in leeftijdscategorieën met een klassenlengte van 3 jaar. De categorie [19;21] noemen we ‘20 jaar’. Voor elke categorie (20 jaar, 23, 26, etc.) wordt ver-

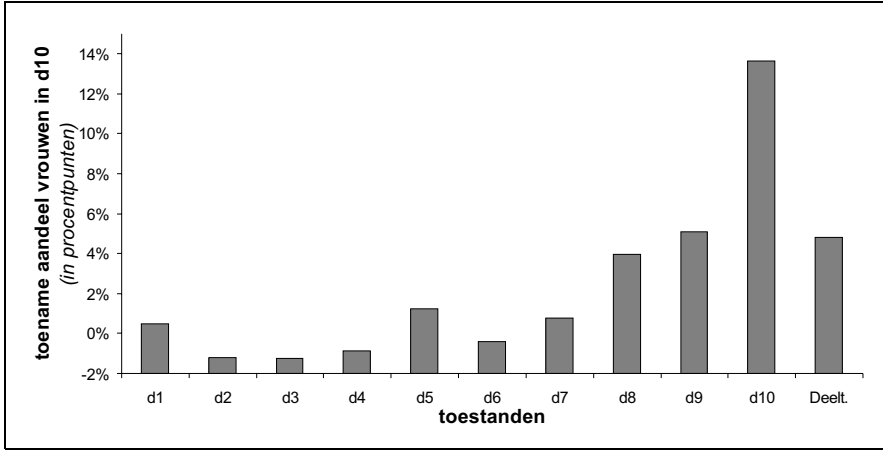
volgens een transitie matrix geschat door te onderzoeken in welke toestand de respondenten uit een bepaalde leeftijdscategorie zich 3 jaar later bevinden. Omdat het aantal waarnemingen in de leeftijdscategorieën ouder dan 50 jaar te klein is voor het schatten van dit type transitie matrices, wordt de analyse beperkt tot respondenten tussen 20 en 50 jaar ( $N=16,398$  *person years*).

Gegeven de beginverdeling bij vrouwen en mannen in de laagste leeftijdscategorie 20 jaar, kunnen aan de hand van het model de verdelingen op latere leeftijden geschat worden. Teneinde de doorstroom naar de top te onderzoeken, zullen we ons in wat volgt concentreren op de m/v-verdeling in het hoogste loondeciel d10. We gebruiken het model om de bijdrage te schatten van de verschillen in promotiekansen voor de onderscheiden leeftijdscategorieën en loondecielen aan de m/v-verdeling aan de top. Tijdens de simulaties worden gelijke promotiekansen naar een bepaalde toestand toegekend aan vrouwen en mannen van een bepaalde leeftijd om te onderzoeken hoe de uiteindelijke m/v-verdeling in het hoogste deciel d10 daardoor wijzigt. Zowel vrouwen als mannen krijgen daarbij nieuwe promotiekansen gelijk aan het populatiegemiddelde van de groep vrouwen en mannen samen. Indien we bvb. vrouwen en mannen gelijke promotiekansen naar d10 geven, dan stromen er meer vrouwen door maar minder mannen (wat economisch realistisch is indien we het aantal jobs op een bepaald hiërarchisch niveau als vast veronderstellen). Aan de hand van deze methode houden we rekening met de doorstroomeffecten die mogelijk aanwezig zijn in de arbeidshiërarchie teneinde eventuele knelpunten te identificeren.

#### **a. Resultaten**

In het doorstroommodel zijn er 20 procent vrouwen en 80 procent mannen in d10. Om een gelijke verdeling te bekomen dient het aandeel vrouwen in d10 dus met 30 procentpunten te stijgen. We onderzoeken eerst met hoeveel procentpunten het aandeel vrouwen toeneemt indien we zorgen voor gelijke promotiekansen naar een bepaalde toestand (naar een bepaald loondeciel of deeltijds werk). De resultaten staan in grafiek 3.6.

**Figuur 3.6:** *Effect van gelijke toegangskansen naar een bepaalde toestand op de uiteindelijke m/v-verdeling in d10*



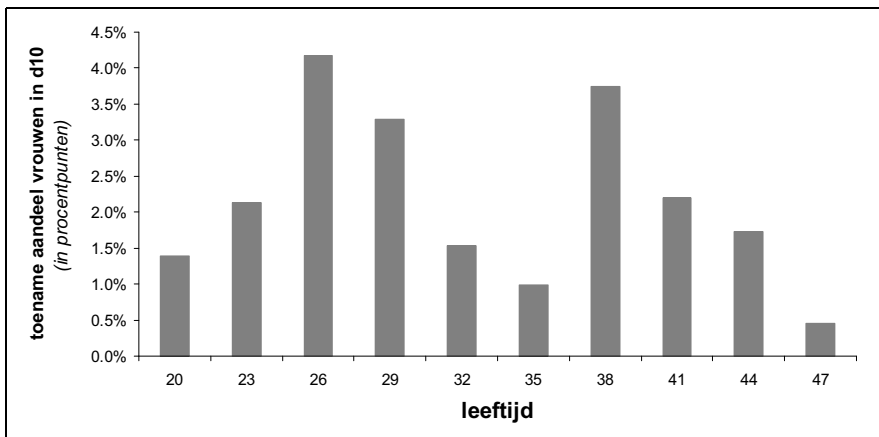
De grafiek kan als volgt gelezen worden: indien alle vrouwen en mannen gelijke promotiekansen zouden hebben naar het loondeciel d8, dan zou het aandeel vrouwen in d10 na verloop van tijd met 4 procentpunten toenemen (van 20 procent naar 24 procent dus). Op basis van deze resultaten stellen we vast dat (1) de ongelijke verdeling in d10 slechts ten dele zou worden opgelost indien vrouwen en mannen gelijke toegangskansen krijgen tot d10. Het aandeel vrouwen zou hierdoor met 14 procentpunten toenemen, wat minder dan de helft is van de totale kloof van 30 procentpunten die moet overbrugd worden voor een gelijke verdeling. Gelijke loonpromotiekansen naar d10 hebben wel de grootste invloed op de uiteindelijke verdeling in d10. (2) Gelijke toegang tot d8 en d9 zijn ook belangrijk om tot een evenwichtige verdeling in d10 te komen. Als er onvoldoende doorstroom is naar d8 en d9, zijn er immers onvoldoende vrouwelijke kandidaten om door te stoten naar d10. (3) Gelijke promotiekansen naar d2-d7 hebben amper of geen invloed op de verdeling in d10. Het zou dus verkeerd zijn te denken dat de ongelijkheid aan de top kan opgelost worden door de doorstroom onderaan te verbeteren. Deze vaststelling is in tegenspraak met de beleidsaanbevelingen van Baxter en Wright (2000) en Bihagen en Ohls (2006). Hiermee is niet gezegd dat er geen discriminatie zou kunnen zijn in de onderste niveaus van de hiërarchie<sup>3</sup> die eveneens beleidsactie vereist. Maar de belemmeringen die de toegang tot d10 verhinde-

<sup>3</sup> Die is er wel degelijk, zoals we zullen zien in paragraaf 4.3. (pagina 48).

ren, bevinden zich in de hogere decielen. (4) Ook de hogere transitiekansen van vrouwen naar deeltijds werk heeft een invloed op het lage aantal vrouwen in d10. In Percentage vrouwen per loondeciaal bij gelijke transitiekansen naar deeltijds werk zagen we dat de transitie naar deeltijds werk het aantal vrouwen in de decielen d3 tot d8 doet afnemen. Als gevolg daarvan zijn er minder vrouwen die de sprong naar d10 kunnen maken.

Grafiek 3.7 geeft aan met hoeveel procentpunten het aandeel vrouwen in d10 uiteindelijk toeneemt indien we zorgen voor gelijke promotiekansen op een bepaalde leeftijd. De resultaten suggereren dat het effect op de uiteindelijke m/v-verdeling in d10 sterk verschilt naargelang leeftijd. Verschillen in promotiekansen hebben een grote invloed bij 26-29-jarigen en opnieuw bij de 38-jarigen. De oorzaak hiervoor moet wellicht gezocht worden in het belang van deze leeftijdsfasen voor de transitie naar deeltijds werk (voor de 26-29-jarige vrouwen) en voor de doorstroom naar de hoge decielen d9 en d10 (voor de 38-jarigen).

**Figuur 3.7:** *Effect van gelijke promotiekansen op het aandeel vrouwen in d10, naar leeftijd*



Concluderend kunnen we stellen dat een evenwichtige verdeling niet louter een kwestie is van gelijke toegang tot de top, maar ook van doorstroom in de hogere niveaus van de hiërarchie en van de transitie naar deeltijds werk. De analyse van de effecten naar leeftijd suggereren dat de effecten van een gelijkheidsbeleid sterk kunnen verschillen naargelang de leeftijd van de beoogde doelgroep. Voor de ontwikkeling van

een gericht gelijkheidsbeleid (bvb. ter bestrijding van de loonkloof) kan een doorstroommodel zoals datgene dat hier werd voorgesteld, nuttig zijn teneinde ook rekening te houden met eventuele doorstroom-effecten.

### 3.7. De invloed van het glazen plafond op de loonkloof

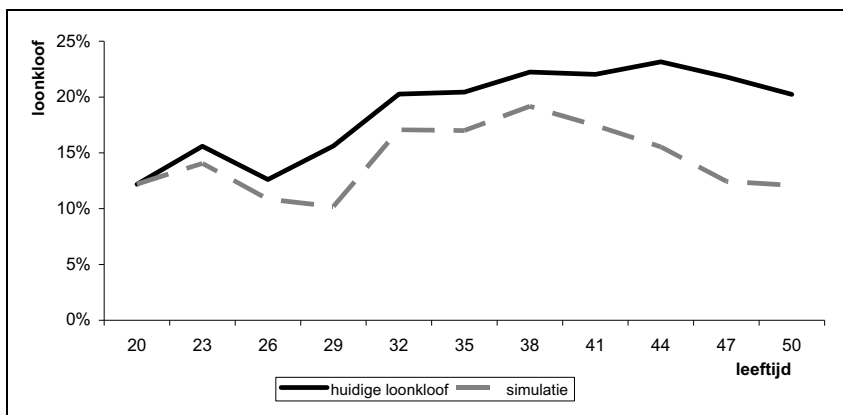
Tot slot gaan we op zoek naar de bijdrage van het glazen plafond aan de loonkloof. Hoger werd reeds gesteld dat het glazen plafond op de Belgische arbeidsmarkt een realiteit is, maar daarmee is niets gezegd over de bijdrage van het glazen plafond aan de loonkloof. Het is immers mogelijk dat de loonkloof amper beïnvloed wordt door het glazen plafond, onder meer omdat relatief weinig vrouwen geconfronteerd worden met deze vorm van discriminatie. Andere factoren die de loonkloof bepalen en die betrekking hebben op veel meer vrouwen zijn *sticky floors*, de overstap naar deeltijds werk en de uitstroom uit de arbeidsmarkt.

Om de invloed van het glazen plafond te kwantificeren, maken we gebruik van het doorstroommodel uit de vorige paragraaf waarbij de promotiekansen geschat worden voor mannen en vrouwen in verschillende leeftijdscategorieën. Op die manier wordt de doorstroom van mensen doorheen hun carrière in kaart gebracht naarmate ze ouder worden. Omdat het aantal waarnemingen in de leeftijdscategorieën ouder dan 50 jaar te klein is voor het schatten van dit type promotiekansen, wordt de analyse beperkt tot respondenten tussen 20 en 50 jaar ( $N=16,398$  *person years*). In de analyse worden de reële netto maandlonen betrokken van voltijdse en deeltijdse werknemers uit de PSBH in de periode 1992-2002. Het model beschrijft de verdeling van mannen en vrouwen over de verschillende loonniveaus, zodat ook de netto maandloonkloof (van voltijdse en deeltijdse werknemers samen) gesimuleerd wordt. Vervolgens kunnen de parameters van het model gewijzigd worden om de impact ervan op de loonkloof te onderzoeken.

We stellen ons hier de vraag hoe de loonkloof eruit zou zien indien er geen glazen plafond zou zijn, indien vrouwen en mannen dezelfde promotiekansen zouden hebben naar de hoogste loonniveaus (de netto maandloondecielen d9 en d10). We kiezen voor d9 én d10 omdat de

analyse van het glazen plafond in België (zie p. xxxxx) aangeeft dat de belemmeringen voor vrouwen zich vooral in die hoogste niveaus bevinden. In de simulatie krijgen zowel vrouwen als mannen nieuwe promotiekansen toegewezen die gelijk zijn aan het populatiegemiddelde van de groep vrouwen en mannen samen. We geven vrouwen en mannen dus gelijke promotiekansen naar d9 en d10, waardoor er meer vrouwen doorstromen maar minder mannen (wat economisch realistisch is indien we het aantal jobs op een bepaald hiërarchisch niveau als vast veronderstellen). In grafiek 3.8 wordt de werkelijke loonkloof naar leeftijd vergeleken met de gesimuleerde loonkloof in afwezigheid van het glazen plafond.

**Figuur 3.8:** *Simulatie van de netto maandloonkloof naar leeftijd bij gelijke promotiekansen naar de loondecielen d9 en d10 (PSBH 1992-2002)*



Het effect van het glazen plafond blijkt groter bij de oudste respondenten in de analyse. Dat is logisch aangezien topfuncties sterk samenhangen met leeftijd. Indien mannelijke en vrouwelijke twintigers zelfde promotiekansen krijgen naar de top, dan is het effect daarvan op de loonkloof eerder beperkt. De gemiddelde loonkloof daalt in de simulatie van 20,8 procent naar 15,9 procent. De impact van het glazen plafond is dus belangrijk. Maar tegelijk moeten we concluderen dat in de afwezigheid van een glazen plafond, de loonkloof voor driekwart blijft bestaan. De aandacht enkel richten op het glazen plafond zou dus niet volstaan om de loonkloof dicht te rijden. Daartoe zou er ook aandacht moeten gaan naar de kansen op loonpromotie vanuit de lagere decielen

(*sticky floors*) en naar de hogere uitstroom van vrouwen uit de arbeidsmarkt.

### 3.8. Conclusie

We bevestigden het bestaan van de loonkloof in België en we toonden aan dat voorzichtigheid geboden is bij de interpretatie ervan naargelang de gehanteerde loondefinitie en de onderzoekseenheden waarvoor de loonkloof berekend wordt. Wat het glazen plafond betreft, benadrukten we het belang van het betrekken van promotiekansen in de analyse. Nogal wat studies spreken van een glazen plafond, louter op basis van het beperkte aantal vrouwen in topfuncties. Dit is in het beste geval weinig verhelderend aangezien zeer verschillende mechanismen (dus niet alleen ongelijke promotiekansen) aanleiding kunnen geven tot een dergelijke verticale segregatie van mannen en vrouwen. Wij definieerden het glazen plafond echter als de verzameling van de belemmeringen die vrouwen in de hogere hiërarchische niveaus onder vinden, die ervoor zorgen dat hun promotiekansen lager zijn dan kan worden verwacht op basis van de objectieve kenmerken van die vrouwen. Daarbij onderscheiden we het glazen plafond meteen ook van een situatie van *sticky floors*, waarbij de belemmeringen zich vooral op de lagere carrièreniveaus bevinden. In hoofdstuk 4 onderzoeken we of er op de Belgische arbeidsmarkt sprake is van een glazen plafond of van *sticky floors*.

Vervolgens werd er onderzocht wat de kenmerken zijn van vrouwen die deze belemmeringen weten te overwinnen en doorstromen naar hoge functies. Ze bleken van andere werkende vrouwen te verschillen wat betreft opleidingsniveau, leeftijd, attitudes, poetshulp en voltijds/deeltijds werk.

Aan de hand van een Markov-analyse toonden we aan dat de transitie van vrouwen naar deeltijds werk het beperkte aantal vrouwen aan de top niet verklaart. Het feit dat vrouwen vaker overstappen naar deeltijds werk heeft ook een (beperkte) invloed op de loonkloof voor voltijders omdat deeltijders die opnieuw voltijds gaan werken vooral in de lagere carrièreniveaus terechtkomen. Uit een model dat de doorstroom van vrouwen en mannen doorheen hun carrière in kaart brengt, bleek dat voor een gelijke toegang tot de top (of gelijke promotiekansen naar



de hoogste loondecielen) ook een betere doorstroom naar de subtop vereist is. Er werd ook aangetoond dat de doorstroom onderaan de hiërarchie niet verantwoordelijk is voor de ongelijkheid van de top. Tot slot werd de invloed geschat van het glazen plafond op de loonkloof. We schatten dat de netto maandloonkloof (voor voltijdse en deeltijdse werknemers) met een kwart zou dalen in afwezigheid van het glazen plafond.

De nadruk in deze studie lag op de doorstroom van vrouwen naar de top. We toonden daarbij de mogelijkheden en het belang aan van het betrekken van longitudinale data en promotiekansen in analyses van de loonkloof en het glazen plafond. In dit hoofdstuk werden het glazen plafond en de promotiekansen voornamelijk gedefinieerd in termen van lonen (naast het functieniveau). De carrièrekloof tussen mannen en vrouwen kent echter heel wat andere dimensies: verschillen in autoriteit, extralegale voordelen, flexibele verloning, de mate van autonomie in de job, beroepsprestige, etc. Vanaf hoofdstuk 5 zal de focus verlegd worden van de loonkloof en het glazen plafond naar een 'meerdimensionale carrièrekloof' waarin ook deze andere dimensies in rekening worden gebracht. Verder zal ook de precieze invloed van de differentieële uitstroom op de loonkloof gekwantificeerd worden in hoofdstuk 6. Enkel door zowel doorstroom als uitstroom te onderzoeken, en dit op alle niveaus van de arbeidshiërarchie, kunnen we een volledig beeld krijgen van de mogelijkheden en moeilijkheden van vrouwen op de arbeidsmarkt.



## Hoofdstuk 4 **B**ELEMMERINGEN BIJ DE PROMOTIES VAN **B**ELGISCHE VROUWEN

### 4.1. Inleiding en theoretisch kader

De meest voor de hand liggende verklaring voor de verticale segregatie tussen vrouwen en mannen is dat vrouwen minder snel promotie maken naar hogere carrièreniveaus. In dit hoofdstuk gaan we na of dat het geval is en of er meer bepaald een glazen plafond bestaat. In paragraaf 3.3. (pagina 19) gingen we al uitgebreid in op de vraag hoe een glazen plafond kan worden vastgesteld. We toonden daarbij aan dat het noodzakelijk is om promotiekansen te analyseren (dus longitudinale data zijn noodzakelijk) en om bij het vergelijken van die promotiekansen van mannen en vrouwen rekening te houden met mogelijke verschillen in persoonlijke kenmerken (zoals ervaring). Bovendien introduceerden we een typologie van carrièrebelemmeringen: een glazen plafond is een situatie waarbij de belangrijkste belemmeringen zich in de hoogste carrièreniveaus bevinden. Een situatie waarbij de belangrijkste belemmeringen zich onderaan bevinden, omschrijven we als *sticky floors*. Rekening houdend met deze theoretische uitgangspunten, ontwikkelen we in paragraaf 4.2. (pagina 45) een nieuwe maat voor de carrièrebelemmeringen die vrouwen mogelijk ondervinden. In paragraaf 4.3. (pagina 48) passen we deze maat toe op loongegevens uit de PSBH en gaan we na of er in België een glazen plafond bestaat. In paragraaf 4.4. (pagina 54) gaan we na of vrouwen die geconfronteerd worden met grote belemmeringen bij promoties, ook sneller uitstromen uit de werkende bevolking. Paragraaf 4.5. (pagina 57) herneemt de voornaamste conclusies.

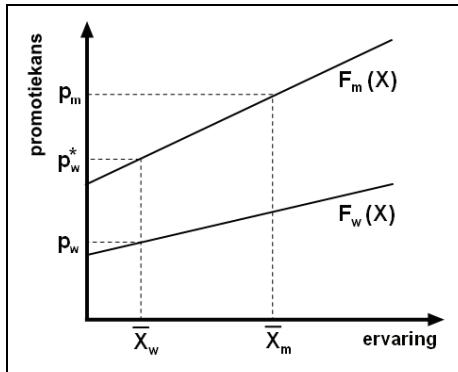
### 4.2. Een maat voor carrièrebelemmeringen

Noem  $p_w(H)$  de promotiekans voor vrouwen (de index  $w$  verwijst naar *women*) vanuit het hiërarchisch niveau  $H$ , noem  $p_m(H)$  de promotiekans voor mannen en  $p_w(H)$  de promotiekans die vrouwen eigenlijk verdienen op basis van hun objectieve persoonskenmerken.  $p_w(H)$  is de promotiekans voor vrouwen in afwezigheid van carrièrediscriminatie.

Naar analogie met de techniek van de loonkloofdecompositie door Oaxaca (1973) en Blinder (1973) definiëren we  $p_w(H)$  als de promotiekans die mannen zouden hebben, indien ze over de objectieve persoonskenmerken van vrouwen zouden beschikken. Of anders gezegd: het is de promotiekans die vrouwen zouden hebben, indien hun kwaliteiten op dezelfde manier zouden worden vergoed als bij mannen.

In grafiek 4.1 wordt  $p_w^*(H)$  verduidelijkt aan de hand van een eenvoudig voorbeeld waarin de promotiekans enkel afhankelijk wordt verondersteld van de ervaring van de betrokken werknemer (de veranderlijke  $X$ ).  $\bar{X}_w$  en  $\bar{X}_m$  zijn de gemiddelde ervaringsniveaus van vrouwen en mannen. We veronderstellen dat vrouwen minder ervaring hebben dan mannen. De functies  $F_w(X)$  en  $F_m(X)$  geven voor een bepaald hiërarchisch niveau de promotiekansen van vrouwen en mannen in functie van het ervaringsniveau.

**Figuur 4.1:** *De promotiekans die voor vrouwen verwacht kan worden op basis van hun objectieve kenmerken*



Voor dit voorbeeld is  $p_w^*(H)$  de promotiekans die mannen zouden hebben indien ze het ervaringsniveau hadden van vrouwen. Of nog: het is de promotiekans waar vrouwen recht op hebben, op grond van hun objectieve kenmerken.

Het verschil in de promotiekansen tussen mannen en vrouwen vanuit niveau  $H$  kan nu 'gedecomposeerd' worden in twee delen. Eén deel dat te

wijten is aan verschillen in objectieve kenmerken tussen mannen en vrouwen (de index  $c$  staat voor *characteristics* of kenmerken):

$$\Delta p_c(H) = p_m(H) - p_w^*(H)$$

en een ander deel dat te wijten is aan het feit dat vrouwen vrouwen zijn (de index  $w$  verwijst naar *women*):

$$\Delta p_w(H) = p_w^*(H) - p_w(H)$$

Daarbij geldt:

$$\Delta p_c(H) + \Delta p_w(H) = p_m(H) - p_w(H) = \Delta p(H)$$

Voor elk hiërarchisch niveau  $H$  wordt een model geschat voor de promotiekans van vrouwen en mannen in functie van de  $n$  geobserveerde persoonskenmerken  $X_i^H$  (*discrete time event history analyse*):

$$\mathbf{logit}(p_m(H)) = \beta_0^{m,H} + \sum_{i=1}^n \beta_i^{m,H} X_i^{m,H} + \varepsilon^{m,H}$$

$$\mathbf{logit}(p_w(H)) = \beta_0^{w,H} + \sum_{i=1}^n \beta_i^{w,H} X_i^{w,H} + \varepsilon^{w,H}$$

met  $\varepsilon^H$  de foutterm in het model. Vanwege de logit-functies kan de decompositie niet gebeuren via de gemiddelden  $\bar{X}_i^H$  – wat Lewis (1986) doet – zoals in de standaard Oaxaca-Blinder decompositie van loonverschillen. Passen we de Oaxaca-Blinder decompositie voor logit-functies (Fairlie 2005) toe, dan krijgen we:

$$p_w^*(H) = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \mathbf{Z} \left( \beta_0^{m,H} + \sum_{i=1}^n \beta_i^{m,H} X_{i,j}^{w,H} \right)$$

met  $\mathbf{Z}$  de inverse van de logit-functie en  $N$  het aantal waarnemingen.

We definiëren dan de Belemmeringsratio  $\mathbf{O}(H)$  op het hiërarchische niveau  $H$  als ( $\mathbf{O}$  verwijst naar *Obstacle ratio*):

$$\mathbf{O}(H) = \frac{p_w^*(H)}{p_w(H)}$$

De Belemmeringsratio  $\mathbf{O}(H)$  is een maat voor de afwijking tussen de promotiekans waar vrouwen eigenlijk recht op hebben en hun werkelijke promotiekans. Hoe groter  $\mathbf{O}(H)$  hoe groter de belemmering. Bovendien kan de Belemmeringsratio  $\mathbf{O}(H)$  op een duidelijke manier geïnterpreteerd worden: is  $\mathbf{O}(H) = 2$  dan hebben vrouwen het dubbel zo moeilijk om promotie te maken dan mannen met identieke kwaliteiten. Is  $\mathbf{O}(H) = 1$ , dan is er geen belemmering en hebben vrouwen de promotiekans die ze op basis van hun objectieve persoonskenmerken verdienen. Is  $\mathbf{O}(H) < 1$ , dan maken vrouwen meer promotie dan kan worden verwacht op basis van hun kenmerken. In het limietgeval waarbij we de metafoor van het glazen plafond letterlijk nemen – als een ondoordringbaar plafond waar vrouwen onmogelijk voorbij geraken – zal  $p_w(H)$  naderen naar 0 waardoor de Belemmeringsratio  $\mathbf{O}(H) = \infty$ , wat een zinvol resultaat is.

### 4.3. Discriminatie bij promoties in België

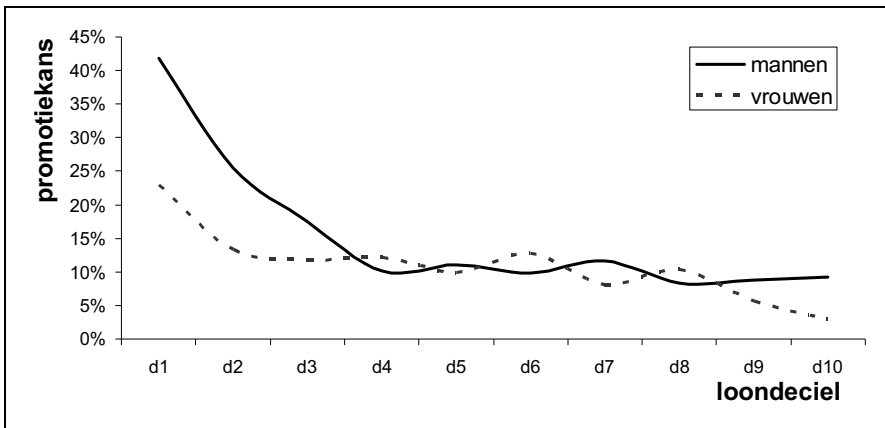
#### 4.3.1. Data en variabelen

Vervolgens passen we deze maat voor carrièrebelemmeringen toe om het bestaan van een glazen plafond te evalueren in België. In navolging van Maume (1999b) en Cotter e.a. (2001) drukken we de positie in de arbeidshiërarchie in deze analyse uit in termen van het loonniveau. Loondata zijn algemeen beschikbaar, ze laten toe om het bestaan van carrièrebelemmeringen te onderzoeken in de economie in zijn totaliteit, eerder dan in een specifieke organisatie, en ze kunnen eenvoudig verdeeld worden in hiërarchische categorieën. Hoewel lonen niet alle dimensies van arbeidsopbrengsten weerspiegelen, correleren ze wel sterk met sommige daarvan (zoals autoriteit en prestige).

In deze studie worden de loongegevens gebruikt van werknemers in de leeftijdscategorie 20-59 jaar uit de laatste negen golven van de PSBH (1994-2002). Bruto uurlonen werden berekend en gedesindexeerd volgens het indexcijfer der consumptieprijzen. Zoals in eerder onderzoek naar loonpromoties (Maume 1999b), definiëren we een promotie als een toename van het reële loon met 15 procent of meer over een periode van één jaar. Een alternatieve drempel van 5 procent werd eveneens onderzocht. De resultaten daarvan waren gelijkaardig aan diegenen die hier gepresenteerd worden. In tegenstelling tot de analyse van Baxter

en Wright (2000) waar enkel rekening wordt gehouden met promoties tussen opeenvolgende hiërarchische niveaus, sluit onze definitie ook grotere loonpromoties in waar niveaus worden overgeslagen. Een toename van het loon met minder dan 15 procent en overgangen naar een status van werkloosheid, inactiviteit, ziekte of pensioen, werden beschouwd als niet-promoties. We nemen werknemers die de werkende bevolking verlaten op in de risicoset aangezien de promotiekansen van vrouwen anders overschat zouden worden en er op die manier een *bias* zou ontstaan (Ferree & Purkayastha 2000). Om de promotiekansen op verschillende hiërarchische niveaus te kunnen vergelijken, werden de respondenten volgens hun uurloon verdeeld in tien gelijke groepen (decielen). Promotiekansen van mannen en vrouwen naar carrièreniveau (loonpromoties per loondecieel; PSBH 1994-2001) vergelijkt de promotiekansen  $p_m(H)$  en  $p_w(H)$  van mannen en vrouwen in elk van de loondecielen.

**Figuur 4.2:** *Promotiekansen van mannen en vrouwen naar carrièreniveau (loonpromoties per loondecieel; PSBH 1994-2001)*



Mannen hebben vooral hogere promotiekansen in de onderste decielen en in het hoogste decieel d10. Een gedeelte van deze verschillen in promotiekansen kan echter te wijten zijn aan verschillen in objectieve kenmerken. De persoonlijke kenmerken die we als verklarende variabelen opnemen in onze analyse zijn leeftijd, ervaring, opleidingsniveau, *commitment* en het aantal overuren. De *ervaring* wordt gemeten als het aantal jaar potentiële werkervaring sinds het betreden van de arbeids-

markt. De feitelijke ervaring bij vrouwen ligt echter gemiddeld lager dan die bij mannen met dezelfde potentiële werkervaring omdat vrouwen hun carrière vaker onderbreken. Deze niet-geobserveerde variabele kan verantwoordelijk zijn voor een deel van het verschil in promotiekansen en op die manier leiden tot een overschatting van  $\Delta p_w(H)$ . In overeenstemming met de conclusie van Mincer (1958) dat opbrengsten een concave functie zijn van ervaring, werd een kwadratische term voor ervaring toegevoegd aan het model. De variabele *opleidingsniveau* is een dummy die aangeeft of de respondent beschikt over een diploma hoger onderwijs. De dummyvariabele *commitment* geeft aan of respondenten zeggen dat ze zouden blijven werken indien de financiële noodzaak daartoe niet langer aanwezig zou zijn. Deze variabele wordt dus gemeten op dezelfde manier als voorgesteld door de preferentietheoretici (Hakim 1991), voor wie *commitment* een centrale rol speelt in de verklaring van de carrièrekloof tussen vrouwen en mannen. In navolging van Booth, Francesconi en Frank (2003) voegen we het aantal *overuren* toe als een *proxy* voor inzet. Het aantal overuren wordt gedefinieerd als het verschil tussen het werkelijke aantal uren dat respondenten aangeven te werken per week en het aantal uren zoals vermeld in het arbeidscontract. We voegen deze *proxies* voor *commitment* en inzet toe, omdat deze verband houden met enkele belangrijke negatieve stereotypen over vrouwen die geïdentificeerd werden door de *U.S. Federal Glass Ceiling Commission* (1995). Hoewel we betwijfelen dat deze variabelen een onafhankelijke rol spelen, geloven we dat de resultaten van deze analyse overtuigender worden door ze toch op te nemen. Tabel 4.5 geeft een overzicht van de gemiddelde waarden van de controlevariabelen op elk hiërarchisch niveau ( $N=4,933$  *person years*).



**Tabel 4.1:** *Gemiddelden van de controlevariabelen voor carrièremobiliteit (PSBH 1994-2001)*

		d1	d2	d3	d4	d5	d6	d7	d8	d9	d10	Total
<b>Leeftijd</b>	m	34	37	37	39	38	40	40	41	43	44	40
	v	35	36	35	35	35	36	38	41	41	42	37
<b>Ervaring</b>	m	15	18	19	21	18	20	20	21	22	22	20
	v	16	15	15	15	14	14	17	19	20	20	16
<b>Opleidingsniveau</b>	m	.12	.15	.11	.15	.23	.27	.31	.40	.60	.79	.36
	v	.13	.19	.26	.45	.57	.66	.63	.64	.74	.73	.45
<b>Commitment</b>	m	.24	.17	.17	.14	.17	.11	.15	.17	.22	.39	.20
	v	.11	.07	.05	.11	.10	.12	.10	.12	.11	.19	.10
<b>Overuren</b>	m	3.2	2.2	2.6	3.1	2.8	2.9	3.8	3.8	4.5	8.0	4.0
	v	0.4	0.8	0.9	1.4	1.8	1.9	1.9	2.5	3.2	5.3	1.6
<b>N person years</b>	m	130	225	295	301	290	243	296	329	361	434	2,905
	v	314	258	223	212	185	219	211	180	151	74	2,028

Werkende mannen beschikken gemiddeld over meer potentiële werkervaring dan werkende vrouwen, wat grotendeels een gevolg is van het feit dat vrouwen sneller uitstromen uit de werkende bevolking en minder snel (terug) instromen (in hoofdstuk 6 gaan we hier uitgebreider op in). Werkende vrouwen zijn echter gemiddeld hoger opgeleid dan mannen, met bijzonder grote verschillen in het midden van de hiërarchie (bv. in het 6<sup>e</sup> deciel beschikt 66 procent van de vrouwen over een diploma hoger onderwijs tegenover slechts 27 procent van de mannen). Mannen hebben daarentegen een hogere *commitment* ten aanzien van betaald werk en ze doen meer overuren dan vrouwen. *Commitment* en overuren zijn vooral hoog in de hoogste hiërarchische niveaus.

In paragraaf 3.3. (pagina 19) benadrukten we dat het belangrijk is om steeds mogelijke feedback-effecten vanwege de controlevariabelen te expliciteren. In deze analyse is er op dit vlak waakzaamheid geboden bij de rol van de variabelen *ervaring*, *commitment* en *overuren*. Het is immers mogelijk dat vrouwen, juist door het bestaan van een glazen plafond, de arbeidsmarkt sneller gaan verlaten uit ontevredenheid. Daardoor zouden vrouwen gemiddeld over minder werkervaring gaan beschikken, zodat het glazen plafond erdoor verantwoord lijkt. Het zijn Alessio en Andrzejewski (2000) die terecht waarschuwden voor het gevaar om het glazen plafond weg te verklaren door te controleren voor het aantal jaar werkervaring. Gelijkaardige effecten spelen moge-

lijk bij *commitment* en het aantal overuren. Indien er discriminatorische carrièrebelemmeringen zijn op de arbeidsmarkt, dan valt het niet uit te sluiten dat vrouwen als gevolg daarvan minder belang gaan hechten aan betaald werk en minder overuren gaan doen. Kan (2007) toonde aan dat dergelijke attitudes inderdaad veranderen in functie van loopbaan- en levenslooptransities. Door de geobserveerde lagere niveaus voor *commitment* en overuren op te nemen als controlevariabelen bij het vergelijken van de promotiekansen tussen vrouwen en mannen, dreigen we opnieuw belemmeringen weg te verklaren die er in werkelijkheid wel degelijk zijn. Deze mogelijkheid zullen we in overweging nemen bij de interpretatie van de resultaten van de analyse.

### 4.3.2. Resultaten

Tabel 4.2 geeft een overzicht van de schatting voor  $p_w^*(H)$ , de decompositie van het verschil in promotiekansen tussen mannen en vrouwen en de Belemmeringsratio  $O(H)$  op elk hiërarchisch niveau.

**Tabel 4.2:** *Decompositie van het genderverschil in loonpromotiekansen (in %; PSBH 1994-2001)*

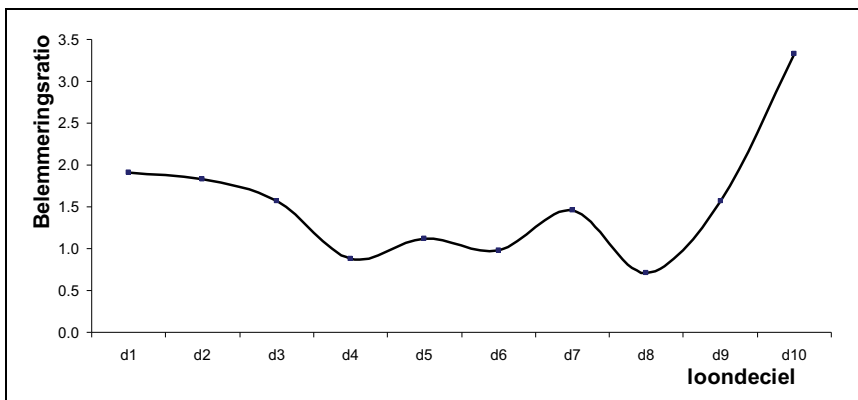
	$p_m(H)$	$p_w(H)$	$p_w^*(H)$	$\Delta p(H)$	$\Delta p_c(H)$	$\Delta p_w(H)$	$O(H)$
<b>d1</b>	41.9	22.9	43.7	19.0 **	-1.8	20.8	1.91
<b>d2</b>	25.6	13.3	24.3	12.3 **	1.3	11.0	1.83
<b>d3</b>	17.5	11.6	18.2	5.9	-0.7	6.6	1.57
<b>d4</b>	10.2	12.0	10.6	-1.8	-0.4	-1.4	0.88
<b>d5</b>	11.0	9.8	10.9	1.2	0.1	1.1	1.11
<b>d6</b>	9.8	12.7	12.4	-2.9	-2.6	-0.3	0.98
<b>d7</b>	11.7	8.0	11.7	3.7	0.0	3.7	1.46
<b>d8</b>	8.4	10.3	7.3	-1.9	1.1	-3.0	0.71
<b>d9</b>	8.7	5.6	8.7	3.1	0.0	3.1	1.55
<b>d10</b>	9.3	2.9	9.7	6.4 **	-0.4	6.8	3.34
<b>Totaal</b>	13.2	12.3	14.0	0.9	-0.8	1.7	1.14

\*\*  $p < 0.01$

De gemiddelde promotiekans van mannen (13.2 procent) is hoger dan die van vrouwen (12.3 procent), maar er zijn belangrijke verschillen naargelang het hiërarchische niveau. In d1, d2 en d10 is het genderverschil in promotiekansen significant ( $p < 0.01$ ). Bijzonder interessant is de

vaststelling dat de gemiddelde promotiekans van vrouwen in afwezigheid van discriminatie (14.0 procent) hoger ligt dan de promotiekans van mannen. Het is dus niet het geval dat een deel van het genderverschil in promotiekansen toegeschreven kan worden aan verschillen in objectieve kenmerken. Zelfs indien we rekening houden met het feit dat vrouwen gemiddeld minder belang hechten aan betaald werk en minder overuren presteren, dan nog verdienen vrouwen in feite hogere promotiekansen dan mannen. De belangrijkste reden hiervoor is het hoge gemiddelde opleidingsniveau van vrouwelijke werknemers. Hierdoor is het 'deel' van het genderverschil in promotiekansen dat niet kan verklaard worden aan de hand van verschillen in objectieve kenmerken ( $\Delta p_w$ ) nog groter dan het totale waargenomen verschil in promotiekansen. Deze vaststelling toont nogmaals het belang aan van het betrekken van persoonlijke kenmerken in studies over discriminatie. Discriminatie kan immers ook bestaan indien de promotiekansen van vrouwen en mannen op het eerste zicht gelijk zijn. Soortgelijke waakzaamheid is geboden bij de interpretatie van de loonkloof: een loonkloof van nul procent impliceert niet noodzakelijk de afwezigheid van discriminatie (hoewel het natuurlijk een belangrijke stap in de goede richting zou zijn).

**Figuur 4.3:** *Belemmeringsratio op verschillende hiërarchische niveaus*



De gemiddelde waarde voor de Belemmeringsratio  $O(H)$  bedraagt 1.14, wat betekent dat vrouwen in feite een promotiekans verdienen die 14 procent hoger ligt dan de promotiekans die ze vandaag krijgen. Opnieuw zijn er belangrijke verschillen naargelang het hiërarchisch

niveau. De verdeling van carrièrebelemmeringen over de hiërarchie is voorgesteld in grafiek 4.3. Het belangrijkste resultaat is de steile piek ter hoogte van deciel d10. De Belemmeringsratio in d10  $O(d10) = 3.34$ . Dat betekent dat het 3 keer moeilijker is voor vrouwen aan de top om promotie te maken dan mannen met identieke kenmerken. De hoge carrièrebelemmeringen in d9 en d10 zijn duidelijke indicaties voor het bestaan van een glazen plafond op de Belgische arbeidsmarkt.

Tussen d1 en d8 vertoont de Belemmeringsratio een neerwaartse trend, met relatief hoge niveaus in d1 en d2 ( $O(H) \approx 2$ ). Deze belemmeringen in het onderste gebied van de hiërarchie zijn indicaties voor het bestaan van *sticky floors*. Hoewel deze belemmeringen minder uitgesproken zijn dan in d10, mag het probleem van de *sticky floors* niet onderschat worden. Het aantal vrouwen dat met deze vorm van discriminatie geconfronteerd wordt, is immers wellicht groter dan bij het glazen plafond (Baxter & Wright 2000). Het fenomeen van de *sticky floors* verdient dan ook een gelijkaardige beleidsaandacht als die voor het glazen plafond.

## 4.4. Carrièrebelemmeringen en de uitstroom van vrouwen

### 4.4.1. Inleiding

In de vorige paragraaf verwezen we al naar een mogelijk feedback-effect van carrièrebelemmeringen op het aantal jaren werkervaring. Het waren Alessio en Andrzejewski (2000) die suggereerden dat vrouwen die geconfronteerd worden met hoge carrièrebelemmeringen de werkende bevolking mogelijk sneller verlaten. Vrouwen beschikken daarvoor over minder werkervaring zodat een onderzoek naar discriminatie waarin gecontroleerd wordt voor ervaring een reël bestaande discriminatie dreigt weg te verklaren. Het mechanisme dat zij voorstellen willen we in deze paragraaf nader onderzoeken: is het zo dat vrouwen die geconfronteerd worden met discriminatorische carrièrebelemmeringen ook sneller uitstromen uit de werkende bevolking? Indien vrouwen discriminatorische belemmeringen ondervinden bij promoties, dan verhoogt de kans dat ze terechtkomen in jobs die niet aangepast zijn aan hun persoonlijke kenmerken. Dergelijke *occupational mismatch* (Jovanovic 1979: 982) leidt mogelijk tot het verlaten van de werksituatie. Stroh e.a. (1996) toonden in dit verband aan dat vrouwelijke mana-

gers die weinig carrièrevooruitzichten hebben, sneller hun organisatie verlaten. Op zich betekent dit echter niet noodzakelijk dat deze vrouwen ook de werkende bevolking verlaten. Velen onder hen gaan ongetwijfeld aan de slag bij een andere organisatie. Maar een studie van Anne Preston (1994) over de carrières van wetenschappers en ingenieurs toonde aan dat het genderverschil in de uitstroom uit organisaties grotendeels verklaard wordt door het verschil in uitstroom uit de arbeidsmarkt. Preston toonde bovendien aan dat vrouwen vaker dan mannen uitstromen omwille van 'andere dan gezinsredenen', wat ze interpreteert als een indicatie dat vrouwen vaker het gevoel hebben niet in de juiste job te werken (mogelijk dus als gevolg van discriminerende belemmeringen).

#### 4.4.2. *Methode en variabelen*

Uitgaande van de modellen voor  $p_w(H)$  en  $p_w^*(H)$  in paragraaf 4.2. (pagina 45) is het mogelijk om de belemmeringen te kwantificeren waarmee een individuele vrouw uit de dataset geconfronteerd wordt. We definiëren de Belemmeringsratio  $\mathbf{O}(H)_j$  van vrouw  $j$  op het hiërarchische niveau  $H$  als:

$$\mathbf{O}(H)_j = \frac{p_{w,j}^*(H)}{p_{w,j}(H)} = \frac{\mathbf{Z} \left( \beta_0^{m,H} + \sum_{i=1}^n \beta_i^{m,H} X_{i,j}^{w,H} \right)}{\mathbf{Z} \left( \beta_0^{w,H} + \sum_{i=1}^n \beta_i^{w,H} X_{i,j}^{w,H} \right)}$$

Daarbij is  $\mathbf{Z}$  de inverse van de logit-functie,  $n$  is het aantal objectieve kenmerken,  $\beta^m$  en  $\beta^w$  zijn de regressiecoëfficiënten van de modellen die geschat werden in § 4.3.2. (pagina 52), en  $X_{i,j}$  is de waarde van variabele  $X_i$  voor vrouw  $j$ . Dus,  $\mathbf{O}(H)_j$  is de verhouding van de promotiekansen die we zouden verwachten bij een man en een vrouw die beiden over de kenmerken beschikken van vrouw  $j$ . Vervolgens stellen we ons de vraag of vrouwen die geconfronteerd worden met discriminatorische carrièrebelemmeringen een hogere kans hebben om de werkende bevolking te verlaten. Het hoogste en het laagste percentiel van Belemmeringsratio's werden beschouwd als extreme waarden en verwijderd uit de risicoset, waardoor er 1,988 *person years* in de analyse betrokken werden. De uitstroomgraad werd geschat aan de hand van

een dummy die de waarde 0 aanneemt voor vrouwen die in de werkende bevolking blijven over een periode van één jaar, en 1 indien haar status veranderd was in werkloosheid, ziekte, huishoudelijk werk of pensioen. Door de mediane waarde van de Belemmeringsratio ( $\pm 1.5$ ) als drempel te kiezen, verdelen we vrouwen in twee groepen: vrouwen die geconfronteerd worden met grote belemmeringen en vrouwen die geconfronteerd worden met kleine (of geen) belemmeringen. Er blijkt een aanzienlijk verschil in uitstroomgraad tussen deze twee groepen te bestaan: de kans om uit te stromen bij vrouwen die grote carrièrebelemmeringen ondervinden (8.1 procent) is meer dan dubbel zo groot als de kans om uit te stromen bij de andere groep (3.5 procent).

#### 4.4.3. Resultaten

Vervolgens testen we of de mate van carrièrebelemmeringen ook een significante invloed uitoefent op de kans om uit te stromen, na controle voor leeftijd en loon. Omdat we vermoeden dat de uitstroom uit de werkende bevolking het grootst is op jongere leeftijd (omwille van familiale redenen en de hoge kans op werkloosheid bij jongeren) en op oudere leeftijd (pensioen), werd een kwadratische leeftijdsterm toegevoegd aan het model. Het loonniveau werd opgenomen als controlevariabele omdat het de opportuiniteitskost weerspiegelt van het verlaten van de werkende bevolking. tabel 4.3 vat de resultaten samen van een *discrete time event history analyse* van de uitstroomkans.

**Tabel 4.3:** *Carrièrebelemmeringen en de uitstroomkans van Belgische vrouwen uit de werkende bevolking (EHA; PSBH 1994-2001)*

Variabelen	B <sub>n</sub>
leeftijd	- 0.226 **
leeftijd <sup>2</sup>	0.003 **
Ln(loon)	- 1.888 **
Ln(Belemmeringsratio)	0.347 *
Constant	14.825 **
N events	116
N person years	1,988

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$

Alle coëfficiënten hebben de verwachte toestandstekens. De positieve coëfficiënt bij *leeftijd*<sup>2</sup>, wijst inderdaad op een dalparabolische relatie

tussen de leeftijd en de uitstroomkans (met een minimum op de leeftijd van 35 jaar). De coëfficiënt van de loonvariabele is negatief. Dat betekent dat vrouwen met een hoog loon minder kans hebben om de werkende bevolking te verlaten, wat in overeenstemming is met de visie waarin het loon wordt gezien als de opportuniteitskost van een uitstroombeslissing. Het effect van de Belemmeringsratio op de uitstroomkans is significant ( $p < 0.05$ ): vrouwen die geconfronteerd worden met discriminatorische belemmeringen in hun carrière, stromen sneller uit.

## 4.5. Conclusie

We definieerden het glazen plafond als het geheel van belemmeringen die vrouwen ondervinden in de hoogste carrièreniveaus, belemmeringen die ervoor zorgen dat hun promotiekansen lager zijn dan de promotiekansen die ze op grond van hun objectieve kenmerken verdienen. Uitgaande van deze definitie introduceerden we de Belemmeringsratio  $O(H)$  als een nieuwe maat voor carrièrebemmeringen die vrouwen ondervinden op een hiërarchisch niveau  $H$ . De Belemmeringsratio kan zinvol geïnterpreteerd worden en gebruikt worden bij de evaluatie van het bestaan van glazen plafonds en *sticky floors*. Hoewel deze maat hier ontwikkeld werd met betrekking tot vrouwen op macro-niveau, is ze eveneens toepasbaar op andere niveaus (bijvoorbeeld op organisatieniveau) en voor andere vormen van discriminatie op de arbeidsmarkt (bijvoorbeeld tegen etnische minderheden).

Door het toepassen van deze methode, toonden we het bestaan aan van discriminatorische carrièrebemmeringen bij de loonpromoties van Belgische vrouwen. Zelfs na controle voor genderverschillen in commitment en inzet, bleven de promotiekansen van vrouwen lager dan kon worden verwacht op basis van hun objectieve individuele kenmerken. Dit duidt op het bestaan van een suboptimale allocatie van de arbeidskrachten in de Belgische economie. De belemmeringen waren het grootst in de hoogste carrièreniveaus, wat een indicatie is voor het bestaan van een glazen plafond. De promotiekansen van Belgische vrouwen op het hoogste niveau van de loonhiërarchie zijn meer dan 3 maal kleiner dan die van mannen met identieke kenmerken. Er bestaan echter ook belangrijke belemmeringen in de laagste hiërarchische niveaus. Dit geeft aan dat *sticky floors*, een fenomeen dat vaak over het

hoofd gezien wordt, ook bijdraagt tot de verticale segregatie tussen vrouwen en mannen. Deze resultaten tonen aan dat zowel een glazen plafond als *sticky floors* gelijktijdig aanwezig kunnen zijn in een arbeidsmarkt. We toonden eveneens aan dat discriminatorische carrièrebelemmeringen een significante invloed hebben op de beslissing van vrouwen om de werkende bevolking te verlaten. De uitstroombgraad van vrouwen die grote carrièrebelemmeringen ondervinden is meer dan dubbel zo groot als die van vrouwen die weinig of geen carrièrebelemmeringen ondervinden. Organisaties die hun talent 'aan boord' wensen te houden, hebben er dus alle belang bij om ook vrouwen de promoties te bieden die ze verdienen. De uitstroom van vrouwen is echter niet enkel een gevolg van de verticale segregatie van vrouwen en mannen, ze is er ten dele ook de oorzaak van omdat vooral oudere werknemers hoge functies uitoefenen. We bespreken de relatie tussen de uitstroom van vrouwen uit de werkende bevolking en de verticale segregatie van mannen en vrouwen uitgebreider in hoofdstuk 6.

Zoals in de meeste studies, werd discriminatie hier in essentie gemeten als een residu na controle voor persoonlijke kenmerken. De tekortkomingen van deze benadering – zoals vertekening door feedback-effecten vanwege discriminatie – zijn dus ook hier van toepassing. Verder onderzoek zou zich ook moeten richten op het betrekken van mogelijk relevante kenmerken waarvoor in deze analyse niet werd gecontroleerd en op het uitbreiden van de carrièreschaal met andere dimensies (functie, autoriteit, etc) dan loon.



## Hoofdstuk 5 VAN LOONKLOOF NAAR CARRIÈREKLOOF

### 5.1. Inleiding

In hoofdstuk 3 en hoofdstuk 4 was het onderzoek naar de carrièrekloof beperkt tot een studie naar de loonkloof: in de analyses werd het loon gebruikt als afhankelijke variabele. Maar aan carrières zijn nog andere dimensies verbonden dan het loon. Daarom zal de loonvariabele in deze fase van het onderzoek aangevuld worden met enkele nieuwe aspecten zodat er een vollediger beeld van carrière en carrièrevoortgang gecreëerd wordt. De nieuwe aspecten die bestudeerd zullen worden zijn functie, autoriteit en extra vergoedingen. Binnen deze carrièreaspecten bestaan er, net als bij het loon, verschillen tussen vrouwen en mannen. In de volgende paragraaf geven we een kort literatuuroverzicht van deze bijkomende carrièreaspecten en een beschrijvende analyse van de corresponderende variabelen in de PSBH. Vervolgens wordt de carrièrekloof in kaart gebracht, de doorstroom doorheen deze meerdimensionale carrières wordt onderzocht en ten slotte gaan we op zoek naar de verklarende variabelen voor functiepromoties en autoriteitspromoties.

### 5.2. Carrière-aspecten

#### 5.2.1. *Autoriteit*

Uit kwalitatief onderzoek (Sturges 1999) blijkt dat managers carrière-succes niet louter aan de hand van materiële criteria zoals loon evalueren, maar ook aan de hand van immateriële criteria zoals invloed of macht. In kwantitatief onderzoek rond carrièrevoortgang of *upward career mobility* worden promoties niet enkel gedefinieerd als loonpromoties maar onder meer ook als een toename in de mate van autoriteit die er uitgeoefend wordt in de job (o.a. Hachen 1990; Rosenfeld e.a. 1998).

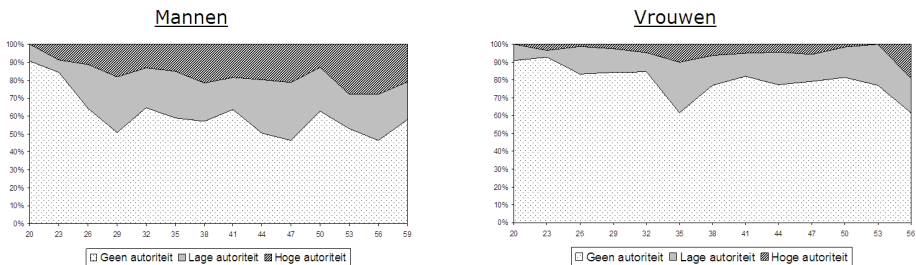
De PSBH-vragenlijst bevat vanaf de derde golf twee vragen die naar autoriteit verwijzen:

1. 'Heeft u in uw bedrijf of organisatie supervisie over of coördineert u het werk van ander personeel?'
2. 'Heeft u enige invloed op het salaris of de promotie van andere personeelsleden?'

De tweede vraag werd enkel voorgelegd aan respondenten die bevestigend antwoordden op de eerste vraag (respondenten zonder supervisie hebben dus ook geen invloed op het salaris of de promotie van andere personeelsleden). Naar het voorbeeld van Hachen (1990) onderscheiden we aan de hand van deze vragen drie groepen respondenten: (1) personen die noch supervisie, noch invloed hebben (we duiden deze groep aan met '*geen autoriteit*'), (2) personen die wel supervisie maar geen invloed hebben ('*lage autoriteit*'), en (3) personen die zowel supervisie als invloed hebben ('*hoge autoriteit*').

In grafiek 5.1 wordt de verdeling van mannen en vrouwen over deze categorieën weergegeven naar leeftijd. Zoals verwacht is de proportie respondenten met autoriteit (de categorieën '*hoge autoriteit*' en '*lage autoriteit*' samen) groter bij mannen dan bij vrouwen. In de laatste golf van de PSBH (2002) beschikken 4 op 10 mannen (41.2 procent) en slechts 2 op 10 (21.1 procent) vrouwen over autoriteit. Bovendien neemt de proportie werknemers met autoriteit bij mannen sterk toe doorheen de loopbaan, terwijl het bij vrouwen redelijk constant blijft.

**Figuur 5.1:** *Evolutie autoriteit naar leeftijd*  
(N=999 mannen en 922 vrouwen; PSBH 2002)



### 5.2.2. *Functie*

Een alternatieve manier om hiërarchische niveaus binnen een carrière te onderscheiden is aan de hand van het functieniveau. Vaak worden hiervoor internationale standaardhiërarchieën van functies gebruikt, zoals ISEI (International Socio Economic Index) of SIOPS (Standard International Occupational Prestige Scores) (bvb.in Hultin 2003; Verbaakel & De Graaf 2008). Een stijging op één van deze schalen wordt dan beschouwd als een promotie. Helaas is het onmogelijk om de ISCO-scores (International Standard Classification of Occupations) in de PSBH te hercoderen naar deze schalen, omdat de PSBH enkel de eerste twee cijfers van de officiële ISCO-codes weergeeft.

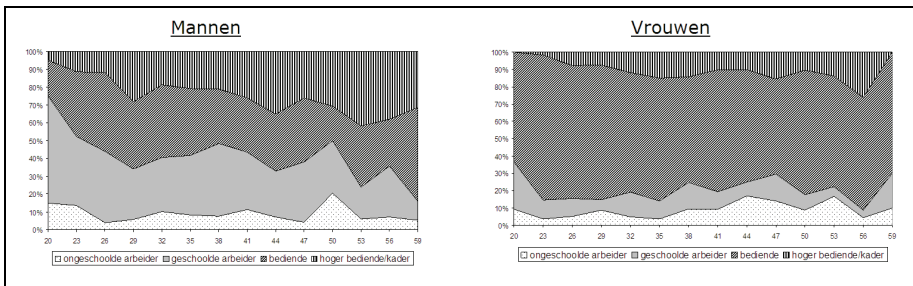
Promoties kunnen ook gedefinieerd worden als een transitie van een lagere naar een hogere functie. Zo beschouwt Rosenbaum (1979) in zijn onderzoek naar carrièremobiliteit elke beweging van een lager niveau naar het managementniveau als een promotie. Een methode om functies op macroniveau te ordenen, bestaat erin om brede beroepscategorieën te ordenen op basis van de onderliggende loonniveaus (Blau en Duncan 1967; Lazear 1992). Met de PSBH-data kunnen we promoties gelijkaardig definiëren aan de hand van de variabele 'socio-professionele categorie' (ongeschoold arbeider, geschoold arbeider, bediende, hoger bediende/kader). Hoewel ook deze categorieën niet hiërarchisch zijn (arbeiders zijn intrinsiek niet lager gerangschikt dan bedienden), kunnen we ze toch ordenen aan de hand van de onderliggende loon- en autoriteitsniveaus. Uit tabel 5.1 blijkt immers dat arbeiders lagere lonen hebben en minder vaak over autoriteit beschikken dan lager bedienden. Hoger bedienden/kaderleden beschikken over nog hogere lonen en maken nog vaker kans op een autoriteitspositie (lage of hoge autoriteit). Een transitie van een 'lagere' functie naar een 'hogere' functie kan in dit geval beschouwd worden als een (functie)promotie.

**Tabel 5.1:** *Loon en autoriteit naar functie*  
(*mediane brutolonen; PSBH 2002*)

	Mediaan bruto- uurloon (in €)		Kans op jobautoriteit	
	(in €)	N	(in %)	N
Ongeschoolde arbeider	10.4	71	13	165
Geschoolde arbeider	11.2	197	24	411
Bediende	13.6	472	25	798
Hoger bediende/kader	22.1	224	75	319

Grafiek 5.2 toont aan dat mannen oververtegenwoordigd zijn bij de hoger bedienden en kaderleden. In 2002 bevonden meer dan één op 4 mannen (25.9 procent) zich in de hoogste categorie, tegenover slechts één op 10 vrouwen (11.2 procent). Het aandeel hoger bedienden en kaderleden neemt bij mannen sterk toe met de leeftijd terwijl het bij vrouwen veel trager toeneemt. Het aandeel bedienden is bij vrouwen (69 procent) dubbel zo groot als dat bij mannen (32.9 procent) terwijl de proportie geschoolde arbeiders bij de mannen (32 procent) drie maal zo hoog is als bij vrouwen (10.9 procent). De proportie ongeschoolde arbeiders is ongeveer gelijk bij mannen (9.2 procent) en vrouwen (9 procent) maar is bij mannen vooral geconcentreerd op jonge leeftijd terwijl dit bij vrouwen het geval is op oudere leeftijd.

**Figuur 5.2:** *Evolutie van het functieniveau naar leeftijd*  
(*N=986 mannen en 904 vrouwen; PSBH 2002*)



### 5.2.3. *Extra vergoedingen*

Ten slotte is het belangrijk om niet enkel het loon, maar ook de extra vergoedingen die de werknemer ontvangt in onze analyses op te nemen. Vrouwen lijken minder aanspraak te kunnen maken op extra vergoedingen dan mannen. De belangrijkste oorzaak voor deze ongelijkheid is dat mannen oververtegenwoordigd zijn in de sectoren en functies waar dergelijke extra vergoedingen het meest gebruikelijk zijn (Beveris e.a. 2007). Uit deze vaststellingen komt duidelijk naar voren dat extra vergoedingen en extralegale voordelen zowel door mannen als door vrouwen als een belangrijk onderdeel van hun beloning beschouwd wordt. Extra vergoedingen die in de PSBH voorkomen, zijn extra inkomsten voor overuren, commissielonen of fooien, een 13<sup>de</sup> maandloon, een 14<sup>de</sup> maandloon, vakantiegeld, winstdeling of premies, bedrijfsaandelen, verkoop- of productiepremie, eindejaarspremie en bedrijfswagens.

**Tabel 5.2:** *Aandeel mannelijke en vrouwelijke werknemers dat extra vergoedingen ontvangt (N=970 mannen en 901 vrouwen; PSBH 2002)*

<b>Extra vergoeding</b>	<b>Mannen (%)</b>	<b>Vrouwen (%)</b>
Overuren, commissieloon, fooien	17.7	6.7
13 <sup>de</sup> maandloon	35.5	26.7
14 <sup>de</sup> maandloon	3.2	1.3
Vakantiegeld	94.1	90.2
Winstdeling, premie	7.8	4.4
Bedrijfsaandelen	2.2	0.7
Verkoop- of productiepremie	5.6	3.7
Eindejaarspremie	62.2	61.8
Firmawagen	16.4	4.4

Uit tabel 5.2 blijkt dat mannen vaker dan vrouwen kunnen genieten van extra vergoedingen. Enkel op het vlak van vakantiegeld en eindejaarspremie doen vrouwen het even goed als mannen. Het grootste verschil is terug te vinden bij de firmawagens: de proportie mannen met een bedrijfswagen is 3 à 4 maal zo groot als de proportie vrouwen.

### 5.3. De carrièrekloof

Analoog met de berekening van de loonkloof (zie paragraaf 3.2. (pagina 18)) kunnen ook carrièrekloven berekend worden voor de andere carrière-aspecten. Dit wordt gedaan door de proportie mannen dat beschikt over een hoge functie (hoger bediende/kader), autoriteit (lage of hoge), een firmawagen of extra vergoeding<sup>1</sup> en te delen door de proportie vrouwen dat hierover beschikt. Wanneer dit getal groter is dan één, dan wil dit zeggen dat mannen een voordeel hebben.

De resultaten in tabel 5.3 tonen aan dat de firmawagenkloof het grootst is, gevolgd door de functiekloof, de autoriteitskloof en de extra vergoedingenkloof. Zo maken mannen in het algemeen 3.73 maal meer kans op een firmawagen en 1.12 maal meer kans op extra vergoedingen dan vrouwen. Bovendien verschillen de carrièrekloven naar leeftijd, sector en opleidingsniveau. De functiekloof tussen vrouwen en mannen is het grootst bij jongeren (<30 jaar), bij hoogopgeleiden en in de privé-sector. Ook de autoriteitskloof is het grootst bij jongeren en hoogopgeleiden, maar is groter in de overheids- dan in de privésector. De firmawagenkloof is het grootst bij veertigers, in de overheidssector (waar er in golf 11 van de PSBH géén vrouwen met een firmawagen waren) en bij middelmatig geschoolden. De extra vergoedingenkloof ten slotte, bleek het grootst bij jongeren, in de privé sector en bij laag opgeleiden.

---

<sup>1</sup> Minstens twee van de extra vergoedingen vermeld in tabel 5.1, exclusief firmawagens.

**Tabel 5.3:** *Aspecten van de carrièrekloof naar leeftijd, sector en opleidingsniveau (N=1,008 mannen en 925 vrouwen; PSBH 2002)*

	Functiekloof	Autoriteitskloof	Firmawagenkloof	Extra vergoedingskloof
<b>Leeftijd</b>				
-30	2.98	2.41	3.59	1.17
31-40	1.56	1.55	3.88	1.11
41-50	2.55	2.31	4.35	1.05
50+	2.39	1.67	3.18	1.20
<b>Sector</b>				
Privé	2.41	1.68	2.76	1.10
Overheid	2.08	2.52	*	1.07
<b>Opleidingsniveau</b>				
laag	2.00	1.48	3.15	1.32
middelmatig	2.20	2.21	4.85	1.10
hoog	3.14	2.27	4.23	1.10
<i>Totaal</i>	<i>2.31</i>	<i>1.95</i>	<i>3.73</i>	<i>1.12</i>

\* Geen vrouwen in deze categorie

## 5.4. Een meerdimensionaal carrièreconcept

Aan carrières zijn verschillende aspecten verbonden zoals het loon, het functieniveau, de mate van autoriteit en extra vergoedingen zoals het beschikken over een firmawagen. In carrière-onderzoek wordt bijna steeds gefocust op één van deze dimensies. Meestal wordt er dan gekozen voor het functieniveau (bvb. Rosenbaum 1979) of het loonniveau (bvb. Cotter e.a. 2001), of soms ook voor de mate van autoriteit (bvb. Hachen 1990). Het reduceren van carrières tot slechts één van deze dimensies, vereenvoudigt natuurlijk de analyse. Bovendien hangen de verschillende dimensies van carrières tot op zekere hoogte samen, zoals blijkt uit de onderstaande correlatiematrix.

**Tabel 5.4:** *Samenhang tussen de voornaamste carrièredimensies*

		Correlations		
		Functie	Autoriteit	Loon
Functie	Spearman Correlatie	1	0,39**	0,58**
	N		23270	11251
Autoriteit	Spearman Correlatie		1	0,39**
	N			11332
Loon	Spearman Correlatie			1
	N			

\*\* . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Uit tabel 5.4 blijkt dat niet alle dimensies even sterk gecorreleerd zijn. Het loon- en het functieniveau zijn relatief sterk gecorreleerd, terwijl beide variabelen wat minder samenhangen met de mate van autoriteit. De mate van autoriteit waarover werknemers beschikken blijkt een variabele te zijn die een aspect meet van carrières dat niet (of slechts in beperkte mate) weerspiegeld wordt door het loon- en functieniveau. Een nauwkeurige beschrijving van een carrièreniveau veronderstelt dus dat beide dimensies (enerzijds de mate van autoriteit en anderzijds het functie- en loonniveau) in rekening worden gebracht. Aangezien het loonniveau bepaald wordt door het functieniveau (eerder dan omgekeerd), zullen we de loon/functie-dimensie meten aan de hand van het functieniveau. Door voor iedere persoon het functieniveau (arbeider, lager bediende, hoger bediende of kader) en de mate van autoriteit (geen, laag, hoog) mee te nemen, meten we carrières als een tweedimensionale veranderlijke. Tabel 5.5 toont de verdeling van Belgische vrouwen en mannen over deze carrièreschaal.



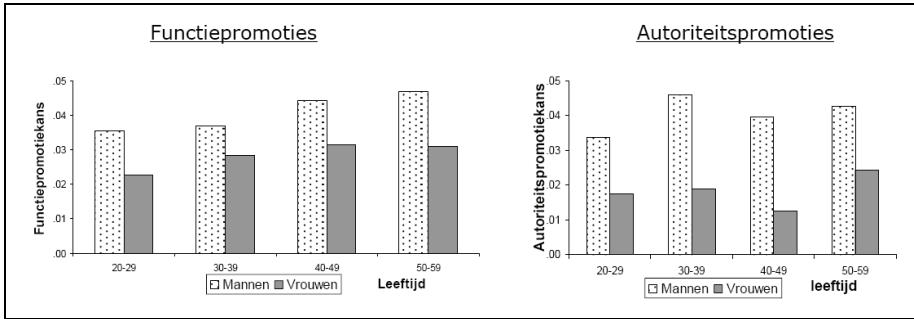
**Tabel 5.5:** *Verdeling van mannen en vrouwen over de hoofdimensies van carrières: functieniveau en de mate van autoriteit (N=19,998 person years; PSBH 1994-2001)*

	Arbeider	Lager bediende	Hoger bediende of kader	Totaal
<b>MANNEN</b>				
Hoge autoriteit	2	3	11	16
Lage autoriteit	7	9	8	24
Geen autoriteit	32	22	5	59
<i>Totaal</i>	<i>41</i>	<i>34</i>	<i>24</i>	<i>100</i>
<b>VROUWEN</b>				
Hoge autoriteit	0	2	4	6
Lage autoriteit	2	9	4	15
Geen autoriteit	20	56	3	79
<i>Totaal</i>	<i>22</i>	<i>67</i>	<i>11</i>	<i>100</i>

Uit tabel 5.5 komt opnieuw naar voren dat mannen vaker beschikken over autoriteit. 16 procent van de mannen heeft een hoge autoriteit tegenover slechts 6 procent van de vrouwen. Mannen bevinden zich vaker in een statuut van arbeider of hebben een functie als hoger bediende of kaderlid, terwijl vrouwen vooral geconcentreerd zitten in de groep van lager bedienden (67 procent van de vrouwen tegenover slechts 34 procent van de mannen). 11 procent van de mannen werkt als hoger bediende of kaderlid en heeft daarbij een hoge mate van autoriteit, bij vrouwen is dat slechts 4 procent.

Om een beter beeld te krijgen van de manier waarop mannen en vrouwen doorheen carrières stromen, kijken we nu naar de promotiekansen voor elk van deze dimensies. grafiek 5.33 vergelijkt de promotiekansen van mannen en vrouwen naar leeftijd. Achtereenvolgens worden de kansen berekend voor een promotie (1) naar hoge autoriteit, en (2) hoge functies (hoger bediende of kaderlid).

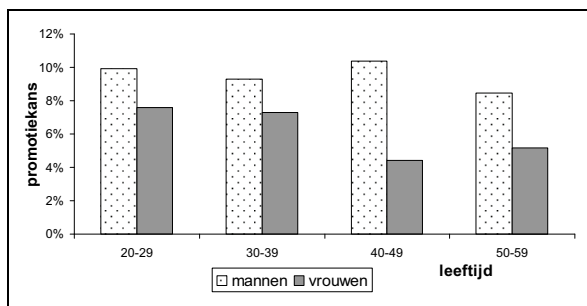
**Figuur 5.3:** Promotiekansen van mannen en vrouwen naar een hoge functie en een hoge mate van autoriteit, naar leeftijd (N=16,177 person years; PSBH 1994-2001)



Voor beide aspecten hebben mannen hogere promotiekansen dan vrouwen, en dat binnen elke leeftijdsklasse. De verschillen in promotiekansen tussen mannen en vrouwen zijn het grootst bij autoriteitspromoties. De promotiekansen naar hoge functies nemen toe met de leeftijd.

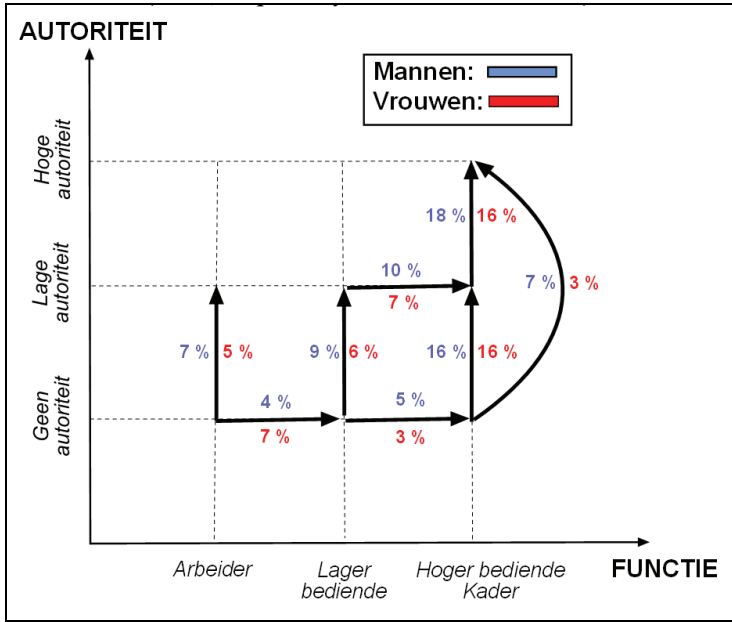
De meeste studies over carrièreverschillen tussen mannen en vrouwen zijn enkel gericht op topfuncties. Hoewel er weinig aandacht voor is, zijn er indicaties dat ook de carrière-doorstroom van vrouwen in lagere functies minder vlot verloopt dan die van mannen (de zogenaamde 'sticky floors', zie p. xxxxx en tabel 4.3). Ter illustratie berekenen we voor vrouwen en mannen die werken in een arbeidersstatuut, de kans op een promotie naar een job die autoriteit met zich meebrengt ('lage autoriteit' en 'hoge autoriteit' samen). De resultaten staan in grafiek 5.4. Ook bij arbeiders blijken de promotiekansen van mannen hoger dan die van vrouwen.

**Figuur 5.4:** Promotiekansen voor arbeiders naar een job met autoriteit  
( $N=3,868$  person years; PSBH 1994-2001)



Vervolgens beschouwen we beide dimensies (autoriteit en functie) gelijktijdig en onderzoeken we de transities tussen tweedimensionale carrière-toestanden. Omdat er amper arbeiders en lage bedienden zijn met een hoge autoriteit, laten we deze categorieën buiten beschouwing. In grafiek 5.5 worden aan de hand van gewogen grafen de kansen voorgesteld voor stijgingen in het functieniveau en stijgingen in de mate van autoriteit. Om de grafiek overzichtelijk te houden, worden enkel pijlen getekend tussen *A* en *B* indien over een periode van één jaar meer dan 5 procent van de mannen of vrouwen uit *A* overgaat naar *B*. De exacte promotiekans wordt telkens naast de pijl vermeld (in het blauw voor de mannen, in het rood voor de vrouwen). De grafiek kan als volgt geïnterpreteerd worden: de 9 procent betekent dat 9 procent van de mannelijke lager bedienden zonder autoriteit een jaar later een lage autoriteit verwerft.

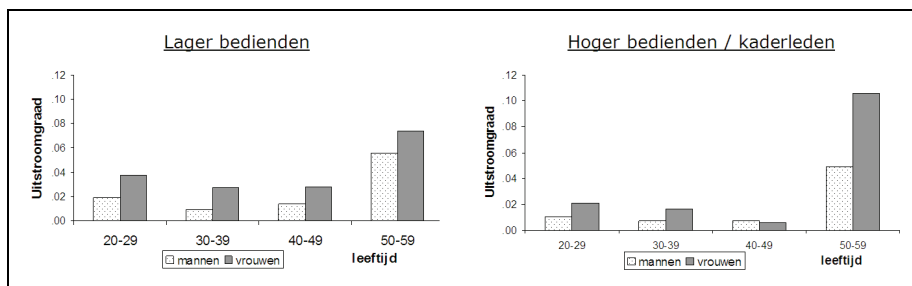
**Figuur 5.5:** Promotiekansen van mannen en vrouwen binnen de carrièreschaal (N=15,375 person years; PSBH 1994-2001)



Het is merkwaardig dat er geen diagonale pijlen aanwezig zijn in de grafiek. Een diagonale pijl zou een gelijktijdige toename impliceren in het functieniveau en in de mate van autoriteit. Dat gelijktijdige promoties in functie en autoriteit weinig voorkomen, weerspiegelt opnieuw de relatief lage correlatie tussen deze twee dimensies van carrières. Verder blijkt de kans om een lage autoriteit te verwerven groter voor mannen bij de arbeiders en de lager bedienden. Hoge autoriteit lijkt voorbehouden voor hoger bedienden en kaderleden. Ook hier maken mannen meer kans dan vrouwen om het te verwerven.

Een element dat eveneens een rol speelt bij het beperkte aantal vrouwen in hoge functies en jobs met autoriteit, is de relatief hoge uitstroom van vrouwen. Grafiek 5.6 toont het percentage werkende mannen en vrouwen, dat een jaar later werkloos is, huisvrouw geworden is (er zijn amper huismannen) of met pensioen gegaan is. We vergelijken daarbij de lager bedienden met de hoger bedienden en kaderleden.

**Figuur 5.6:** *Uitstroom van mannen en vrouwen, naar leeftijd en functie.*  
(N=10,152 person years; PSBH 1994-2001)



In bijna alle functies en leeftijdscategorieën stromen vrouwen sneller uit dan mannen. De uitstroom is vooral groot bij vrouwelijke vijftigers in de hoogste functies, waar vrouwen meer dan tweemaal sneller uitstromen dan mannen. Aangezien kaderfuncties vooral worden ingenomen door oudere werknemers, mag het effect van deze differentiële uitstroom op het beperkte aantal vrouwen in kaderfuncties niet onderschat worden. We gaan hier dieper op in in hoofdstuk 6.

## 5.5. Functie- en autoriteitspromoties: verklarende factoren

Aan de hand van *discrete time event history* analyse gaan we na welke factoren toenames in functie en autoriteit beïnvloeden en wat juist de verschillen zijn in verklarende factoren tussen deze twee vormen van promotie. Een functiepromotie wordt hier gedefinieerd als een stijging van een lagere functie (arbeider of lager bediende) naar de functie van hoger bediende of kaderlid. Een autoriteitspromotie is elke toename in de mate van autoriteit in de job, en meer bepaald een transitie van geen supervisie naar wel supervisie of een transitie van geen invloed over promoties naar wel invloed. In Functie- en autoriteitspromoties (EHA; PSBH 1994-2001)<sup>6</sup> worden de resultaten getoond voor mannen en voor vrouwen.

**Tabel 5.6:** *Functie- en autoriteitspromoties (EHA; PSBH 1994-2001)*

Variabelen	Functiepromotie		Autoriteitspromotie	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
Golf PSBH	- 0.017	- 0.030	- 0.019	0.001
Privé-sector ( <i>ref=overheidssector</i> )	0.144	0.250	0.075	0.285 **
Werkuren/week	0.035 **	0.038 **	0.023 **	0.023 **
Opleidingsniveau ( <i>ref=laag</i> )				
Middelmatig	1.291 **	2.807 **	0.205 *	- 0.055
Hoog	2.827 **	3.721 **	0.569 **	0.294 *
Arbeidsattitude ( <i>ref=negatief</i> )				
Middelmatig	0.376 *	0.620 *	0.241 *	0.250
Hoog	0.331	0.831 **	0.337 *	0.594 **
Leeftijdscategorie ( <i>ref=-30 jaar</i> )				
31-40 jaar	0.402 *	0.452 *	- 0.066	- 0.097
41-50 jaar	0.957 **	0.808 **	- 0.054	- 0.270
50+	1.123 **	1.082 **	0.090	0.109
Constant	- 6.848 **	- 8.829 **	- 3.243 **	- 3.655 **
N person years	6,070	5,911	6,704	6,179
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.181	0.101	0.024	0.026

\*p&lt;0.05 \*\*p&lt;0.01

Factoren die bij beide vormen van promotie een rol spelen en dit zowel voor mannen als voor vrouwen, zijn het aantal werkuren per week, het opleidingsniveau en de arbeidsattitude<sup>2</sup>. Hoe meer uren men werkt en/of hoe hoger men opgeleid is en/of hoe positiever de arbeidsattitude, hoe meer kans op een promotie naar een hogere functie of naar een grotere mate van autoriteit. Dat het aantal werkuren een significant effect heeft, duidt op het feit dat deeltijders minder kans maken op promoties, zowel op autoriteitspromoties als op functiepromoties. Maar er zijn ook factoren die verschillende effecten hebben op de twee vormen van promotie. Het effect van de leeftijdscategorie blijkt bijvoorbeeld enkel significant bij functiepromoties: hoe hoger de leeftijd, hoe groter de kans op een promotie naar een functie als hoger bediende/kader.

<sup>2</sup> Negatieve arbeidsattitude: "mijn beroep is niet echt belangrijk voor mij, als het niet moest, dan zou ik er zeker mee stoppen"; Middelmatige arbeidsattitude: "mijn beroep is belangrijk voor mij, maar andere bezigheden mogen er niet onder lijden"; Positieve arbeidsattitude: "mijn beroep is zo belangrijk voor mij dat ik er veel voor opoffer".

Het werken in de privésector heeft enkel een significant effect op autoriteitspromoties bij vrouwen. Vrouwen die in de privésector werken hebben met andere woorden meer kans op een promotie naar een hoger niveau van autoriteit dan vrouwen die in de overheidssector tewerkgesteld zijn.

We kunnen besluiten dat hoe meer werkuren, hoe hoger de opleiding, hoe positiever de arbeidsattitude en hoe hoger de leeftijdscategorie, hoe meer kans mannen en vrouwen hebben op een promotie naar een hoge functie. Ook de kans op een promotie naar een hoger niveau van autoriteit neemt toe met het aantal werkuren, het opleidingsniveau en de arbeidsattitude. Vrouwen hebben bovendien een grotere kans op een autoriteitspromotie wanneer ze in de privésector werken.

## 5.6. Conclusie

In dit hoofdstuk werd het concept carrière verbreed van een eendimensionaal concept waarbij enkel het loon in acht genomen wordt, tot een meerdimensionaal concept waarbij ook autoriteit, functie en extra vergoedingen in rekening gebracht worden. Op die manier werd het mogelijk om, ter aanvulling van de loonkloof, ook andere carrièrekloven tussen mannen en vrouwen te berekenen. Er werd vastgesteld dat er kloven bestaan met betrekking tot elk bestudeerd carrière-aspect, wat betekent dat mannen op elk aspect beter scoren dan vrouwen. De grootste carrièrekloof bleek de firmawagenkloof, gevolgd door de functiekloof, de autoriteitskloof en de extra-vergoedingen-kloof. Bovendien bleken deze carrièrekloven te verschillen naar leeftijd, sector en opleidingsniveau.

Vervolgens werd er een meer dynamisch beeld geschetst van de carrière-doorstroom door functiepromoties en autoriteitspromoties in kaart te brengen. Net als bij loonpromoties maken mannen meer kans op functie- en autoriteitspromoties dan vrouwen. Ten slotte werd er door middel van logistische regressie nagegaan wat de verklarende factoren van functie- en autoriteitspromoties zijn voor mannen en vrouwen. Het aantal werkuren, het opleidingsniveau en de arbeidsattitude bleken zowel voor mannen als voor vrouwen van belang bij beide soorten promoties.





## Hoofdstuk 6 DE UITSTROOM VAN VROUWEN EN DE CARRIÈREKLOOF

### 6.1. Inleiding en theoretisch kader

Mannen en vrouwen werken gemiddeld op verschillende carrièreniveaus. Hoe hoger de functie, hoe kleiner het aantal vrouwen. Zo waren er in België in 2006 slechts 20.7 procent vrouwen bij de bedrijfsleiders en hogere kaderleden (zie 1.1. (pagina 7)). Welke mechanismen zorgen ervoor dat het aantal vrouwen aan de top zo beperkt is? Algemeen kan men er twee onderscheiden. Een eerste mechanisme is de belemmerde doorstroom van vrouwen doorheen de carrièreniveaus. Belgische vrouwen hebben inderdaad lagere promotiekansen dan mannen (zie hoofdstuk 4), zelfs als er rekening wordt gehouden met relevante kenmerken zoals het feit dat vrouwen gemiddeld genomen over minder ervaring beschikken dan mannen. De belemmeringen bleken bovendien het grootst in de hogere carrièreniveaus, wat een indicatie is voor het bestaan van een glazen plafond.

Maar naast lagere promotiekansen, zorgt ook een ander mechanisme voor het beperkte aantal vrouwen aan de top van de arbeidshiërarchie. Gemiddeld genomen stijgen werknemers in de hiërarchie naarmate ze ouder worden. Indien een deel van de vrouwen echter wegstroomt uit de hiërarchie naarmate ze ouder worden, dan zal het aantal vrouwen op de hogere hiërarchische niveaus steeds kleiner worden in vergelijking met het aantal mannen – zelfs indien vrouwen en mannen dezelfde promotiekansen hebben. Dat wegstromen van vrouwen uit de werkende bevolking – dat in feite zowel het gevolg is van een hoge uitstroom als van een beperkte instroom en terugstroom na onderbreking – uit zich in een dalende werkzaamheidsgraad in functie van de leeftijd. Hoe hoger de leeftijd, hoe kleiner het aandeel vrouwen in de werkende bevolking. De doelstelling van dit hoofdstuk is om de impact van dit mechanisme, de uitstroom van vrouwen doorheen de levenscyclus, op de verticale segregatie van mannen en vrouwen in kaart te brengen en te kwantificeren. Er bestaan weinig studies die deze impact proberen te kwantificeren. Vaak wordt het beperkte aantal vrouwen aan de top gelijk gesteld met belemmeringen in de doorstroom. Maar de voorbije jaren is er meer aandacht gegroeid voor uitstroomprocessen

bij vrouwen, vooral vanuit de stroming die zich beroept op het methodologisch individualisme. De bekendste exponent van deze stroming is de zogenaamde preferentiethorie van Catherine Hakim (2002: 440) die in de verklaring van genderverschillen de rol van attitudes, waarden, preferenties en individuele keuzes benadrukt. Sommige vrouwen zijn volgens Hakim work-centered, anderen zijn home-centered en kiezen ervoor om hun energie te concentreren op hun familie en het huishouden. Ook Susan Pinker (2008) kan gesitueerd worden in deze stroming en wijdt in haar bekende *De Sekse Paradox* een hoofdstuk aan succesvolle vrouwen die ervoor kiezen om te stoppen met hun carrière, hoewel het hier niet altijd gaat over vrouwen die de arbeidsmarkt verlaten. Hoewel ze daarbij volgens Pinker vaak overstappen naar een andere, minder eisende job, toonde Anne Preston (1994) in een studie over de carrières van wetenschappers en ingenieurs aan dat het genderverschil in de uitstroom uit organisaties grotendeels verklaard wordt door het verschil in uitstroom uit de arbeidsmarkt. De uitstroom van vrouwen uit de arbeidsmarkt kwam pas echt in de belangstelling nadat Belkin (2003) in de *New York Times* schreef over een toename van het aantal vrouwen dat bewust de keuze maakt om de arbeidsmarkt te verlaten (ze omschreef dit als de "*opt-out revolution*"). Dit artikel lokte nogal wat reacties uit, onder meer van Boushey (2005: 6) die aantoonde dat de dalende werkzaamheid onder vrouwen in de VS een louter conjunctuureel effect was van de recessie in 2001 en dat er van een toenemend aantal vrouwen dat bewust voor het huishouden kiest – laat staan van een 'revolutie' op dit vlak – geen sprake is. Stone (2007: 215) stelt dan weer voor om te spreken over "*shut-out*" (uitsluiten) in plaats van "*opt-out*" (niet meer willen meedoen). In dat verband noemt Hewlett (2007: 59-60) – die de uitstroom van vrouwen beschrijft als de *hidden brain drain* – ook de toenemende werkdruk als gevolg van de globalisering en de communicatietechnologie die steeds beter wordt, waardoor jobs steeds veeleisender worden. Volgens Hewlett zullen vooral vrouwen met zorgtaken de komende jaren op een nieuwe manier achterop geraken: als de vorige generatie werkende moeders al moeite had met de 50-urenweek, dan zal de nieuwe generatie het nog veel moeilijker hebben met 60-urenweken en de nieuwe vormen van prestatiedruk die ontwikkeld worden. Ook Pamela Stone (2007: 224) besluit met een oproep om de "*long-hour culture*" in vraag te stellen. Haar kwalitatieve studie over succesvolle vrouwen die de arbeidsmarkt verlaten, plaatste de uitstroom definitief in de belangstelling. Een studie die de invloed van de

uitstroom vervolgens probeert te kwantificeren is die van Gayle e.a. (2008: 28). Op basis van een onderzoek naar vrouwelijke managers in de VS komen ze tot een opmerkelijke conclusie: volgens hen valt het beperkte aantal vrouwen aan de top, net als de loonkloof, bijna volledig te verklaren door de hoge uitstroom van vrouwen. Zij vinden geen belemmeringen bij de doorstroom van vrouwen, het probleem ligt volledig bij de attritie (uitval) van vrouwen.

Naast de twee mechanismen die hier beschreven werden, kan een beperkt aantal vrouwen aan de top ook het resultaat zijn van de ongelijkheid die in het verleden werd opgebouwd. Zelfs indien de ongelijke doorstroom en uitstroom volledig of gedeeltelijk wordt weggewerkt (bvb. als gevolg van beleidsmaatregelen), zal het aantal vrouwen aan de top nog een tijd beperkt blijven. Bovendien staan beide mechanismen – ongelijke doorstroom en ongelijke uitstroom – niet volledig los van elkaar. Omdat vrouwen sneller wegstromen en hun carrière vaker onderbreken, beschikken ze gemiddeld over minder ervaring waardoor ze mogelijk ook minder snel promotie maken. Bovendien krijgt een vrouw mogelijk minder snel promotie omdat werkgevers rekening houden met het feit dat vrouwen de onderneming sneller verlaten en hen daardoor ‘statistisch discrimineren’ (Phelps 1972: 659). En omgekeerd kunnen discriminerende belemmeringen in de doorstroom ervoor zorgen dat vrouwen sneller beslissen om de arbeidsmarkt te verlaten (zoals gesuggereerd door Alessio & Andrzejewski 2000).

In paragraaf 6.2. (pagina 78) brengen we de uitstroom bij Belgische werknemers in kaart. Vervolgens schatten we de invloed van deze ‘uittocht’ op de carrièrekloof tussen vrouwen en mannen, zowel op het vlak van lonen als op het vlak van functieniveau en de mate van autoriteit in de job. In paragraaf 6.5. (pagina 94), ten slotte, gaan we op zoek naar mogelijke oorzaken van de uitstroom. Daarbij kijken we naar de rol van gezinsvariabelen en we kijken wat meer in detail naar de vrouwen die overstappen naar het huishouden. Maar eerst bespreken we de dataset die in dit onderzoek wordt gebruikt.

## 6.2. Exodus: de uitstroom van vrouwen

### 6.2.1. Data

De gebruikte gegevens zijn afkomstig van de longitudinale Panelstudie van Belgische Huishoudens (PSBH). De analyse wordt beperkt tot voltijdse en deeltijdse werknemers in de leeftijdscategorie 20-59 jaar uit de laatste negen golven van de dataset (1994-2002). De bruto uurlonen werden berekend en gedesindexeerd tot reële lonen via het indexcijfer der consumptieprijzen. In de PSBH-vragenlijst worden respondenten als *werkend* beschouwd als ze 15 uur per week of meer betaalde arbeid verrichten, in overeenstemming met de definitie die door Eurostat gehanteerd wordt in dit soort bevestigingen. In de tekst zullen we met de *'werkende'* bevolking daarom deze groep aanduiden. Deze definitie wijkt hierdoor wat af van hoe werkenden in België meestal gedefiniëerd worden (vanaf 1 uur werk per week), maar internationaal zijn strengere criteria niet ongebruikelijk (cfr. Nederland waar iemand maar tot de werkzame bevolking gerekend wordt vanaf 12 uur per week). De resterende groep, die we de *'niet-werkenden'* noemen, omvat alle respondenten die geen 15 uur of meer werken per week. Voor de meesten onder hen is dit etiket van *'niet-werkende'* eigenlijk weinig gepast. Ze omvat immers een (kleine) groep mensen die wel betaalde arbeid verricht, zij het dan minder dan 15 uur per week. Bovendien is ook huishoudelijk werk een vorm van arbeid, die als dusdanig maatschappelijke waardering en benoeming verdient. Daarnaast omvat deze groep *niet-werkenden* onder meer werklozen, studenten en gepensioneerden.

### 6.2.2. De instroomgraad en de uitstroomgraad

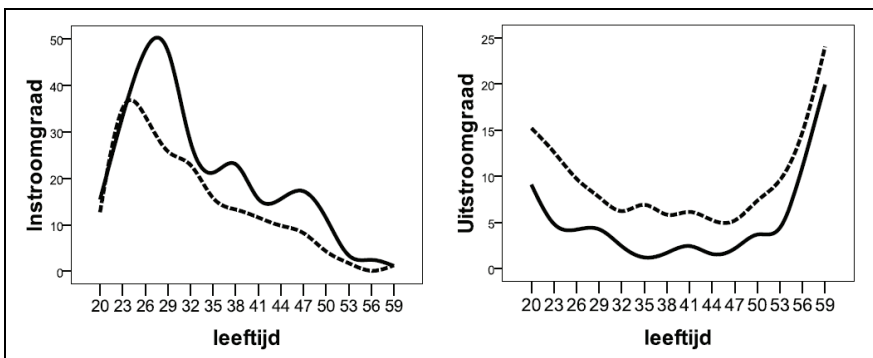
Instroomgraad en uitstroomgraad naar geslacht (in %; PSBH 1994-2001) geeft de instroom- en de uitstroomgraad weer voor de werkende bevolking in België. De instroomgraad wordt berekend als het percentage van de niet-werkenden, die 1 jaar later wel werken. De uitstroomgraad is het percentage van de werkenden, die dat 1 jaar later niet meer doen. Van de mannen die 15 uur of meer werken, doen 3.4 procent dat 1 jaar later niet meer. Voor vrouwen is de kans om uit te stromen meer dan dubbel zo groot (7.5 procent). De instroomgraad van mannen (17.9 procent) is groter dan die van vrouwen (12.6 procent). Beide verschillen zijn statistisch significant ( $p < 0.01$ ).

**Tabel 6.1:** *Instroomgraad en uitstroomgraad naar geslacht (in %; PSBH 1994-2001)*

		1 jaar later		Totaal	N
		Werkend	Niet-werkend		
Man	Werkend	96.6	3.4	100	11,173
	Niet-werkend	17.9	82.1	100	2,478
Vrouw	Werkend	92.5	7.5	100	8,714
	Niet-werkend	12.6	87.4	100	6,213

Grafiek 6.1 geeft de instroom- en de uitstroomgraad weer naar leeftijd. De instroomgraad is sterk links-asymmetrisch en is op elke leeftijd hoger bij mannen dan bij vrouwen. De uitstroomgraad vertoont een dalparabolisch verband: de uitstroom is groot bij twintigers, klein bij dertigers en veertigers en opnieuw groot bij vijftigers. Deze vorm is zowel zichtbaar bij mannen als bij vrouwen, maar de uitstroomgraad bij vrouwen is op elke leeftijd hoger dan die bij mannen. Op de mogelijke redenen voor deze vorm komen we terug in paragraaf 6.2.4. (pagina 82) .

**Figuur 6.1:** *Instroomgraad en uitstroomgraad naar leeftijd (PSBH 1994-2001)*



### 6.2.3. *Het aandeel vrouwen in de werkende bevolking*

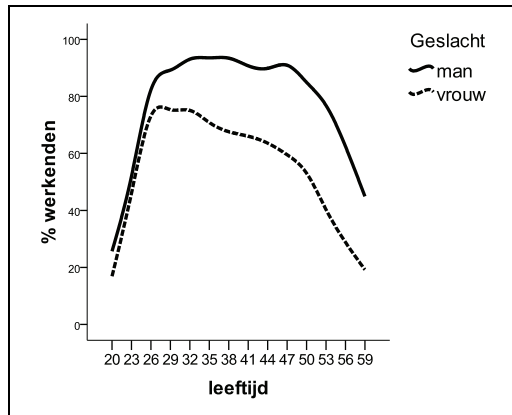
De voorbije decennia is de participatie van vrouwen op de arbeidsmarkt in alle Westerse landen sterk toegenomen. De activiteitsgraad (of

participatiegraad) geeft de verhouding weer tussen de beroepsbevolking (dit is het aanbod aan arbeidskrachten, dus de werkenden plus de werkzoekenden) en de beroepsgeschikte bevolking. In België is de activiteitsgraad van vrouwen in de periode 1960-2007 toegenomen van 30 tot 60 procent (Cantillon e.a. 2009). De oorzaken die voor deze toename in het arbeidsaanbod van vrouwen genoemd worden, zijn zeer divers: de stijgende lonen van vrouwen (Mincer 1962: 64), het stijgende opleidingsniveau van vrouwen en de dalende fertiliteit (Goldin 1990), de vermaatschappelijking van het huishoudelijk werk en de vermindering van de wekelijkse arbeidsduur waardoor arbeid en gezin combineerbaar werden (Long 1958: 120, 140), de sterke groei in consumptieve verwachtingen die de mannelijke broodwinner niet alleen kon betalen (Wells 1998), of de globaliserende economie die in de deelname van vrouwen een flexibel en goedkoop 'reserveleger' vindt (Castells 1997: 169-75). Het is ook belangrijk om voor ogen te houden dat de verhoogde participatie van vrouwen niet volledig nieuw is. Uit de studie van Goldin (1990: 11) blijkt de participatiegraad van getrouwde vrouwen in de VS sinds 1790 een langgerekte U-curve. In Frankrijk bereikt de activiteitsgraad in de 20<sup>e</sup> eeuw pas een minimum in de jaren '60 (Corvi & Salort 1985: 13). Daarnaast dienen ook de belangrijke internationale verschillen voor ogen gehouden te worden, met binnen de EU een hoge vrouwelijke participatie in de Scandinavische landen en een lage participatie in de Mediterrane landen (Ghysels & Van Lancker 2009: 4).

Maar geaggregeerde cijfers over de gemiddelde participatiegraad verbergen belangrijke verschillen naar leeftijd. Grafiek 6.2 toont voor elke leeftijdscategorie het percentage werkende mannen en vrouwen binnen de totale bevolking (in deze grafiek spelen naast leeftijd, eigenlijk ook periode- en cohorte-effecten een rol; we komen hier later op terug). Bij de mannen blijft het percentage min of meer constant op een hoog niveau tussen de leeftijd van 27 en 50 jaar. Bij vrouwen daalt het percentage in deze leeftijdscategorie. Het moet gezegd worden dat deze curve de afgelopen decennia sterk veranderd is van vorm. Het klassieke beeld van de werkzaamheid naar leeftijd was een bimodale curve met maxima rond de leeftijden van 22 en 49 jaar en een minimum rond 35 jaar (voor Frankrijk: Corvi & Salort 1985: 60; voor de VS: Jacobson 2007: 103). Als gevolg van de toenemende participatie verschuift de activiteitscurve opwaarts (zie voor Vlaanderen: Vandenbrande 2000: 46). Vandaag is het bimodale patroon bij vrouwen verdwenen, maar de

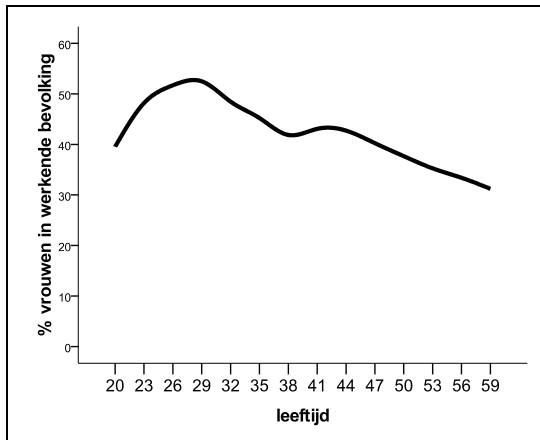
dalende werkzaamheid naar leeftijd blijft nog een feit. Het maximale percentage werkende vrouwen (rond de leeftijd van 27 jaar) blijft bovendien een stuk onder het maximum bij de mannen. Uit grafiek 6.1 blijkt dat zowel de relatief lage uitstroom als de relatief hoge instroom bij mannelijke twintigers hiervoor verantwoordelijk is.

**Figuur 6.2:** *Percentage werkenden binnen de totale bevolking, naar leeftijd (PSBH 1994-2001)*



Deze exodus bij vrouwen krijgt heel wat aandacht vanwege de relatie tussen het arbeidsaanbod en economische competitiviteit. Een toegenomen arbeidsaanbod versnelt immers het accumulatie ritme en op die manier de economische groei. Omdat de vergrijzing van de bevolking het arbeidsaanbod de komende decennia onder neerwaartse druk zet, wordt in de geïndustrialiseerde landen steeds meer nadruk gelegd op maatregelen die de participatie van vrouwen kunnen verhogen (Burniaux e.a. 2004). Gezinsbeleid wordt dan ook meestal gevoerd op basis van deze economische motieven, ook in België (HIG 2008: 42). Maar de dalende werkzaamheid heeft ook implicaties voor de verticale segregatie tussen vrouwen en mannen. Omdat het verschil tussen het percentage werkende mannen en vrouwen toeneemt over de leeftijd, daalt ook het aandeel vrouwen binnen de werkenden in elke leeftijdscategorie. Grafiek 6.3 toont hoe het aandeel vrouwen binnen de werkende bevolking daalt van ongeveer vijftig procent op dertigjarige leeftijd naar dertig procent op zestigjarige leeftijd.

**Figuur 6.3:** *Aandeel vrouwen binnen de werkende bevolking naar leeftijd (PSBH 1994-2001)*



#### 6.2.4. *De instroom en de uitstroom nader bekeken*

Vervolgens bekijken we de instroom naar en de uitstroom van werkenden wat meer in detail, achtereenvolgens voor twintigers, voor dertigers en veertigers en ten slotte voor vijftigers. Daarbij worden de transitie in kaart gebracht tussen enerzijds werkenden en anderzijds de statussen onderwijs, werkloosheid, huishoudelijk werk en pensioen.

##### *a. Twintigers*

In grafiek 6.2 wordt de instroom en de uitstroom in de leeftijdscategorie 20-29 jaar weergegeven. De instroom geeft de precieze herkomst (onderwijs, werkloosheid of huishoudelijk werk) weer van respondenten die momenteel werken, maar dat het jaar voordien nog niet deden. De uitstroom geeft aan waar werkenden die dat een jaar later niet langer doen, precies terechtkomen. Het beeld is voor vrouwen en mannen vrij gelijkaardig, hoewel er bij vrouwen al een wisselwerking merkbaar is tussen werkenden en huishoudelijk werk. De instroom is grotendeels afkomstig vanuit onderwijs (in feite vooral vóór de leeftijd van 25 jaar) en werkloosheid. De uitstroom gaat vooral in de richting van werkloosheid.



**Tabel 6.2:** *Samenstelling van de instroom en de uitstroom bij twintigers (in %; PSBH 1994-2001)*

		Onderwijs	Werkloos	Huishouden	Pensioen	Totaal	N
<b>Instroom</b>	<b>Man</b>	65.6	34.4	0.0	0.0	100	253
	<b>Vrouw</b>	58.2	37.5	4.3	0.0	100	299
<b>Uitstroom</b>	<b>Man</b>	9.1	90.9	0.0	0.0	100	66
	<b>Vrouw</b>	8.9	85.6	5.6	0.0	100	90

In tabel 6.3 worden de transitiekansen berekend tussen de belangrijkste statussen bij twintigers: werk, onderwijs, werkloosheid en huishouden. De tabel kan als volgt gelezen worden: van alle mannen in de leeftijdscategorie 20-29 jaar die werken, doet 95.9 procent dat 1 jaar later nog steeds, 0.4 procent gaat studeren, etc. De rijen sommeren op 100 procent. Omdat er geen huismannen zijn in deze leeftijdscategorie, konden er ook geen transitiekansen berekend worden.

**Tabel 6.3:** *Loopbaantransities bij twintigers (in %; PSBH 1994-2001)*

		1 jaar later				N
		Werkend	Onderwijs	Werkloos	Huishouden	
<b>Man</b>	<b>Werkend</b>	95.9	0.4	3.8	0.0	1,593
	<b>Onderwijs</b>	23.2	71.0	5.7	0.0	715
	<b>Werkloos</b>	47.0	2.2	50.	0.0	185
	<b>Huishouden</b>	-	-	-	-	0
<b>Vrouw</b>	<b>Werkend</b>	94.5	0.5	4.7	0.3	1,633
	<b>Onderwijs</b>	23.7	71.2	4.8	0.4	735
	<b>Werkloos</b>	31.7	3.1	52.7	12.2	353
	<b>Huishouden</b>	13.5	3.1	15.6	67.7	96

Het belangrijkste verschil tussen mannen en vrouwen situeert zich bij twintigers in de situatie van werkloosheid. Van de werkloze mannen in deze leeftijdscategorie is 47.0 procent 1 jaar later aan het werk. Bij de vrouwen is dat slechts 31.7 procent. Dit verschil lijkt niet het resultaat van het feit dat vrouwen langer werkloos blijven, maar wel van een substantiële doorstroom van werkloze vrouwen in de richting van het huishouden (12.2 procent). Die komt bovenop de (beperkte) directe

stroom naar het huishouden vanuit de statussen werk en onderwijs, die in absolute aantallen niet onderschat moet worden. Het feit dat de werkzaamheid van vrouwen bij late twintigers niet even hoog piekt als bij mannen (zie grafiek 6.2), blijkt dus vooral een probleem van de gebrekkige instroom van werkloze vrouwen in deze leeftijdscategorie. Vrouwen in deze leeftijdscategorie stromen veel sneller door naar het huishouden.

### *b. Dertigers en veertigers*

Het voornaamste verschil in de werkzaamheid tussen mannen en vrouwen wordt echter opgebouwd bij dertigers en veertigers. De curves voor mannen en vrouwen die de werkzaamheidsgraad weergeven in functie van leeftijd, gaan hier uit elkaar. De precieze samenstelling van de instroom en de uitstroom in de categorie 30-49 jaar wordt weergegeven in tabel 6.4. In deze leeftijdscategorie is er wel een duidelijk verschillend beeld tussen vrouwen en mannen. Bij werkende mannen is de wisselwerking grotendeels beperkt tot de status van werkloosheid. Bij werkende vrouwen daarentegen is er naast werkloosheid, ook een belangrijke wisselwerking met het huishouden. De wisselwerking met onderwijs en (brug)pensioen is binnen deze leeftijdscategorie natuurlijk beperkt.

**Tabel 6.4:** *Samenstelling van de instroom en uitstroom bij dertigers en veertigers (in %; PSBH 1994-2001)*

		Onderwijs	Werkloos	Huishouden	Pensioen	Totaal	N
<b>Instroom</b>	<b>Man</b>	7.6	91.3	0.0	1.1	100	92
	<b>Vrouw</b>	3.2	61.5	33.9	1.4	100	221
<b>Uitstroom</b>	<b>Man</b>	2.4	92.8	1.2	3.6	100	83
	<b>Vrouw</b>	2.1	62.8	33.0	2.1	100	188

Vervolgens bepalen we opnieuw een transitiematrix (tabel 6.5) voor de belangrijkste statussen binnen deze leeftijdscategorie: werk, werkloosheid en huishouden. Transitie naar onderwijs en pensioen komen in deze categorie amper voor en worden daarom niet in de tabel opgenomen. Om dezelfde reden konden de transitiekansen voor mannen vanuit het huishouden niet berekend worden.

**Tabel 6.5:** *Loopbaantransities bij dertigers en veertigers (in %; PSBH 1994-2001)*

		1 jaar later			N
		Werkend	Werkloos	Huishouden	
<b>Man</b>	<b>Werkend</b>	98.9	1.0	0.0	7,575
	<b>Werkloos</b>	23.0	75.4	1.1	366
	<b>Huishouden</b>	-	-	-	8
<b>Vrouw</b>	<b>Werkend</b>	96.8	2.0	1.1	5,799
	<b>Werkloos</b>	15.5	75.0	8.1	880
	<b>Huishouden</b>	7.1	4.9	86.0	1,059

Het belangrijkste verschil dat naar voren komt is de relatief hoge doorstroom naar het huishouden bij vrouwen, zowel direct vanuit de werkende bevolking als indirect via werkloosheid. Het belang van die indirecte doorstroom wordt onderlijnd door het feit dat relatief veel vrouwen werkloos worden: bij werkende vrouwen is de kans om 1 jaar later werkloos te zijn, dubbel zo hoog als bij mannen (2.0 procent tegenover 1.0 procent). Bovendien stromen werkloze mannen sneller terug naar de werkende bevolking dan vrouwen. De kans om als huisvrouw daarna opnieuw aan het werk te gaan is bijzonder klein: 86 procent van de huisvrouwen zijn dat 1 jaar later nog steeds. De toestand van huisvrouw is wat men in de Markov-theorie over transitie-matrices een absorberende toestand noemt: een toestand die weinig of niet verlaten wordt. De kans om als huisvrouw opnieuw aan het werk te gaan neemt ook af met de leeftijd: bij twintigers bedraagt die nog 14 procent (zie tabel 6.3), bij dertigers en veertigers slechts 7 procent. Het feit dat de werkzaamheid naar leeftijd daalt bij vrouwelijke dertigers en veertigers, lijkt dus het resultaat van een directe en indirecte stroom naar een absorberende toestand: het huishouden.

### c. *Vijftigers*

Tabel 6.6 toont de uitstroom van mannen en vrouwen in de leeftijdscategorie 50-59 jaar. De instroom was in deze leeftijdscategorie te beperkt om ze zinvol uit te splitsen. Er is opnieuw een duidelijk verschil tussen vrouwen en mannen. Werkende mannen stromen grotendeels uit naar pensioen. Bij vrouwen is er echter ook belangrijke uitstroom naar het

huishouden. De uitstroomkans naar werkloosheid is ongeveer gelijk voor vrouwen en mannen.

**Tabel 6.6:** *Samenstelling van de uitstroom bij vijftigers (in %; PSBH 1994-2001)*

		Onderwijs	Werkloos	Huishouden	Pensioen	Totaal	N
Uitstroom	Man	0.0	19.7	4.3	76.1	100	117
	Vrouw	0.0	19.5	25.6	54.9	100	82

### 6.3. De carrièrekloof

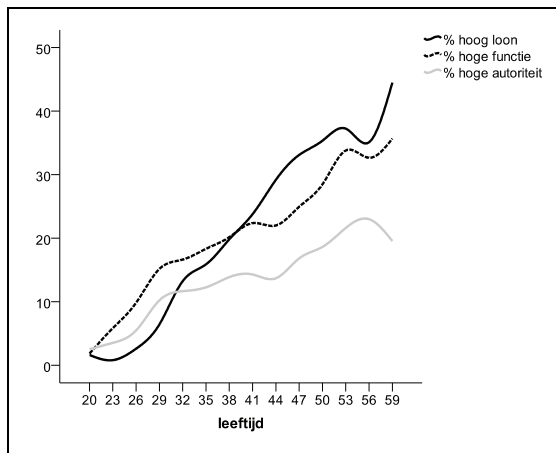
Aan carrière-voortgang zijn verschillende aspecten verbonden. Het meest voor de hand liggende aspect is natuurlijk het loon. Maar mensen verwachten van een succesvolle carrière ook andere zaken zoals beroepsprestige, status, andere inkomsten dan loon, autonomie, autoriteit, etc. De meeste van deze aspecten hangen op een sterke manier samen met de leeftijd van de werknemer. Tabel 6.7 toont de man/vrouw-verdeling binnen de groep werknemers die beschikken over een hoog loon, een hoge functie of een hoge mate van autoriteit in zijn of haar job. De mate van autoriteit is een centrale dimensie in theorieën van sociale stratificatie (Scott 1996: 186) en wordt daarom ook vaak gebruikt in carrière-onderzoek (o.a. Hachen 1990: 332). We definiëren iemand met een hoog loon hier als iemand met een bruto uurloon dat behoort tot de 20 procent hoogste uurlonen (dus groter dan het 8<sup>e</sup> loon-deciel). Als hoge functies beschouwen we de hoger bedienden en de kaderleden. En iemand met een hoge mate van autoriteit beschikt over zogenaamde *sanctioning authority* (Smith 2002: 511): invloed hebben op het salaris of de promoties van anderen.

**Tabel 6.7:** *De loonkloof, de functiekloof en de autoriteitskloof (in %; PSBH 2002)*

	Man	Vrouw	Totaal	N
Werknemers met een hoog loon	65.1	34.9	100	241
Werknemers met een hoge functie	71.4	28.6	100	353
Werknemers met een hoge mate van autoriteit	79.5	20.5	100	224

De redenen voor deze carrièrekloof zijn zeer divers, gaande van genderverschillen in menselijk kapitaal tot discriminatie. Een deel van de carrièrekloof is ook te wijten aan het feit dat vrouwen sneller uitstromen en minder snel instromen dan mannen. Als gevolg daarvan zijn ze gemiddeld jonger. Carrière dimensies hangen echter op een sterke manier samen met leeftijd. Grafiek 6.4 toont voor elke leeftijdscategorie het percentage werknemers met een hoog loon, een hoge functie en een hoge mate van autoriteit.

**Figuur 6.4:** *Percentage werknemers in hoge carrièreniveaus naar leeftijd (PSBH 1994-2001)*



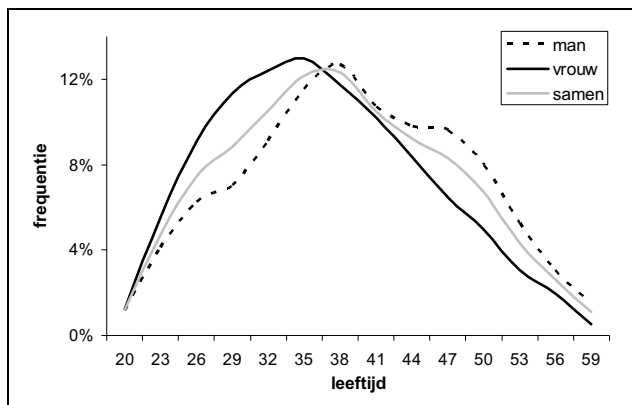
Het causaal verband tussen leeftijd en carrière verloopt grotendeels via ervaring. Hoe ouder men is, hoe meer ervaring men heeft. En hoe meer ervaring men heeft, hoe hoger de functie, de mate van autoriteit en het loon (Mincer 1958: 301). Daarnaast hangt de leeftijd ook samen met de anciënniteit die vaak een invloed heeft op bevorderingen en op de loonberekening.

## 6.4. Het effect van de uitstroom op de carrièrekloof

### 6.4.1. Simulaties

De invloed van de differentiële in- en uitstroom op de carrièrekloof kwantificeren we aan de hand van *what-if* analyses (simulaties). Omdat vrouwen sneller uitstromen en mannen sneller terug instromen, zijn werkende mannen gemiddeld ouder dan werkende vrouwen. Grafiek 6.5 toont de verdeling van werkende mannen en vrouwen naar leeftijd. De grafiek voor de vrouwen ligt links van die van de mannen (linkse asymmetrie).

**Figuur 6.5:** *Frequentieverdeling van werkende mannen en vrouwen, met het gewogen gemiddelde (person years: N=5,566 mannen en 4,030 vrouwen; PSBH 1994-2001)*



In de simulaties wordt nagegaan wat er zou gebeuren indien mannen en vrouwen eenzelfde kans hebben om uit te stromen en in te stromen. In dat geval zou er geen verschil meer zijn tussen de leeftijdsverdelingen van mannen en vrouwen. In de simulatie gaan we ervan uit dat mannen en vrouwen “naar elkaar toegroeien”: dat mannen wat vaker uitstromen en vrouwen wat minder vaak. Dat is zowel economisch als maatschappelijk een zinvollere hypothese dan een simulatie waarin vrouwen zouden evolueren naar de mannelijke verdeling. Mannen zijn immers niet de norm. In grafiek 6.5 wordt de nieuwe leeftijdsverdeling

van zowel mannen als vrouwen die zo ontstaat, voorgesteld als een grijze curve.

#### 6.4.2. *Het effect op de loonkloof*

Tabel 6.8 geeft de resultaten weer van een simulatie van de bruto uurloonkloof bij een gelijke in- en uitstroom van mannen en vrouwen. De eerste kolommen geven de frequentieverdelingen voor de leeftijd van werkende mannen en vrouwen (dit zijn de onderliggende gegevens voor tabel 6.5). De leeftijdsverdeling 'samen' is de frequentieverdeling die zou ontstaan indien mannen en vrouwen eenzelfde instroomkans en eenzelfde uitstroomkans zouden hebben. De laatste twee kolommen geven voor iedere leeftijdscategorie het gemiddelde bruto uurloon van mannen en vrouwen.

Het gemiddelde loon bij de huidige leeftijdsverdeling is niets anders dan het huidige gemiddelde loon van alle werkende mannen en vrouwen. Het wordt berekend als het gewogen gemiddelde van de lonen in elke leeftijdscategorie, gewogen volgens de frequenties van de leeftijdsverdeling. Op die manier vinden we de gemiddelde bruto uurlonen terug en de daarbij horende bruto uurloonkloof voor de periode onder beschouwing: vrouwen verdienen 17.8 procent minder dan mannen. Vervolgens wordt het gemiddelde mannen- en vrouwenloon geschat in een situatie van gelijke in- en uitstroomkansen, waardoor werkende mannen en vrouwen eenzelfde leeftijdsverdeling zouden kennen. Die lonen worden geschat door het gewogen gemiddelde te berekenen van de lonen in elke leeftijdscategorie, gewogen volgens de frequenties van de gezamenlijke leeftijdsverdeling. In de simulatie van de gemiddelde lonen bij eenzelfde leeftijdsverdeling, groeien de lonen van mannen en vrouwen naar elkaar toe. Daardoor daalt de bruto uurloonkloof van 17.8 procent naar 14.7 procent, dat is een daling met minder dan een vijfde. De invloed van de differentiële in- en uitstroom op de loonkloof moet dus relatief beperkt genoemd worden.

**Tabel 6.8:** *Simulatie van de loonkloof bij gelijke in- en uitstroom*  
(person years: N=5,566 mannen en 4,030 vrouwen; PSBH 1994-2001)

leeftijd	Leeftijdverdeling			Bruto-uurloon (in €)		
	mannen	vrouwen	samen	mannen	vrouwen	
20	1.2%	1.3%	1.2%	35.6	30.4	
23	4.2%	5.6%	4.7%	38.6	36.1	
26	6.2%	9.1%	7.4%	44.7	40.5	
29	7.0%	11.4%	8.9%	49.5	44.4	
32	9.1%	12.4%	10.5%	53.7	47.0	
35	11.5%	13.0%	12.1%	55.0	48.6	
38	12.7%	11.8%	12.3%	58.0	50.4	
41	10.7%	10.2%	10.5%	60.3	51.9	
44	9.8%	8.4%	9.2%	64.4	51.6	
47	9.6%	6.5%	8.3%	66.0	53.6	
50	8.0%	5.0%	6.7%	69.3	56.2	
53	5.3%	3.1%	4.3%	72.2	55.9	
56	3.1%	2.0%	2.6%	70.7	57.8	
59	1.5%	0.5%	1.1%	74.9	65.2	
<i>Totaal</i>	<i>100.0%</i>	<i>100.0%</i>	<i>100.0%</i>			
<b>Gemiddelde lonen bij de huidige leeftijdsverdeling:</b>				<b>58.7</b>	<b>48.3</b>	<b>loonkloof = 17.8%</b>
<b>Gemiddelde lonen bij een zelfde leeftijdsverdeling:</b>				<b>57.6</b>	<b>49.1</b>	<b>loonkloof = 14.7%</b>

Bij deze berekening veronderstellen we dat de gemiddelde lonen binnen elke leeftijdscategorie niet veranderen wanneer mannen en vrouwen op eenzelfde manier zouden gaan in- en uitstromen. Wellicht stromen vrouwen met lage lonen echter sneller uit dan andere vrouwen. Bij een gelijke in- en uitstroom zouden net die laagverdienende vrouwen niet uitstromen, zodat de gemiddelde vrouwenlonen wat lager zouden zijn dan in de simulatie. Deze veronderstelling impliceert dat de loonkloof wellicht wat groter zou blijven dan het geschatte cijfer dat via de simulatie wordt bekomen. Aan de andere kant is het feit dat de loonkloof groter is bij de oudere leeftijden, ten dele te wijten aan een cohorte-effect (waardoor de loonkloof op termijn dus wat zal afnemen).



### 6.4.3. *Het effect op functieniveau en autoriteit*

Vervolgens onderzoeken we de invloed van de ongelijke in- en uitstroom op enkele andere carrièredimensies: het functieniveau en de mate van autoriteit. Naar analogie met de loonkloof kunnen we bij deze dimensies spreken van een functiekloof en een autoriteitskloof tussen mannen en vrouwen (zie § 5.3. (pagina 64)).

Omdat oudere werknemers vaker werken in hoge functies en in beroepen met een hoge mate van autoriteit, zal het rechttrekken van de leeftijdsverdeling ook voor deze dimensies de carrièrekloof gedeeltelijk dichten. In tabel 6.9 staan de resultaten van een simulatie van het percentage werkende mannen en vrouwen die werken in hoge functies (hoger bediende of kader) en die beschikken over een hoge mate van autoriteit (invloed hebben op het salaris of de promoties van anderen). De percentages bij de huidige leeftijdsverdeling zijn opnieuw berekend als het gewogen gemiddelde van de percentages in de leeftijdscategorieën, met de frequenties van de leeftijdsverdeling als wegingscoëfficiënten. In de periode onder beschouwing werkten dus 23.5 procent van de mannen en slechts 10.6 procent van de vrouwen in hoge functies. Indien door een gelijke in- en uitstroom de leeftijdsverdeling gelijkgeschakeld zou worden, dan zou het percentage bij de mannen dalen tot 22.6 procent en dat van vrouwen toenemen tot 10.9 procent. Het percentage mannen dat beschikt over een hoge mate van autoriteit zou dalen van 16.5 naar 15.8 procent, bij vrouwen is er geen waarneembare toename.

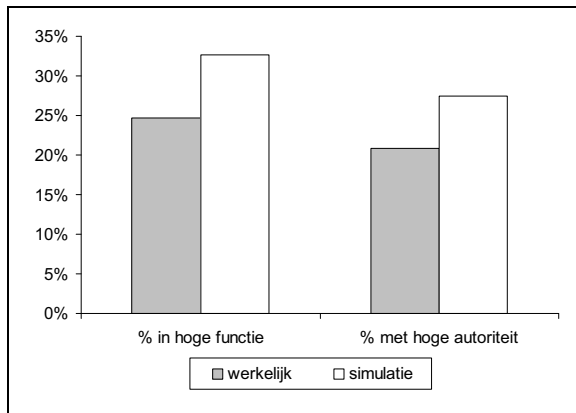
**Tabel 6.9:** *Simulatie van de functie- en autoriteitskloof bij gelijke in- en uitstroom (person years: N=11,213 mannen en 8,969 vrouwen; PSBH 1994-2001)*

leeftijd	Leeftijdsverdeling			% in hoge functie		% met hoge autoriteit	
	mannen	vrouwen	samen	mannen	vrouwen	mannen	vrouwen
20	1.2%	1.3%	1.2%	1.6%	0.8%	1.1%	2.5%
23	4.2%	5.6%	4.7%	5.2%	4.2%	4.4%	2.7%
26	6.2%	9.1%	7.4%	11.8%	6.7%	6.5%	3.7%
29	7.0%	11.4%	8.9%	16.2%	10.1%	11.3%	7.5%
32	9.1%	12.4%	10.5%	19.4%	10.9%	15.4%	7.3%
35	11.5%	13.0%	12.1%	20.7%	10.5%	16.0%	6.9%
38	12.7%	11.8%	12.3%	23.8%	12.3%	17.3%	6.2%
41	10.7%	10.2%	10.5%	24.0%	13.1%	16.8%	5.7%
44	9.8%	8.4%	9.2%	28.3%	10.7%	17.8%	5.5%
47	9.6%	6.5%	8.3%	28.2%	11.7%	19.9%	5.9%
50	8.0%	5.0%	6.7%	32.0%	12.9%	21.3%	5.0%
53	5.3%	3.1%	4.3%	35.0%	13.7%	22.2%	6.6%
56	3.1%	2.0%	2.6%	36.8%	17.0%	27.1%	8.2%
59	1.5%	0.5%	1.1%	39.0%	13.9%	21.5%	6.7%
<i>Totaal</i>	<i>100.0%</i>	<i>100.0%</i>	<i>100.0%</i>				
<b>percentage bij huidige leeftijdsverdeling:</b>				<b>23.5%</b>	<b>10.6%</b>	<b>16.5%</b>	<b>6.0%</b>
<b>simulatie bij zelfde leeftijdsverdeling:</b>				<b>22.6%</b>	<b>10.9%</b>	<b>15.8%</b>	<b>6.0%</b>

Vervolgens gaan we na hoe het aantal vrouwen aan de top hierdoor verandert. In de periode onder beschouwing bedraagt het aandeel vrouwen over de volledige leeftijdscategorie 20-59 jaar slechts 42 procent. Bij eenzelfde in- en uitstroom zou het aandeel vrouwen in de werkende bevolking 50 procent gaan bedragen. In combinatie met de resultaten uit tabel 6.9 kan nu het aandeel vrouwen in hoge functies en in jobs met een hoge mate van autoriteit geschat worden. Grafiek 6.6 toont de resultaten. Indien mannen en vrouwen op eenzelfde manier in- en uitstromen, dan zou het aandeel vrouwen met een hoge functie binnen de groep werkenden, toenemen van 24.7 naar 32.6 procent (aangezien er bij gelijke in- en uitstroom evenveel mannen werken als vrouwen, wordt het aandeel vrouwen in topfuncties:  $10.9 / (22.6 + 10.9) = 32.6$ ). Binnen de groep werkenden die beschikt over een job met een hoge mate van autoriteit, zou het aandeel vrouwen toenemen van 20.8 tot

27.4 procent. In beide gevallen betekent dat een toename van het aantal vrouwen met iets minder dan een derde.

**Figuur 6.6:** *Simulatie van het aandeel vrouwen in hoge functies en jobs met een hoge mate van autoriteit bij gelijke in- en uitstroom*



#### 6.4.4. *Is de uitstroom de oorzaak van het beperkte aantal vrouwen aan de top?*

In hun onderzoek naar de uitstroom en de promotiekansen van vrouwelijke managers in de VS, besloten Gayle e.a. (2008: 28) dat het beperkte aantal vrouwen aan de top grotendeels verklaard wordt door de relatief grote uitstroom van vrouwen. Dat blijkt in België niet het geval te zijn. De differentiële in- en uitstroom van mannen en vrouwen verklaart ongeveer een derde van het beperkte aantal vrouwen in hoge functies en functies met een hoge mate van autoriteit en minder dan een vijfde van de loofkloof. Andere factoren, zoals verschillen in promotiekansen spelen dus ook een rol. Maar omgekeerd mag het effect van de relatief hoge uitstroom bij vrouwen dus evenmin verwaarloosd worden.

## 6.5. Achtergronden van de verschillende instroom en uitstroom

### 6.5.1. *Wie zijn de werkenden?*

We toonden aan dat het aandeel vrouwen in de werkende bevolking afneemt naar leeftijd en dat dit een invloed uitoefent op de loonkloof en het aandeel vrouwen in hogere functies en jobs met een hoge mate van autoriteit. Maar welke factoren bepalen of mensen niet (meer) werken, en verschillen deze factoren tussen mannen en vrouwen?

Om deze vraag te beantwoorden, wordt een statistisch model geschat waarin verschillende variabelen tegelijk worden opgenomen om hun respectieve bijdrage te kwantificeren. Het gaat om een logistische regressie waarbij de kans wordt geschat dat iemand uit de leeftijdscategorie 20-59 jaar behoort tot de categorie van de werkenden (naar analogie met Román e.a. 2007: 37). Om eventuele verschillen tussen mannen en vrouwen op te sporen voeren we de analyse voor beide groepen afzonderlijk uit. In de modellen worden de gegevens betrokken van 14,283 mannen (van wie 82 procent werkt) en 15,432 vrouwen (van wie 59 procent werkt). Dat meer mannen dan vrouwen behoren tot die categorie is, zoals hoger besproken, zowel een gevolg van de hogere uitstroom als van de lagere instroom bij vrouwen. De onafhankelijke variabelen die worden opgenomen zijn de leeftijd, het opleidingsniveau, de gezinssituatie, het aantal kinderen, de gezondheidstoestand en de PSBH-golf waarin de bevraging plaatsvond. Bij de *leeftijd* maken we een onderscheid tussen twintigers, dertigers, veertigers en vijftigers. In het *opleidingsniveau* worden drie categorieën onderscheiden: respondenten met een hoog opleidingsniveau beschikken over een diploma hoger onderwijs, respondenten met een middelmatig opleidingsniveau hebben enkel een diploma van het secundair onderwijs en respondenten met een laag opleidingsniveau hebben geen diploma secundair onderwijs. De variabele *burgerlijke staat* onderscheidt de categorieën gehuwd, feitelijk gescheiden, echtgescheiden, verweduwd en nooit gehuwd. De opname van deze variabele is ingegeven door Gary Beckers (1981) *New Home Economics*, die stelt dat mensen hun arbeidsbeslissingen coördineren op gezinsniveau. Volgens deze theorie is het rationeel om binnen het gezin een arbeidsdeling te organiseren waarbij vrouwen zich specialiseren in huishoudelijk werk en mannen in

betaalde arbeid. Bij de aanwezigheid van *kinderen* maken we het onderscheid tussen drie categorieën: geen kinderen jonger dan 16 jaar, het jongste kind is jonger dan 7 jaar, en het jongste kind is tussen en 7 en 16 jaar. De variabele *slechte gezondheid* geeft weer hoe respondenten hun gezondheid evalueren en is gemeten op een schaal van 1 (zeer goed) tot 5 (zeer slecht). De variabele *golf* neemt waarden aan tussen 3 (1994) en 11 (2002) en werd opgenomen om te controleren voor eventuele veranderingen van de werkzaamheidsgraad doorheen de tijd (periode- en cohorte-effecten). De resultaten van de analyse staan weergegeven in *Wie behoort tot de categorie van de werkenden?* (logistische regressie; PSBH 1994-2002).

**Tabel 6.10:** *Wie behoort tot de categorie van de werkenden?*  
(logistische regressie; PSBH 1994-2002)

Variabelen	Mannen	Vrouwen
Leeftijd ( <i>ref=20-29 jaar</i> )		
30-39	1.724 ***	0.743 ***
40-49	1.350 ***	0.489 ***
50-59	- 0.047	- 0.585 ***
Opleidingsniveau ( <i>ref=laag</i> )		
Midden	0.425 ***	0.702 ***
Hoog	1.034 ***	1.787 ***
Burgerlijke staat ( <i>ref=gehuwd</i> )		
Feitelijk gescheiden	- 0.230	- 0.107
Echtgescheiden	- 0.605 ***	0.292 ***
Verweduwd	- 0.939 **	- 0.563 ***
Nooit gehuwd	- 1.039 ***	- 0.062
Kinderen ( <i>ref=geen kind &lt; 16 jaar</i> )		
Jongste kind < 7 jaar	0.426 ***	- 0.024
7 jaar <= jongste kind < 16 jaar	- 0.038	- 0.319 ***
Slechte gezondheid	- 0.772 ***	- 0.392 ***
Golf	0.021	0.023 **
Constante term	2.214 ***	0.068
N person years	14,183	15,341
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.281	0.248

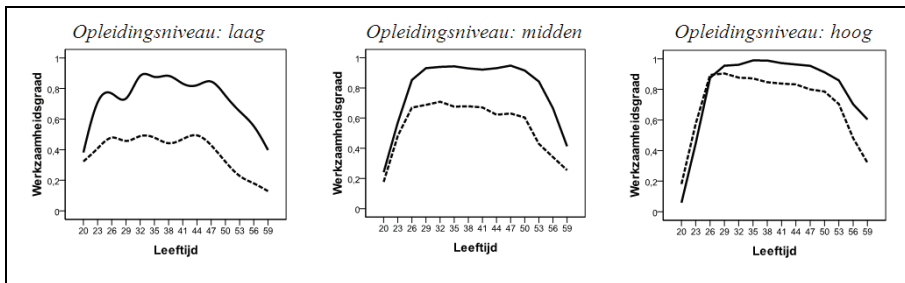
\* p<0.05; \*\* p<0.01; \*\*\* p<0.001

Voor de meeste variabelen kon een significant effect aangetoond worden op de kans om te behoren tot de categorie van de werkenden. Bij vrouwen is de coëfficiënt bij de variabele *golf* significant groter dan nul, wat impliceert dat de werkzaamheid in de beschouwde periode (of

over de opeenvolgende cohorten) is toegenomen, zelfs na controle voor de toename in het gemiddelde opleidingsniveau. De gezinsvariabelen spelen een interessante rol. Gehuwde mannen zijn vaker aan het werk dan alleenstaande mannen. Mannen zijn na een echtscheiding minder vaak aan het werk, terwijl dat bij vrouwen omgekeerd is. De hoge participatie bij echtgescheiden vrouwen is een fenomeen dat in de meeste Europese landen zichtbaar is (van Damme e.a. 2009: 190) en dat te wijten zou zijn aan het feit dat gehuwde vrouwen voor hun inkomen vaak afhankelijk zijn van hun man: bij echtscheiding verhogen ze hun participatie om inkomensverlies tegen te gaan. Bij echtgescheiden mannen zou dan mogelijk het omgekeerde effect spelen. Het effect van de gezinssituatie op participatie is interessant in het licht van de sterke toename van het aantal alleenstaanden tijdens de voorbije decennia: in 1961 bestond minder dan een kwart van de gezinnen uit slechts één volwassene (met of zonder kinderen). In 2007 steeg dat aandeel tot bijna 50 procent (Cantillon e.a. 2009: 4). Een gelijkaardig genderverschil zien we bij de invloed van kinderen. Het hebben van kinderen verlaagt de werkzaamheid bij vrouwen (significant voor kinderen tussen 7 en 16 jaar), terwijl het die van mannen juist verhoogt (significant voor jonge kinderen). Deze vaststelling is in overeenstemming met de stelling “kinderen kosten tijd en geld, vrouwen zorgen daarbij voor de tijd en mannen voor het geld”. Zoals verwacht werken zowel mannen als vrouwen die hun gezondheid slecht evalueren, minder vaak.

Het opleidingsniveau speelt een centrale rol in de werkzaamheid, wat ook in de analyse blijkt uit de significante en positieve coëfficiënten bij hoger opgeleiden. Maar vooral bij vrouwen is het effect van opleidingsniveau op de werkzaamheid groot. Uit onze cijfers voor 2002 (N=3,091) blijken 82 procent van de hoogopgeleide vrouwen aan het werk, tegenover slechts 40 procent van de laagopgeleiden. Bij de mannen is dat verschil (met respectievelijk 90 versus 76 procent) een stuk kleiner. Grafiek 6.7 geeft de werkzaamheid naar leeftijd, uitgesplitst naar opleidingsniveau.

**Figuur 6.7:** Werkzaamheidsgraad naar opleidingsniveau  
(Volle lijn = man; Onderbroken lijn = vrouw; N=31,589 person  
years; PSBH 1994-2002)



Het opleidingsniveau hangt bij vrouwen sterk samen met de werkzaamheid. Cantillon e.a. (2000: 10) spreekt in dit verband van een emancipatie in twee snelheden: de emancipatie (op het vlak van participatie dan) bij hoogopgeleiden zou quasi voltooid zijn, maar op het vlak van laaggeschoolde vrouwen scoort België zeer slecht en dat kan opgelost worden via een beleid gericht op de ondersteuning van zorgarbeid, zo blijkt uit hun internationaal comparatief onderzoek. Tegelijk moeten we vaststellen dat, vooral bij vrouwen, het opleidingsniveau sterk toegenomen is doorheen de tijd. We vergelijken ter illustratie aan de hand van de PSBH-data uit 2002 het aantal hoogopgeleiden in verschillende cohorten (N=3,091): van de vrouwelijke dertigers is 50 procent hoogopgeleid tegenover slechts 26 procent van de vijftigers. Bij mannelijke dertigers is 42 procent hoogopgeleid tegenover 33 procent van de vijftigers.

### 6.5.2. *Wie verlaat de werkende bevolking?*

Vervolgens gaan we na welke factoren samenhangen met de kans om uit te stromen vanuit de werkende bevolking. Dat doen we aan de hand van *discrete time event history analyse*, een multivariate techniek waarmee transities (*events*) in longitudinale data bestudeerd kunnen worden. Die gebeurtenis is hier het verlaten van de werkende bevolking na 1 jaar. In tegenstelling tot de vorige analyse waar we de kenmerken bepaalden van de werkenden, wat in feite een geaccumuleerd resultaat is van de in- en uitstroom in het verleden, concentreren we ons hier op de kans om uit te stromen. Deze werkwijze biedt een belangrijk voordeel bij de interpretatie van de resultaten. Laat ons het voorbeeld

nemen van het verband tussen gezondheid en participatie: in de vorige analyse toonden we aan dat niet-werkenden vaak een slechtere gezondheid hebben (of hun gezondheid slechter evalueren). Dit impliceert echter niet noodzakelijk dat mensen met een slechte gezondheid ook sneller uitstromen. Het kan immers zijn dat het pas na de uitstroom is, dat de gezondheid bij niet-werkenden achteruit gaat. Ook in dat geval hadden we schijnbaar een effect gezien van gezondheid op de werkzaamheid in de vorige analyse. Bij *event history analyse* vermijden we deze mogelijkheid: we kijken enkel naar de groep werkenden op dit moment en we gaan binnen die groep na of mensen met een slechte gezondheid in de volgende periode sneller uitstromen (wat inderdaad het geval zal blijken). Omdat de risicoset beperkt is tot de werkende bevolking kunnen er, bovenop de variabelen uit de vorige analyse, ook enkele jobkenmerken meegenomen worden in deze analyse. In de VS werd een dergelijke analyse uitgevoerd door Hachen (1990: 339) die onder meer het belang aantoonde van de mate van autoriteit in de job en het aantal werkuren per week. Om het aantal werkuren te vatten, introduceerden we een dummyvariabele voor *deeltijds* werk, naast één voor tewerkstelling bij de *overheid* (in tegenstelling tot de privé-sector). De variabele *functie* geeft de socio-professionele categorie weer waarin de respondent werkt, waarbij we het onderscheid maken tussen arbeiders, lager bedienden en hoger bedienden en kaderleden (zie § 5.2.b (pagina 51)). In de mate van *autoriteit* onderscheiden we werknemers zonder jobautoriteit, een groep met ‘supervisory’ autoriteit (andere werknemers superviseren) en een groep die zowel beschikt over ‘supervisory’ als ‘sanctioning’ autoriteit (invloed hebben op het loon en promoties van anderen). De *tevredenheid* over de job werd gemeten op een ordinale schaal tussen 1 (helemaal ontevreden) en 6 (helemaal tevreden). De variabele *commitment* geeft het belang weer dat respondenten hechten aan betaald werk op een schaal van 1 (mijn beroep is niet echt belangrijk voor mij, als het niet moest dan zou ik ermee stoppen) tot 3 (mijn beroep is zo belangrijk dat ik er veel voor opoffer). Voor deze variabelen hadden we gegevens voor 8,247 mannelijke *person years* (waarvan er 254 uitstroomden uit de werkende bevolking) en 6,632 vrouwelijke *person years* (waarver er 439 uitstroomden). De resultaten worden voorgesteld in tabel 6.11.



**Tabel 6.11:** *Wie verlaat de werkende bevolking?*  
(EHA; PSBH 1994-2001)

Variabelen	Man	Vrouw
Leeftijd ( <i>ref=20-29 jaar</i> )		
30-39	- 0.973 ***	-0.500 ***
40-49	- 0.646 **	- 0.832 ***
50-59	0.809 ***	0.244
Opleidingsniveau ( <i>ref=laag</i> )		
Midden	- 0.464 **	- 0.065
Hoog	- 0.819 ***	- 0.330
Burgerlijke staat ( <i>ref=gehuwd</i> )		
Feitelijk gescheiden	- 0.423	0.029
Echtgescheiden	0.467	- 0.264
Verweduwd	0.200	- 0.031
Nooit gehuwd	0.448 *	- 0.045
Kinderen ( <i>ref=geen kind &lt; 16 jaar</i> )		
Jongste kind < 7 jaar	0.330	0.208
7 jaar <= jongste kind < 16 jaar	- 0.068	- 0.192
Slechte gezondheid	0.529 ***	0.220 **
Deeltijds	1.336 ***	0.343 **
Overheid	- 0.542 **	- 0.024
Functie ( <i>ref=arbeider</i> )		
Lager bediende	- 0.212	- 0.595 ***
Hoger bediende of Kader	0.032	- 0.512 *
Autoriteit ( <i>ref=geen</i> )		
Supervisory authority	- 0.662 ***	- 0.318
Sanctioning authority	- 0.584 *	- 0.133
Tevredenheid	- 0.098	- 0.159 ***
Commitment	- 0.073	- 0.228 *
Golf	0.000	- 0.009
Constante term	- 3.047 ***	- 0.892 *
N person years	8,247	6,632
N events	254	439
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.130	0.077

\* p&lt;0.05; \*\* p&lt;0.01; \*\*\* p&lt;0.001

De uitstroomkans varieert sterk met de leeftijd: ze is het grootst voor twintigers en vijftigers. Mensen met een slechte gezondheid en deeltijders maken meer kans om de werkende bevolking te verlaten. Opvallend is dat het effect van het opleidingsniveau bij vrouwen verdwijnt na controle voor de andere variabelen in het model. Alleen bij mannen

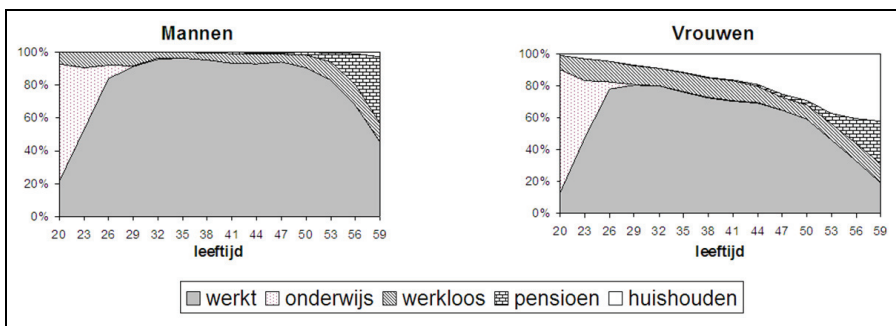
verlaagt werken voor de overheid ook de kans om uit te stromen. Ook opvallend is dat gescheiden mannen en vrouwen niet meer of minder uitstromen dan gehuwden. Het feit dat we in de vorige analyse wel een verband vonden tussen echtscheiding en participatie, lijkt aan te geven dat de causaliteit tussen beide variabelen mogelijk in de andere richting loopt: het zijn niet de gescheiden mannen die hun werkzaamheid verlagen door uit te stromen, maar het zijn wellicht de niet-werkende mannen die een hogere kans hebben op echtscheiding. Bij vrouwen is mogelijk een analoog mechanisme aan het werk: het zijn niet de gescheiden vrouwen die minder snel uitstromen, maar het zijn wellicht de werkende vrouwen die meer kans maken op echtscheiding. Dat lijkt aannemelijk, aangezien werkende vrouwen minder afhankelijk zijn van hun echtgenoot. Ook van Damme e.a. (2009: 194), die het effect van echtscheiding op participatie onderzochten, vonden inderdaad dat vrouwen hun participatie na echtscheiding slechts in zeer beperkte mate verhogen en onze vaststelling lijkt ook bevestigd te worden door de meeste demografische studies naar de determinanten van echtscheidingen (White 1990: 908). Demografische analyses vallen natuurlijk buiten het bestek van deze studie, maar de analyse illustreert in ieder geval wel de sterkte van *event history analyse* en de mogelijke valkuilen van de methode die in de voorgaande paragraaf werd gebruikt. Een andere vaststelling is dat enkel bij vrouwen arbeiders sneller uitstromen dan bedienden en kaderleden. Bij mannen is het daarentegen de mate van jobautoriteit die als significante variabele naar voren komt (de socio-professionele categorie en de mate van autoriteit zijn twee verschillende, maar gecorreleerde, aspecten van het carrièreniveau). Mannen die over autoriteit beschikken, stromen minder snel uit. Een mogelijke verklaring hiervoor is dat mannen het autoriteitsaspect van een job meer op prijs zouden stellen dan vrouwen, waardoor mannen met jobautoriteit zich sneller 'onmisbaar' gaan achten en langer gehecht blijven aan hun job. Een interessante vaststelling in dit verband is het feit dat sectoren waar veel mannen werken, een uitgebreidere hiërarchie en meer jobs met autoriteit kennen. Verder onderzoek zal meer inzicht moeten brengen in het precieze verband tussen gender, jobautoriteit en uitstroom. Zoals verwacht heeft de gezondheidstoestand een belangrijke invloed op de uitstroomkans. Vrouwen die tevreden zijn met hun job en die betaald werk belangrijk vinden (*commitment*), stromen minder snel uit. Deze vaststelling is in overeenstemming met de zogenaamde preferentietheorie (Hakim 2002: 440) die dit belang dat man-

nen en vrouwen hechten aan betaalde arbeid als een centrale variabele ziet. Vervolgens voerden we deze analyse ook uit voor mannen en vrouwen samen, met een dummy voor *geslacht* in het model en interactietermen met geslacht voor de gezinsvariabelen. Daaruit bleek dat vrouwen, ook na controle voor al deze variabelen, inderdaad een grotere uitstroomkans hebben dan mannen ( $p < 0.001$ ).

### 6.5.3. De transitie naar het huishouden

De hogere uitstroom en de beperktere instroom van vrouwen, zorgt ervoor dat het aandeel vrouwen in de werkende bevolking afneemt met de leeftijd. In paragraaf 6.2.4. (pagina 82) concludeerden we dat zowel transitie naar werkloosheid als het huishouden een rol spelen in deze afname. Maar deze twee factoren zijn niet even belangrijk. Grafiek 6.8 toont de samenstelling van de bevolking in de leeftijdscategorie 20-59 jaar aan de hand van Camera-diagrammen.

**Figuur 6.8:** *De uitstroom naar het huishouden bij vrouwen*  
(person years:  $N=16,811$  mannen en  $17,395$  vrouwen; PSBH 1994-2001)



Uit de grafiek blijkt dat de afname van het aandeel werkenden bij de vrouwen, gepaard gaat met een complementaire toename van het aantal huisvrouwen. Dat aantal neemt toe van minder dan 1 procent op twintigjarige leeftijd tot 30 procent op vijftigjarige leeftijd, waarna het verder blijft toenemen. De afname van de werkenden leidt niet tot een toename van werkloze vrouwen. Hoewel de werkloosheid bij vrouwen hoger ligt dan bij mannen, en hoewel de overstap van werk naar het huishouden vaak via een periode van werkloosheid gebeurt, vormt het

huishouden het reservoir waarin vrouwen op een min of meer continue manier belanden. Uit de transitie matrix in Loopbaantransities bij dertigers en veertigers (in %; PSBH 1994-2001) bleek al dat 86 procent van de huisvrouwen dat één jaar later nog steeds is. Het huishouden is een absorberende toestand: een toestand die weinig of niet verlaten wordt.

Nu het belang van deze transitie naar het huishouden is aangetoond, gaan we op zoek naar de oorzaken ervan: welke factoren bepalen of vrouwen een hogere kans hebben om uit te stromen naar het huishouden? Deze vraag beantwoorden we aan de hand van *discrete time event history analyse* voor de transitie bij vrouwen naar het huishouden vanuit een situatie van activiteit (werkend of werkloos). De analyse komt neer op een logistische regressie waarbij de afhankelijke variabele de kans is om uit te stromen naar het huishouden na een periode van één jaar. Als verklarende variabelen nemen we de variabelen uit het eerste regressie-model (zie tabel 6.10), aangevuld met een dummyvariabele die weergeeft of de respondent werkloos is en een variabele die aangeeft uit welke golf van de PSBH de gegevens afkomstig zijn. Die laatste veranderingen nemen we op omdat we verwachten dat de uitstroom afneemt doorheen de tijd. Voor deze variabelen hadden we gegevens voor 7,729 *person years* waarvan er 202 de transitie maakten naar het huishouden. De resultaten van de analyse staan in tabel 6.12.

Vrouwen die de transitie maken naar het huishouden zijn vaak ouder, laagopgeleid, met kinderen (vaak jonge kinderen) en zijn eerder gehuwd dan feitelijk gescheiden of nooit gehuwd. Er is geen effect van de variabele *gezondheid*. Deze resultaten stemmen overeen met de analyse in Forrier e.a. (2004: 12) waarbij de uitstroom naar inactiviteit werd onderzocht – hier specifiek vanuit de werkende bevolking – en waarbij eveneens het belang van leeftijd, kinderzorg en opleidingsniveau werd aangetoond. Uit onze analyse blijkt bovendien een bijzonder sterk effect vanwege *werkloosheid*, waarmee de indicatie uit paragraaf 6.2.4. (pagina 82) bevestigd wordt dat de transitie naar het huishouden vaak indirect gebeurt via werkloosheid. Bovendien geeft de negatieve coëfficiënt bij de variabele golf aan dat de uitstroom naar het huishouden afneemt over de bestudeerde periode. Dat betekent dat binnen een groep vrouwen van dezelfde leeftijd, de vrouwen in de dataset die later bevraagd werden (en dus in een later jaar geboren zijn) ook minder vaak de overstap maken naar het huishouden. Deze invloed van het geboortjaar is wat we bedoelen met een cohorte-effect. Of de vastge-

stelde afname van de transitie naar het huishouden te wijten is aan een periode-effect of aan een cohorte-effect, valt echter niet te onderscheiden. In ieder geval blijkt er dus geen sprake van een toename, een *opt-out revolution*, die sommigen zien (toch niet in België en voor de periode onder beschouwing). Een andere vaststelling is het effect van leeftijd: ook na controle voor een cohorte-effect, maken oudere vrouwen meer kans om over te stappen naar het huishouden. De grotere uitstroom naar het huishouden bij ouderen, die we in de beschrijvende analyses vaststelden, is dus niet louter toe te schrijven aan een cohorte- of periode-effect.

**Tabel 6.12:** *Tabel 6.12. Welke actieve vrouwen stromen uit naar het huishouden? (EHA; PSBH 1994-2001)*

Variabelen	$B_n$
Leeftijd ( <i>ref</i> =20-29 jaar)	
30-39	0.202
40-49	1.060 **
50-59	2.165 ***
Opleidingsniveau ( <i>ref</i> =laag)	
Midden	- 0.492 *
Hoog	- 1.134 ***
Burgerlijke staat ( <i>ref</i> =gehuwd)	
Feitelijk gescheiden	- 2.337 **
Echtgescheiden	- 0.600
Verweduwd	0.329
Nooit gehuwd	- 0.831 *
Kinderen ( <i>ref</i> =geen kind < 16 jaar)	
Jongste kind < 7 jaar	1.114 ***
7 jaar <= jongste kind < 16 jaar	0.802 **
Slechte gezondheid	0.104
Werkloos	4.197 ***
Golf	- 0.162 ***
Constante term	- 4.187 ***
N person years	7,729
N events	202
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.412

\*  $p < 0.05$ ; \*\*  $p < 0.01$ ; \*\*\*  $p < 0.001$

Deze analyse impliceert dat het mogelijk is om binnen de groep van werkloze vrouwen een specifieke doelgroep af te bakenen, die het hoogste risico loopt om de arbeidsmarkt definitief te verlaten door uit te stromen naar het huishouden. De beleidsaandacht concentreren op deze doelgroep via maatregelen die de combinatie arbeid/gezin mogelijk maken, zou dus een doelgerichte manier zijn om via verhoogde participatie ook de carrièrekloof ten dele te dichten.

## 6.6. Conclusie

Op basis van gegevens uit de Panelstudie van Belgische Huishoudens (PSBH) toonden we aan dat vrouwen de werkende bevolking sneller verlaten en minder snel (terug) instromen dan mannen. Ze stromen daarbij relatief vaak – al dan niet via een periode van werkloosheid – naar een situatie van huishoudelijk werk. Als gevolg hiervan daalt de werkzaamheid van vrouwen in functie van de leeftijd en is de leeftijdsverdeling van werkende vrouwen sterk links asymmetrisch. Werkende vrouwen zijn daarom gemiddeld jonger en beschikken over minder ervaring. Omdat hoge functies vooral worden ingenomen door oudere werknemers, wordt het aantal vrouwen aan de top ook door dit mechanisme van relatief hoge vrouwelijke uitstroom beperkt. Hoewel dit mechanisme bij de bespreking van de verticale segregatie van vrouwen en mannen in de literatuur vaak over het hoofd gezien wordt, blijkt het ongeveer een derde van het beperkte aantal vrouwen in hoge functies te verklaren en een vijfde van de loonkloof tussen vrouwen en mannen. Het is dus evenmin het geval dat de hoge uitstroom bij vrouwen de verticale segregatie volledig verklaart, zoals gesuggereerd door Gayle e.a. (2008). Andere mechanismen, zoals belemmeringen bij de doorstroom van vrouwen in hun carrières, spelen ook een rol (zie § 4.3. (pagina 48)). De vrouwen die de overstap maken van de arbeidsmarkt naar het huishouden hebben vaak een gezin met (jonge) kinderen. Het gaat meestal om laagopgeleide vrouwen, die de overstap maken na een periode van werkloosheid. De kans om de overstap te maken naar het huishouden neemt bovendien af doorheen de tijd, wat in tegenspraak is met diegenen die een *opt-out revolution* zien. Ondanks de dalende trend, is de uitstroom van vrouwen naar het huishouden een belangrijke factor in de differentiële in- en uitstroom tussen mannen en vrouwen. De beleidsaandacht concentreren op deze doelgroep via maatregelen die

de combinatie arbeid/gezin vergemakkelijken, zou een doelgerichte manier zijn om ook via verhoogde participatie de carrièrekloof te helpen dichten.





## Hoofdstuk 7 DE CARRIÈREKLOOF IN MANNELIJKE EN VROUWELIJKE SECTOREN

### 7.1. Inleiding en theoretisch kader

Voor het beperkte aantal vrouwen in hoge functies worden verschillende verklaringen naar voren geschoven. Kanter (1977: 206) stelt dat de lagere functiepromotiekansen bij vrouwen onder meer het gevolg zijn van de mannelijke cultuur die ontstaat in organisaties met overwegend mannen. Volgens deze zogenaamde 'token-theorie' worden kleine minderheidsgroepen steeds gediscrimineerd omdat ze extra zichtbaar zijn waardoor negatieve stereotypen sneller ontstaan (de *tokens* of 'symbolen' verwijzen naar de enkele vrouwen in de minderheid). De achterstelling van vrouwen is dus een kwestie van "*rarity and scarcity, rather than femaleness per se*" (ibid.: 207) en de wanverhoudingen houden zichzelf in stand. Deze visie brengt Kanter ertoe om te pleiten voor numerieke richtlijnen bij aanwervingen (quota) teneinde de cultuur om te buigen die volgens haar verantwoordelijk is voor onnodige psychische druk en in de weg staat van gelijke promotiekansen en organisatorische efficiëntie (ibid.: 241-2). De token-theorie vormde het startpunt voor verder onderzoek naar de relatie tussen promotiekansen en de man/vrouw-samenstelling in een beroep of sector. Mannen en vrouwen werken immers in zeer verschillende beroepen. Dit wordt de horizontale segregatie van mannen en vrouwen genoemd, in tegenstelling tot de verticale segregatie die duidt op het feit dat hoge functies vooral door mannen worden uitgeoefend.

Het verklaringsmodel van de token-theorie lijkt aantrekkelijk, maar ze impliceert ook een keerzijde: indien discriminatie louter een fenomeen is van groepsgedrag tegenover minderheden, dan zou in sectoren waar vrouwen in de meerderheid zijn, de mannelijke minderheid gediscrimineerd worden. Naar aanleiding van de kritiek van Acker (1990: 143) op Kanters gender-neutrale organisatietheorie, verrichtte Williams (1992) kwalitatief onderzoek naar mannen in vrouwelijke sectoren aan de hand van een honderdtal interviews. Ze stelde daarbij vast dat deze mannen, eerder dan een *glass ceiling* (glazen plafond), een *glass escalator* (glazen roltrap) ondervinden. Mannen in vrouwelijke sectoren zouden

een extra hoge promotiekans hebben en als het ware vanzelf omhoog gaan. Dat zou onder meer het gevolg zijn van het feit dat de klanten van vrouwelijke beroepen geen mannen aanvaardden zodat de mannen hier al snel 'weggepromoveerd' worden. Bovendien zouden de mannen geconfronteerd worden met heel wat maatschappelijke vooroordelen tegenover vrouwenwerk, waardoor ze hun mannelijke identiteit gaan benadrukken en meer moeite doen om hogerop te geraken.

Tabel 7.26 geeft een overzicht van de effecten van de gendersamenstelling in een sector op de promotiekansen van vrouwen en mannen, die volgen uit beide theorieën (de token-theorie van Kanter en de theorie van de *glass escalator* van Williams). *Tokenism* verlaagt (-) de promotiekansen van mannen in vrouwelijke sectoren en die van vrouwen in mannelijke sectoren. Het omgekeerde (+) geldt wanneer mannen of vrouwen de dominante groep vormen. In het geval van een *glass escalator* hebben mannen in vrouwelijke sectoren een bijkomend voordeel (+) in vergelijking met mannen in een mannelijke sector (-). Voor vrouwen geldt het omgekeerde, zij ondervinden in vrouwelijke sectoren een bijkomend nadeel (-).

**Tabel 7.1:** Effect van de gendersamenstelling in een sector op promotiekansen

	Mannen		Vrouwen	
	Mannelijke sector	Vrouwelijke sector	Mannelijke sector	Vrouwelijke sector
<i>Tokenism</i>	+	-	-	+
<i>Glass escalator</i>	-	+	+	-

In feite stellen beide theorieën dat het effect van de gendersamenstelling van de sector verschilt naargelang het geslacht. Volgens de token-theorie doet de 'mannelijkheid' van de sector de promotiekansen van mannen toenemen en die van vrouwen afnemen. Volgens de theorie van de *glass escalator* is het omgekeerd. Beide theorieën voorspellen dus (statistisch gesproken) een interactie-effect tussen de mannelijkheid van de sector en het geslacht: het effect van de mannelijkheid van de sector is verschillend voor beide geslachten. Het verschil tussen beide theorieën ligt in de richting van het effect: voor vrouwen voorspelt de token-theorie een negatief interactie-effect (de mannelijkheid van een sector verlaagt de promotiekansen), terwijl de theorie van de *glass escalator* een positief interactie-effect voorspelt.

Kanter en Williams waren echter niet in staat om hun theorieën te testen aan de hand van een multivariate analyse. Meerdere variabelen tegelijk meten is belangrijk, want schijnbare verschillen in promotiekansen kunnen te wijten zijn aan verschillen in persoonlijke kenmerken die de promotiekans bepalen (bvb. verschillen in menselijk kapitaal). De doelstelling van dit hoofdstuk is om het interactie-effect van de gendersamenstelling in de sector en het geslacht op promotiekansen empirisch te testen voor België. Dit werd eerder gedaan door Maume (1999a: 498) voor promoties naar managementfuncties in de VS in de periode 1981-87. Uit zijn berekeningen blijkt dat werken in een vrouwelijke sector de promotiekans van mannen verhoogt, terwijl die van vrouwen verlaagt. Deze analyse wijst dus op het bestaan van een *glass escalator*. Cohen en Huffman (2003: 458) toonden aan dat de loonkloof tussen mannen en vrouwen, rekening houdend met verschillen in persoonlijke kenmerken, groter is in vrouwelijke sectoren en ziet hierin ook een indicatie voor het bestaan van de *glass escalator*. Maar uit een gelijkaardige studie op basis van Nederlandse loondata (De Ruijter & Huffman 2003: 328) bleek dat het gendervoordeel van mannen juist kleiner is in de vrouwelijke sectoren. Budig (2002: 274) stelt dan weer vast dat het voordeel van mannen op het vlak van loonniveau en loongroei niet verschilt naargelang de gendersamenstelling van de sector.

Aan carrièrevoortgang zijn verschillende aspecten verbonden. Mensen verwachten van een succesvolle carrière naast een hoge functie ook andere zaken zoals beroepsprestige, status, een hoog loon, andere inkomsten dan loon, autonomie, autoriteit, etc. De mate van autoriteit (in de betekenis van Scott 1996: 186) is een centrale dimensie in theorieën van sociale stratificatie en wordt daarom ook steeds vaker gebruikt in onderzoek naar carrières en promotiekansen (o.a. Hachen 1990; Wright & Baxter 1995). De mate van autoriteit is ook sterk gendergebonden: in 2002 waren 79.5 procent van de werknemers die beschikken over een hoge mate van jobautoriteit mannen (zie tabel 6.7). Eén van de redenen voor die autoriteitskloof tussen mannen en vrouwen is de sociale norm dat vrouwen geen autoriteit behoren uit te oefenen over mannen, een norm die volgens Reskin en Padavic (1994: 96) teruggevonden wordt in de meeste culturen: *“men rule over women and junior men, women rule over women, but women rarely if ever rule over men.”* In een empirische studie voor Canada, bevestigden Boyd e.a. (1991: 429) dat weinig vrouwen supervisie uitoefenen over mannen, een situatie die ze omschreven als de ‘ijzeren wet van het anti-matriarchaat’. Deze

visie impliceert een relatie tussen de kans om jobautoriteit te verwerven en de gendersamenstelling van de sector. Indien de norm dat vrouwen geen autoriteit behoren uit te oefenen over mannen (nog steeds ten dele) bestaat, dan zullen in de mannelijke sectoren relatief weinig vrouwen en relatief veel mannen autoriteit verwerven. Kraus en Yonay (2000: 598) stelden in een studie over Israël echter vast dat vrouwen in mannelijke sectoren juist makkelijker autoriteit verwerven dan in vrouwelijke sectoren. Als verklaring suggereren ze dat mannen in mannelijke sectoren hun discriminerend gedrag tegenover vrouwen verminderen omdat ze er minder concurrentie vanwege vrouwen ondervinden. Andere studies over het verwerven van autoriteit bij vrouwen en mannen gaan niet op zoek naar de mogelijke rol van de gendersamenstelling van de sector, maar wijzen op het belang van ervaring, opleidingsniveau, sector, gezinsvariabelen (Hachen 1990; McGuire & Reskin 1993; Bygren & Gähler 2007) en economische verschillen tussen landen (Rosenfeld e.a. 1998). In dit hoofdstuk zal ook dit effect van de gendersamenstelling van de sector op de kans om autoriteit te verwerven, empirisch getest worden voor Belgische data.

## 7.2. Methode en variabelen

In deze analyse worden gegevens gebruikt uit de laatste 9 golven van de PSBH-dataset (1994-2002). Het longitudinaal karakter van deze data stelt ons in staat respondenten te volgen doorheen de tijd zodat promotiekansen bepaald kunnen worden. Het effect van de verklarende variabelen op de promotiekans wordt geschat aan de hand van *discrete time event history analyse*, een multivariate regressietechniek voor longitudinale data waarbij de kans op een gebeurtenis geschat wordt. In de analyses die we zullen uitvoeren is die gebeurtenis respectievelijk een promotie naar een hoge functie en het verwerven van autoriteit. Omdat promoties zoals we ze hieronder definiëren zeer zeldzaam zijn bij werknemers in het arbeidersstatuut, laten we deze groep buiten beschouwing in deze analyse. De risicoset bestaat dus uit de bedienden, beperkt tot de leeftijdscategorie 20-59 jaar.

De afhankelijke variabelen die we zullen gebruiken zijn *promotie* en het *verwerven van autoriteit*. Een *promotie* definiëren we als de overgang naar de categorie van de hoger bedienden/kaderleden binnen een periode van 1 jaar. Wanneer we het verder in dit hoofdstuk hebben over promo-

ties, dan bedoelen we dus functiepromoties. Bij de bepaling van de promotiekans beperken we de risicoset tot de lagere bedienden die zich nog niet in die hoogste categorie bevinden. Het *verwerven van autoriteit* definiëren we als de overgang naar het beschikken over zogenaamde *sanctioning authority* binnen een periode van 1 jaar. In jobautoriteit (macht die voortvloeit uit een functie) zijn verschillende gradaties te onderscheiden (Smith 2002: 511). Sommige personeelsleden hebben van invloed op het loon en de promoties van andere personeelsleden (*sanctioning authority*), terwijl anderen enkel supervisie uitoefenen over anderen (*supervisory authority*). Wanneer wij het in dit hoofdstuk hebben over autoriteit, dan bedoelen we deze hoogste mate van autoriteit (*sanctioning authority*). Door autoriteit op deze manier te definiëren (en niet als het louter beschikken over *supervisory authority*), zorgen we voor een duidelijker contrast binnen de groep bedienden die we willen bestuderen. De risicoset bij de bepaling van de kans op het verwerven van autoriteit bestaat uit alle lager bedienden en hoger bedienden/kaderleden die nog niet over (*sanctioning*) autoriteit beschikken.

Als controlevariabelen nemen we de leeftijd en het aantal jaar dat de respondent reeds werkt bij de huidige werkgever (*ervaring huidige werkgever*). De *leeftijd* hangt sterk samen met een ander type ervaring, namelijk het aantal jaar ervaring op de arbeidsmarkt. In het *opleidingsniveau* worden drie categorieën onderscheiden: respondenten met een hoog opleidingsniveau beschikken over een diploma hoger onderwijs, respondenten met een middelmatig opleidingsniveau hebben enkel een diploma van het secundair onderwijs en respondenten met een laag opleidingsniveau hebben geen diploma secundair onderwijs. Met deze drie variabelen wordt er gecontroleerd voor het menselijk kapitaal waarover respondenten beschikken. We voegen ook de variabele *golf* toe om te controleren of de promotiekans veranderde in de periode onder beschouwing. Vervolgens wordt er gecontroleerd voor een reeks job- en sectorkenmerken. Het aantal *werkuren per week* meet het aantal werkuren zoals dat vermeld staat in het arbeidscontract. In de analyse voor het verwerven van autoriteit wordt een dummy toegevoegd die aangeeft of de respondent werkt als *hoger bediende/kaderlid*, in tegenstelling tot de lager bedienden als referentiecategorie. Bij de analyse voor de promotiekans is de risicoset per definitie beperkt tot de groep van de lager bedienden. Het *aantal werknemers* in het bedrijf wordt gemeten aan de hand van een schaal van 1 (geen werknemers) tot 7 (meer dan 500). Aangezien we voor deze laatste categorie geen klassenmidden

kunnen bepalen, is het onmogelijk om deze veranderlijke te hercoderen tot een ratioschaal. Er wordt een dummy toegevoegd die aangeeft of de respondent werkt voor de *overheid* of in de privé-sector. Hachen (1990: 339) toonde immers aan dat werken voor de overheid de kans op een toename in autoriteit verlaagt. De variabele ‘% mannen’ is een belangrijke variabele in de analyse: ze geeft het aandeel mannen in de sector weer. Het globale percentage mannen in de sector correleert echter bijna perfect (Pearson correlation = 0.99) met het percentage mannen onder diegenen die niet over enige mate van autoriteit (zelfs geen *supervisory authority*) beschikken. We hebben er voor gekozen om het percentage mannen op deze laatste manier te meten, aangezien vanuit theoretisch oogpunt eigenlijk de gendersamenstelling onder de kandidaat-promovendi telt. Deze sectorvariabele werd aan de hand van de Nace-BEL-classificatie (tot op 2 cijfers) berekend voor de 37 sectoren waarvan er meer dan 100 respondenten in de dataset aanwezig waren. De risicoset is dus beperkt tot die sectoren. Vervolgens worden ook enkele gezinsvariabelen opgenomen, aangezien de gezinssituatie structurele beperkingen oplegt aan de manoeuvreerruimte op de arbeidsmarkt. De variabele *partner* is een dummy die aangeeft of respondenten hetzij samenwonend of gehuwd zijn, hetzij alleenstaand. Voor de mogelijke gevolgen van de zorg voor *kinderen* controleren we voor een variabele waarin drie categorieën worden onderscheiden: geen kinderen in het gezin, het jongste kind is jonger dan 7 jaar, en het jongste kind is 7 jaar of ouder maar jonger dan 16 jaar. Omdat we vermoeden dat het effect van deze gezinsvariabelen mogelijk verschilt naargelang het geslacht, wordt er ook een interactieterm toegevoegd. Een veel voorkomende theorie is dat het hebben van jonge kinderen en een inwonende partner de mogelijkheden van vrouwen op de arbeidsmarkt beperkt. Eerdere analyses die we uitvoerden voor het verklaren van de arbeidsparticipatie van mannen en vrouwen, toonden ook al aan dat vrouwen met jonge kinderen sneller de overstap maken van activiteit naar het huishouden (zie tabel 6.12). Dit is in overeenstemming met Gary Beckers (1981) *New Home Economics*, die stelt dat mensen hun arbeidsbeslissingen coördineren op gezinsniveau. Volgens deze theorie is het rationeel om binnen het gezin een arbeidsdeling te organiseren waarbij vrouwen zich specialiseren in het huishoudelijk werk en mannen in betaalde arbeid. De variabele *slechte gezondheid* geeft weer hoe respondenten hun gezondheid evalueren en is gemeten op een schaal van 1 (zeer goed) tot 5 (zeer slecht). De variabele *commitment* geeft het belang

weer dat respondenten hechten aan betaald werk op een schaal van 1 (mijn beroep is niet echt belangrijk voor mij, als het niet moest dan zou ik ermee stoppen) tot 3 (mijn beroep is zo belangrijk dat ik er veel voor opoffer). Via deze variabele vatten we ten dele de motivatie van respondenten, die door Williams (1992: 231) als een belangrijke factor wordt aangegeven in de context van de *glass escalator*.

Ten slotte voegen we een verklarende variabele *geslacht* toe die aangeeft of de respondent een vrouw is en een interactieterm tussen het geslacht en de mannelijkheid van de sector ('vrouw' \* '% mannen'). Deze interactieterm is de centrale variabele in de analyse. Ze geeft aan of er een effect is van de mannelijkheid van de sector (en van de vrouwelijkheid dus, want beiden zijn complementair) dat verschilt naargelang het geslacht van de respondent. We modelleren hier dus een zogenaamde interval-dichotomie interactie (Mortelmans & Dehertogh 2007: 114). Indien we voor deze term een positieve coëfficiënt vinden, dan verhoogt de mannelijkheid van een sector de promotiekans van vrouwen (in vergelijking met mannen). De implicatie is dat de vrouwelijkheid van een sector de promotiekans van mannen verhoogt, wat de situatie is die we zouden verwachten binnen de theorie van de *glass escalator* van Williams. Indien we voor de interactieterm een negatieve coëfficiënt vinden, dan verlaagt de mannelijkheid van een sector de promotiekans van vrouwen. In dit laatste geval verlaagt de vrouwelijkheid van een sector de promotiekans van mannen, wat in overeenstemming zou zijn met de token-theorie van Kanter.

## 7.3. Resultaten

### a. Beschrijvende analyses

Tabel 7.27 geeft een overzicht van de gemiddelden en de frequenties voor de variabelen die in de analyse worden betrokken. De gemiddelden worden uitgesplitst naar het geslacht en naar de gendersamenstelling van de sector. Mannelijke sectoren zijn hier gedefinieerd als de helft van alle sectoren in de analyse waar het percentage mannen het grootst is (groter dus dan het mediane percentage mannen in een sector). Op die manier komen we tot evenveel mannelijke sectoren als vrouwelijke sectoren. Typisch vrouwelijke sectoren zijn onder meer de gezondheidszorg, het onderwijs, de voeding en de schoonmaak.

Typisch mannelijke sectoren zijn de metaalindustrie, de transportsector en de bouwnijverheid.

**Tabel 7.2:** *Gemiddelden naar geslacht en gendersamenstelling in de sector (bedienden; PSBH 1994-2001)*

Variabele	Geslacht		Gendersamenstelling sector	
	Man	Vrouw	Mannelijk	Vrouwelijk
Leeftijd	40.53	37.32	39.46	38.51
Ervaring bij de werkgever	13.29	11.05	12.74	11.93
Opleidingsniveau				
<i>Laag</i>	15.3 %	9.7 %	17.0 %	8.6 %
<i>Midden</i>	29.4 %	33.5 %	38.0 %	25.8 %
<i>Hoog</i>	55.3 %	56.8 %	44.9 %	65.6 %
Werkuren per week	36.81	31.41	36.75	31.59
Hoger bediende / kaderlid ( <i>ref = lager bediende</i> )	40.7 %	13.8 %	31.6 %	22.4 %
Percentage werkend in bedrijf met meer dan 500 werknemers	36.6 %	19.8 %	35.9 %	21.4 %
Overheid ( <i>ref = privé-sector</i> )	41.4 %	42.8 %	39.1 %	45.5 %
Partner ( <i>ref = alleenstaand</i> )	80.6 %	75.7 %	80.3 %	76.9 %
Kinderen				
<i>Geen kind &lt; 16 jaar</i>	61.9 %	58.1 %	59.9 %	59.5 %
<i>Jongste kind &lt; 7 jaar</i>	14.0 %	17.2 %	15.0 %	16.2 %
<i>Jongste kind tussen 7 en 16 jaar</i>	24.1 %	24.7 %	25.2 %	24.3 %
Percentage dat eigen gezondheid als redelijk of slechter omschrijft	12.2 %	14.3 %	13.0 %	13.9 %
<i>Commitment</i>				
<i>Werk is niet belangrijk</i>	13.2 %	13.7 %	14.6 %	12.4 %
<i>Werk is belangrijk</i>	61.8 %	73.1 %	64.6 %	70.1 %
<i>Werk is zeer belangrijk</i>	25.0 %	13.2 %	20.7 %	17.5 %
Promotiekans	9.7 %	4.2 %	6.7 %	5.8 %
Kans op verwerving van jobautoriteit	6.4 %	2.5 %	5.1 %	3.4 %
N person years	5,452	5,996	6,401	5,047

De gemiddelde leeftijd en ervaring is lager bij vrouwen dan bij mannen. Dat is onder meer te wijten aan het feit dat vrouwen sneller uitstromen uit de werkende bevolking dan mannen en trager (terug) instromen (zie hoofdstuk 6). Door dit proces van zelfselectie zijn de overblijvende werkende vrouwen van een relatief hoge 'kwaliteit': wer-



kende vrouwen zijn gemiddeld hoger opgeleid dan werkende mannen. Zoals bekend werken vrouwen veel vaker part-time dan mannen, waardoor het gemiddeld aantal werkuren per week lager uitvalt. Onder de bedienden behoort slechts 14 van de vrouwen tot de categorie hoger bediende of kaderlid, bij de mannen is dat 41 procent. Dit weerspiegelt de verticale segregatie tussen vrouwen en mannen die ook op de Belgische arbeidsmarkt nog steeds een feit blijft. Vrouwen werken in kleinere organisaties en geven gemiddeld aan minder belang te hechten aan betaald werk. Vrouwen hebben over het algemeen een veel lagere promotiekans en een veel lagere kans op het verkrijgen van jobautoriteit.

Het vertrekpunt in deze analyse is het feit dat mannen en vrouwen horizontaal gesegregeerd zijn, dat ze werken in verschillende sectoren. De data waarover we beschikken laten toe om de mate van segregatie te kwantificeren: hoe verschillend zijn de sectoren waarin mannelijke en vrouwelijke bedienden werken in België? We doen dit aan de hand van de Duncan-index voor segregatie (Duncan & Duncan 1955: 211)

$$\text{segregatie-index} = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left| \frac{M_i}{M} - \frac{V_i}{V} \right|$$

waarbij  $n$  het aantal sectoren voorstelt,  $M_i$  het aantal mannen in sector  $i$ ,  $M$  het totaal aantal mannen in alle sectoren samen,  $V_i$  het aantal vrouwen in sector  $i$  en  $V$  het totaal vrouwen in alle sectoren samen. Indien in elke sector de man/vrouw-verdeling gelijk is, dan is de index 0 (volledige integratie). Indien er geen mannen in vrouwelijke sectoren werken en ook geen vrouwen in mannelijke sectoren, dan is de index gelijk aan 100 procent (volledige segregatie). Deze index kan bovendien zinvol geïnterpreteerd worden als het percentage mannen en vrouwen dat van sector moet wisselen om de horizontale segregatie weg te werken en te komen tot volledige integratie.

Voor 2001 bedraagt de segregatie-index voor de 37 sectoren in de analyse 36.4 procent ( $N=1,336$ ). Dat betekent dat 36 procent van de mannen zouden moeten verhuizen naar de vrouwelijke sectoren en 36 procent van de vrouwen naar de mannelijke sectoren om tot een situatie van volledige integratie te komen. In tabel 7.3 wordt de segregatie-index berekend voor enkele subgroepen in de dataset.

**Tabel 7.3:** *Horizontale segregatie tussen mannelijke en vrouwelijke bedienden (in %; N=11,448 person years; PSBH 1994-2001)*

	Segregatie-index
Leeftijd	
20-29	31.0
30-39	36.2
40-49	39.1
50-59	41.2
Opleidingsniveau	
Laag	47.7
Midden	40.5
Hoog	33.0
Sector	
Privé	33.7
Overheid	47.8

De segregatie neemt toe met de leeftijd. Dit lijkt aan te geven dat vrouwen en mannen, naarmate ze ouder worden, in meer gescheiden sectoren terecht komen. Maar met zekerheid kunnen we dat op basis van deze gegevens niet zeggen. Onze respondenten zijn immers afkomstig uit verschillende cohorten. Deze vaststelling van een toenemende segregatie over de leeftijd, kan dus ook een weerspiegeling zijn van de afnemende segregatie over de voorbije decennia. Verder stellen we vast dat de segregatie onder hoogopgeleiden kleiner is (ook hier speelt mogelijk het cohorte-effect aangezien de jongere cohorten hoger opgeleid zijn). Wat wel duidelijk naar voren komt is de veel hogere segregatie tussen mannen en vrouwen die werken voor de overheid. Bijna de helft (47.8 procent) van de mannen en vrouwen die voor de overheid werken, zouden van sector moeten veranderen om tot een gelijke verdeling te komen. De hiervoor verantwoordelijke overheidssectoren zijn onder meer de typisch vrouwelijke gezondheidszorg en het onderwijs en de typisch mannelijke groep 'openbare besturen en defensie'.

In 2001 waren de bruto uurlonen van bedienden in vrouwelijke sectoren 8 procent lager dan die in mannelijke sectoren (N=661). De horizontale segregatie is daarom één van de oorzaken voor de loonkloof tussen vrouwen en mannen. Vergelijken we echter de loonkloof binnen de mannelijke en de vrouwelijke sectoren, dan is er weinig verschil. In 2001 bedraagt de bruto uurloonkloof onder bedienden in de vrouwelijke sectoren 25.4 procent, tegenover 23.5 procent in de mannelijke sec-

toren. Indien we echter ook de arbeiders zouden betrekken in de analyse dan wordt dit verschil een pak groter: een bruto uurloonkloof van 26.0 procent in de vrouwelijke tegenover 15.3 procent in de mannelijke sectoren (N=963). Dit is een belangrijke vaststelling waar we in de bespreking van de multivariate resultaten nog even op terug komen: het verschil tussen de loonkloof in mannelijke en vrouwelijke sectoren verdwijnt bijna volledig indien de analyse beperkt wordt tot bedienden.

Vervolgens beschrijven we de relatie tussen enerzijds de mannelijkheid van de sector en anderzijds de promotiekans en de autoriteitskloof tussen mannen en vrouwen. Zowel de token-theorie als de theorie van de *glass escalator* impliceren concrete voorspellingen over de samenhang tussen de promotiekans van mannen en vrouwen enerzijds, en de gendersamenstelling van de sector anderzijds. In tabel 7.4 beschrijven we die samenhang aan de hand van de correlatiecoëfficiënt van Pearson.

**Tabel 7.4:** *Samenhang tussen promotiekansen en de mannelijkheid van de sector*

	Pearson r	N
Mannen	- 0.017	3,256
Vrouwen	0.007	5,162

Bij mannen is er een zwakke negatieve correlatie: hoe meer mannen er werken in een sector, hoe kleiner hun promotiekans. Of anders gezegd: hoe meer vrouwen in de sector, hoe hoger de promotiekans van de mannen. Bij vrouwen is het effect omgekeerd: hoe meer vrouwen in de sector, hoe lager hun promotiekans. Hoewel deze correlatiecoëfficiënten niet significant verschillen van 0, zijn ze in overeenstemming met Williams' theorie van de *glass escalator*. Uit het multivariaat model zal moeten blijken of deze samenhang standhoudt na controle voor andere variabelen.

De autoriteitsstructuur verschilt sterk naargelang de gendersamenstelling van de sector. In mannelijke sectoren zijn er veel meer jobs met autoriteit. Of dit een gevolg is van de aard van de jobs of van de aard van de mensen die er werken, is een open vraag. In ieder geval beschikt 20 procent van de bedienden in mannelijke sectoren in 2001 over jobautoriteit, terwijl dat in vrouwelijke sectoren slechts 11 procent is

(N=1,313). Vervolgens gaan we na in welke mate de genderkloof in autoriteit verschilt tussen mannelijke en vrouwelijke sectoren (tabel 7.5).

**Tabel 7.5:** *Autoriteitskloof bij bedienden in mannelijke en vrouwelijke sectoren (N=1,313; PSBH 2001)*

	mannelijke sectoren			vrouwelijke sectoren		
	Mannen (in %)	Vrouwen (in %)	Kloof (m/v)	Mannen (in %)	Vrouwen (in %)	Kloof (m/v)
Autoriteit	27.8	8.3	3.35	20.9	7.1	2.94
Geen autoriteit	72.2	91.7		79.1	92.9	
Totaal	100.0	100.0		100.0	100.0	

Zowel in mannelijke als in vrouwelijke sectoren beschikken mannen veel vaker over jobautoriteit dan vrouwen. Maar in mannelijke sectoren hebben mannelijke bedienden 3.35 keer meer kans dan vrouwelijke bedienden om over autoriteit te beschikken. In de vrouwelijke sectoren is die kloof iets kleiner (2.94). De autoriteitskloof bij bedienden is dus wat kleiner in vrouwelijke sectoren. Dit lijkt te wijzen op een situatie waarbij vrouwen in mannelijke sectoren moeilijker autoriteit verwerven. Dit lijkt het bestaan te bevestigen van een sociale norm dat vrouwen geen autoriteit behoren uit te oefenen over mannen. Maar of dit werkelijk het gevolg is van de gendersamenstelling van de sector, zal moeten blijken uit de multivariate analyse.

### *b. Multivariaat model*

Tabel 7.31 toont de resultaten van een *discrete time event history analyse*. Voor het schatten van de promotiekans beschikken we over gegevens van 6,541 *person years* (waarvan er 362 promotie maken), voor het schatten van de kans op het verkrijgen van autoriteit beschikken we over 7,583 *person years* (waarvan er 293 autoriteit verwerven).

**Tabel 7.6:** *Effect van gendersamenstelling in de sector op de promotiekans en op de kans op het verkrijgen van jobautoriteit (EHA; PSBH 1994-2001)*

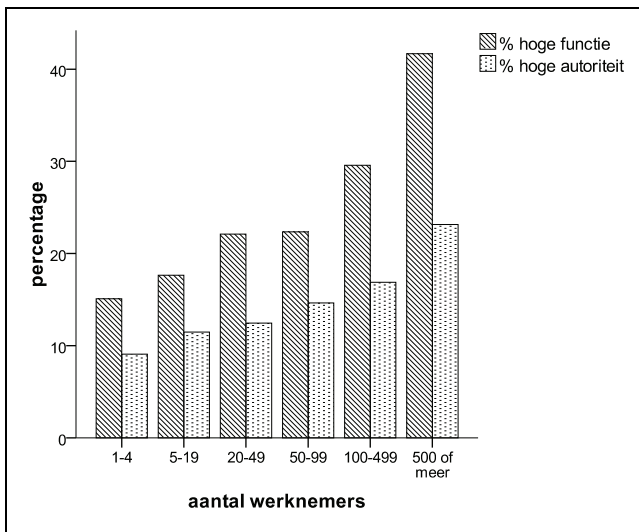
Variabelen	promotie	verwerven van autoriteit
Golf	- 0.006	- 0.016
Leeftijd	0.049 ***	- 0.004
Ervaring bij de werkgever	- 0.008	0.011
Opleidingsniveau ( <i>ref=laag</i> )		
Midden	1.050 ***	0.085
Hoog	1.896 ***	0.088
Werkuren per week	0.030 ***	0.032 **
Hoger bediende/Kaderlid ( <i>ref=lager bediende</i> )		1.294 ***
Aantal werknemers	0.127 ***	0.092 *
Overheid ( <i>ref=privé-sector</i> )	- 0.343 **	- 0.639 ***
Partner ( <i>ref=alleenstaand</i> )	0.146	0.016
Interactie-effect (vrouw * Partner)	0.182	0.290
Kinderen ( <i>ref=Geen kind &lt; 16 jaar</i> )		
Jongste kind < 7 jaar	0.188	- 0.162
Jongste kind tussen 7 en 16 jaar	- 0.171	0.039
Interactie-effect (vrouw * Kinderen)	- 0.572	- 0.456
Vrouw met jongste kind < 7 jaar	0.287	- 0.380
Vrouw met jongste kind tussen 7 en 16 jaar		
Slechte gezondheid	- 0.012	- 0.256 *
<i>Commitment (ref=Werk is niet belangrijk)</i>		
Werk is belangrijk	0.555 **	0.242
Werk is zeer belangrijk	0.831 ***	0.392
% mannen	- 0.081	0.945 *
Geslacht: vrouw ( <i>ref=man</i> )	- 1.027 **	0.139
Interactie-effect (vrouw * % mannen)	0.198	- 1.245 *
Constante term	- 7.619 ***	- 5.032 ***
N person years	6,541	7,583
N events	362	293
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.112	0.128

\* p&lt;0.05; \*\* p&lt;0.01; \*\*\* p&lt;0.001

Welke factoren zijn bepalend voor een promotie naar een functie van hoger bediende of kaderlid? Er blijkt een significant effect uit te gaan van de leeftijd en het opleidingsniveau. Bij de gezinsvariabelen is de coëfficiënt bij de interactieterm voor vrouwen met jonge kinderen zoals verwacht negatief, maar het effect is niet significant. De variabele

*commitment* is echter wel significant: respondenten die aangeven dat betaald werk zeer belang is voor hen, maken ook meer kans op een promotie naar een hoge functie. Op het vlak van jobkenmerken hebben respondenten die meer uren werken per week, een hogere promotiekans. Er blijken ook meer promoties in grotere organisaties en in de privé-sector, wellicht omdat er in die organisaties een hoger percentage hoge functies bestaat. Een beschrijvende analyse die voorgesteld wordt in grafiek 7.1 geeft inderdaad aan dat het percentage hoge functies (hoger bediende of kaderlid) en jobs met autoriteit (*sanctioning authority*) groter is in grote organisaties. Deze vaststelling blijft gelden wanneer ook arbeiders in de analyse worden betrokken.

**Figuur 7.1:** *Percentage hoge functies en jobs met autoriteit naar organisatiegrootte (bedienden en kaderleden; PSBH 1994-2002)*



Belangrijker is echter dat de interactieterm tussen het geslacht en de mannelijkheid van de sector geen significant effect heeft op de promotiekans. Dat betekent dat, controlerend voor de andere variabelen in het model, het effect van de gendersamenstelling van de sector op promotiekansen, niet verschilt tussen mannen en vrouwen. Het is dus niet zo dat mannen bij uitstek meer kans maken op een promotie in een vrouwelijke sector (de *glass escalator*). Evenmin blijkt het zo te zijn dat vrouwen bij uitstek meer kans maken op een promotie in een vrouwelijke

sector (de token-theorie). De variabele geslacht blijkt echter wel significant en belangrijk. Zelfs na controle voor alle variabelen in het model, zoals menselijk kapitaal, verschillen in job- en sectorkenmerken, gezinskenmerken en *commitment*, blijft het effect van het geslacht significant. Vrouwen hebben een lagere promotiekans dan mannen en dat enkel en alleen omdat ze vrouw zijn. Dit wijst op het bestaan van discriminatie tegen vrouwen en een genderprivilege voor mannen bij promoties. In verband met deze discriminatie moet opgemerkt worden dat louter het bestaan van discriminatie bij promoties, geen bewijs vormt voor het bestaan van een glazen plafond. Een glazen plafond is immers een vorm van discriminatie die specifiek gericht is tegen vrouwen in hogere carrièreniveaus, in tegenstelling tot *sticky floors* waar de grootste obstakels zich onderaan bevinden (zie p. xxxxx). Een glazen plafond kan dan ook enkel vastgesteld worden door het bestaan van discriminatie te onderzoeken en te vergelijken op verschillende carrièreniveaus.

Het feit dat we geen effect vinden van de gendersamenstelling van de sector is in tegenspraak met de bevindingen van Maume (1999a: 498), die in een gelijkaardige analyse aantoonde dat de vrouwelijkheid van een sector de promotiekans voor mannen verhoogt en die van vrouwen verlaagt. Mogelijk is er een verschil tussen de situatie in België en die in de VS, maar het lijkt meer waarschijnlijk dat het resultaat van Maume te wijten is aan het feit dat hij eigenlijk niet controleert voor het onderscheid tussen arbeiders en bedienden. Indien we niet controleren voor het onderscheid tussen arbeiders en bedienden, dan vinden we met onze Belgische data inderdaad ook een significant effect van de gendersamenstelling op de promotiekans (bij mannen). Dat is logisch. Arbeiders maken bijzonder weinig kans om promotie te maken naar een hoge functie. Aangezien er weinig jobs voor arbeiders zijn in vrouwelijke sectoren, zal een man die werkt in een vrouwelijke sector wellicht een bediende zijn, en dus wellicht ook over een relatief hoge promotiekans beschikken. Dit effect dat schijnbaar uitgaat van 'de vrouwelijke sector' is in feite een gevolg van het onderscheid tussen arbeider en bedienden. Hetzelfde geldt voor de analyse van Cohen en Huffman (2003: 458) die aantoonde dat de loonkloof groter is in vrouwelijke sectoren en dit verklaren aan de hand van de *glass escalator*. Uit de beschrijvende analyse bleek dat het verschil tussen de loonkloof in mannelijke en vrouwelijke sectoren bijna volledig verdwijnt wanneer de analyse beperkt wordt tot de bedienden. Onze resultaten zijn wel in overeenstemming met Budig (2002: 274) die vaststelde dat het voordeel

van mannen op het vlak van loonniveau en loongroei niet verschilt naargelang de gendersamenstelling van de sector. Paradoxaal genoeg interpreteert zij dit als een bevestiging van de “*glass escalator*”, die ze opvat als een fenomeen dat niet specifiek is voor mannen in vrouwelijke sectoren, maar voor mannen in alle sectoren. De titel van het artikel van Williams (1992: zie ook p. 236), die de term *glass escalator* introduceerde, laat echter geen ruimte voor een dergelijke interpretatie: *The glass escalator: Hidden advantages for men in the “Female” professions*. Het gaat dus om voordelen, specifiek voor mannen die werken in vrouwelijke beroepen. En die zijn er, volgens Budjcs eigen studie, niet.

Vervolgens bekijken we de resultaten voor de kans op het verkrijgen van autoriteit. Net als bij de promotiekans blijkt er een significant effect vanwege het aantal werkuren per week, het aantal werknemers en het al dan niet werken voor de overheid. Verder speelt ook het onderscheid tussen lager bedienden en hoger bedienden/kaderleden en de manier waarop respondenten hun gezondheid evalueren een rol. Maar in deze analyse staat de rol van de gendersamenstelling van de sector centraal. Zowel de coëfficiënt bij ‘% mannen’ als die bij de interactieterm is significant verschillend van nul. Dat betekent dat wanneer de respondent een man is, de kans om autoriteit te verwerven groter is in mannelijke sectoren (coëfficiënt = 0.945). Wanneer de respondent een vrouw is dan komt daar de interactieterm bij: de coëfficiënt wordt dan  $0.945 - 1.245 = -0.3$ . Vrouwen hebben dus minder kans om autoriteit te verwerven in mannelijke sectoren dan in vrouwelijke sectoren. Mannen hebben in mannelijke sectoren daarentegen een extra voordeel bij het verwerven van autoriteit. Deze vaststelling is in overeenstemming met de visie van Reskin en Padavic (1994: 96) over het bestaan van een sociale norm dat vrouwen geen autoriteit behoren uit te oefenen over mannen, wat Boyd e.a. (1991: 429) aanduiden als de ‘ijzeren wet van het anti-matriarchaat’. In zekere zin geldt hier ook de token-theorie, maar dan toegepast op de verwerving van autoriteit: kleine minderheden lijken het extra moeilijk te hebben bij het verwerven van autoriteit. Misschien werkt hier dus ook het zelfversterkend mechanisme van de cultuur van de dominante groep in organisaties, zoals beschreven door Kanter. Onze vaststelling dat vrouwen weinig kans maken om autoriteit te verwerven over mannen, is echter in tegenspraak met de resultaten van Kraus en Yonay (2000: 598), die we voor onze Belgische data niet kunnen reproduceren. Zelfs wanneer we de methode, de risicoset en de controlevariabelen die zij hanteren, zo nauwkeurig mogelijk volgen,



blijft het omgekeerde effect bestaan bij de Belgische data. Wellicht is dit een gevolg van de verschillende institutionele context tussen België en Israël. Het geeft in ieder geval aan dat verder, internationaal comparatief, onderzoek nodig is naar de verschillen in jobautoriteit tussen vrouwen en mannen.

## 7.4. Conclusie

We toonden aan dat het effect van de gendersamenstelling in een sector op de promotiekans bij Belgische bedienden, niet verschilt tussen vrouwen en mannen. Williams' *glass escalator*, die zou zorgen voor een bijkomend voordeel voor mannen in vrouwelijke sectoren, lijkt in België dus niet te bestaan. Maar evenmin is het zo dat mannen in vrouwelijke sectoren een nadeel ondervinden vanwege hun minderheidspositie, zoals geïmpliceerd door Kanters token-theorie. Mannen blijken daarentegen zowel in mannelijke als in vrouwelijke sectoren te beschikken over eenzelfde genderprivilege.

Hoe valt deze vaststelling te rijmen met het kwalitatieve onderzoek van Williams? Haar respondenten gaven tijdens de interviews immers aan het gevoel te hebben dat mannen in vrouwelijke sectoren een *glass escalator* ondervinden en als het ware vanzelf omhoog gaan. Volgens ons is het noodzakelijk om de gegevens uit het onderzoek van Williams te herinterpreteren. Werknemers in vrouwelijke sectoren hebben de indruk dat mannen er nog sneller promotie maken dan elders. Deze perceptie kan anders verklaard worden. Uit onze analyses blijkt immers dat er een min of meer constant genderprivilege voor mannen bestaat in alle sectoren. Veronderstel dat een man promotie maakt in een organisatie met veel mannen, dan zal niet snel de indruk ontstaan dat deze man een genderprivilege geniet. Wanneer diezelfde man echter promotie maakt in een organisatie met veel vrouwen, dan zal die perceptie sneller ontstaan, zowel bij hemzelf als bij zijn collega's. Of een man nu werkt in een mannelijke sector of in een vrouwelijke sector, hij heeft hetzelfde genderprivilege. Zijn rol als *token* verhoogt echter zijn zichtbaarheid en verandert – niet zijn werkelijke promotiekans – maar de perceptie daarvan. In zekere zin krijgt Kanter dus gelijk: *tokenism* speelt een rol. Maar het speelt een rol bij het ontstaan van de perceptie van de *glass escalator*.

Wanneer het echter aankomt op jobautoriteit, dan is het effect van de gendersamenstelling van de sector wel verschillend naargelang het geslacht. Vrouwen hebben in mannelijke sectoren extra weinig kans om autoriteit te verwerven. Zowel in mannelijke als in vrouwelijke sectoren zijn het vooral de mannen die autoriteit uitoefenen. Maar als vrouwen autoriteit verwerven, dan gaat dat makkelijker in de vrouwelijke sectoren. Deze vaststelling is in overeenstemming met de theorie over het bestaan van een sociale norm dat vrouwen geen autoriteit behoren uit te oefenen over mannen, wat Monica Boyd en haar collega's aanduiden als de 'ijzeren wet van het anti-matriarchaat'. Ze is ook in overeenstemming met de token-theorie aangezien het inderdaad de minderheden zijn die het extra moeilijk lijken te hebben bij het verwerven van autoriteit. De verklaring en de aanbevelingen van Kanters token-theorie verdienen dus de nodige aandacht wanneer het gaat om genderverschillen inzake jobautoriteit. Verder onderzoek zal moeten uitwijzen in welke mate deze conclusies ook gelden voor andere landen. Alleen via dergelijk comparatief onderzoek kunnen we ook inzicht krijgen in de belangrijke rol van bredere economische, politieke en institutionele factoren.

## Hoofdstuk 8 DE ROL VAN DE PARTNER BIJ LOONPROMOTIES EN TRANSITIES NAAR DEELTIJDSE ARBEID

### 8.1. Inleiding

In het loopbaanonderzoek is de mannelijke kostwinner gedurende lange tijd dé onderzoekseenheid geweest. Later ontstond er, ten gevolge van de toenemende arbeidsparticipatie van vrouwen, ook interesse voor de vrouw als werkneemster. De laatste decennia gaat er echter steeds meer aandacht naar (samenwonende en gehuwde) koppels als onderzoekseenheid. Deze evolutie in het wetenschappelijk onderzoek werd teweeggebracht door maatschappelijke veranderingen op het vlak van arbeid en gezin in de loop van de twintigste eeuw. In het traditionele mannelijke kostwinnersmodel waren er weinig raakvlakken tussen arbeid en gezin ten gevolge van de strikte rolverdeling tussen man en vrouw. Vanaf de jaren '60 gingen er steeds meer vrouwen buitenshuis werken (zie § 6.2.3. (pagina 79)), maar hun carrière was niet evenwaardig aan die van hun partner. Bij vrouwen ging het om een *second shift*, een tweede dagtaak die bovenop de huishoudelijke taken en de kinderopvang kwam. Vandaag bestaan gezinnen steeds vaker uit tweeverdieners, waarbij beide partners betrokken zijn bij beide sferen, arbeid én gezin (Han & Moen 1999, 2001).

Beslissingen over arbeid en gezin worden steeds vaker genomen in overleg tussen beide partners. Zowel de carrières van de twee partners als het arbeids- en het gezinsleven moeten op elkaar afgestemd worden. Hierbij bepalen karakteristieken van de ene partner grotendeels de beperkingen en de kansen van de andere. Zo kan een (hoog) inkomen van de partner een motief zijn om niet (voltijds) buitenshuis te gaan werken. Anderzijds kan de beslissing van de ene partner om een stapje terug te zetten, bijvoorbeeld door deeltijds te gaan werken en de zorg voor kinderen en huishouden op zich te nemen, mogelijkheden bieden voor de carrière van de andere partner.

De concepten *linked lives* en *coupled of dual careers* kunnen meer verheldering brengen. Met *linked lives* duidt Elder (1994) op de interdependentie tussen de levenslopen van verschillende individuen. Mensen

zijn ingebed in bepaalde sociale relaties (bijvoorbeeld familie, vrienden, collega's, enzovoort), die bovendien met elkaar interageren. De levensloop van een individu is met andere woorden geen losstaand fenomeen maar wordt beïnvloed door de levenslopen van de individuen waarmee men sociale relaties heeft. Eén van de aspecten binnen de levensloop die beïnvloed wordt door sociale relaties is het arbeidsleven (zowel loopbaan als carrière, zie Inleiding). Gedurende lange tijd was de vader-zoon relatie in dit opzicht het belangrijkste: van zonen werd verwacht dat ze het beroep van hun vader zouden overnemen. De toename van tweeverdienergezinnen in de laatste decennia zorgde er echter voor dat een andere relatie meer invloed ging uitoefenen op de loopbaan, namelijk de partnerrelatie (Hout 1982).

Een analytisch kader dat de vele overlappende raakvlakken tussen mannen en vrouwen en tussen het arbeids- en gezinsleven in een partnerrelatie benadrukt is het *coupled careers* model van Han en Moen (1999, 2001). Hun onderzoek in de Verenigde Staten toont aan dat carrièrepaden van vrouwen afhankelijk zijn van de arbeidspatronen van hun echtgenoot. De auteurs stellen dat de loopbanen van partners aan elkaar *gekoppeld* zijn.

Ondanks de toenemende aandacht voor partnereffecten werd er in België erg weinig onderzoek gedaan naar dit onderwerp, vooral in vergelijking met onze noorderburen (Henkens e.a. 1993; Smits e.a. 1996; Bernasco, de Graaf & Ultee 1998; Verbakel & de Graaf 2008) en de Angelsaksische landen (Han & Moen 1999, 2001; Blossfeld & Drobnic 2001; Drobnic & Blossfeld 2004). Het bestaande onderzoek in België (Corijn 2001, zie ook § 8.3. (pagina 128)) beperkt zich tot Vlaanderen en tot het effect van de partner op arbeidsmarkt(her)intrede en -uittrede (transities naar deeltijdse arbeid, werkloosheid of huiswerk).

In dit hoofdstuk worden twee transities of gebeurtenissen in de loopbaan van vrouwen bestudeerd: transities van voltijds naar deeltijds werk en loonpromoties. Meer specifiek wordt de invloed van (kenmerken van) de partner op deze transities onderzocht. Dit zal gebeuren aan de hand van de Panelstudie van de Belgische Huishoudens (PSBH 1992-2002). In de volgende paragraaf wordt er dieper ingegaan op de onderzochte transities.

## 8.2. Deeltijdse arbeid en promotiekansen van vrouwen

Deeltijdse arbeid is nog steeds een overwegend vrouwelijk fenomeen. In 2007 werkte 42.6 procent van de loontrekkende Belgische vrouwen deeltijds tegenover slechts 7.8 procent van de mannen (Algemene Directie Statistiek en Economische Informatie 2009a). Deze oververtegenwoordiging van vrouwen in deeltijdse jobs draagt bij tot horizontale segregatie en verticale segregatie. Deeltijdse arbeid heeft namelijk een aantal nadelen in vergelijking met voltijdse arbeid: het blijft voornamelijk beperkt tot laaggeschoolde jobs, er worden zelden opleidingen gegeven en promotie is vrijwel onbestaande. Al deze zaken zorgen ervoor dat deeltijders minder verdienen dan voltijders, zowel qua maandloon als qua uurloon (Plasman e.a. 2008).

Een periode van deeltijds werk kan ook gezien worden als een (tijdelijke) gedeeltelijke onderbreking van de loopbaan, wat negatieve effecten kan hebben voor de verdere carrière (Vermeiren e.a. 2006). Het leidt namelijk tot een *waste of skills* ofwel een verlies van, of achterstand in, *human capital* of menselijk kapitaal (onder andere werkervaring en opleiding). In de literatuur heeft men het ook wel over een *hidden brain drain* (bvb. in Hewlett, 2007 & Shackleton 2008) om te duiden op het verlies in loon en/of beroepsstatus bij een (volledige) herintrede op de arbeidsmarkt. Bovendien heeft een onderbreking ook een verlies van anciënniteit tot gevolg, wat later de pensioensluitkering negatief zal beïnvloeden.

Een tweede gebeurtenis die onderzocht zal worden, is de loonpromotie. In hoofdstukken 3 en 4 werd de grote rol van promotiekansen bij verticale segregatie reeds benadrukt. Vrouwen maken minder kans op promoties, wat hun doorstroom naar hogere functies bemoeilijkt en het fenomeen van het glazen plafond gedeeltelijk verklaart. In België was in 2006 slechts één op vijf (20.7 procent) bedrijfsleiders en kaderleden bij de directie een vrouw (Beyers e.a. 2009: 49).

Gezien het belang van beide factoren, deeltijds werk en promoties, in de verklaring van de carrièrekloof, is het belangrijk om alle determinanten ervan te onderzoeken, ook de kenmerken van de partner.

### 8.3. Theoretisch kader

De laatste decennia wordt er steeds meer onderzoek gedaan naar de invloed van de partner op de carrière. Ten eerste gaat men in tal van studies na of het hebben van een partner, of het al dan niet gehuwd of samenwonend zijn, een invloed heeft op bepaalde carrière-indicatoren. Een hypothese die vaak gehanteerd wordt, is dat gehuwd zijn tegengestelde effecten heeft voor carrières van mannen en vrouwen (Verbakel e.a. 2008; Rosenfeld e.a. 1998; Booth e.a. 1999). Men heeft het ook wel over *marriage premiums* (voordelen) voor mannen en *marriage penalties* (nadelen) voor vrouwen (Verbakel e.a. 2008). Zo verdienen gehuwde mannen gemiddeld meer dan alleenstaande mannen (Bevers e.a. 2007; Verbakel e.a. 2008). Verbakel en De Graaf (2008) vernoemen enkele mogelijke oorzaken. Gehuwde mannen zouden productiever zijn ten gevolge van een hoger verantwoordelijkheidsgevoel. Ook is het mogelijk dat er een selectie-effect meespeelt, in die zin dat mannen met succesvolle carrières meer kans hebben om te huwen.

De hypothese voor vrouwen is gedeeltelijk gebaseerd op de *human capital theory* (Bourdieu 1977). Gehuwde vrouwen onderbreken hun loopbaan vaker dan alleenstaande vrouwen en kunnen daarom minder menselijk kapitaal opbouwen, waardoor hun carrièremogelijkheden verminderen (Verbakel e.a. 2008). Zo blijkt uit een studie van Kan (2007) dat het aantal volwassenen in een gezin een negatief effect heeft op de kans dat de vrouw ononderbroken voltijds werkt. Alleenstaande vrouwen zouden dus vaker en langer voltijds werken dan vrouwen met een partner, wat aannemelijk is zowel voor alleenstaanden met als zonder kinderen. Alleenstaanden zonder kinderen ervaren minder structurele beperkingen vanuit het gezin en het huishouden terwijl alleenstaanden met kinderen zich vaak financieel genoodzaakt zien om voor een voltijdse baan te kiezen. Ook blijken samenwonende vrouwen vaker ononderbroken voltijds te werken dan gehuwde vrouwen. Dit wordt eveneens verklaard door een kleiner aantal gezinsbeperkingen, omdat samenwonende vrouwen volgens de auteur een lagere betrokkenheid tot de relatie hebben dan gehuwde vrouwen (Kan 2007).

Han en Moen (1999) onderzochten aan de hand van hun *coupled careers-model* de relatie tussen huwelijksgeschiedenis en carrière en besloten dat gehuwd zijn meer voordelen heeft voor mannen dan voor vrouwen. Veel vrouwen moeten nog steeds een afweging maken tussen óf

een kwaliteitsvol arbeidsleven óf een kwaliteitsvol huwelijksleven. Dit verklaart volgens de auteurs waarom succesvolle vrouwen vaak geen gezinnen of kinderen hebben. In een Nederlandse studie van Verbakel en de Graaf (2008) wordt er geen bewijs gevonden voor het effect van de relatiestatus op carrières van vrouwen maar er wordt wel aangetoond dat gehuwd zijn of samenwonen voordelen met zich meebrengt voor mannelijke carrières.

Uit voorgaande bevindingen kunnen we de volgende hypothesen afleiden:

*Het hebben van een partner heeft een negatief effect op de carrière van vrouwen, met andere woorden:*

**Hypothese 1:** *Het hebben van een partner heeft een positief effect op de overstap naar deeltijds werk bij vrouwen.*

**Hypothese 2:** *Het hebben van een partner heeft een negatief effect op promotiekansen van vrouwen.*

Voor personen mét een partner spelen ook de kenmerken van die partner een rol in de eigen loopbaan en carrière. Hierbij kan gedacht worden aan arbeidskenmerken zoals opleidingsniveau, functieniveau, mate van supervisie in de job, aantal werkuren, enzovoort. Twee wijdverspreide theorieën bieden tegengestelde hypothesen hieromtrent. Volgens de *social capital theory* hebben deze partnerkenmerken een positieve invloed op de carrière. De eigenschappen van de partner worden gezien als vervangmiddel voor eigen middelen en verhogen dus de arbeidsmarktkansen. De middelen van de partner dragen bij tot het sociaal kapitaal, waarmee vooral geduid wordt op sociale netwerken, vaardigheden en kennis (Verbakel e.a. 2008; Corijn 2001; Bernasco e.a. 1998; van der Lippe & Siegers 1994).

De economische theorie van Becker (1981) anderzijds, voorspelt een negatieve invloed van deze partnerkenmerken op de carrière. Vanuit economisch perspectief is taakspecialisatie (arbeidsdeling in het gezin) de meest efficiënte keuze voor een koppel. Indien er een productiviteitsverschil is tussen beide partners in één van de twee domeinen – huishoudelijk of betaald werk – dan bestaat er een comparatief voordeel en zijn beide partners gebaat bij een strikte taakverdeling. Wanneer één partner een goede arbeidsmarktpositie bereikt heeft zou er voor de andere minder stimulans zijn om buitenshuis te werken of om

een hogere functie na te streven. Het klassieke rollenpatroon is volgens deze theorie de beste optie voor gezinnen.

Bernasco e.a. (1998) trachten deze twee theorieën, die elkaar op het eerste zicht tegenspreken, te integreren door een onderscheid te maken tussen twee soorten individuele middelen. Financiële middelen, of inkomsten uit betaald werk, worden verwacht een negatief effect te hebben op de carrière van de partner. Arbeidsmarktmiddelen, of vaardigheden, kennis, toegang tot informatie en attitudes/ambitie, zouden echter een positieve invloed uitoefenen. De auteurs komen tot de bevinding dat de arbeidsmarktmiddelen van de man inderdaad een positief effect hebben op verschillende carrière-indicatoren van zijn echtgenote. Er worden ook aanwijzingen gevonden voor een negatief effect van de financiële middelen van de man, zij het enkel bij (her)intrede van de vrouw op de arbeidsmarkt. Het positieve effect van arbeidsmarktmiddelen van de vrouw op de carrière van haar echtgenoot was minder sterk dan omgekeerd, en het effect van de financiële middelen van de vrouw kon niet gemeten worden. De auteurs besluiten dat hun hypothese bevestigd wordt en dat de positieve effecten van partnerkenmerken domineren. Bernardi (1999) vond een andere manier om de economische theorie en de *social capital theory* te integreren. Aan de hand van de werkgeschiedenis van Italiaanse vrouwen besluit hij dat de (zowel financiële als arbeidsmarkt-) middelen van de partner een negatief effect hebben op de arbeidsmarktparticipatie van de vrouw (met andere woorden een positief effect op deeltijds werk) maar een positief effect op de arbeidsstatus (met andere woorden een positief effect op promotie).

Han en Moen (1999) kwamen in hun studie naar de wederzijdse afstemming van de carrièrepaden bij tweeverdieners tot de bevinding dat de carrièrepaden van de vrouw afhankelijk zijn van die van haar echtgenoot. Carrières van mannen worden echter niet bepaald door de arbeidspatronen van hun echtgenote.

Corijn (2001) voerde een studie uit naar partnereffecten op de (her)intrede en uittrede van Vlaamse vrouwen op de arbeidsmarkt aan de hand van de Family and Fertility Survey (FFS). In tegenstelling tot de voorgaande onderzoekers komt ze tot de bevinding dat carrièrebeslissingen van vrouwen nauwelijks beïnvloed worden door arbeidsmarktkenmerken van de partner maar dat het vooral individuele beslissingen zijn. De keuze voor een (her)intrede op de arbeidsmarkt



wordt noch door het opleidingsniveau, noch door de werkloosheid, noch door de sociale achtergrond van de echtgenoot beïnvloed. Het is echter mogelijk dat het effect van opleiding in deze studie niet significant is omdat er geen rekening gehouden wordt met het loon, dat een tegengesteld (negatief) effect zou kunnen hebben (Bernasco e.a. 1998). De keuze voor een overstap van voltijds naar deeltijds werk wordt wel positief beïnvloed door het opleidingsniveau van de echtgenoot en de overgang van de vrouw naar werkloosheid hangt positief samen met de werkloosheid van de echtgenoot.

In de studie van Verbakel en de Graaf (2008) wordt er vastgesteld dat de middelen van de partner zowel voor Nederlandse vrouwen als mannen een positieve invloed hebben op opwaartse mobiliteit en een negatieve invloed op neerwaartse mobiliteit. Ook hier wordt, net als bij Corijn (2001), vastgesteld dat individuele factoren belangrijker zijn dan gezinsfactoren.

Uit het voorgaande kunnen we verschillende hypothesen afleiden met betrekking tot het effect van partnerkenmerken op de overstap van voltijds naar deeltijds werk voor vrouwen:

***Hypothese 3:** De middelen van de partner hebben een positief effect op de overgang van voltijds naar deeltijds werk.*

***Hypothese 4:** De middelen van de partner hebben een positief effect op promotie.*

## **8.4. Methode en data**

Om de data te analyseren, zal er gebruik gemaakt worden van *discrete time event history* analyse. Dit is een regressiemethode voor longitudinale data waarmee *events* of gebeurtenissen bestudeerd worden. De gebeurtenissen die we hier zullen bestuderen, zijn transities van voltijds naar deeltijds werk en loonpromoties. In de analyses worden gegevens gebruikt uit de Panel Studie van Belgische huishoudens (1992-2002). Deze databank is uitermate geschikt voor deze studie aangezien ze enerzijds longitudinale loopbaangegevens bevat en anderzijds de mogelijkheid biedt om gegevens van partners aan elkaar te koppelen.

In een eerste model zal het effect van de partnerstatus nagegaan worden. Uit de analyses in hoofdstuk 7 (tabel 7.6) bleek reeds dat het al dan

niet hebben van een partner geen significant effect heeft op loonpromoties bij vrouwen. Daarom besloten we om hier een bijkomend onderscheid te maken tussen een werkende en een niet-werkende partner. Deze variabele geeft dus aan of iemand alleenstaand is, een partner heeft die minstens 15u per week werkt of een partner heeft die minder dan 15u per week (of niet) werkt. In een tweede model worden vervolgens, bij de vrouwen met een werkende partner, de effecten van enkele kenmerken van de partner onderzocht.

De kenmerken van de partner die in de analyses opgenomen worden zijn de arbeidsmarktsituatie, het opleidingsniveau, het loon, het aantal jaren werkervaring en het aantal gepresteerde werkuren per week.

Het opleidingsniveau wordt ingedeeld in drie categorieën. Met een 'laag opleidingsniveau' worden personen met ten hoogste een diploma van algemeen lager secundair bedoeld, personen met ten hoogste een diploma van het hoger algemeen secundair vallen onder het 'middelmatig opleidingsniveau' en respondenten met een diploma van een hogeschool of universiteit worden geclassificeerd onder het 'hoog opleidingsniveau'.

Als indicator voor het inkomen van de partner wordt het netto maandloon gebruikt. De lonen werden gedesindexeerd tot reële lonen via het indexcijfer der consumptieprijzen. Er wordt hier voor het nettoloon gekozen omdat dit bevraagd wordt sinds golf 1 terwijl het brutoloon slechts sinds golf 3 bevraagd wordt. Bovendien bevat de vraag over het netto maandloon minder *missing values* in de golven waar zowel het netto- als het brutoloon bevraagd wordt.

Werkervaring wordt hier gedefinieerd als het aantal jaren dat verstreken is sinds de eerst job van de respondent. Dit komt echter niet steeds overeen met het werkelijke aantal gewerkte jaren in de loopbaan. De loopbaan kan op vele manieren tijdelijk onderbroken worden, bijvoorbeeld door loopbaanonderbreking, zwangerschapsverlof, werkloosheid of ziekte. Vooral bij vrouwen komen deze tijdelijke onderbrekingen vaak voor, onder andere na de geboorte van een kind (zie paragraaf 1.3.1. (pagina 175)). Daarom moeten we er rekening mee houden dat deze variabele de werkervaring (vooral bij vrouwen) overschat.

Een laatste jobkenmerk dat als onafhankelijke variabele wordt toegevoegd, is het aantal werkuren per week. Het gaat hier niet om het contractueel vastgelegde aantal werkuren maar om het werkelijk aantal

gepresteerde uren, inclusief overuren, zoals vermeld door de respondent zelf.

In elk model zal er gecontroleerd worden voor de *eigen* arbeidsmarktkenmerken van de onderzoekseenheden: het opleidingsniveau, het netto maandloon en het aantal jaren werkervaring. Dit is noodzakelijk om mogelijke effecten van homogamie uit te sluiten. Partnerkeuze gebeurt namelijk op basis van een selectieproces, ook wel *selective of assortative mating* genoemd, waarbij gelijke karakteristieken een belangrijke rol spelen. Deze gelijkenissen tussen kenmerken van partners worden vaak genoemd als een verklaring voor het schijnbare effect van partnerkenmerken op de loopbaan (De Graaf and Ultee 1991; Henkens, e.a. 1993; Bernasco e.a. 1998; Verbakel e.a. 2008). Deze zogenaamde bijproductverklaring (De Graaf e.a. 1991) stelt dat gelijkenissen in karakteristieken zoals leeftijd en opleidingsniveau leiden tot gelijkenissen in andere karakteristieken zoals loon. Om bij-effecten van homogamie uit te sluiten, is het erg belangrijk om te controleren voor de eigen kenmerken van de respondent bij het bestuderen van partnerkenmerken.

Ook wordt er gecontroleerd voor de aanwezigheid van kinderen jonger dan 18 jaar in het gezin. Dit kunnen kinderen van de respondent, van de partner of van beiden zijn. Het gaat hier enkel om kinderen die (nog) in dezelfde woning als de respondent wonen. Bovendien wordt ook de leeftijd van het jongste kind in rekening gebracht, omdat uit eerder onderzoek blijkt dat deze factor meer relevant is in deze context. Meer specifiek onderscheiden we schoolgaande en niet schoolgaande kinderen door de leeftijdsgrens van 4 jaar (jonger dan 4 jaar / ouder dan of gelijk aan 4 jaar) te gebruiken (zoals in Verbakel e.a. 2008 en Bernasco e.a. 1998).

De afhankelijke variabelen, zowel voor de overgang naar deeltijdse arbeid als voor loonpromoties, bestaan uit dummyvariabelen. Een eerste dummyvariabele geeft weer of de respondent tussen jaar  $t_0$  en jaar  $t_1$  de overstap maakt van voltijdse naar deeltijdse arbeid (code 1) of voltijds blijft werken (code 0). Een tweede dummyvariabele duidt aan of een persoon al dan niet promotie maakt tussen jaar  $t_0$  en jaar  $t_1$ . Net als in hoofdstuk 4 wordt een loonpromotie hier gedefinieerd als een loonstijging van 15 procent of meer.

## 8.5. Resultaten

We bespreken eerst de resultaten over transitie van voltijdse naar deeltijdse arbeid en vervolgens de resultaten over loonpromoties. Zoals reeds vermeld, wordt in een eerste model het effect van de partnerstatus (geen partner/werkende partner/niet-werkende partner) geschat en in een tweede model het effect van de partnerkenmerken. In model 1 bestaat de risicoset uit alle vrouwelijke werknemers en in model 2 enkel uit de vrouwelijke werknemers met een werkende partner, zodat ook het effect van enkele arbeidskenmerken van de partner (werkuren per week, loon) onderzocht kan worden.

### 8.5.1. *Transities van voltijdse naar deeltijdse arbeid*

De resultaten met betrekking tot transitie van voltijdse naar deeltijdse arbeid worden weergegeven in tabel 8.1. De respondenten betreden de risicoset op het moment dat ze voltijds beginnen te werken en verlaten de risicoset op het moment dat ze deeltijds gaan werken of de arbeidsmarkt verlaten.

Uit de resultaten van model 1 blijkt dat vrouwen met een werkende partner meer kans hebben om de overstap van voltijdse naar deeltijdse arbeid te maken dan vrouwen die geen partner hebben. Het hebben van een niet-werkende partner heeft een negatief effect maar dit verschil niet significant van de categorie 'geen partner'.

Vrouwen met kinderen en vooral vrouwen waarvan het jongste kind jonger is dan 4 jaar hebben een grotere kans om deeltijds te gaan werken dan kinderloze vrouwen. Ook de eigen kenmerken van de vrouw spelen een rol. Hoe kleiner het aantal werkuren per week en hoe lager het loon, hoe groter de kans om de overstap naar deeltijdse arbeid te maken.

Model 2 toont aan dat wat de kenmerken van de partner betreft, enkel het loon een significant effect heeft. Hoe hoger het loon van de partner, hoe groter de kans dat een vrouw deeltijds gaat werken.

**Tabel 8.1:** *Effect van de partner op transitie van voltijdse naar deeltijdse arbeid bij vrouwen (EHA; PSBH 1992-2001)*

Variabelen	Model 1	Model 2
Kinderen ( <i>ref=geen kinderen</i> )		
Jongste kind < 4jaar	0.498 *	0.539
Jongste kind >= 4jaar	0.493 **	0.674 **
Opleidingsniveau ( <i>ref=laag</i> )		
Middelmatig	0.046	0.024
Hoog	0.215	- 0.102
Aantal werkuren/week	- 0.123 ***	- 0.125 ***
Werkervaring	- 0.039	- 0.061
Werkervaring <sup>2</sup>	0.001	0.002
Ln netto maandloon	- 0.383 **	- 0.322 *
Partner ( <i>ref=geen partner</i> )		
Partner niet werkend	- 0.025	
Partner tewerkgesteld	0.697 ***	
Partner: Opleidingsniveau ( <i>ref=laag</i> )		
Middelmatig		- 0.032
Hoog		0.114
Partner: Werkervaring		
		0.02
Partner: Werkervaring <sup>2</sup>		
		- 0.001
Partner: Aantal werkuren/week		
		- 0.001
Partner: LN netto maandloon		
		0.869 *
Constant	5.669 ***	- 3.556
N person years	4,249	2,050
N events	333	183
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.025	0.119

\* p&lt;0.10 \*\*p&lt;0.05 \*\*\*p&lt;0.01

We kunnen onze hypothesen omtrent de transitie van voltijds naar deeltijds werk gedeeltelijk bevestigen. Het hebben van een werkende partner heeft inderdaad een positief effect op de overstap naar deeltijds werk bij vrouwen, maar het effect van het hebben van een niet-werkende partner verschilt niet significant van het niet hebben van een partner (hypothese 1). Vervolgens werd er verwacht dat de middelen van de partner een positief effect hebben op de overgang van voltijds naar deeltijds werk (hypothese 3). Het netto maandloon van de partner blijkt inderdaad een positief effect te hebben op deeltijdse arbeid. Het effect van de andere kenmerken, opleidingsniveau, werkervaring en werkuren is niet significant.

### 8.5.2. Loonpromoties

Tabel 8.2 toont de resultaten van de analyses betreffende loonpromoties. De respondenten betreden de risicoset bij het betreden van de arbeidsmarkt en blijven in de risicoset zolang ze loontrekkend zijn.

**Tabel 8.2:** *Effect van de partner op loonpromoties bij vrouwen (EHA; PSBH 1992-2001)*

Variabelen	Model 1	Model 2
<i>Kinderen (ref=geen kinderen)</i>		
Jongste kind < 4jaar	0.405 *	0.132
Jongste kind >= 4jaar	0.130	0.096
<i>Opleidingsniveau (ref=laag)</i>		
Middelmatig	0.259	- 0.031
Hoog	0.975 ***	0.677 *
Aantal werkuren/week	0.022 **	0.012
Werkervaring	- 0.010	- 0.080
Werkervaring <sup>2</sup>	0.000	0.002
Ln netto maandloon	- 2.940 ***	-2.730 ***
<i>Partner (ref=geen partner)</i>		
Partner niet werkend	- 0.351	
Partner tewerkgesteld	- 0.411 **	
<i>Partner: Opleidingsniveau (ref=laag)</i>		
Middelmatig		0.165
Hoog		0.262
Partner: Werkervaring		- 0.012
Partner: Werkervaring <sup>2</sup>		0.000
Partner: Aantal werkuren/week		0.012
Partner: Ln netto maandloon		- 0.010
Constant	27.528	25.567 ***
N person years	5,220	2,684
N events	411	200
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.144	0.025

\*p<0.10 \*\*p<0.05 \*\*\*p<0.01

Vrouwen met een werkende partner hebben een kleinere kans op een loonpromotie dan alleenstaande vrouwen. De promotiekansen van vrouwen met een niet-werkende partner blijken niet significant te verschillen van die van vrouwen zonder partner. Het is opmerkelijk dat

het hebben van kinderen en vooral kinderen jonger dan 4 jaar, een positief effect heeft op de promotiekans. Het opleidingsniveau van de vrouw en het aantal werkuren per week hebben een positief effect, terwijl het loon een negatief effect heeft op de promotiekans. Dit kan verklaard worden door het feit dat lagere lonen meer 'groeiruinimte' hebben. Uit model 2 blijkt dat geen enkel kenmerk van de partner een significant effect heeft op de promotiekans van de vrouw.

Opnieuw kunnen we onze hypothesen gedeeltelijk bevestigen. Het hebben van een partner heeft inderdaad een negatief effect op de promotiekans (hypothese 2), maar dit geldt enkel voor werkende partners. De laatste hypothese moet verworpen worden. Aan de hand van de PSBH-data kan er niet aangetoond worden dat de middelen van de partner een positief effect hebben op loonpromoties (hypothese 4).

## 8.6. Conclusie en discussie

De onderzoeksvraag die in het begin van het hoofdstuk geformuleerd werd, was de volgende: *“Wat is rol van de partner bij de overstap van voltijds naar deeltijds werk en bij loonpromoties van vrouwen?”*. De kans op een overstap van voltijds naar deeltijds werk bij vrouwen wordt, zoals verwacht, verhoogd door het hebben van een partner, maar enkel wanneer deze partner tewerkgesteld is. Wat de kenmerken van de partner betreft, heeft enkel het inkomen van de partner een significant effect. Hoe hoger het loon van de partner, hoe groter de kans op een transitie naar deeltijds werk. Ook bleek het hebben van kinderen, en vooral van jonge kinderen, een positief effect te hebben op de kans om deeltijds te gaan werken. We kunnen dus besluiten dat het hebben van een werkende partner en het hebben van kinderen vrouwen stimuleert om deeltijds te gaan werken.

Wat loonpromoties betreft, kan er besloten worden dat het hebben van een werkende partner een negatief effect heeft op de promotiekans van vrouwen. Kenmerken van de partner hebben geen significant effect. Enkel karakteristieken van de vrouw zelf, zoals het opleidingsniveau, het aantal werkuren en het loon, spelen een belangrijke rol.

Er kan geconcludeerd worden dat het niet zo zeer de kenmerken van de partner zijn die een invloed hebben op de carrière van de vrouw, maar wel het al dan niet hebben van een partner, en meer specifiek een

werkende partner. Vrouwen met een werkende partner hebben een kleinere kans op een loonpromotie en een grotere kans op een transitie van voltijds naar deeltijds werk.

Ondanks het toenemend aantal maatregelen van de overheid en van bedrijven (kinderopvang, telewerk, loopbaanonderbreking, enzovoort) lijkt het combineren van een gezin en een job dus nog steeds niet vanzelfsprekend voor Belgische vrouwen. Zodra het financieel toelaatbaar is, zetten vele vrouwen een stapje terug in hun carrière. We kunnen dus besluiten dat het mannelijke kostwinnersmodel nog niet verdwenen is.

Er moet wel benadrukt worden dat dit niet altijd een bewuste keuze of voorkeur van de vrouw zelf is. De lagere promotiekans van vrouwen met een werkende partner kan bijvoorbeeld te wijten zijn aan de beslissing van de werkgever in het selectieproces. Hierbij kan statistische discriminatie, of het verkiezen van mannen boven vrouwen (en zeker vrouwen met een gezin) vanuit de veronderstelling dat ze minder gemotiveerd zijn en eerder deeltijds zullen gaan werken of de onderneming verlaten, een grote rol spelen (Phelps 1972: 659). Bovendien spelen structurele factoren zoals de beschikbaarheid en betaalbaarheid van kinderopvang een erg grote rol bij een overstap naar deeltijdse arbeid.

Dit maakt van deze werkende vrouwen een erg kwetsbare groep. Omdat ze (gedeeltelijk) afhankelijk zijn van het inkomen van hun partner, kunnen ze in financiële moeilijkheden geraken wanneer het inkomen van de partner wegvalt, bijvoorbeeld in het geval van een echtscheiding of door werkloosheid van de partner. Dit laatste zal steeds vaker het geval zijn ten gevolge van de huidige economische crisis: volgens cijfers van de VDAB (2009) steeg de mannelijke werkloosheid in Vlaanderen het voorbije jaar met 33 procent. Een overstap naar deeltijds werk is bovendien vaak permanent en, indien tijdelijk, kan het de toekomstige carrièremogelijkheden sterk aantasten.

Er is dus een belangrijke taak weggelegd voor de overheid en werkgevers in het aanbieden van (meer of betere) maatregelen die de combinatie van een gezin met arbeid mogelijk maken. Met arbeid wordt hier niet enkel deeltijdse arbeid bedoeld maar ook voltijdse jobs waarin vrouwen kunnen promoveren en doorgroeien naar de hoogste functies. Alleen op die manier kan de carrièrekloof tussen mannen en vrouwen gedicht worden.



## Hoofdstuk 9 DE COMBINATIE ARBEID/GEZIN EN DE CARRIÈREKLOOF

### 9.1. Inleiding

Sinds de tweede helft van de vorige eeuw is het voor gezinnen steeds moeilijker geworden om het dagelijkse leven te organiseren. De (geleidelijke) overgang van het mannelijke kostwinnersmodel naar het tweeverdienersmodel heeft met zich meegebracht dat het zowel voor mannen als voor vrouwen een uitdaging geworden is om de beschikbare tijd te verdelen over de job, de huishoudelijke taken, de zorg voor de kinderen, de relatie met de partner, het sociale leven en vrijetijdsbesteding.

Ten tijde van het mannelijke kostwinnersmodel was de taakverdeling tussen man en vrouw in het huishouden duidelijk: de echtgenoot werkte buitenshuis en bracht geld in het laatje, de echtgenote werkte binnenshuis door het huishouden en de zorg voor de kinderen op zich te nemen. Met andere woorden bewoog de man zich in de publieke sfeer en de vrouw in de private sfeer. Vrouwen die wel buitenshuis werkten waren meestal (nog) niet gehuwd (Simonton 1998; Matthijs 2001). Nu er steeds meer gehuwde vrouwen buitenshuis gaan werken, komt deze taakverdeling onder druk te staan. In het kostwinnersmodel vervullen huisvrouwen een bufferfunctie. Er wordt van hen een grote flexibiliteit verwacht waardoor ze de botsende tijdsordes van de gezinsleden kunnen opvangen en schokken kunnen dempen. Op die manier kan het gezinsleven de loopbaan van de werkende partner ondersteunen. Nu deze bufferfunctie wegvalt, komt de opdracht om de verschillende tijdsordes te verzoenen nog steeds overwegend toe aan de werkende vrouwen, wat ervoor zorgt dat de spanning tussen arbeid en gezin vooral door hen ervaren wordt (Elchardus 1996). In dit hoofdstuk zal er onderzocht worden hoe dit conflict tussen arbeid en gezin een invloed heeft op de carrières van vrouwen en mannen, en meer bepaald op loonpromoties.

## 9.2. Theoretisch kader

Ondanks de veranderingen tijdens de laatste decennia is het klassieke rollenpatroon in het gezin nog niet volledig verdwenen. De strikte scheiding van mannelijke en vrouwelijke rollen is verdwenen maar de maatschappelijke beelden van mannelijkheid en vrouwelijkheid blijven bestaan. Mannen gaan bijvoorbeeld wel steeds meer de taken van het vaderschap op zich nemen maar in het algemeen nemen ze nog steeds een klein aandeel van de taken in het huishouden op zich. Bijgevolg blijft het combineren van arbeid en gezin nog steeds moeilijker voor vrouwen dan voor mannen (Koelet 2005; Bulckens e.a. 2007).

Glorieux en Koelet (2002) bevestigen in hun tijdsbudgetstudie dat het tijdsgebruik van mannen en vrouwen nog steeds sterk van elkaar verschilt en aansluit bij de traditionele rollenpatronen. Ze trachten dit te verklaren door verschillende prioriteiten bij het maken van keuzes. Mannen maken keuzes tussen betaald werk en vrije tijd, terwijl de meeste vrouwen constant moeten kiezen tussen betaald en niet-betaald (huishoudelijk) werk. Hoe minder ze participeren op de arbeidsmarkt, hoe meer ze in het huishouden doen en andersom. Dit is dus duidelijk in overeenstemming met het traditionele rollenpatroon, en bovendien wordt er aangetoond dat deze mechanismen het laatste decennium niet verminderden. Terwijl de werklust van mannen constant bleef, nam die van vrouwen toe. In gezinnen met twee voltijds werkende partners gaat het extra huishoudelijk werk vooral naar de vrouw, terwijl mannen meer uren buitenshuis werken.

Ook Bloemen (2008) onderzoekt aan de hand van tijdsbudgetdata (de Franse *time-use survey*) de tijdsbesteding van werknemers met kinderen. Een meerwaarde van deze studie is dat ook het loon in rekening gebracht wordt. Er wordt vastgesteld dat een loontoenamen bij ouders hun tijd op de arbeidsmarkt doet toenemen. Een toename in het eigen loon doet zowel voor vaders als moeders de tijd in het huishouden afnemen, terwijl het geen impact heeft op de hoeveelheid tijd die aan kinderopvang besteed wordt. De tijd die gespendeerd wordt aan huishoudelijk werk door moeders blijkt niet afhankelijk van het loon van hun echtgenoot. Een toename in het loon van de moeder blijkt echter wel te leiden tot een toename in huishoudelijk werk en kinderopvang voor de vader. Van der Lippe en Siegers (1994) stellen aan de hand van Nederlandse paneldata vast dat het relatieve inkomen van de vrouw een

negatief effect heeft op het aandeel huishoudelijk werk dat zij verricht. Het relatieve inkomen blijkt echter geen significant effect te hebben op het aandeel van de man in de huishoudelijke taken.

In dit hoofdstuk zal echter niet het effect van (een toename in) het loon op de gezinstaken onderzocht worden maar het omgekeerd verband: het effect van het aandeel in het huishoudelijk werk op een loonpromotie.

De hypothese omtrent het effect van de combinatie arbeid/gezin op de carrière is tweezijdig. Er kan enerzijds verwacht worden dat de kans op promotie kleiner is wanneer de combinatie arbeid en gezin zwaarder is. Met andere woorden is de kans op een loontoename kleiner wanneer men zelf (relatief ten opzichte van de partner) veel huishoudelijke taken uitvoert en instaat voor kinderopvang. Anderzijds is het ook mogelijk dat een grote spanning tussen arbeid en gezin wijst op een druk arbeidsleven, wat dan juist weer gepaard gaat met een grotere kans op promotie.

### 9.3. Meten van conflict arbeid/gezin

Het meten van het conflict tussen arbeid en gezin is niet vanzelfsprekend. Carlson e.a. (2000) wijzen er op dat er met verschillende zaken rekening gehouden moet worden bij het meten van het conflict tussen arbeid en gezin. Zo bestaat het conflict uit verschillende dimensies.

Ten eerste moet er aandacht besteed worden aan de twee richtingen waarin er conflict kan bestaan. Enerzijds kan het werk het gezinsleven verstoren, anderzijds kan het gezinsleven tussenkomen op het werk. In de Engelstalige literatuur worden respectievelijk de afkortingen WIF (*Work Interference with Family*) en FIW (*Family Interference with Work*) gebruikt.

Ten tweede worden er drie vormen van conflict onderscheiden: tijdsgebaseerd (*time-based*), spanningsgebaseerd (*strain-based*) en gedragsgebaseerd (*behaviour-based*) conflict. Men kan het hebben over tijdsgebaseerd conflict wanneer de tijd die aan één rol besteed wordt iemand verhindert om deel te nemen aan de andere rol. Spanningsgebaseerd conflict ontstaat wanneer de spanning die ervaren wordt in één van de rollen tussenkomt in deelname aan de andere rol. Gedragsgebaseerd conflict,

ten slotte, doet zich voor wanneer een specifiek vereist gedrag in één rol niet overeenkomt met het verwachte gedrag in de andere rol. Wanneer we de twee richtingen en de drie vormen van conflict combineren, komen we tot zes dimensies.

Aangezien de items van Carlson e.a. (2000) niet voorkomen in de PSBH-vragenlijsten, zal work/family balance op een andere, meer beperkte manier gemeten moeten worden. We houden echter de zes dimensies in ons achterhoofd en trachten er zoveel mogelijk van te vatten.

De PSBH-variabelen die gebruikt zullen worden als indicator voor de spanning tussen arbeid en gezin zijn de volgende:

- Taakverdeling van de huishoudelijke taken
- Huishoudhulp
- Kinderen en kinderopvang
- Algemene jobtevredenheid
- Tevredenheid over de beschikbare vrije tijd
- (Tevredenheid over) jobkenmerken: aantal werkuren, uurregeling en vervoer naar het werk, overuren, arbeidscontract

Aan de hand van de concepten WIF en FIW kunnen we wel de hypothese verfijnen. FIW betekent dat er een negatief effect bestaat van gezinsvariabelen op de carrière. Wat loonpromoties betreft, kunnen we dus verwachten dat gezinsvariabelen (het hebben van een partner en kinderen, het zelf instaan voor kinderopvang, het aandeel in de huishoudelijke taken, het niet beschikken over poets hulp en tevredenheid over de hoeveelheid vrije tijd) een negatief effect zullen hebben. WIF, daarentegen, duidt op een negatieve invloed van de carrière op het gezin. Hoewel bepaalde jobkenmerken (overuren, een contract van bepaalde duur en ontevredenheid met het vervoer en de uurregeling) het gezinsleven kunnen verstoren, wordt er wel verwacht dat ze een positief effect hebben op de promotiekans.

We kunnen de hypothese als volgt formuleren:

*“Variabelen die wijzen op Work interference with family (jobkenmerken) hebben een positief effect en variabelen die wijzen op Family interference with work (gezinskenmerken) hebben een negatief effect op de promotiekansen van werknemers”.*

## 9.4. Data

De analyses zullen uitgevoerd worden op de gegevens betreffende werknemers uit golven 3 tot en met 10 van de PSBH databank. De eerste twee golven worden niet gebruikt omdat bepaalde variabelen er niet in voorkomen. Omdat golf 11 de laatste golf is kan er geen afhankelijke variabele berekend worden voor deze golf en kan deze dus niet gebruikt worden in de analyses. Golf 11 wordt enkel gebruikt om de afhankelijke variabele, namelijk de promotiekans, voor golf 10 te bepalen. Een promotie wordt namelijk, zoals in hoofdstuk 4 en in hoofdstuk 8, gedefinieerd als een loonstijging van 15 procent tussen het jaar van waarneming ( $t_0$ ) en het volgende jaar ( $t_1$ ). In het vervolg van deze paragraaf worden de PSBH-gegevens met betrekking tot huishoudelijke taken, huishoudhulp, kinderen en kinderopvang, en jobkenmerken en vrije tijd beschreven.

### 9.4.1. *Huishoudelijke taken*

Het *coupled careers* model (zie § 8.1. (pagina 125)) van Han en Moen (1999) stelt dat niet enkel de eigen gezins- en arbeidssfeer aan elkaar gelinkt zijn, maar ook de carrières en gezinslevens van partners. In tweeverdienergezinnen moeten namelijk niet enkel de carrières maar ook de gezinstaken van de partners op elkaar afgestemd worden. Het aandeel van de gezinstaken van de ene partner wordt grotendeels bepaald door het aandeel taken dat de andere partner op zich neemt. Ten eerste kan er dus een direct effect verwacht worden van de eigen gezinstaken op de carrière. Ten tweede kan er ook een indirect effect bestaan van de gezinstaken van de partner op de eigen carrière.

In de PSBH wordt er aan de respondenten die samenwonen met een partner/echtgenoot gevraagd om op een 4-puntenschaal (1: nooit, 2: zelden, 3: dikwijls, 4: altijd) aan te duiden hoe vaak men voor bepaalde huishoudelijke taken instaat. In tabel 9.1 wordt er per taak de gemiddelde score voor vrouwen en mannen weergegeven, evenals het verschil in scores en de significantie van dit verschil (bepaald aan de hand van een t-test). Hoewel het hier gaat om ordinale gegevens, geeft het gemiddelde toch een beeld van de man/vrouw-verschillen.

**Tabel 9.1:** *Gemiddelde scores op huishoudelijke taken voor vrouwen en mannen (PSBH 1994-2001)*

	Geslacht	N	Gemiddelde	Standaard- afwijking	Standaard- afwijking op gemiddelde	Gemiddelde verschil
Poetsen en schoonmaken	Vrouwen	6621	3.52	0.699	0.009	1.50 ***
	Mannen	8316	2.02	0.790	0.009	
Boodschappen doen	Vrouwen	6624	3.40	0.698	0.009	0.75 ***
	Mannen	8312	2.65	0.837	0.009	
Dagelijks koken	Vrouwen	6620	3.46	0.742	0.009	1.49 ***
	Mannen	8319	1.96	0.891	0.010	
Wassen en strijken	Vrouwen	6618	3.76	0.589	0.007	2.42 ***
	Mannen	8308	1.34	0.655	0.007	
Tuinwerk en kleine klusjes	Vrouwen	6602	2.22	0.910	0.011	- 1.03 ***
	Mannen	8291	3.26	0.876	0.010	
Papieren in orde brengen	Vrouwen	6618	2.73	1.076	0.013	- 0.12 ***
	Mannen	8319	2.85	1.088	0.012	
Beheer van de dagelijkse uitgaven	Vrouwen	6614	3.12	0.875	0.011	0.59 ***
	Mannen	8309	2.53	1.014	0.011	
Regelen bankoperaties	Vrouwen	6621	2.85	1.028	0.013	0.05 **
	Mannen	8318	2.80	1.089	0.012	
Organisatie van het sparen	Vrouwen	6602	2.82	1.021	0.013	0.04 *
	Mannen	8291	2.78	1.051	0.012	
<i>Totaal</i>	<i>Vrouwen</i>	<i>6537</i>	<i>3.10</i>	<i>0.491</i>	<i>0.006</i>	<i>0.63 ***</i>
	<i>Mannen</i>	<i>8204</i>	<i>2.47</i>	<i>0.561</i>	<i>0.006</i>	

\*  $p < 0.05$  \*\*  $p < 0.01$  \*\*\*  $p < 0.001$

Op bijna alle taken, behalve tuinwerk en kleine klusjes en administratie, scoren vrouwen significant hoger dan mannen. De grootste verschillen worden gevonden bij de typische 'vrouwelijke' taken wassen en strijken, dagelijks koken en poetsen en schoonmaken.

Er werd reeds vermeld dat niet enkel het absoluut aantal (of de tijd geïnvesteerd in) huishoudelijke taken maar ook het aandeel in de taken, relatief ten opzicht van de partner, een grote rol speelt. Aan de hand van de informatie over de huishoudelijke taken uit tabel 9.1, zowel van de respondent als van de partner, kunnen we een indeling maken in 'gezinstypes'. Eerst wordt voor elke respondent het gemid-

delde berekend van de scores op de 9 huishoudelijke taken en vervolgens wordt het verschil tussen de eigen score en die van de partner berekend. Wanneer dit verschil minder bedraagt dan 0.5 dan zijn de taken (min of meer) gelijk verdeeld, bedraagt het verschil meer dan 0.5 dan doet één van de partners meer in het huishouden dan de andere.

Er wordt gekozen voor een marge van 0.5 omdat gelijke scores van beide partners weinig voorkomen en omdat een kleine afwijking in score tussen beide partners eerder te wijten kan zijn aan verschillende subjectieve manieren om de vragenlijst in te vullen dan op een werkelijk verschil in het aandeel huishoudelijke taken dat beide partners uitvoeren. Bovendien willen we voorkomen dat huishoudens waarbij er slechts zeer kleine verschillen tussen de partners bestaan wat de huishoudelijke taken betreft, terecht komen in de categorie 'man doet meer' of 'vrouw doet meer'. Een marge van 0.5 zorgt ervoor dat een minimaal verschil (van 1 punt op de 4-puntenschaal) op minder dan de helft (4 van de 9) van de bevraagde huishoudelijke taken nog steeds leidt tot een 'gelijke' taakverdeling, terwijl een groter verschil betekent dat één van beide partners 'meer' doet.

Op basis van deze definitie komen we tot de verdeling naar gezinstype die weergegeven wordt in tabel 9.2. In iets meer dan de helft van de gezinnen neemt de vrouw meer van de huishoudelijke taken op zich dan haar partner. In meer dan een derde van de gezinnen zijn de taken gelijk verdeeld en in iets meer dan één op tien huishoudens doet de man meer in het huishouden.

**Tabel 9.2:** *Verdeling respondenten naar type huishouden (PSBH 1994-2001)*

Gezinstype huishouden	Frequentie (in %)	N
Gelijk	37.7	3,719
Man meer	11.8	1,162
Vrouw meer	50.5	4,987
<i>Totaal</i>	<i>100</i>	<i>9,868</i>

We willen benadrukken dat deze percentages erg gevoelig zijn aan de gehanteerde definitie en dat ze slechts zeer indirect iets zeggen over de werkelijke hoeveelheid tijd die besteed wordt aan huishoudelijk werk. We zijn echter vooreerst geïnteresseerd in de invloed van deze verde-

ling op promotiekansen en in verschillen naargelang bepaalde kenmerken van gezinnen.

De gezinnen kunnen bijvoorbeeld ingedeeld worden op basis van de arbeidsmarktsituatie van beide partners en, indien beiden werken, naar het loon van de partners. In de volgende tabellen wordt de relatie getoond tussen het gezinstype naar huishouden en de gezinstypes naar arbeidsmarktsituatie en loon.

Uit tabel 9.3 blijkt dat de huishoudelijke taken het vaakst gelijk verdeeld zijn in gezinnen waar enkel de vrouw werkt en in gezinnen waar beide partners voltijds werken. De categorie 'beide werken' duidt op gezinnen waarin beide partners werken maar waar (minstens) één van beiden deeltijds werkt (meestal de vrouw). Wanneer enkel de man buitenshuis werkt en wanneer één van beide partners deeltijds werkt, is het vaker de vrouw die de meeste taken op zich neemt. Wanneer enkel de vrouw werkt, doet de man opvallend vaker meer in het huishouden dan in de andere arbeidsmarktsituaties.

**Tabel 9.3:** *Gezinstype arbeidsmarktsituatie naar type huishouden (in %; PSBH 1994-2001)*

<b>Gezinstype huishouden</b>	<b>enkel man werkt</b>	<b>enkel vrouw werkt</b>	<b>beiden werken</b>	<b>beiden werken voltijds</b>
Gelijk	36.4	40.4	34.7	39.6
Man meer	6.7	31.6	9.2	13.7
Vrouw meer	56.8	28.1	56.1	46.8
<i>Totaal</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>
<i>N</i>	<i>550</i>	<i>56</i>	<i>3,510</i>	<i>5,734</i>

De bevinding van Glorieux en Koelet (2002) dat hoe minder vrouwen participeren op de arbeidsmarkt, hoe meer ze in het huishouden doen, wordt bevestigd. In gezinnen waar enkel de man werkt of waar de vrouw deeltijds werkt, nemen vrouwen vaker de meerderheid van de huishoudelijke taken op zich dan in gezinnen waar de vrouw voltijds werkt. Uit tabel 9.3 blijkt echter dat niet enkel de eigen participatie van belang is maar ook die van de partner. Wanneer bijvoorbeeld enkel de vrouw werkt, nemen mannen in bijna een derde van de gezinnen de meeste taken op zich.



Glorieux en Koelet (2002) stellen bovendien dat het extra huishoudelijk werk in gezinnen met twee voltijds werkende partners vooral naar de vrouw gaat. Uit de PSBH data blijkt juist dat in deze gezinnen de taken vaker gelijk verdeeld zijn dan wanneer de vrouw niet werkt of deeltijds werkt, maar in bijna de helft van de gevallen doet de vrouw inderdaad nog steeds meer in het huishouden.

Bloemen (2008) stelde in zijn onderzoek vast dat de tijd die gespendeerd wordt aan huishoudelijk werk door moeders niet afhankelijk is van het loon van hun echtgenoot. In dit hoofdstuk wordt niet de hoogte van het loon van beide partners gebruikt maar wel hun relatieve loon ten opzichte van elkaar. Het gaat hier enkel over huishoudens waar beide partners werken en waarbij van beide partners het netto maandloon bekend is. Er wordt hier gekozen voor het netto maandloon omdat dit cijfer rekening houdt met eventueel deeltijds werk en een zicht geeft op de bijdragen van de partners tot het totaal gezinsinkomen.

Er kunnen ook verschillen in taakverdeling vastgesteld worden tussen de gezinnen waar de man het meest verdient en gezinnen waar de vrouw het meest verdient (zie tabel 9.4). De cijfers komen overeen met de bevinding van van der Lippe en Siegers (1994) dat het relatieve inkomen van de vrouw een negatief effect heeft op haar aandeel in het huishoudelijk werk: in gezinnen waar de vrouw het meest verdient, nemen mannen iets vaker de meerderheid van de taken op zich dan in andere gezinnen. Deze verschillen zijn echter erg klein.

**Tabel 9.4:** *Relatief netto maandloon naar type huishouden (in %; PSBH 1994-2001)*

Gezinstype huishouden	Man verdient meer	Vrouw verdient meer
Gelijk	38.8	36.3
Man meer	11.6	14.9
Vrouw meer	49.6	48.8
<i>Totaal</i>	<i>100</i>	<i>100</i>
<i>N</i>	<i>4,609</i>	<i>1,029</i>

Tabel 9.7 toont de verdeling naar de aanwezigheid en leeftijd van kinderen. De huishoudelijke taken zijn het minst vaak gelijk verdeeld wanneer er kinderen ouder dan 4 jaar aanwezig zijn in het huishouden. In

deze categorie vinden we ook de grootste proportie gezinnen waarin de vrouw het meeste taken vervult. Het aandeel gezinnen waar de man het meest in het huishouden doet is groter bij gezinnen met (vooral jonge) kinderen dan in gezinnen zonder kinderen.

**Tabel 9.5:** *Leeftijd kinderen naar type huishouden*  
(in %; PSBH 1994-2001)

Gezinstype huishouden	Jongste kind < 4 jaar	Jongste kind >= 4 jaar	Geen kinderen
Gelijk	38.0	35.3	40.6
Man meer	13.4	12.2	10.8
Vrouw meer	48.6	52.5	48.6
<i>Totaal</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>
<i>N</i>	<i>1019</i>	<i>4,974</i>	<i>3,874</i>

Er bestaat eveneens een verschil in taakverdeling tussen gehuwden en ongehuwd samenwonenden (tabel 9.6). De proportie gezinnen waarin de man meer doet is groter en de proportie gezinnen waarin de vrouw meer doet is kleiner bij de gehuwden dan bij de ongehuwd samenwonenden.

**Tabel 9.6:** *Status gehuwd of samenwonend naar type huishouden*  
(in %; PSBH 1994-2001)

Gezinstype huishouden	Samenwonend	Gehuwd
Gelijk	38.2	37.6
Man meer	8.1	12.3
Vrouw meer	53.6	50.1
<i>Totaal</i>	<i>100</i>	<i>100</i>
<i>N</i>	<i>1,221</i>	<i>8,646</i>

Ook naar regio bestaan er aanzienlijke verschillen in de verdeling van de huishoudelijke taken tussen de partners (tabel 9.7). Zo zijn de taken van partners wonend in Brussel vaker gelijk verdeeld dan bij partners wonend in Vlaanderen en Wallonië. Bovendien is de proportie gezinnen waar de vrouw het meest doet in het huishouden het kleinst en de proportie huishoudens waar de man het meest doet het grootst in Brus-

sel. De resultaten voor Vlaanderen en Wallonië verschillen amper van elkaar.

**Tabel 9.7:** *Regio naar type huishouden (in %; PSBH 1994-2001)*

Gezinstype huishouden	Brussel	Vlaanderen	Wallonië
Gelijk	41.1	37.4	37.4
Man meer	17.2	10.6	12.8
Vrouw meer	41.7	52.0	49.8
<i>Totaal</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>
<i>N</i>	<i>786</i>	<i>6,263</i>	<i>2,818</i>

In tabel 9.8 wordt de verdeling naar gezinstype weergegeven per leeftijdscategorie. Omdat de leeftijdscategorieën van partners kunnen verschillen wordt deze verdeling voor vrouwen en mannen apart weergegeven. Zowel bij mannen als bij vrouwen is er het vaakst een gelijke taakverdeling in de jongste en in de oudste leeftijdscategorie. Opvallend is dat in huishoudens waar de vrouw ouder is dan 50, de proportie gezinnen waarin de vrouw het meest doet in het huishouden 5 procent lager is dan in andere huishoudens.

**Tabel 9.8:** *Leeftijd vrouwen en mannen naar type huishouden (in %; PSBH 1994-2001)*

	Gezinstype huishouden	-30j	31-40j	41-50j	+50j
<b>Vrouwen</b>	Gelijk	39.8	36.9	35.7	41.7
	Man meer	10.2	12.7	11.3	12.4
	Vrouw meer	50.0	50.4	53.0	45.9
	<i>Totaal</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>
	<i>N</i>	<i>1,002</i>	<i>2,212</i>	<i>1,371</i>	<i>331</i>
<b>Mannen</b>	Gelijk	39.4	37.7	37.2	39.1
	Man meer	10.3	11.8	12.6	10.4
	Vrouw meer	50.2	50.5	50.2	50.5
	<i>Totaal</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>
	<i>N</i>	<i>601</i>	<i>2,230</i>	<i>1,612</i>	<i>509</i>

Uit deze bevindingen blijkt dat het klassieke rollenpatroon nog steeds bestaat en dat er geen opvallende vooruitgang te bemerken is bij de jongere generaties. Het gezinstype waarin de vrouw meer doet dan de man blijft in elke leeftijdscategorie het meeste voorkomende type.

Ten slotte wordt de taakverdeling getoond naar functie (tabel 9.9) en autoriteit (tabel 9.10), twee belangrijke aspecten van de carrière. Wederom worden de resultaten apart weergegeven voor mannen en vrouwen.

Hoe hoger de functie van de vrouw, hoe minder vaak de vrouw meer in het huishouden doet dan haar partner. Wanneer de vrouw hoger bediende of kaderlid is, komt het het vaakst voor dat de man meer doet dan de vrouw. Bij mannen is er vooral een verschil tussen arbeiders en (hoger) bedienden. Wanneer de man arbeider is, is de taakverdeling het minst vaak gelijk verdeeld en is de proportie gezinnen waarin de vrouw het meeste doet het grootst.

**Tabel 9.9:** *Functieniveau naar type huishouden (in %; PSBH 1994-2001)*

	Gezinstype huishouden	arbeider	bediende	hoger bediende / kader
<b>Vrouwen</b>	Gelijk	31.3	39.5	40.0
	Man meer	9.0	12.0	16.0
	Vrouw meer	59.6	48.6	44.3
	<i>Totaal</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>
	<i>N</i>	<i>1,031</i>	<i>3,016</i>	<i>440</i>
<b>Mannen</b>	Gelijk	29.9	41.7	43.3
	Man meer	6.9	15.3	12.5
	Vrouw meer	63.2	43.0	44.2
	<i>Totaal</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>
	<i>N</i>	<i>1,721</i>	<i>1,778</i>	<i>1,285</i>

Er is weinig verschil in taakverdeling vast te stellen naar het autoriteitsniveau van de vrouw. In gezinnen waar de man geen autoriteit uitoefent in zijn job, zijn de taken minder vaak gelijk verdeeld en doet de vrouw vaker het meest in het huishouden dan wanneer de man een laag of hoog autoriteitsniveau heeft.

**Tabel 9.10:** *Autoriteitsniveau naar type huishouden (in %; PSBH 1994-2001)*

	Gezinstype huishouden	Geen autoriteit	Lage autoriteit	Hoge autoriteit
<b>Vrouwen</b>	Gelijk	37.1	40.2	38.5
	Man meer	11.9	12.6	14.2
	Vrouw meer	51.0	47.2	47.4
	<i>Totaal</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>
	<i>N</i>	<i>3726</i>	<i>667</i>	<i>247</i>
<b>Mannen</b>	Gelijk	35.7	40.3	42.6
	Man meer	11.6	13.0	10.0
	Vrouw meer	52.7	46.8	47.4
	<i>Totaal</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>
	<i>N</i>	<i>2,776</i>	<i>1,247</i>	<i>829</i>

#### 9.4.2. *Huishoudhulp*

Uit onderzoek in Nederland (van der Lippe e.a. 2004) blijkt dat huishoudhulp tijdsbesparend is voor vrouwen, maar ook dat vooral huishoudens met hogere inkomens en tweeverdieners van deze optie gebruik maken. Er kan een onderscheid gemaakt worden tussen betaalde en niet-betaalde hulp (tabel 9.11). Bij poetshulp gaat het meestal om betaalde hulp, bij het koken en wassen gaat het daarentegen veel vaker om onbetaalde hulp, bijvoorbeeld van familie, vrienden, burens, enz. We zullen ons hier toespitsen op poetshulp omdat deze vorm van hulp het vaakst voorkomt.

**Tabel 9.11:** *Huishoudhulp (in %; PSBH 1994-2001)*

	Hulp poetsen	Hulp dagelijks koken	Hulp wassen en strijken
Betaalde hulp	16.1	0.8	5
Niet-betaalde hulp	11.2	12.2	14.6
Geen hulp	72.6	87.1	80.3
<i>Totaal</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>
<i>N</i>	<i>19,928</i>	<i>19,916</i>	<i>19,920</i>

In tabel 9.12 wordt de stelling van van der Lippe e.a. (2004) bevestigd dat vooral tweeverdieners gebruik maken van huishoudhulp. Deze

vaststelling moet echter genuanceerd worden: tweeverdieners maken vooral vaker gebruik van betaalde poetshulp. Wat onbetaalde poetshulp betreft, verschilt het aandeel gebruikers van poetshulp bij de tweeverdieners niet van andere gezinnen.

**Tabel 9.12:** *Gezinstype arbeidsmarktsituatie naar poetshulp (in %; PSBH 1994-2001)*

	enkel man werkt	enkel vrouw werkt	beiden werken	beiden werken voltijds	Totaal	N
Betaalde poetshulp	7.4	11.6	15.6	22.2	16.8	2,446
Niet-betaalde poetshulp	11.4	10.5	11.1	10.8	11.0	1,601
Geen poetshulp	81.2	77.8	73.4	67.0	72.1	10,482
<i>Totaal</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>14,529</i>

Zowel bij mannen als bij vrouwen neemt het aandeel werknemers dat gebruik maakt van betaalde poetshulp toe met het functieniveau (tabel 9.13). Bovendien maken bedienden meer dan dubbel zo vaak gebruik van betaalde poetshulp dan arbeiders en hoger bedienden/kaderleden nog eens dubbel zo vaak als bedienden. Het aandeel werknemers dat gebruik maakt van onbetaalde poetshulp neemt daarentegen lichtjes af met de functie.

**Tabel 9.13:** *Functieniveau naar poetshulp (in %; PSBH 1994-2001)*

	Arbeider	Bediende	Hoger bediende / kader	Totaal	N	
<b>Vrouwen</b>	Betaalde poetshulp	3.0	18.1	42.1	17.3	1,401
	Niet-betaalde poetshulp	13.1	10.8	9.2	11.1	897
	Geen poetshulp	84.0	71.1	48.7	71.6	5,780
	<i>Totaal</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>8,078</i>
<b>Mannen</b>	Betaalde poetshulp	6.3	14.3	31.5	15.0	1,546
	Niet-betaalde poetshulp	12.9	12.6	9.0	11.9	1,220
	Geen poetshulp	80.8	73.1	59.6	73.1	7,529
	<i>Totaal</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>10,295</i>

Hetzelfde kunnen we vaststellen met betrekking tot de autoriteitspositie (tabel 9.14). Het aandeel werknemers dat gebruik maakt van betaalde poets hulp stijgt met elk autoriteitsniveau. Het aandeel gebruikers van onbetaalde poets hulp daalt of blijft gelijk.

**Tabel 9.14:** *Autoriteitsniveau naar poets hulp (in %; PSBH 1994-2001)*

		Geen autoriteit	Lage autoriteit	Hoge autoriteit	Totaal	N
<b>Vrouwen</b>	Betaalde poets hulp	15.3	26.4	31.7	17.9	1,488
	Niet-betaalde poets hulp	10.9	10.0	11.0	10.8	898
	Geen poets hulp	73.8	63.6	57.3	71.3	5,929
	<i>Totaal</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>8,315</i>
<b>Mannen</b>	Betaalde poets hulp	10.6	18.2	28.1	15.2	1,579
	Niet-betaalde poets hulp	12.3	11.8	9.2	11.7	1,216
	Geen poets hulp	77.2	70.0	62.7	73.1	7,614
	<i>Totaal</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>10,409</i>

### 9.4.3. *Kinderen en kinderopvang*

Niet enkel het verdelen van de typische huishoudelijke taken vormt een uitdaging voor werkende koppels. Voor werkende moeders en vaders is het zorgen voor kinderopvang, hetzij door zichzelf, hetzij door anderen, niet vanzelfsprekend. De laatste decennia is de vraag naar kinderopvang enorm toegenomen ten gevolge van de gestegen arbeidsmarktparticipatie van vrouwen. Werkende ouders krijgen bovendien steeds meer te maken met atypische werkuren. De ideale kinderopvang wordt dan ook gekenmerkt door grote en gevarieerde opvangmogelijkheden, flexibiliteit ten aanzien van de werkuren van de ouders, een hoge kwaliteit en een lage kostprijs (Bulckens e.a. 2007).

In tabel 9.15 wordt het percentage ouders dat externe opvangmogelijkheden<sup>1</sup> gebruikt, het percentage ouders wiens werkgever kinderopvang aanbiedt, het percentage ouders dat zelf dagelijks instaat voor kinderopvang en het percentage van deze laatste groep dat vindt dat deze taken hen beletten om meer betaald werk te ondernemen,

<sup>1</sup> Dit kan zowel formele als informele, betaalde als onbetaalde opvang zijn. De normale schooluren zijn niet inbegrepen, wel voor- en naschoolse opvang en initiatieven buitenschoolse opvang (IBO).

getoond. Deze laatste variabele is een duidelijke indicator voor een conflict tussen arbeids- en gezinsleven en meer bepaald van de afweging die gemaakt moet worden tussen kinderopvang en betaalde arbeid.

**Tabel 9.15:** *Kinderen en kinderopvang (PSBH 1994-2001)*

	Moeders	Vaders	Totaal	N
Andere opvang dan door ouders	50.9	40.4	45.4	8,983
Kinderopvang of crèche georganiseerd door werkgever	6.4	3.9	5.0	8,983
Zelf dagelijks instaan voor kinderopvang	76.7	47.1	61.1	8,983
Indien zelf kinderopvang → Beletten deze taken u om meer betaald werk te ondernemen?	26.4	9.2	19.4	5,226

Iets minder dan de helft van de werkende moeders en vaders maakt gebruik van externe kinderopvang. Bij moeders (50.9 procent) is dit iets vaker het geval dan bij vaders (40.4 procent). Bij slechts 5 op 100 werknemers biedt de werkgever kinderopvang aan, iets vaker bij vrouwen dan bij mannen. Dit zou te wijten kunnen zijn aan het feit dat vrouwen in andere, meer gezinsvriendelijke sectoren werken dan mannen. Iets meer dan drie vierde van de moeders staat dagelijks zelf in voor kinderopvang terwijl dit slechts het geval is bij iets minder dan de helft van de vaders. Een vierde van deze moeders die zelf instaan voor kinderopvang vindt dat deze taken haar beletten om meer betaald werk te ondernemen. Bij de vaders die dagelijks kinderen opvangen is dit slechts bij één op tien het geval.

De wijze van kinderopvang kan verschillen naargelang bepaalde kenmerken van de ouders, zoals de partnersituatie (tabel 9.16). Zo maken alleenstaande moeders het minst vaak gebruik van externe kinderopvang maar staan ze ook minder vaak zelf dagelijks in voor opvang ten opzichte van gehuwde en samenwonende moeders. Dit kan verklaard worden door de gemiddelde hogere leeftijd van kinderen van alleenstaande vrouwen. Ongehuwd samenwonende moeders vinden hun opvangtaken het vaakst een obstakel voor hun carrière.

Bij de vaders zijn het juist de alleenstaanden die het vaakst externe opvang gebruiken. Alleenstaande vaders staan ook vaker dan gehuwde en samenwonende vaders zelf dagelijks in voor kinderop-



vang. Het zijn bijgevolg ook de alleenstaande vaders die deze zorgtaken het vaakst als een obstakel zien voor betaalde arbeid.

**Tabel 9.16:** *Partnersituatie naar kinderopvang (PSBH 1994-2001)*

		Gehuwd	Samen-wonend	Alleen-stand	Totaal	N
<b>Moeders</b>	Opvang door anderen	50.9	57.3	45.5	50.9	2,063
	Zelf opvang	77.5	77.9	68.1	76.6	3,258
	Obstakel werk	25.8	30.9	26.9	26.4	821
<b>Vaders</b>	Opvang door anderen	39.3	51.3	58.0	40.4	1,821
	Zelf opvang	46.4	50.0	67.4	47.1	2,213
	Obstakel werk	8.8	10.7	15.8	9.2	194

Of er al dan niet gebruik gemaakt wordt van externe kinderopvang en of kinderen dagelijks opgevangen worden door (één van de) ouders, is natuurlijk ook afhankelijk van de leeftijd van het kind (tabel 9.17). Wanneer het jongste kind jonger is dan 4 jaar, wordt er dubbel zo vaak gebruik gemaakt van opvang door andere personen dan wanneer het kind tussen 4 en 18 jaar oud is. Wanneer het jongste kind jonger dan 4 jaar is, staan de ouders ook iets vaker zelf dagelijks in voor opvang. Er is echter geen groot verschil naar de leeftijd van het kind in de mate waarin de opvangtaken als obstakel ervaren worden.

**Tabel 9.17:** *Leeftijd jongste kind naar kinderopvang (PSBH 1994-2001)*

		jongste kind < 4 jaar	jongste kind ≥ 4 jaar	Totaal	N
<b>Moeders</b>	Opvang door anderen	85.1	44.0	50.9	2,063
	Zelf opvang	80.1	76.0	76.6	3,258
	Obstakel werk	23.8	26.9	26.4	821
<b>Vaders</b>	Opvang door anderen	74.4	34.1	40.4	1,820
	Zelf opvang	54.9	45.7	47.1	2,214
	Obstakel werk	9.2	9.2	9.2	194

Ook de arbeidsmarktsituatie van de ouders heeft een invloed op de wijze van kinderopvang (tabel 9.18). In onderstaande tabel worden enkel de werknemers met partner en kinderen opgenomen. Zowel bij mannen als vrouwen wordt er het vaakst gebruik gemaakt van externe

opvang als beide ouders werken, en vooral als ze beide voltijds werken. Vrouwen staan het vaakst zelf in voor de kinderopvang als beide ouders werken, maar niet voltijds, wat in de meeste gevallen wil zeggen dat de vrouw deeltijds werkt. Mannen vangen hun kinderen vaker op wanneer hun vrouw ook buitenshuis werkt. Moeders of vaders wiens partner niet buitenshuis werkt, zorgen het minst vaak zelf voor kinderopvang. Ten slotte vinden werkende moeders uit gezinnen waar beide partners werken het vaakst dat hun opvangtaak hun belet om meer betaald werk te ondernemen. Zoals hierboven reeds vermeld, zijn dit meestal moeders die deeltijds werken. Door vaders worden opvangtaken over het algemeen minder als een obstakel ervaren, maar wanneer hun vrouw ook buitenshuis werkt ervaren ze dit bijna dubbel zo vaak dan wanneer dit niet het geval is.

**Tabel 9.18:** *Gezinstype arbeidsmarktsituatie naar kinderopvang (PSBH 1994-2001)*

		Partner werkt niet	Beide werken	Beide werken voltijds	Totaal	N
<b>Moeders</b>	Opvang door anderen	34.5	50.2	57.4	52.0	1,845
	Zelf opvang	56.5	85.6	71.9	77.6	2,875
	Obstakel werk	13.2	32.8	18.1	26.1	714
<b>Vaders</b>	Opvang door anderen	11.4	50.2	53.0	40.0	1,750
	Zelf opvang	33.6	52.2	51.5	46.5	2,117
	Obstakel werk	5.9	8.6	10.5	8.9	180

De mate waarin moeders en vaders zelf instaan voor kinderopvang is ook afhankelijk van hun relatief netto maandloon (ten opzichte van de partner) (tabel 9.19). Moeders die meer verdienen dan hun partner staan minder vaak zelf in voor de kinderopvang. Bij vaders lijkt dit percentage echter niet afhankelijk van het relatieve loon. Zowel vaders die meer verdienen dan hun partner als vaders die minder verdienen dan hun partner, staan in iets meer dan de helft van de gevallen zelf in voor kinderopvang.

**Tabel 9.19:** *Relatief netto maandloon naar kinderopvang (PSBH 1994-2001)*

		<b>man verdient meer</b>	<b>vrouw verdient meer</b>	<b>Totaal</b>	<b>N</b>
<b>Moeders</b>	Niet zelf opvang	20.6	30.7	22.2	401
	Zelf opvang	79.4	69.3	77.8	1,405
	<i>Totaal</i>	<i>100.0</i>	<i>100.0</i>	<i>100.0</i>	<i>1,806</i>
<b>Vaders</b>	Niet zelf opvang	46.0	43.3	45.6	822
	Zelf opvang	54.0	56.7	54.4	981
	<i>Totaal</i>	<i>100.0</i>	<i>100.0</i>	<i>100.0</i>	<i>1,803</i>

In de laatste twee tabellen wordt het verband tussen kinderopvang en carrière getoond, en meer bepaald het functie- (tabel 9.20) en autoriteitsniveau (tabel 9.21). Zowel bij moeders als bij vaders stijgt het aandeel met externe kinderopvang met de functie. Tussen bedienden en hoger bedienden/kaderleden is er echter nauwelijks verschil. Moeders staan het vaakst zelf in voor opvang wanneer ze arbeidster of bediende zijn. De verschillen tussen de functies zijn echter verrassend laag. Bij vaders zijn er grotere verschillen tussen de functies: meer dan de helft van de bedienden staan zelf in voor kinderopvang, terwijl dit bij ongeschoolde arbeiders en hoger bedienden/kaderleden slechts 1 op 4 is. Hoe hoger de functie, hoe vaker moeders en vaders kinderopvang een obstakel vinden voor betaalde arbeid.

**Tabel 9.20:** *Functieniveau naar kinderopvang (PSBH 1994-2001)*

		<b>Arbeider</b>	<b>Bediende</b>	<b>Hoger bediende / kader</b>	<b>Totaal</b>	<b>N</b>
<b>Moeders</b>	Opvang door anderen	46.6	54.0	56.5	52.8	1,940
	Zelf opvang	76.1	77.4	72.6	76.6	2,947
	Obstakel werk	21.8	26.0	29.6	25.5	719
<b>Vaders</b>	Opvang door anderen	35.6	43.9	41.3	40.5	1,763
	Zelf opvang	42.6	54.9	41.2	46.9	2,134
	Obstakel werk	5.8	9.6	13.1	8.9	181

Hoe hoger de autoriteitspositie van mannen en vrouwen, hoe vaker er van externe kinderopvang gebruik gemaakt wordt. Meer dan 3 op 4

moeders met geen of hoge autoriteit staan zelf in voor kinderopvang, terwijl dit aandeel bij moeders met lage autoriteit iets lager ligt. Vaders met hoge autoriteit staan minder vaak zelf in voor kinderopvang dan vaders met lagere autoriteitsniveaus. Ongeveer een vierde van de moeders met geen of lage autoriteit ondervindt een conflict tussen kinderopvang en betaald werk, terwijl dit slechts bij een vijfde van de moeders in een hoge autoriteitspositie het geval is. Het aandeel vaders dat dit conflict ervaart is minder dan half zo groot als het aandeel moeders, en varieert niet aanzienlijk tussen de autoriteitsniveaus.

**Tabel 9.21:** *Autoriteitsniveau naar kinderopvang (PSBH 1994-2001)*

		Geen autoriteit	Lage autoriteit	Hoge autoriteit	Totaal	N
<b>Moeders</b>	Opvang door anderen	51.5	55.0	61.4	52.5	1,989
	Zelf opvang	77.5	70.4	75.4	76.4	3,039
	Obstakel werk	25.8	27.7	18.4	25.7	748
<b>Vaders</b>	Opvang door anderen	39.3	39.9	44.8	40.4	1,780
	Zelf opvang	49.1	47.1	40.9	47.2	2,178
	Obstakel werk	7.8	11.3	11.3	9.2	192

Aan de hand van de obstakel-variabele kan er besloten worden dat moeders en vaders in hoge functies en moeders in lage autoriteitsposities het vaakst conflicten ervaren tussen kinderopvang en carrière.

#### 9.4.4. *Jobkenmerken en vrije tijd*

Volgens van der Lippe (2007) verhogen bepaalde jobkenmerken het gevoel van tijdsdruk bij werknemers en dragen ze zo bij tot een conflict tussen arbeid en gezin (*Work Interference with Family*). Ze vermeldt ten eerste het soort arbeidscontract (bepaalde/onbepaalde duur) en de job(on)zekerheid die ermee samenhangt. Een contract van onbepaalde duur biedt een zekere mate van jobzekerheid en brengt minder conflict met zich mee dan een contract van bepaalde duur. Ten tweede noemt ze de aanwezigheid van afwijkende werkuren, deadlines en streefdoelen, inflexibele uurroosters en overuren. Vervolgens heeft ook het beloningssysteem een invloed, en meer bepaald de mate waarin de beloning afhankelijk is van de geïnvesteerde tijd. Ten slotte speelt het soort carrière- of promotiesysteem een rol (bvb. competitieve promoties of niet).

Uit het onderzoek blijkt dat vooral deadlines en een grote mate van autonomie een erg negatieve impact hebben op het evenwicht tussen het gezins- en het arbeidsleven.

Deze bevindingen stroken met die van de Amerikaanse sociologe Arlie Russell Hochschild (1997). In haar boek *The Time Bind: When Work Becomes Home and Home Becomes Work* stelt ze dat nieuwe organisatievormen meer dan de oude tayloristische systemen een uitdaging vormen voor de combinatie arbeid/gezin. De werknemers hebben meer controle en autonomie maar worden gedwongen om steeds meer tijd op het werk en steeds minder tijd met het gezin door te brengen. Zo kunnen we vaststellen dat het belang van overuren in moderne bedrijven steeds toeneemt. Onder druk van de globalisering, internationale concurrentie en communicatietechnologie neemt de werkdruk binnen bedrijven toe en ontstaat er een tendens naar arbeidsduurverlenging. Werkgevers kiezen steeds meer voor klantgerichte flexibiliteit, met tot gevolg dat overwerk eerder regel dan uitzondering wordt (Bulckens e.a. 2007; Hewlett 2007). Met het begrip *Time Bind* duidt Hochschild (1997) op de vervagende grens tussen het arbeids- en het gezinsdomein. Ze besluit dat de rollen van de twee domeinen de laatste decennia omgekeerd zijn: de job biedt steeds meer vervulling, terwijl het thuisleven druk en stresserend is.

De PSBH-databank bevat gegevens over jobkenmerken én over de tevredenheid hierover (aangeduid op een schaal van 1 tot 6). De tevredenheid over sommige jobkenmerken is een indicator voor conflicten tussen arbeid en gezin. Wanneer bepaalde jobaspecten voor een spanning met het gezinsleven zorgen, kan er namelijk aangenomen worden dat men er minder tevreden over is.

Niet enkel de tevredenheid over jobkenmerken maar ook de tevredenheid over de beschikbare vrije tijd is een indicator voor conflicten tussen arbeid en gezin. Wanneer personen over voldoende vrije tijd beschikken kan er aangenomen worden dat niet één van de twee domeinen, arbeid of gezin, overheerst en dat er dus weinig conflict bestaat.

Meer bepaald zullen de volgende variabelen gebruikt worden:

- algemene jobtevredenheid
- tevredenheid over de beschikbare vrije tijd
- tevredenheid over het aantal werkuren

- tevredenheid
- over de uurregeling (dag-, nachtwerk, ploegen, enz...)
- tevredenheid over het vervoer naar het werk (afstand, duur, comfort)
- aantal overuren/week
- type arbeidscontract: onbepaalde duur, bepaalde duur of accidenteel werk

In tabel 9.22 wordt de gemiddelde tevredenheid over verschillende jobaspecten en vrije tijd weergegeven voor vrouwen en mannen. Aan de hand van een t-test wordt er nagegaan of de verschillen tussen mannen en vrouwen significant zijn.

**Tabel 9.22:** *Gemiddelde tevredenheid over jobkenmerken en vrije tijd, vrouwen en mannen (PSBH 1994-2001)*

		N	Gemiddelde	Standaard-afwijking	Standaard-afwijking op gemiddelde	Gemiddelde verschil
Jobtevredenheid	vrouw	8,140	4.51	1.107	0.012	- 0.002
	man	10,397	4.51	1.132	0.011	
Tevredenheid aantal werkuren	vrouw	8,155	4.58	1.235	0.014	0.083 ***
	man	10,427	4.50	1.185	0.012	
Tevredenheid uurregeling	vrouw	8,115	4.73	1.236	0.014	0.094 ***
	man	10,374	4.63	1.254	0.012	
Tevredenheid vervoer	vrouw	8,158	4.78	1.360	0.015	0.132 ***
	man	10,414	4.65	1.377	0.013	
Tevredenheid vrije tijd	vrouw	8,148	3.81	1.324	0.015	- 0.178 ***
	man	10,402	3.99	1.289	0.013	

\*  $p < 0.05$  \*\*  $p < 0.01$  \*\*\*  $p < 0.001$

Mannen en vrouwen blijken niet te verschillen in de algemene tevredenheid over hun job. Er zijn wel significante verschillen wat de tevredenheid over het aantal werkuren, de uurregeling, het vervoer naar het werk en de beschikbare vrije tijd betreft. Wat de drie jobaspecten (vervoer, werkuren, uurregeling) betreft zijn vrouwen significant meer tevreden dan mannen. Bijgevolg lijkt het misschien paradoxaal dat vrouwen minder tevreden zijn over de beschikbare vrije tijd. Dit kan echter verklaard worden door het grotere aandeel van de huishoudelijke taken die werkende vrouwen op zich nemen (zie § 9.4.1. (pagina 143)).

Vervolgens wordt de relatie tussen tevredenheid over vrije tijd en jobkenmerken enerzijds en de carrière-aspecten functie (tabel 9.23) en autonomie (tabel 9.24) anderzijds bekeken. De algemene jobtevredenheid blijkt het hoogst in het hoogste functieniveau: hoger bedienden en kaderleden. Zowel bij mannen als vrouwen is de tevredenheid over de beschikbare vrije tijd, over het aantal werkuren en over het vervoer het hoogst bij de arbeiders. Wat de uurregeling betreft zijn het de hoger bedienden en kaderleden die het meest tevreden zijn. Dit kan te maken hebben met flexibele uren en de mogelijkheid om het eigen uurrooster samen te stellen, wat de combinatie van het arbeids- met het gezinsleven vergemakkelijkt. Zowel in de hoogste als in de laagste functies zijn er dus voor- en nadelen wat de combinatie arbeid/gezin betreft.

**Tabel 9.23:** *Gemiddelde tevredenheid over jobkenmerken en vrije tijd naar functieniveau (PSBH 1994-2001)*

	Functie	Job	Vrije tijd	Aantal werkuren	Uur- regeling	Vervoer	N
<b>Vrouwen</b>	Arbeider	4.42	4.11	4.68	4.74	4.95	1,755
	Bediende	4.50	3.78	4.57	4.69	4.75	5,348
	hoger bediende/ kader	4.68	3.50	4.46	4.80	4.60	868
	<i>Totaal</i>	<i>4.50</i>	<i>3.82</i>	<i>4.58</i>	<i>4.72</i>	<i>4.78</i>	<i>7,970</i>
<b>Mannen</b>	Arbeider	4.47	4.13	4.61	4.51	4.79	4,292
	Bediende	4.40	3.97	4.44	4.63	4.54	3,464
	hoger bediende/ kader	4.70	3.77	4.38	4.84	4.56	2,426
	<i>Totaal</i>	<i>4.50</i>	<i>3.99</i>	<i>4.50</i>	<i>4.63</i>	<i>4.65</i>	<i>10,182</i>

Deze bevinding wordt bevestigd wanneer we naar de relatie tussen tevredenheid en autoriteit kijken. Mannen en vrouwen zonder autoriteit zijn het vaakst tevreden over de vrije tijd, het aantal werkuren en het vervoer, terwijl het juist personen in hoge autoriteitsposities zijn die het meest tevreden zijn over de uurregeling. Bovendien zijn werknemers met hoge autoriteit bijna even tevreden over het vervoer naar het werk als werknemers zonder autoriteit. Werknemers met een hoog autoriteitsniveau hebben de hoogste algemene jobtevredenheid.

**Tabel 9.24:** *Gemiddelde tevredenheid over jobkenmerken en vrije tijd naar autoriteitsniveau (PSBH 1994-2001)*

	Autoriteit	Job	vrije tijd	Aantal werkuren	Uur- regeling	Vervoer	N
<b>Vrouwen</b>	Geen	4.46	3.89	4.60	4.73	4.80	6,527
	Laag	4.61	3.54	4.50	4.68	4.71	1,241
	Hoog	4.85	3.66	4.45	4.76	4.79	480
	<i>Totaal</i>	<i>4.51</i>	<i>3.82</i>	<i>4.58</i>	<i>4.72</i>	<i>4.78</i>	<i>8,248</i>
<b>Mannen</b>	Geen	4.39	4.09	4.53	4.57	4.67	6,222
	Laag	4.60	3.90	4.51	4.68	4.60	2,486
	Hoog	4.78	3.74	4.36	4.76	4.64	1,639
	<i>Totaal</i>	<i>4.50</i>	<i>3.99</i>	<i>4.50</i>	<i>4.63</i>	<i>4.65</i>	<i>10,347</i>

Zowel Hochschild (1997) als van der Lippe (2007) geven aan dat overuren bijdragen tot het conflict tussen arbeid en gezin, omdat het de tijd beperkt die aan het gezin en aan het huishouden besteed kan worden. We berekenen het aantal overuren per week door het aantal werkelijk gewerkte uren, zoals aangegeven door de respondent, te verminderen met het aantal uren in het arbeidscontract.

Uit tabel 9.25 blijkt dat mannen gemiddeld meer overuren presteren dan vrouwen. Mannen werken wekelijks zo een 4.5 uur meer dan vermeld in hun contract, voor vrouwen is dit slechts iets meer dan 3 uur. Een t-test bevestigt dat het verschil in overuren tussen mannen en vrouwen significant is.

**Tabel 9.25:** *Gemiddeld aantal overuren, vrouwen en mannen (PSBH 1994-2001)*

	N	Gemiddelde	Standaard afwijking	Standaard- afwijking op gemiddelde	Gemiddelde verschil
<b>Vrouwen</b>	7,975	3.11	6.205	0.069	- 1.375 ***
<b>Mannen</b>	9,966	4.49	7.239	0.073	

Het aantal overuren verschilt bovendien naar functie- en autoriteitsniveau (tabel 9.26). Zo werken vrouwelijke arbeidsters gemiddeld minder dan een uur extra per week, terwijl dit voor vrouwelijke hoger bedienden/kaderleden bijna 5 uur is. Mannelijke hoger bedienden/kaderleden presteren gemiddeld zelfs meer dan 7 overuren per week,



en mannelijke werknemers met een hoge autoriteitspositie zelfs meer dan 8 uren. Zowel bij mannen als bij vrouwen neemt het aantal overuren toe met functie- en autoriteitspositie.

**Tabel 9.26:** *Gemiddeld aantal overuren naar functieniveau en autoriteitsniveau (PSBH 1994-2001, N vrouwen= 7,510, N mannen= 9,608)*

		<b>Functie</b>	<b>Overuren</b>
<b>Vrouwen</b>		Arbeider	0.8
		Bediende	3.1
		Hoger bediende/kader	4.9
		<i>Totaal</i>	<i>2.8</i>
<b>Mannen</b>		Arbeider	2.6
		Bediende	4.5
		Hoger bediende/kader	7.2
		<i>Totaal</i>	<i>4.4</i>
		<b>Autoriteit</b>	<b>Overuren</b>
<b>Vrouwen</b>		Geen	2.6
		Laag	3.3
		Hoog	4.5
		<i>Totaal</i>	<i>2.8</i>
<b>Mannen</b>		Geen	3.3
		Laag	4.4
		Hoog	8.1
		<i>Totaal</i>	<i>4.4</i>

Volgens de studie van van der Lippe (2007) draagt ook onzekerheid over de job, in de vorm van een contract van bepaalde duur, bij tot het conflict tussen arbeid en gezin. Vrouwen hebben vaker dan mannen een contract van bepaalde duur (zie tabel 9.27) en verkeren dus ook vaker in onzekerheid over hun job.

**Tabel 9.27:** *Verdeling naar type contract, vrouwen en mannen (in %; PSBH 1994-2001)*

Type contract	Vrouwen	Mannen
vastbenoemd/onbepaalde duur	86.8	92.5
bepaalde duur	10.9	5.9
accidenteel werk zonder contract	2.3	1.6
<i>Totaal</i>	<i>100</i>	<i>100</i>
<i>N</i>	<i>8,324</i>	<i>10,445</i>

Wanneer de relatie tussen contracttype en functie bekeken wordt (tabel 9.28), blijkt dat hoger bedienden en kaderleden het vaakst een contract van onbepaalde duur hebben of vast benoemd zijn, zowel bij vrouwen als bij mannen. Vrouwelijke arbeidsters verkeren dan weer in de meest onzekere positie: ze hebben de hoogste proportie contracten met bepaalde duur en accidenteel werk.

**Tabel 9.28:** *Functieniveau naar type contract (in %; PSBH 1994-2001)*

	Type contract	Arbeider	Bediende	Hoger bediende / kader	Totaal	N
<b>Vrouwen</b>	Vast benoemd/ onbepaalde duur	83.1	87.8	92.8	87.3	6,944
	Bepaalde duur	11.7	10.7	6.4	10.5	832
	Accidenteel werk zonder contract	5.2	1.5	0.8	2.2	177
	<i>Totaal</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>7,953</i>
<b>Mannen</b>	Vastbenoemd/ onbepaalde duur	92.1	92.0	95.5	92.9	9,438
	Bepaalde duur	5.5	7.3	3.7	5.7	575
	Accidenteel werk zonder contract	2.4	0.8	0.8	1.5	151
	<i>Totaal</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>10,164</i>

Hetzelfde patroon is vast te stellen wat autoriteit betreft (tabel 9.29). Werknemers met een hoge autoriteitspositie hebben het vaakst een contract van onbepaalde duur en arbeiders het vaakst een contract van bepaalde duur en accidenteel werk. Werknemers in hogere posities

zouden dus in minder onzekerheid verkeren over hun job en daarom arbeid en gezin beter kunnen combineren.

**Tabel 9.29:** *Autoriteitsniveau naar type contract (in %; PSBH 1994-2001)*

	Type contract	Geen autoriteit	Lage autoriteit	Hoge autoriteit	Totaal	N
<b>Vrouwen</b>	Vast benoemd/ onbepaalde duur	85.3	91.7	95.8	86.9	7,168
	bepaalde duur	12.0	7.1	3.4	10.8	888
	accidenteel werk zonder contract	2.6	1.2	0.8	2.3	192
	<i>Totaal</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>8,248</i>
<b>Mannen</b>	Vastbenoemd/ onbepaalde duur	90.2	95.2	97.0	92.5	9,567
	Bepaalde duur	7.8	3.4	2.3	5.9	610
	Accidenteel werk zonder contract	1.9	1.4	0.7	1.6	168
	<i>Totaal</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>10,345</i>

## 9.5. Het effect van work/family balance op loonpromoties

In deze paragraaf zal er nagegaan worden of de promotiekansen van mannen en vrouwen afhankelijk zijn van de indicatoren van conflict tussen arbeid en gezin die hierboven besproken werden. De dataset bevat enkel personen met een partner, omdat we personen met een gezin willen bestuderen. De afhankelijke variabele, loonpromotie, wordt gedefinieerd als een stijging van minstens 15 procent in het netto maandloon in een periode van één jaar. Er wordt gecontroleerd voor leeftijd, opleidingsniveau en het aantal werkuren per week op moment  $t_0$  en op moment  $t_1$ . Het controleren voor het aantal werkuren op  $t_0$  én  $t_1$  is noodzakelijk omdat er gebruik gemaakt wordt van maandlonen. Op deze manier wordt er voorkomen dat een toename in het netto maandloon ten gevolge van een toename in het aantal werkuren (bijvoorbeeld een overgang van deeltijds naar voltijds werk) als een loonpromotie wordt beschouwd.

**Tabel 9.30:** *Effect van WIF en FIW op loonpromotiekansen van vrouwen en mannen (EHA; PSBH 1994-2001)*

Variabelen	Vrouwen	Mannen
Taakverdeling ( <i>ref=gelijk</i> )		
Man doet meer	-0.100	0.187
Vrouw doet meer	0.060	0.443 *
Kinderopvang ( <i>ref=zelf</i> )		
Niet zelf kinderopvang	- 0.045	- 0.238
Geen kinderen	0.177	0.059
Tevredenheid vrije tijd ( <i>ref=eerder ontevreden</i> )		
Neutraal	0.000	0.063
Eerder tevreden	- 0.052	0.027
Tevredenheid uurregeling ( <i>ref=eerder ontevreden</i> )		
Neutraal	- 1.025 **	0.239
Eerder tevreden	- 0.746 *	0.057
Tevredenheid vervoer ( <i>ref=eerder ontevreden</i> )		
Neutraal	0.332	- 0.437
Eerder tevreden	0.272	- 0.304
Overuren	0.065 ***	0.023
Contract ( <i>ref=vastbenoemd/onbepaalde duur</i> )		
Bepaalde duur	0.225	0.495
Accidenteel werk	0.690	0.841
Poetshulp	0.092	- 0.165
Opleidingsniveau ( <i>ref=laag</i> )		
Middelmatig	- 0.372	- 0.339
Hoog	- 0.448	- 0.330
Leeftijdscategorie ( <i>ref=-30 jaar</i> )		
31-40j	- 0.384	- 0.440
41-50j	- 0.626 *	- 0.796 **
+50j	- 0.735	- 0.779 *
Werkuren $t_0$	- 0.187 ***	- 0.041
Werkuren $t_1$	0.153 ***	0.062 ***
Constant	- 0.575	- 2.875
N person years	2,577	2,636
N events	186	156
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.172	0.061

\*p &lt; 0.05, \*\* p &lt; 0.01, \*\*\* p &lt; 0.001

Uit de resultaten in tabel 9.30 blijkt dat vrouwen met een positieve of een neutrale houding ten opzichte van hun uurregeling een kleinere kans op promotie hebben dan vrouwen die eerder ontevreden zijn over hun uurregeling. Een mogelijke verklaring is dat vrouwen die eerder ontevreden zijn over de uurregeling, juist vrouwen met erg drukke en succesvolle carrières zijn. Het aantal overuren heeft een positief significant effect op de promotiekans van vrouwen.

De taakverdeling blijkt enkel bij mannen een significant effect te hebben. Mannen wiens vrouw meer in het huishouden doet dan hijzelf hebben een grotere kans op een loonstijging dan mannen uit huishoudens waar de taken gelijk verdeeld worden. Een mogelijke verklaring is dat dit de *Family interference with work* verlaagt voor de man, wat een positief effect heeft op de carrière.

We kunnen hieruit afleiden dat bepaalde variabelen die duiden op *Work interference with family* (overuren, ontevredenheid over uurregeling) een positief effect hebben op de promotiekans, terwijl bepaalde variabelen die wijzen op *Family interference with work* (een gelijke taakverdeling of meer doen in het huishouden) de carrière negatief beïnvloeden. Andere variabelen die eveneens op een spanning tussen arbeid en gezin zouden kunnen wijzen, hebben geen significant effect. Opvallend is dat de WIF-variabelen enkel een rol spelen bij vrouwen terwijl FIW juist een rol speelt bij mannen. Met andere woorden wordt de carrière van vrouwen negatief beïnvloed door de inmenging van haar job in haar gezinsleven (hoog aantal overuren, ontevredenheid over uurregeling) terwijl de carrière van mannen negatief beïnvloed wordt door de inmenging van het gezin in zijn job (een relatief groot aandeel in de huishoudelijke taken).

## 9.6. Conclusie

In dit hoofdstuk werd er nagegaan of conflicten tussen het arbeids- en gezinsleven een effect hebben op de carrières van Belgische werknemers. Aan de hand van de typologie van Carlson e.a. (2000) werd de onderzoeksvraag verfijnd. Het effect van deze spanningen kan namelijk verschillen naargelang de richting van het conflict. Enerzijds is het mogelijk dat het arbeidsleven het gezinsleven verstoort, anderzijds kan het gezinsleven het arbeidsleven hinderen. We kwamen tot de vol-

gende hypothese: *“Variabelen die wijzen op Work interference with family (WIF) hebben een positief effect en variabelen die wijzen op Family interference with work (FIW) hebben een negatief effect op de promotiekansen van werknemers”*.

Deze hypothese werd getest aan de hand van de PSBH-data. Enkele resultaten van een logistische regressie-analyse lagen in de lijn van de verwachtingen. Mannen wiens vrouw de meerderheid van de taken op zich neemt hebben een grotere promotiekans dan mannen die zelf een relatief groot aandeel van de huishoudelijke taken uitvoeren. We nemen aan dat deze laatste groep mannen meer FIW ervaart dan de eerste groep en dat dit de carrière negatief beïnvloedt. Ontevredenheid over de uurregeling en overuren zijn dan weer jobkenmerken die tot een spanning met het gezinsleven (WIF) kunnen zorgen. Ze hebben dan ook een positief effect op de promotiekansen van vrouwen.

Opmerkelijk is dat er bij mannen vooral een effect van gezinskenmerken gevonden wordt terwijl er bij vrouwen effecten van jobkenmerken gevonden worden. Uit de beschrijvende analyses bleek namelijk dat werkende vrouwen in meer dan de helft van de gezinnen de meeste huishoudelijke taken op zich nemen en dat 77 procent van de werkende moeders zelf dagelijks instaat voor de opvang van hun kinderen, tegenover slechts 47 procent van de werkende vaders. Deze taken bleken bovendien gepaard te gaan met lagere functie- en autoriteitsniveaus. Mannen daarentegen bleken meer overuren te werken en vaker een contract van onbepaalde duur te hebben, wat samenhangt met hogere functie- en autoriteitsniveaus.

Ten slotte moet er bemerkt worden dat de manier waarop WIF en FIW gemeten wordt niet ideaal is. Er wordt vertrokken van de assumptie dat jobkenmerken, zoals overuren en ontevredenheid met de uurregeling, voor een spanning met het gezinsleven zorgen en dat dit de reden is van hun positieve effect op de promotiekans. Anderzijds wordt er aangenomen dat gezinsfactoren, zoals het aandeel in de huishoudelijke taken, in conflict zijn met het arbeidsleven en dat dit de oorzaak is van hun negatief effect op de promotiekans.

Als algemene kritiek op de FIW- en WIF-dimensies van Carlson kan gesteld worden dat deze twee dimensies niet altijd duidelijk van elkaar te onderscheiden zijn. Zo kunnen arbeidskenmerken, bvb. het aantal overuren, zowel gesteund zijn op carrière-overwegingen als op fami-

liale overwegingen. Het is dus niet volledig correct om te stellen dat er in het geval van overuren enkel sprake is van negatieve effecten van de carrière op het gezin (FIW). Bij de keuze voor een laag aantal overuren kunnen ook negatieve effecten van het gezin op de carrière (FIW) meespelen.

Omdat er in de PSBH-vragenlijst geen vragen voorkomen die rechtstreeks peilen naar een conflict tussen het arbeids- en gezinsleven of een onderscheid maken tussen FIW en WIF of tussen gedrags-, tijds- en spanningsgebaseerd conflict, waren we op deze methode aangewezen.





## Hoofdstuk 10 DETERMINANTEN EN GEVOLGEN VAN TIJDELIJKE ONDERBREKINGEN VAN DE LOOPBAAN

### 10.1. Inleiding

De laatste decennia is het voor werknemers steeds moeilijker geworden om arbeid en gezin te combineren. Dit is onder meer te wijten aan de verhoogde arbeidsparticipatie van vrouwen en de toename van nieuwe gezinsvormen zoals éénuoudergezinnen en samengestelde gezinnen. Ook is de werkdruk toegenomen omdat werkgevers steeds veeleisender worden op het vlak van de flexibiliteit en de inzet die ze van hun werknemers vragen, denk maar aan het aantal overuren (Hewlett 2007). Om de combinatie van arbeid en gezin te vergemakkelijken, zijn er een aantal verlofregelingen in het leven geroepen die de combinatie van de levenssferen trachten te vergemakkelijken door werknemers de kans te geven om hun loopbaan tijdelijk vol- of deeltijds te onderbreken, met de garantie om erna naar hun job te kunnen terugkeren.

In België kunnen er twee soorten verlof onderscheiden worden. Ten eerste zijn er verloven die verbonden zijn aan het ouderschap: het moederschapsverlof, het vaderschapsverlof, het adoptieverlof en het ouderschapsverlof. Ten tweede zijn er de andere verlofregelingen met betrekking tot het gezin: verlof voor bijstand of verzorging van een zwaar ziek gezins- of familielid, palliatief verlof, tijdskrediet (privé-sector) of loopbaanonderbreking (overheidssector), vermindering van de prestaties tot een deeltijdse betrekking en verlof zonder wedde. Maar onderbrekingen zijn niet altijd vrijwillig, de loopbaan kan ook gedwongen onderbroken worden ten gevolge van ziekte of werkloosheid. Zeker dit laatste is erg actueel ten gevolge van de economische crisis (zie ook § 8.6. (pagina 137)).

Het tijdelijk onderbreken van de loopbaan, vrijwillig of onvrijwillig, voltijds of deeltijds, kan negatieve effecten hebben voor de verdere carrière. Het leidt namelijk tot een *waste of skills* ofwel een verlies van, of achterstand in, *human capital*. In de literatuur heeft men het ook wel over een *hidden brain drain* (bvb. in Hewlett 2007 & Shackleton 2008) om te duiden op het verlies in loon en/of beroepsstatus bij een herintrede

op de arbeidsmarkt (zie ook § 8.2. (pagina 127)). Bovendien heeft een onderbreking ook een verlies van anciënniteit tot gevolg, wat later de pensioensuitkering negatief zal beïnvloeden. Omdat vrouwen vaker geconfronteerd worden met onderbrekingen (de zogenaamde 'atypische loopbaan', Vermeiren e.a. 2006) zullen de gevolgen hen dan ook meer treffen dan mannen.

In dit hoofdstuk worden enerzijds de determinanten en anderzijds de gevolgen van tijdelijke onderbrekingen van mannen en vrouwen onderzocht. Onder tijdelijke onderbrekingen worden zowel wettelijke verlofregelingen, periodes van werkloosheid als periodes van deeltijdse arbeid verstaan (naar analogie met Vermeiren e.a. 2006 & Sels e.a. 2006).

## **10.2. Theoretisch kader: effecten van tijdelijke onderbrekingen op de carrière**

In België worden de uitkeringen voor werknemers die gebruik maken van het stelsel van loopbaanonderbreking uitbetaald door de Rijksdienst voor Arbeidsvoorzieningen (RVA). Deze dienst beschikt dan ook over cijfers betreffende het gebruik van dit stelsel, waarin zowel de klassieke loopbaanonderbreking als drie specifieke vormen vervat zitten: palliatieve verzorging, medische bijstand en ouderschapsverlof.

Uit een rapport (RVA 2001) dat de herintrede van loopbaanonderbrekers op de arbeidsmarkt onderzoekt, blijkt dat het merendeel van de onderbrekers de beroepsactiviteit herneemt aan het einde van de onderbrekingsperiode. Drie vierde gaat opnieuw aan de slag bij dezelfde werkgever, een achtste (12 procent) gaat naar een nieuwe werkgever. Het aandeel personen dat na de onderbrekingsperiode de overstap maakt naar werkloosheid of pensioen is erg klein.

In een ander rapport van de RVA (2006) worden de gevolgen van een loopbaanonderbreking met vermindering van de prestaties met  $1/5^{\text{de}}$  op het gezinsinkomen onderzocht aan de hand van simulaties. Wanneer het loon voor en na de onderbreking vergeleken wordt, kan er vastgesteld worden dat, hoewel er een bruto loonverlies van 20 procent is, het uiteindelijke netto inkomensverlies slechts 6.7 procent bedraagt. Er wordt eveneens vastgesteld dat hoe lager het loon van de onderbreker, hoe hoger het loon van de partner en hoe hoger het aantal kinderen

ten laste, hoe kleiner het inkomensverlies van het gezin. Het inkomensverlies is het hoogst bij alleenstaanden. Werknemers jonger dan 50 jaar kunnen het inkomensverlies minder goed compenseren dan 50-plussers omdat deze laatste groep hogere uitkeringen ontvangt.

Eén van de meest succesvolle maatregelen van loopbaanonderbreking, zowel in het aantal onderbrekers als in duurtijd, is het ouderschapsverlof, wat o.a. te wijten is aan het grote bedrag van de toegekende uitkeringen (RVA 2001). Een uitgebreide literatuurstudie (Versantvoort 2007) naar de effecten van ouderschapsverlof voor participatie, inkomen en emancipatie van vrouwen op de arbeidsmarkt in Nederland, komt tot de conclusie dat er een noodzakelijke afweging gemaakt moet worden. Ouderschapsverlof zou onder bepaalde voorwaarden kunnen leiden tot verhoogde participatie van vrouwen, maar dit positieve effect gaat naar verwachting gepaard met een lagere beloning en verminderde carrièremogelijkheden voor vrouwen.

Desai en Waite (1991) voerden in de Verenigde Staten een studie uit naar de factoren die bepalen of vrouwen na een (eerste) zwangerschap al dan niet terugkeren naar de arbeidsmarkt. Jobkenmerken die de kosten van het verlaten van de arbeidsmarkt doen toenemen, zoals een hoog opleidingsniveau, het loon en jobspecifieke opleidingen, verlagen de kans dat vrouwen de arbeidsmarkt niet herbetreden na een geboorte, net als niet-monetaire jobkenmerken. De inzet of *commitment* van de vrouwen speelt echter ook een grote rol: vrouwen met een lage inzet zijn eveneens gevoelig voor financiële druk en het gemak (*convenience*) van de werkplaats. We kunnen dus afleiden dat vrouwen, mits bepaalde voorwaarden, bereid zijn terug te keren naar de arbeidsmarkt na ouderschapsverlof maar dat een herintrede wel gepaard gaat met verminderde carrièremogelijkheden.

Andere studies onderzoeken niet enkel het effect van loopbaanonderbreking in de strikte zin van het woord maar ook van onderbrekingen ten gevolge van werkloosheid. Uit Nederlands onderzoek (Bakker, Tijdens & Winkels 1999) blijkt dat onderbrekingen zowel voor mannen als vrouwen een negatief effect hebben op het loon na herintrede op de arbeidsmarkt. Een tijdelijke terugtrekking van de arbeidsmarkt pakt in financiële zin negatief uit voor vrouwen en niet voor mannen. Daarentegen pakt loopbaanonderbreking wegens werkloosheid financieel negatief uit voor mannen en niet voor vrouwen. Deze effecten zouden

elkaar min of meer in evenwicht houden en dus geen effect hebben op de loonkloof tussen mannen en vrouwen.

Analyses van Sels e.a. (2006) op basis van de Salarisenquête 2006 geven aan dat mannen zowel wat betreft hun objectieve als hun subjectieve loopbaansucces een hogere 'prijs' betalen voor onderbrekingen dan vrouwen. Het effect van loopbaanonderbreking op het later verdiende loon blijkt gering bij kortere onderbrekingen (minder dan een jaar) en wordt pas echt belangrijk bij onderbrekingen van drie jaar of meer. De negatieve impact van een zelf gekozen loopbaanonderbreking is niet te vergelijken met de veel grotere impact van in duurtijd vergelijkbare werkloosheidsperiodes. Onderbrekingen hebben een sterker negatief effect op het loon van mannen dan op het loon van vrouwen. Mannen betalen dus een hogere 'prijs' dan vrouwen. Er worden twee mogelijke verklaringen genoemd. Ten eerste zouden onderbrekingen bij mannen een ander signaal kunnen geven dan bij vrouwen. Voor vrouwen is het 'normaal' om de loopbaan te onderbreken om bvb. voor de kinderen te zorgen terwijl dit voor mannen nog niet in dezelfde mate aanvaard wordt. Bij mannen zou een keuze voor een onderbreking dan ook gepercipieerd kunnen worden als een keuze 'tegen' werk, loopbaan en bedrijf. Ten tweede zouden er selectie-effecten kunnen meespelen, en is het mogelijk dat mannen die de loopbaan onderbreken daadwerkelijk minder ambitie hebben dan hun collega's.

In deze studies worden verschillende tijdelijke onderbrekingen vergeleken, maar de effecten van periodes van deeltijdse arbeid op de verdere carrière werd nog niet onderzocht. Onze onderzoeksvraag luidt dan ook 'wat is het effect van een periode van deeltijds werk op de verdere carrière, in vergelijking met het effect van periodes van werkloosheid en van andere tijdelijke onderbrekingen?'.

Deeltijdse tewerkstelling kan namelijk ook gezien worden als een specifieke vorm van loopbaanonderbreking, omdat het dezelfde negatieve gevolgen voor het verdere carrièreverloop met zich meebrengt. Er wordt dan gesproken over een 'gedeeltelijke loopbaanonderbreking'. Deeltijdse arbeid is nog steeds een overwegend vrouwelijk fenomeen. Een tijdelijke overstap naar deeltijds werk heeft belangrijke implicaties voor de verdere carrière van vrouwen. Daarom wordt deeltijds werk vaak genoemd als één van de belangrijkste verklarende factoren voor de loon- en carrièrekloof tussen vrouwen en mannen (zie ook § 3.5. (pagina 30) en § 8.2. (pagina 127)).

### 10.3. Beschrijvende analyses

In de analyses worden de golven 3 tot en met 10 van de Panelstudie van Belgische huishoudens gebruikt. In de volgende paragrafen worden de verschillende soorten onderbrekingen besproken en worden de resultaten van enkele beschrijvende analyses getoond.

#### 10.3.1. Tijdelijke onderbreking

In de PSBH-enquête wordt er met een ‘tijdelijke onderbreking’ het volgende bedoeld: “.een beroepsactiviteit die tijdelijk onderbroken is om bepaalde redenen. Tijdelijke onderbreking geldt enkel als er een formele, contractuele band met het werk blijft bestaan”. Het gaat hierbij enkel om voltijdse onderbrekingen. De verschillende redenen van onderbreking worden weergegeven in Redenen voor tijdelijke onderbreking naar geslacht (in %; PSBH 1994-2001).

Gemiddeld 2.3 procent van de werknemers in de PSBH heeft zijn of haar loopbaan onderbroken in de periode van de bevragingen. Uit tabel 1.1 blijkt dat 7 op 10 onderbrekers vrouwen zijn en slechts 3 op 10 mannen.

**Tabel 10.1:** *Tijdelijke onderbrekingen naar geslacht (in %; PSBH 1994-2001)*

	Mannen	Vrouwen	Totaal	N
Onderbreking	29.9	70.1	100	452
Geen onderbreking	56.1	43.9	100	18,806
<i>Totaal</i>	<i>55.5</i>	<i>44.4</i>	<i>100</i>	<i>19,258</i>

Niet enkel is er een kwantitatief verschil tussen mannen en vrouwen in het gebruik van de tijdelijke onderbrekingen, ook de reden voor de onderbreking verschilt duidelijk naar geslacht (zie tabel 1.2). Bij mannen is de voornaamste reden voor een tijdelijke onderbreking een ziekte of ongeval. Deze reden wordt genoemd in bijna 6 van de 10 gevallen. Andere redenen, die elk in iets meer dan 10 procent van de gevallen genoemd worden, zijn tijdelijke werkloosheid en loopbaanonderbreking. We moeten opmerken dat de maatregel van het tijdskrediet in de privésector pas ingevoerd werd in 2002, terwijl de data in dit hoofdstuk betrekking heeft op de periode 1994-2001. Het begrip loop-

baanonderbreking heeft hier dan ook betrekking op zowel de overheids- als de privé-sector.

Bij vrouwen is loopbaanonderbreking de meest genoemde vorm van tijdelijke onderbreking. Deze wordt gevolgd door 'ziekte of ongeval' en 'zwangerschapsverlof of borstvoedingsverlof'. Deze laatste reden wordt genoemd door meer dan 1 op 5 vrouwelijke onderbrekers en biedt een (gedeeltelijke) verklaring voor de oververtegenwoordiging van vrouwen bij de onderbrekers.

**Tabel 10.2:** *Redenen voor tijdelijke onderbreking naar geslacht (in %; PSBH 1994-2001)*

	Mannen	Vrouwen	Totaal
Ziekte of ongeval	58.8	24.5	34.5
Technische of economische werkloosheid	12.2	6.0	7.8
Zwangerschapsverlof of borstvoedingsverlof	0.0	22.3	15.8
Ouderschapsverlof	0.0	2.5	1.8
Verlof om familiale redenen	1.5	6.3	4.9
Verlof m.b.t. sociale promotie opleiding & studie	1.5	0.6	0.9
Loopbaanonderbreking	12.2	29.2	24.3
Andere	13.7	8.5	10.0
<i>Totaal</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>
<i>N</i>	<i>131</i>	<i>318</i>	<i>449</i>

Vervolgens kan er een profiel geschetst worden van de onderbrekers door de 'onderbrekingsgraad' te berekenen voor bepaalde categorieën van respondenten. Deze onderbrekingsgraad wordt hier berekend door het aantal werknemers dat de loopbaan tijdelijk onderbreekt te delen door het totaal aantal (werkende en onderbrekende) werknemers in dezelfde periode (1994-2001).

De onderbrekingsgraad is zowel bij mannen als bij vrouwen het hoogst bij de 50-plussers. Dit kan er op duiden dat onderbrekingen vaak gebruikt worden als een 'uitbolmaatregel' met uitzicht op het pensioen. Bij vrouwen is de onderbrekingsgraad echter ook relatief hoog onder de leeftijd van 40 jaar: de periode waarin vrouwen kinderen krijgen. Dit komt overeen met de bevinding van Desmet e.a. (2007) dat het onder-

breken van de loopbaan bij mannen vooral een eindloopbaanregeling is, terwijl het bij vrouwen eerder een combinatiemaatregel is.

**Tabel 10.3:** *Onderbrekingsgraad naar geslacht (PSBH 1994-2001)*

	<b>-30</b>	<b>31-40</b>	<b>41-50</b>	<b>50+</b>	<b>Totaal</b>
Mannen (in %)	1.3	0.8	1.5	2.0	1.3
N	1,968	3,865	3,259	1,592	10,684
Vrouwen (in %)	4.0	3.7	3.0	4.8	3.7
N	2,154	3,278	2,292	851	8,575

Bij mannen is de onderbrekingsgraad het laagst bij hoogopgeleiden, terwijl ze bij vrouwelijke hoogopgeleiden net het hoogst is.

**Tabel 10.4:** *Onderbrekingsgraad naar opleidingsniveau (PSBH 1994-2001)*

	<b>Laag</b>	<b>Middelmatig</b>	<b>Hoog</b>	<b>Totaal</b>
Mannen (in %)	1.7	1.4	0.7	1.3
N	3,220	3,146	3,228	9,594
Vrouwen (in %)	3.4	3.6	3.9	3.7
N	1,575	2,637	3,601	7,813

Terwijl vrouwen mét kinderen, en vooral jonge kinderen, de loopbaan vaker onderbreken dan kinderloze vrouwen, zijn het mannen zónder kinderen die de loopbaan het vaakst onderbreken. Dit bevestigt de bevinding dat onderbrekingen door vrouwen als combinatiemaatregel gebruikt worden. Dat mannen zonder kinderen (jonger dan 18 jaar) vaker de loopbaan onderbreken, kan er op wijzen dat het gaat om oudere mannen die onderbrekingen als een eindloopbaanregeling gebruiken.

**Tabel 10.5:** *Onderbrekingsgraad naar de leeftijd van de kinderen (PSBH 1994-2001)*

	<b>jongste kind &lt;4 jaar</b>	<b>jongste kind ≥ 4jaar</b>	<b>geen kinderen</b>	<b>Totaal</b>
Mannen (in %)	0.6	0.9	1.6	1.3
N	713	4,002	5,969	10,684
Vrouwen (in %)	10.0	3.9	2.6	3.7
N	612	3,271	4,375	8,258

Alleenstaande mannen onderbreken de loopbaan vaker dan mannen met een partner. Bij vrouwen zijn het net degenen met partner, en vooral de gehuwden, die de loopbaan het vaakst onderbreken.

**Tabel 10.6:** *Onderbrekingsgraad naar partnerstatus (%) (PSBH 1994-2001)*

	Gehuwd	Samenwonend	Alleenstaand	Totaal
Mannen (in %)	1.1	1.4	1.8	1.3
N	7,419	979	2,287	10,685
Vrouwen (in%)	4.3	3.7	2.2	3.7
N	5,526	951	2,098	8,575

### 10.3.2. Deeltijdse arbeid

In onze dataset werken voltijdse mannen gemiddeld 38 uur per week (volgens het arbeidscontract) en deeltijdse mannen 24 uur per week. Vrouwen werken gemiddeld minder uren dan mannen: 35 uur bij de voltijders en 21 uur bij de deeltijders.

**Tabel 10.7:** *Gemiddeld aantal werkuren per week volgens arbeidscontract (afgeronde getallen, PSBH 1994-2001)*

		Aantal werkuren	N
Deeltijds	Mannen	24	249
	Vrouwen	21	2,537
	<i>Totaal</i>	<i>22</i>	<i>2,786</i>
Voltijds	Mannen	38	9,877
	Vrouwen	35	5,574
	<i>Totaal</i>	<i>37</i>	<i>15,451</i>
Totaal	Mannen	37	10,126
	Vrouwen	31	8,111
	<i>Totaal</i>	<i>34</i>	<i>18,237</i>

Tabel 10.8 toont aan dat ongeveer een zesde (15.9 procent) van alle werknemers in de PSBH-databank deeltijds werkt, dit komt neer op 2.6 procent van de mannelijke en 32.2 procent van de vrouwelijke werknemers.



mers. Vrouwen zijn dus sterk oververtegenwoordigd bij de deeltijders: 9 op 10 deeltijders zijn vrouwen.

**Tabel 10.8:** *Deeltijdse arbeid, vrouwen en mannen (%) (PSBH 1994-2001)*

	Mannen	Vrouwen	Totaal
Deeltijds	2.6	32.2	15.9
Voltijds	97.4	67.8	84.1
<i>Totaal</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>
<i>N</i>	<i>11,593</i>	<i>9,418</i>	<i>21,011</i>

### 10.3.3. Werkloosheid

In de PSBH-databank (1994-2001) geeft gemiddeld 7.1 procent van de vrouwen en 5 procent van de mannen aan werkloos te zijn. In hoofdstuk 6 werd de transitie naar werkloosheid meer in detail besproken.

## 10.4. Determinanten van de transities tussen voltijdse en deeltijdse arbeid

In deze paragraaf zal nagegaan worden wat de determinanten zijn van tijdelijke onderbrekingen. Omdat de PSBH-databank slechts weinig cases bevat wat voltijdse onderbrekingen betreft, zullen we ons hier toespitsen op deeltijdse arbeid of 'deeltijdse onderbrekingen'. In paragraaf 8.5.1. (pagina 134) werd reeds het effect van partnerkenmerken op de transitie van voltijdse naar deeltijdse arbeid nagegaan, in dit hoofdstuk willen we de andere determinanten onderzoeken. Bovendien willen we hier ook nagaan wat de determinanten zijn van de omgekeerde transitie van deeltijdse naar voltijdse arbeid, of met andere woorden een volledige herintrede vanuit deeltijdse arbeid. De PSBH databank biedt informatie over 614 transities van voltijds naar deeltijds werk en 474 transities van deeltijds naar voltijds werk in de periode 1994-2002. Omdat deze transities vooral bij vrouwen voorkomen (ongeveer 75 procent van de gevallen) en het aantal cases bij de mannen erg klein is zullen we de determinanten van deze gebeurtenissen enkel onderzoeken bij vrouwen.

In tabel 1.9 worden de resultaten van twee logistische regressie-analyses weergegeven. De afhankelijke variabele is telkens de kans om de

transitie in kwestie, van voltijds naar deeltijds werk of van deeltijds naar voltijds werk mee te maken. De onafhankelijke variabelen zijn de aanwezigheid van (jonge) kinderen, het hebben van een partner, het opleidingsniveau, de arbeidsattitude, het aantal werkuren per week, het netto maandloon en de leeftijd.

**Tabel 10.9:** *Transities tussen voltijdse en deeltijdse arbeid bij vrouwen (logistische regressie; PSBH 1994-2001)*

Variabelen	Voltijds naar deeltijds	Deeltijds naar voltijds
<i>Kinderen (ref=geen kinderen)</i>		
Jongste < 4jaar	0.309	0.079
Jongste >= 4jaar	0.469 **	- 0.087
<i>Partner (ref=geen partner)</i>		
Samenwonend	0.45	- 0.337
Gehuwd	0.585 **	- 0.873 ***
<i>Opleidingsniveau (ref=laag)</i>		
Middelmatig	0.487 *	0.024
Hoog	0.964 ***	0.239
<i>Attitude (ref=laag)</i>		
Middelmatig	- 0.108	- 0.006
Hoog	- 0.345	- 0.374
Ln netto maandloon	- 1.915 ***	0.923 **
Aantal werkuren/week	- 0.141 ***	0.063 ***
<i>Leeftijd (ref=-30 jaar)</i>		
31-40j	0.097	- 0.721 **
41-50j	0.202	- 0.991 ***
+50j	0.465	- 2.009 ***
Constant	22.251 ***	- 11.184 **
N person years	3,682	1,575
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.178	0.150

\*p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001

De aanwezigheid van kinderen vanaf 4 jaar in het gezin verhoogt de kans van vrouwen om deeltijds te gaan werken. Opmerkelijk is dat het effect van de aanwezigheid van jongere kinderen niet significant verschilt van de referentiecategorie 'geen kinderen'. Dit zou er op kunnen wijzen dat het aantal kinderen eerder dan de leeftijd van de kinderen hier een effect heeft. Vervolgens hebben gehuwden een grotere kans om deeltijds te gaan werken dan alleenstaanden en samenwonenden. Ook het opleidingsniveau speelt een rol: hoe hoger, hoe groter de kans op

een overstap naar deeltijds werk. Hoe hoger het maandloon en hoe groter het aantal werkuren, hoe kleiner de kans om deeltijds te gaan werken. Dit kan verklaard worden door de grotere kost die een overstap met zich mee zou brengen. Het positieve effect van het opleidingsniveau is daarom opmerkelijk, maar wordt bevestigd door eerdere analyses op de PSBH-databank (Vermeiren e.a. 2006). Vermeiren e.a. (2006) halen als reden een verscholen cohorthe-effect aan. De jongere cohorten hebben meer onderwijs genoten en gaan vaker over tot een gedeeltelijke loopbaanonderbreking, terwijl oudere cohorten de loopbaan vaker volledig onderbreken. Het effect van leeftijd is in deze analyse echter niet significant. Een andere verklaring is dat laaggeschoolde vrouwen vaker voor een volledige onderbreking kiezen en/of vaker de arbeidsmarkt volledig verlaten (zie tabel 6.12). Het effect van arbeidsattitude is niet significant.

In een volgende analyse (rechterkolom van tabel 1.4) wordt er nagegaan welke factoren de kans beïnvloeden dat een vrouw na een periode van deeltijdse arbeid (terug) voltijds gaat werken. Gehuwde deeltijders hebben een kleinere kans dan alleenstaande en samenwonende deeltijders om voltijds te gaan werken. Het aantal werkuren (binnen de deeltijdse job) en het netto maandloon hebben een positief effect op de kans om de overstap naar voltijdse arbeid te maken. De baten bij een overstap zijn voor deze vrouwen namelijk groter. Ten slotte neemt de kans op een transitie naar voltijds werk af met de leeftijd. De effecten van de aanwezigheid van kinderen, het opleidingsniveau en de arbeidsattitude blijken niet significant.

Het feit dat de arbeidsattitude in geen van beide analyses een significant effect heeft, is niet in overeenstemming met de preferentietheorie (Hakim 2002, zie ook § 6.1. (pagina 75)). Uit Tabel 10.9 blijkt dat transitie tussen voltijds en deeltijds werk niet zozeer bepaald worden door persoonlijke voorkeuren en keuzes van vrouwen, zoals Hakim (2002) beweert, maar eerder door structurele factoren.

## 10.5. Gevolgen van tijdelijke onderbrekingen voor de carrière

### 10.5.1. *Transities vanuit voltijdse arbeid, deeltijdse arbeid, onderbrekingen en werkloosheid*

Na de determinanten van tijdelijke onderbrekingen en herintrede onderzocht te hebben, gaan we nu na wat de gevolgen voor de carrière zijn. tabel 1.10 geeft de arbeidsmarkttransities van mannen en vrouwen weer in een periode van één jaar. Meer specifiek wordt er gekeken naar transities vanuit voltijds werk, deeltijds werk, tijdelijke onderbrekingen en werkloosheid. Op deze manier kan er nagegaan worden wat de gevolgen van tijdelijke en/of gedeeltelijke onderbrekingen zijn voor de arbeidsmarktstatus in het jaar erna ( $t_1$ ), en dit telkens in vergelijking met een loopbaan die niet onderbroken werd (de voltijders).

**Tabel 10.10:** *Transitiekansen vanuit de statussen voltijds, deeltijds, tijdelijke onderbreking en werkloosheid (N=17,146; PSBH 1994-2001)*

Status $t_0$	Status $t_1$							Totaal	N
	Voltijds	Deeltijds	Onder-reking	Opleiding	Werkloos	Pensoen	Huishouden zorg		
<b>MANNEN</b>									
Voltijds	95.2	1.3	0.7	0.05	1.4	1.3	0.05	100	9,070
Deeltijds	49.8	35.6	2.1	0.9	5.6	6.0	0.0	100	233
Onderbreking	45.6	5.3	21.9	2.6	14.9	7.0	2.6	100	114
Werkloos	17.6	1.9	1.0	0.7	73.3	5.3	0.3	100	905
<b>VROUWEN</b>									
Voltijds	85.7	8.7	2.1	0.1	2.1	0.8	0.5	100	5,080
Deeltijds	14.3	77.1	2.6	0.3	3.0	1.0	1.6	100	2,301
Onderbreking	29.6	27.2	20.9	0.7	10.8	5.2	5.6	100	287
Werkloos	9.0	6.4	0.4	1.5	69.2	3.2	10.4	100	1,555

Bij de mannen werkt ongeveer de helft van de deeltijders en van de tijdelijke onderbrekers (terug) voltijds na een periode van één jaar. Bij de vrouwen is dit slechts 14 procent van de deeltijders en 30 procent van de tijdelijke onderbrekers. Een groter aandeel van de vrouwen dan van

de mannen blijft deeltijds werken (77 procent) of gaat na een tijdelijke onderbreking deeltijds werken (27.2 procent). Mannen blijven dus gemiddeld 1.5 jaar deeltijds werken, bij vrouwen is dat 4.4 jaar (berekening zie voetnoot 4 op p.13). De bevinding van de RVA dat de meerderheid van de onderbrekers terug (voltijds of deeltijds) aan het werk gaat na een onderbreking, wordt dus bevestigd. Het aandeel mannen en vrouwen dat na een jaar zijn of haar loopbaan tijdelijk blijft onderbreken is ongeveer gelijk, namelijk ongeveer een vijfde.

Een andere bevinding van de RVA, namelijk dat overgangen vanuit loopbaanonderbreking naar werkloosheid en pensioen zelden voorkomen, wordt hier niet bevestigd, wat verklaard kan worden door de bredere definitie van 'tijdelijke onderbreking' die wordt gebruikt in de PSBH (niet enkel 'loopbaanonderbreking' sensu stricto, maar ook ziekte, economische werkloosheid, educatief verlof, enz.).

Verder kan er nog opgemerkt worden dat deeltijds werk en tijdelijke onderbrekingen bij mannen vaker dan bij vrouwen gebruikt worden als een soort 'uitbolfase' naar het pensioen. Er kan besloten worden dat werknemers (mannen en vrouwen) die hun loopbaan tijdelijk onderbreken de arbeidsmarkt vaker verlaten dan deeltijdse werknemers.

Ten slotte bekijken we de transities vanuit werkloosheid: een zeer grote groep van de mannen (73.3 procent) blijft na een jaar werkloos en slechts een vijfde gaat opnieuw (voltijds of deeltijds) aan het werk. Bij de vrouwen is het aandeel dat terug gaat werken nog kleiner dan bij mannen (15.4 procent). De proportie die werkloos blijft na een jaar is ongeveer even groot als bij de mannen (69.2 procent). Bovendien wordt een tiende van de werkloze vrouwen huisvrouw, wat in de meeste gevallen betekent dat men definitief de arbeidsmarkt verlaat (zie § 6.2.4. (pagina 82)).

In de volgende tabellen wordt de verdeling van voltijdse werknemers wat het carriëreniveau betreft (op  $t_1$ ) weergegeven naar de status (voltijds/deeltijds/onderbreking/werkloos) in het jaar ervóór ( $t_0$ ). Op die manier kan er nagegaan worden hoe deze statussen de carrière beïnvloeden. We zijn hier echter niet enkel geïnteresseerd in de effecten van een onderbreking op de objectieve carriërematen loon-, functie- en autoriteitsniveau maar ook in het effect op een subjectieve carriëremaat. Subjectief carriëresucces wijst op de interne beleving van de eigen carrière en op een evaluatie aan de hand van dimensies die

belangrijk zijn voor die persoon zelf (Arthur e.a. 2005). De maat die wij zullen gebruiken voor subjectief carrièresucces is de algemene jobtevredenheid.

De gebruikte data wordt beperkt tot de voltijdse werknemers (op  $t_1$ ) zodat de werknemers met elkaar vergeleken kunnen worden m.b.t. hun status op  $t_1$ . Bovendien wordt er telkens vergeleken voor mannen en vrouwen. We bekijken opeenvolgend de verdeling naar netto maandloon, naar autoriteitsniveau, naar functieniveau en naar jobtevredenheid.

**Tabel 10.11:** *Transitiekansen vanuit de statussen voltijds, deeltijds, tijdelijke onderbreking en werkloosheid naar netto loondeciel (PSBH 1994-2001)*

Status $t_0$	Netto loondeciel $t_1$ (voltijders)										Totaal	N
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10		
<b>MANNEN</b>												
Voltijds	0.7	3.7	8.6	10.9	10.7	10.9	11.4	12.8	14.1	16.2	100	6,089
Deeltijds	2.2	13.2	9.9	9.9	9.9	11.0	13.2	6.6	14.3	9.9	100	91
Onderbreking	0	5.7	13.2	20.8	7.5	13.2	7.5	9.4	13.2	9.4	100	53
Werkloos	7.1	21.2	30.1	10.6	7.1	7.1	5.3	4.4	3.5	3.5	100	113
<b>VROUWEN</b>												
Voltijds	2.3	13.6	11.5	11.8	10.8	11.8	12.1	11.4	9.6	5.0	100	3,294
Deeltijds	12.3	21.2	17.4	10.6	8.9	9.7	9.3	7.2	2.5	0.8	100	236
Onderbreking	4.7	18.8	10.9	14.1	12.5	12.5	7.8	15.6	3.1	0.0	100	64
Werkloos	22.5	35.1	21.6	10.8	2.7	3.6	0.9	1.8	0.9	0	100	111

Bij de verdeling naar netto loondeciel valt het op dat degenen die op  $t_0$  voltijds werkten in vergelijking met de andere werknemers veel vaker in de hoogste loondecielen zitten op  $t_1$ . Werknemers die hun loopbaan tijdelijk onderbraken doen het minder goed qua loon: ze zitten minder vaak in de hogere decielen en vaker in de lagere decielen dan werknemers die het jaar ervoor reeds voltijds werkten. De loonverdeling van de werknemers die er een periode van (minstens één jaar) werkloosheid op hebben zitten of tijdelijk deeltijds werkten is het minst gunstig, zowel bij mannen als vrouwen: ze zitten nog vaker in de laagste loon-

decielen en minder vaak in de hoogste decielen dan werknemers die hun loopbaan onderbroken hebben.

**Tabel 10.12:** *Transitiekansen vanuit de statussen voltijds, deeltijds, tijdelijke onderbreking en werkloosheid naar autoriteitsniveau (PSBH 1994-2001)*

Status $t_0$	Geen autoriteit	Lage autoriteit	Hoge autoriteit	Totaal	N
<b>MANNEN</b>					
Voltijds	58.1	24.6	17.3	100	8,389
Deeltijds	69.0	21.2	9.7	100	113
Onderbreking	77.6	16.4	6.0	100	67
Werkloos	80.0	14.3	5.7	100	140
<b>VROUWEN</b>					
Voltijds	73.2	18.7	8.1	100	4,257
Deeltijds	78.9	15.8	5.3	100	322
Onderbreking	86.5	9.4	4.2	100	96
Werkloos	91.5	6.8	1.7	100	117

Tabel 10.12 geeft de verdeling naar autoriteitsniveau weer. Werknemers die het jaar vooraf deeltijds werkten, hun loopbaan onderbraken of werkloos waren hebben duidelijk een nadeel in autoriteit ten opzichte van werknemers die reeds voltijds werkten. Er blijken hierbij geen grote verschillen te bestaan tussen mannen en vrouwen, buiten het feit dat vrouwen zich gemiddeld vaker in posities zonder autoriteit bevinden (zie ook § 5.4. (pagina 65)).

**Tabel 10.13:** *Transitiekansen vanuit de statussen voltijds, deeltijds, tijdelijke onderbreking en werkloosheid naar functieniveau (PSBH 1994-2001)*

Status $t_0$	Arbeider	Lager bediende	Hoger bediende /kader	Totaal	N
<b>MANNEN</b>					
Voltijds	40.9	33.6	25.4	100	8,323
Deeltijds	39.3	48.6	12.1	100	107
Onderbreking	59.7	28.4	11.9	100	67
Werkloos	60.6	28.2	11.3	100	142
<b>VROUWEN</b>					
Voltijds	17.3	67.8	14.9	100	4,109
Deeltijds	16.6	75.9	7.5	100	307
Onderbreking	14.1	78.3	7.6	100	92
Werkloos	38.1	59.3	2.5	100	118

Wat functie (tabel 1.13) betreft, is het opvallend dat degenen die niet voltijds werkten gedurende het voorgaande jaar, zich slechts half zo vaak in functies als hoger bediende en kaderlid bevinden dan degenen die wel reeds voltijds werkten. Mannen die niet (voltijds of deeltijds) werkten komen vaker in posities als arbeider terecht terwijl vrouwen die de loopbaan voltijds of deeltijds onderbraken zich vaker in functies als lager bediende bevinden. Mannen die op  $t_0$  deeltijds werkten zijn op  $t_1$  vaker lager bediende en vrouwen die werkloos waren komen opvallend vaak in een functie als arbeidster terecht.



**Tabel 10.14:** *Transitiekansen vanuit de statussen voltijds, deeltijds, tijdelijke onderbreking en werkloosheid naar jobtevredenheid (PSBH 1994-2001)*

Status $t_0$	Eerder ontevreden (1-2)	Neutraal (3-4)	Eerder tevreden (5-6)	Totaal	N
<b>MANNEN</b>					
Voltijds	5.6	35.9	58.4	100	8,541
Deeltijds	5.9	33.0	61.0	100	118
Onderbreking	24.3	37.2	38.6	100	70
Werkloos	10.5	40.1	49.4	100	162
<b>VROUWEN</b>					
Voltijds	4.7	38.9	56.5	100	4,359
Deeltijds	3.6	36.6	59.8	100	336
Onderbreking	10.4	46.8	42.8	100	96
Werkloos	10.1	43.6	46.3	100	149

Ten slotte bespreken we de verdeling wat jobtevredenheid betreft (tabel 1.14). Er is weinig verschil in tevredenheid tussen degenen die het jaar ervoor reeds voltijds werkten en degenen die deeltijds werkten. Mannen en vrouwen die hun loopbaan het voorgaande jaar tijdelijk onderbraken of werkloos waren zijn duidelijk minder tevreden in hun nieuwe (voltijdse) werksituatie dan degenen die dit niet deden. Meer dan een tiende van de mannelijke ex-werklozen en een vierde van de mannelijke ex-onderbrekers zijn eerder ontevreden over hun nieuwe job. Bij vrouwen is hetzelfde fenomeen vast te stellen maar is het iets minder uitgesproken. Een mogelijke verklaring is dat werklozen genoodzaakt zijn een job aan te nemen die niet helemaal aansluit bij hun voorkeur. Bij de onderbrekers kan een overgang van een volledige onderbreking naar voltijdse tewerkstelling stress en spanning met zich meebrengen, bvb. wat de combinatie arbeid/gezin betreft. Deze spanning was vaak al de reden voor de tijdelijke onderbreking (namelijk bij de verlofregelingen).

### 10.5.2. *Effect van tijdelijke onderbrekingen op het loon*

Tabel 10.15 geeft de resultaten weer van een lineaire regressie-analyse met als afhankelijke variabele het netto maandloon<sup>1</sup> op  $t_1$  en met als afhankelijke variabelen 3 dummyvariabelen die de arbeidsmarktsitua-

tie op tijdstip  $t_0$  weergeven: deeltijds, tijdelijke onderbreking en werkloos (voltijds is de referentiecategorie). Er worden controlevariabelen toegevoegd voor het aantal werkuren per week op  $t_1$  (om te controleren voor loonverschillen tussen voltijders en deeltijders op  $t_1$ ) en voor de *human capital*-factoren (aantal jaren) werkervaring en opleidingsniveau.

**Tabel 10.15:** *Effect van de arbeidsmarktsituatie in het jaar vooraf op het netto maandloon (lineaire regressie;  $\ln(\text{loon})$ ; PSBH 1994-2001)*

Variabelen	Vrouwen	Mannen
Voltijds ( <i>ref</i> )		
Deeltijds	- 0.177 ***	- 0.169 ***
Tijdelijke onderbreking	- 0.078 **	- 0.041
Werkloosheid	- 0.282 ***	- 0.180 ***
Werkuren/week ( $t_1$ )	0.015 ***	0.009 ***
Werkervaring	0.021 ***	0.026 ***
Werkervaring <sup>2</sup>	0.000 ***	0.000 ***
Opleidingsniveau ( <i>ref=laag</i> )		
Middelmatig	0.196 ***	0.140 ***
Hoog	0.413 ***	0.376 ***
Constant	9.623 ***	10.04 ***
<i>N person years</i>	5,555	6,571
<i>Adjusted R<sup>2</sup></i>	0.495	0.393

\* $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Uit deze resultaten blijkt dat werknemers die een periode deeltijds gewerkt hebben, de loopbaan volledig onderbroken hebben of werkloos geweest zijn, het jaar erna significant minder verdienen dan personen die het jaar ervoor voltijds werkten. Dit geldt zowel voor mannen als voor vrouwen, alleen is het effect van een tijdelijke voltijdse onderbreking bij mannen niet significant. De effecten blijven bestaan wanneer er gecontroleerd wordt voor *human capital*-factoren (werkervaring en opleidingsniveau) en het aantal werkuren.

Zowel bij mannen als bij vrouwen heeft een periode van werkloosheid het sterkste effect, al verschilt dit bij mannen niet zoveel van het effect van deeltijds werk. Een tijdelijke voltijdse onderbreking heeft het klein-

<sup>1</sup> Er werd besloten om hier geen EHA te gebruiken omdat de berekening van loon-, functie- en autoriteitspromoties een loon, functieniveau of autoriteitsniveau op  $t_0$  vereist, wat niet beschikbaar is bij werklozen en tijdelijke onderbrekers.

ste effect op het loon. Het is opmerkelijk dat een deeltijdse onderbreking een groter negatief effect heeft op het loon dan een voltijdse onderbreking.

De bevinding van Bakker e.a. (1999) dat een tijdelijke terugtrekking van de arbeidsmarkt een financieel negatief effect heeft voor vrouwen en dat loopbaanonderbreking wegens werkloosheid een financieel negatief effect heeft voor mannen, kan worden bevestigd. We moeten wel aanvullen dat een periode van werkloosheid ook een sterk negatief effect heeft op het loon van vrouwen. De bevinding van Sels e.a. (2006) dat de negatieve impact van werkloosheid veel sterker is dan de impact van zelf gekozen onderbrekingen, wordt eveneens bevestigd. De vaststelling dat onderbrekingen een sterker negatief effect hebben op het loon van mannen dan op het loon van vrouwen kan niet bevestigd worden. Onze resultaten tonen juist het tegengestelde aan, namelijk dat gedeeltelijke en volledige onderbrekingen en periodes van werkloosheid een sterker negatief effect hebben op het loon van vrouwen dan op dat van mannen.

### ***10.5.3. Effect van tijdelijke onderbrekingen op het autoriteitsniveau***

Vervolgens kunnen we dezelfde analyse uitvoeren met opeenvolgend het autoriteitsniveau, de functie en de jobtevredenheid als afhankelijke variabele. Omdat dit, in tegenstelling tot het loon, categorische variabelen zijn, gebruiken we geen lineaire maar logistische regressie.

In deze paragraaf wordt er nagegaan of onderbrekingen een effect hebben op de kans op een hoog autoriteitsniveau. Men heeft een hoog autoriteitsniveau wanneer men zowel supervisie als invloed uitoefent in de job (zie § 5.2.a (pagina 51)).

Uit tabel 1.16 blijkt dat alle onderbrekingen een negatief effect hebben op de kans om een hoge autoriteitspositie te hebben, maar de effecten zijn niet significant.

**Tabel 10.16:** *Effect van de arbeidsmarktsituatie in het jaar vooraf op de kans op een hoog autoriteitsniveau (logistische regressie; PSBH 1994-2001)*

Variabelen	Vrouwen	Mannen
Voltijds ( <i>ref</i> )		
Deeltijds	- 0.301	- 0.097
Tijdelijke onderbreking	- 0.896	- 0.966
Werkloosheid	- 0.905	- 0.696
Werkuren/week ( $t_1$ )	0.064 ***	0.078 ***
Werkervaring	- 0.032	0.097 ***
Werkervaring <sup>2</sup>	0.001 *	- 0.001 ***
Opleidingsniveau ( <i>ref=laag</i> )		
Middelmatig	0.817 ***	0.838 ***
Hoog	1.122 ***	1.658 ***
Constant	- 5.762 ***	- 7.257 ***
<i>N person years</i>	6,755	8,317
<i>Nagelkerke R<sup>2</sup></i>	0.092	0.196

\* $p < 0.05$  \*\*  $p < 0.01$  \*\*\*  $p < 0.001$

#### 10.5.4. *Effect van tijdelijke onderbrekingen op het functieniveau*

Tabel 10.17 geeft de resultaten weer wat de kans op een hoge functie betreft (hoger bediende/kaderlid, zie § 5.2.b (pagina 51)). Vrouwen die de loopbaan tijdelijk volledig onderbraken hebben een significant lagere kans op een hoge functie dan vrouwen die voltijds werkten. Bij mannen zijn het degenen die deeltijds werkten die een significant lagere kans hebben op een functie als hoger bediende of kaderlid. Deeltijdse arbeid bij vrouwen daarentegen heeft een licht positief effect maar het is niet significant.

**Tabel 10.17:** *Effect van de arbeidsmarktsituatie in het jaar vooraf op de kans op een hoge functie (logistische regressie; PSBH 1994-2001)*

Variabelen	Vrouwen	Mannen
Voltijds ( <i>ref</i> )		
Deeltijds	0.043	- 0.961 ***
Tijdelijke onderbreking	- 0.816 *	- 0.493
Werkloosheid	- 1.086	- 0.664
Werkuren/week ( $t_1$ )	0.064 ***	0.063 ***
Werkervaring	0.026	0.091 ***
Werkervaring <sup>2</sup>	0.000	- 0.001 *
Opleidingsniveau ( <i>ref=laag</i> )		
Middelmatig	2.533 ***	1.978 ***
Hoog	3.842 ***	4.151 ***
Constant	- 8.144 ***	- 7.923 ***
<i>N person years</i>	6,527	8,182
<i>Nagelkerke R<sup>2</sup></i>	0.221	0.443

\* $p < 0.05$  \*\*  $p < 0.01$  \*\*\*  $p < 0.001$

### 10.5.5. *Effect van tijdelijke onderbrekingen op de jobtevredenheid*

In tabel 1.18, ten slotte, worden de resultaten getoond wat jobtevredenheid betreft. Men wordt geacht een hoge jobtevredenheid te hebben wanneer men een score van 5 of 6 aangeeft op de 6-puntenschaal. Onderbrekingen blijken enkel bij mannen significante effecten te hebben op de kans om een hoge jobtevredenheid te hebben. Mannen die het jaar ervoor werkloos waren of die de loopbaan volledig onderbraken, hebben na een herintrede een lagere kans om tevreden te zijn over hun job dan mannen die de loopbaan niet onderbraken. Hierboven (bij Transitiekansen vanuit de statussen voltijds, deeltijds, tijdelijke onderbreking en werkloosheid naar jobtevredenheid (PSBH 1994-2001)) werden reeds enkele mogelijke verklaringen genoemd. Deze kunnen echter niet verklaren waarom we dit effect enkel terugvinden bij mannen en niet bij vrouwen. De resultaten sluiten wel aan bij de bevinding van Sels e.a. (2006) dat mannen wat hun subjectieve loopbaansucces betreft een hogere prijs betalen voor onderbrekingen dan vrouwen.

**Tabel 10.18:** *Effect van de arbeidsmarktsituatie in het jaar vooraf op de kans op een hoge jobtevredenheid (logistische regressie; PSBH 1994-2001)*

Variabelen	Vrouwen	Mannen
Voltijds ( <i>ref</i> )		
Deeltijds	0.108	0.209
Tijdelijke onderbreking	- 0.311	- 0.668 *
Werkloosheid	- 0.045	- 0.394 *
Werkuren/week ( $t_1$ )	- 0.003	0.025 ***
Werkervaring	- 0.037 ***	- 0.030 **
Werkervaring <sup>2</sup>	0.001 ***	0.001 ***
Opleidingsniveau ( <i>ref=laag</i> )		
Middelmatig	0.087	- 0.091
Hoog	0.284 ***	0.232 ***
Constant	0.428	- 0.682
N person years	6,640	8,268
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.009	0.026

\* $p < 0.05$  \*\*  $p < 0.01$  \*\*\*  $p < 0.001$

## 10.6. Conclusie

In dit hoofdstuk werd er nagegaan wat de determinanten en de gevolgen zijn van tijdelijke loopbaanonderbrekingen. Zowel volledige als deeltijdse onderbrekingen en periodes van werkloosheid werden als tijdelijke loopbaanonderbrekingen beschouwd. We onderzochten de determinanten van één specifieke vorm van onderbreking, namelijk een gedeeltelijke onderbreking. Gegeven het kleine aantal transitie bij mannen in de PSBH-databank, werd enkel de data met betrekking tot vrouwelijke werknemers geanalyseerd. Meer specifiek gingen we na welke factoren transitie van voltijds naar deeltijds werk beïnvloeden. We vonden dat het hebben van een gezin een belangrijke rol speelt, evenals het opleidingsniveau, het loon en het aantal werkuren. Vervolgens bekeken we ook de omgekeerde transitie van deeltijdse naar voltijdse arbeid. Ook hier zijn het gehuwd zijn, het loon en de werkuren belangrijk. Bovendien neemt de kans om (terug) voltijds te gaan werken af met de leeftijd.

Een tweede vraag die we trachtten te beantwoorden, was 'Wat zijn de gevolgen van een tijdelijke onderbreking voor de verdere carrière?'. Ten eerste werden transitiekansen berekend om na te gaan wat de

arbeidsmarktsituatie is van personen die het jaar ervoor hun loopbaan onderbraken. Uit de resultaten bleek dat personen die het jaar vooraf de loopbaan volledig of gedeeltelijk onderbraken of werkloos waren, vaker de transitie maakten naar werkloosheid, pensioen of huishoudelijk werk (bij vrouwen) dan personen die voltijds werkten. Vervolgens werd dezelfde oefening gemaakt met betrekking tot het loon, het autoriteitsniveau, de functie en de jobtevredenheid. Zoals verwacht doen onderbrekers het na een volledige herintrede op de arbeidsmarkt slechter qua loon, autoriteitsniveau en functie dan niet-onderbrekers. Bovendien scoorden volledige onderbrekers en werklozen na een overstap naar voltijdse tewerkstelling ook slechter op de subjectieve carrièremaat jobtevredenheid.

Voorts werd er aan de hand van multivariate regressiemodellen nagegaan of de negatieve effecten van onderbrekingen blijven bestaan na controle voor opleidingsniveau en werkervaring. Alle onderzochte vormen van onderbreking bleken een negatief effect te hebben op het loon. Werkloosheid heeft het sterkste negatieve effect, een volledige onderbreking het minst sterke. Ook bleken de effecten bij vrouwen sterker dan bij mannen. Vrouwen worden dus financieel harder 'gestraft' voor een onderbreking dan mannen.

Er werden geen significante effecten van onderbrekingen gevonden op de autoriteitspositie. Wel bleek een volledige onderbreking bij vrouwen en een gedeeltelijke onderbreking bij mannen de kans op een hoge functie te verminderen. Ten slotte werd de invloed van onderbrekingen op de jobtevredenheid onderzocht. Mannen die de loopbaan volledige onderbraken of werkloos waren, hebben een kleinere kans om tevreden te zijn over hun job dan mannen die reeds voltijds of deeltijds werkten.

We kunnen besluiten dat een loopbaanonderbreking bij vrouwen vooral een financieel negatief effect heeft, terwijl het bij mannen ook de jobtevredenheid aantast.





## ALGEMENE CONCLUSIE EN AANBEVELINGEN

In deze studie over de carrièrekloof tussen vrouwen en mannen in België ligt de focus op het verschil in promotiekansen tussen vrouwen en mannen en op de onderliggende oorzaken daarvan.

We introduceerden een maat voor de belemmeringen die vrouwen ondervinden bij promoties: de belemmeringsratio. Op basis daarvan stelden we vast dat de loonpromotiekans van Belgische vrouwen 14 procent lager is dan de promotiekans die ze verdienen (rekening houdend met hun opleidingsniveau, ervaring, enzovoort). Dit duidt op een suboptimale allocatie van de arbeidskrachten in de Belgische economie. De belemmeringen bleken het grootst aan de top: vrouwen maken er drie keer minder kans op een promotie dan mannen met identieke kenmerken. Het feit dat de belangrijkste belemmeringen zich in de hoogste carrièreniveaus bevinden, zien we als een indicatie voor het bestaan van een glazen plafond op de Belgische arbeidsmarkt. We schatten dat dit glazen plafond een kwart verklaart van de loonkloof in België. We stelden echter ook belangrijke belemmeringen vast in de onderste carrièreniveaus. Dit fenomeen van sticky floors, dat vaak over het hoofd gezien wordt, draagt dus eveneens bij tot de verticale segregatie tussen mannen en vrouwen. Sticky floors mogen niet onderschat worden en verdienen meer beleidsaandacht, aangezien veel meer vrouwen met deze vorm van discriminatie geconfronteerd worden dan met het glazen plafond. Sticky floors en een glazen plafond kunnen dus gelijktijdig aanwezig zijn in een arbeidsmarkt. Ten slotte stelden we ook vast dat vrouwen die veel belemmeringen ondervinden in hun carrière doorstroom dubbel zo snel de arbeidsmarkt verlaten dan vrouwen die weinig belemmeringen ondervinden. Organisaties die hun talent aan boord willen houden, hebben er dus alle belang bij om vrouwen de promotiekansen te geven die ze verdienen. Bovendien is het belangrijk voor beleidsmakers om voor ogen te houden dat voor een verhoging van het aandeel vrouwen aan de top ook de belemmeringen bij doorstroom vanuit lagere functies weggewerkt moeten worden.

Vervolgens werd het concept carrière verbreed van een ééndimensionaal concept waarbij enkel het loon in acht genomen wordt, tot een meerdimensionaal concept waarbij ook autoriteit, functie en extra vergoedingen in rekening gebracht werden. Er werd vastgesteld dat er,

bovenop de loonkloof, ook carrièrekloven tussen vrouwen en mannen bestaan met betrekking tot deze andere carrièredimensies. Zo bedroeg in 2002 het aandeel vrouwen in de groep werknemers met een hoge mate van autoriteit slechts 20 procent. In het vervolg van het rapport werd er dan ook op zoek gegaan naar de verklarende factoren van de carrièrekloof in deze brede betekenis van het woord.

Er werd ook nagegaan wat het effect is van de relatief hoge uitstroom van vrouwen op de carrièrekloof. Vrouwen blijken inderdaad de werkende bevolking sneller te verlaten en minder snel (terug) in te stromen dan mannen. Dit heeft tot gevolg dat het aantal vrouwen in hoge functies, die relatief vaker worden ingenomen door oudere werknemers, beperkt wordt. Hoewel dit mechanisme bij de bespreking van de verticale segregatie van mannen en vrouwen in de literatuur vaak over het hoofd gezien wordt, blijkt het ongeveer een derde van het beperkte aantal vrouwen in hoge functies te verklaren en een vijfde van de loonkloof tussen vrouwen en mannen. Deze vrouwen die de werkende bevolking verlaten, stromen relatief vaak naar een situatie van huishoudelijk werk. Het gaat hierbij meestal om laagopgeleide vrouwen met een gezin met (jonge) kinderen, die de overstap maken na een periode van werkloosheid. Het concentreren van de beleidsaandacht op deze doelgroep via maatregelen die de combinatie arbeid/gezin vergemakkelijken, zou een doelgerichte manier zijn om via verhoogde participatie ook de carrièrekloof te helpen dichten. Het aantal vrouwen dat de overstap maakt naar het huishouden neemt af doorheen de tijd, zodat er geen sprake lijkt van de opt-out revolution die sommige auteurs vaststellen.

Een volgende verklarende factor voor de carrièrekloof die onderzocht werd, is het verschil in promotiekansen tussen vrouwen en mannen in vrouwelijke en mannelijke sectoren. Het effect van de gendersamenstelling van de sector op de kans op promoties bij Belgische bedienden bleek niet te verschillen tussen mannen en vrouwen. Mannen bleken zowel in mannelijke als in vrouwelijke sectoren te beschikken over eenzelfde genderprivilege. Het bestaan van een glass escalator, die zou zorgen voor een bijkomend voordeel voor mannen in vrouwelijke sectoren, werd dus niet bevestigd. De vaststelling dat mannen zowel in mannelijke als vrouwelijke sectoren een genderprivilege hebben, zou wel kunnen bijdragen tot de perceptie van een glass escalator, aangezien promoties van mannen in vrouwelijke sectoren meer 'zichtbaar'

zijn. Wat jobautoriteit betreft, verschilt het effect van de gendersamenstelling van de sector wel naargelang het geslacht. Vrouwen die in mannelijke sectoren werken, hebben extra weinig kans om autoriteit te verwerven. Deze vaststelling is in overeenstemming met de zogenoemde 'ijzeren wet van het anti-matriarchaat' die duidt op de sociale norm dat vrouwen geen autoriteit behoren uit te oefenen over mannen.

Vervolgens werd er dieper ingegaan op de rol van de partner bij twee processen die aan de basis liggen van de carrièrekloof: loonpromoties en transities naar deeltijdse arbeid bij vrouwen. Er werd vastgesteld dat het niet zo zeer de kenmerken van de partner zijn die een invloed hebben op de carrière van de vrouw, maar wel het al dan niet hebben van een partner, en meer specifiek een werkende partner. Vrouwen met een werkende partner hebben een kleinere kans op een loonpromotie en een grotere kans op een transitie van voltijds naar deeltijds werk. Vrouwen met een alternatief inkomen (namelijk van de partner) zullen met andere woorden sneller een stapje terug zetten in hun carrière. Vaak is dit geen bewuste keuze maar een mogelijkheid om de combinatie arbeid/gezin te verlichten.

Hieruit komt opnieuw naar voren dat de combinatie van arbeid en gezin een knelpunt is voor vrouwelijke werkneemsters. Er werd bovendien gesteld dat de (gedeeltelijke) financiële afhankelijkheid van deze vrouwen een erg kwetsbare groep maakt. Een breed en flexibel aanbod van maatregelen die de combinatie van een gezin met arbeid mogelijk maken, zou dit kunnen verhelpen. Een dergelijk beleid kan vrouwen met een gezin namelijk aanmoedigen om voltijds te werken en carrière te maken, wat bijdraagt tot het verkleinen van de carrièrekloof tussen vrouwen en mannen.

In een volgend hoofdstuk werd er nagegaan welke invloed de moeilijke combinatie arbeid/gezin heeft op de carrières van Belgische werknemers. Het effect van deze spanningen kan verschillen naargelang de richting van het conflict. Concreet werd er verwacht dat variabelen die wijzen op Work interference with family (WIF) een positief effect hebben op promotiekansen van werknemers en variabelen die wijzen op Family interference with work (FIW) een negatief effect. Dit werd gedeeltelijk bevestigd. Mannen wiens vrouw de meerderheid van de taken op zich neemt hebben een grotere promotiekans dan mannen die zelf een relatief groot aandeel van de huishoudelijke taken uitvoeren (FIW). Ontevredenheid over de uurregeling en overuren kunnen voor

een spanning met het gezinsleven (WIF) zorgen en hebben een positief effect op de promotiekansen van vrouwen. Uit de beschrijvende analyses bleek bovendien dat werkende vrouwen meestal meer huishoudelijke taken op zich nemen dan hun partner en dat 77 procent van de werkende moeders zelf dagelijks instaat voor de opvang van hun kinderen, tegenover slechts 47 procent van de werkende vaders. Dit wijst er op dat vrouwen vaker dan mannen Family interference with work ervaren, wat gepaard gaat met een lager loon (ten opzichte van de partner), lagere functies en lagere autoriteitsposities. Om de negatieve invloed van gezinsfactoren op de carrière te voorkomen, pleiten we voor investeringen van de overheid in meer flexibele en betaalbare huishoudhulp en kinderopvang. Anderzijds kan een negatief effect van het arbeids- op het gezinsleven verminderd worden door de werkdruk van werknemers te verlagen, bvb. door een verlaging van de arbeidsduur. Hierbij kunnen zowel de sociale partners als de overheid een grote rol spelen.

Ten slotte werd er nagegaan wat de determinanten en de gevolgen zijn van tijdelijke loopbaanonderbrekingen. We stelden vast dat het gezin een belangrijke rol speelt bij zowel transitie van voltijdse naar deeltijdse arbeid als bij transitie van deeltijdse naar voltijdse arbeid. Gehuwde vrouwen maken vaker een overstap naar deeltijdse arbeid en maken minder vaak (terug) de overstap naar voltijdse arbeid.

Vervolgens toonden we aan dat vrouwen vaker hun loopbaan onderbreken dan mannen. Dat gebeurt op verschillende manieren. Zo bedroeg de onderbrekingsgraad bij vrouwen 3.7 procent (1.3 procent bij mannen), de graad van deeltijds werk 32.2 procent (2.6 procent bij mannen) en de werkloosheidsgraad 7.1 procent (5 procent bij mannen). Een negatief effect van onderbrekingen op de verdere carrière zou dus een verklarende factor voor de carrièrekloof tussen vrouwen en mannen kunnen zijn. Alle onderzochte vormen van onderbreking (volledige, gedeeltelijke en werkloosheid) bleken een negatief effect te hebben op het loon bij herintrede. Ook bleek een volledige onderbreking bij vrouwen en een gedeeltelijke onderbreking bij mannen de kans op een overgang naar een hoge functie te verminderen. Onderbrekingen hadden bij vrouwen vooral een negatief financieel effect, terwijl ze bij mannen ook de jobtevredenheid aantasten na herintrede.

Omdat loopbaanonderbrekingen verschillende carrièreaspecten negatief beïnvloeden, volstaan ze niet als maatregel om de combinatie van

arbeid en gezin te vergemakkelijken. Het gevaar van deze maatregelen schuilt in het feit dat ze werkende vrouwen enerzijds wel toelaten om meer tijd aan hun gezin te besteden, maar dat ze anderzijds niet toelaten om gelijktijdig een succesvolle carrière uit te bouwen. Het is een belangrijke taak voor de overheid om vrouwen op dit gevaar te wijzen en om ook daadwerkelijk de mogelijkheid te creëren om arbeid en gezin te combineren. Het streefdoel zou hierbij moeten zijn om vrouwen in staat te stellen om een gezin te combineren met voltijdse arbeid en met een succesvolle carrière. Dit vereist dat er sterk geïnvesteerd wordt in maatregelen zoals kinderopvang en huishoudhulp, zowel door de overheid als door werkgevers. Anderzijds zullen praktische maatregelen alleen niet volstaan. Enkel door in te spelen op zowel de structurele belemmeringen die vrouwen bij doorstroom ondervinden als op de culturele stereotypen over vrouwen en mannen, kan de carrièrekloof gedicht worden.

Ten slotte hernemen we de belangrijkste beleidsaanbevelingen die door de auteurs voorgesteld worden:

- ‘Kleverige vloeren’ verdienen meer beleidsaandacht: voor een verhoging van het aandeel vrouwen aan de top moeten ook de belemmeringen bij doorstroom vanuit lagere functies weggewerkt worden.
- De uitstroom van vrouwen uit de arbeidsmarkt kan tegengegaan worden door het concentreren van de beleidsaandacht op bepaalde doelgroepen.
- Het is een belangrijke taak voor de overheid om vrouwen te informeren over de mogelijke negatieve gevolgen van deeltijdse arbeid en tijdelijke onderbrekingen.
- Vrouwen moeten in staat gesteld worden een gezin te combineren met voltijdse arbeid en een succesvolle carrière. Dit kan enerzijds door een breed aanbod van maatregelen die de combinatie van een gezin met arbeid vergemakkelijken, zoals flexibele en betaalbare huishoudhulp en kinderopvang, en anderzijds door een vermindering van de werkdruk voor werknemers.



## APPENDIX

### Markov-analyses

In dit onderzoek wordt bij beschrijvende analyses en simulaties vaak gebruikt gemaakt van zogenaamde Markov-analyses.

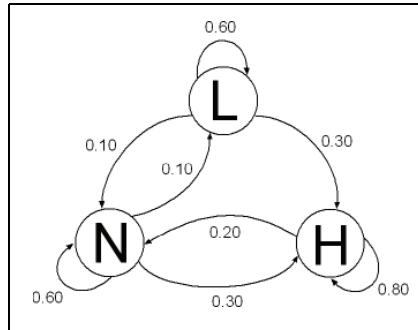
#### *a. Markov-ketens: een inleidend voorbeeld*

Veronderstel een fictieve gemeenschap waarin we drie categorieën mensen onderscheiden: lage inkomens ( $L$ ), hoge inkomens ( $H$ ) en mensen die niet werken ( $N$ ). De drie categorieën noemen we de *toestanden* (of statussen) in het model. Samen vormen ze de toestandsverzameling  $S = \{L, H, N\}$ . Het aantal mensen dat zich op een bepaald moment  $t$  in elk van de drie toestanden bevindt, wordt genoteerd in een rijvector (de toestandsvector  $X_t$ ). Als er in ons voorbeeld in het beginjaar  $t_0$  100 mensen zijn met een laag inkomen, 40 met een hoog inkomen en 60 die niet werken, dan noteren we:

$$X_0 = (100 \quad 40 \quad 60)$$

Mensen kunnen natuurlijk overgaan van de ene toestand naar een andere en dat met een bepaalde transitiekans. Veronderstel dat in het voorbeeld dertig procent van de mensen met een laag inkomen een jaar later over een hoog inkomen beschikt (we noteren de transitiekans  $p_{LH} = 0.30$ ), tien procent van de lage inkomens het volgende jaar niet werkt ( $p_{LN} = 0.10$ ) en de resterende zestig procent van de lage inkomens

niet van toestand verandert ( $p_{LL} = 0.60$ ). De transitiekansen vertrekkend vanuit de toestanden  $H$  en  $N$  staan in onderstaand diagram.



We noemen dit systeem een gesloten systeem omdat er nooit nieuwe mensen bijkomen of het systeem verlaten (daarom is ook de som van de transitiekansen vanuit elke toestand gelijk aan 1). De toestandsvector voor een bepaald jaar kan eenvoudig berekend worden aan de hand van matrixrekening mits de invoering van een zogenaamde *transitiematrix*  $P = (p_{ij})$  die de transitiekansen als elementen bevat. Daarbij is  $p_{ij}$  de kans op een transitie van een toestand  $s_i$  op een tijdstip  $t$  naar een toestand  $s_j$  op een tijdstip  $t_1$ . De toestandsvector in een volgend jaar is dan het product van de toestandsvector in het huidige jaar en de transitie-matrix.

$$X_{t+1} = X_t \cdot P$$

De toekomstige verdeling  $X_{t+1}$  wordt volkomen bepaald door de huidige verdeling  $X_t$  en wordt dus onafhankelijk verondersteld van toestandsvectoren uit het verleden. Dit is de zogenaamde Markov-hypothese, de basisveronderstelling van elk Markov-model die men vaak omschrijft door te stellen dat Markov-systemen geen geheugen hebben en dus niet afhankelijk zijn van de volledige voorgeschiedenis.



Op basis van de transitie matrix in het voorbeeld kan nu de verdeling in het jaar  $t_1$  als volgt berekend worden.

$$X_1 = X_0 \cdot P = (100 \quad 40 \quad 60) \cdot \begin{pmatrix} 0.60 & 0.30 & 0.10 \\ 0 & 0.80 & 0.20 \\ 0.10 & 0.30 & 0.60 \end{pmatrix} = (66 \quad 80 \quad 54)$$

In de veronderstelling dat de transitiekansen constant blijven doorheen de tijd, kunnen de toestandsvectoren voor de volgende jaren berekend worden door opnieuw te vermenigvuldigen met de transitie matrix.

$$\begin{aligned} X_2 &= X_1 \cdot P = (X_0 \cdot P) \cdot P = X_0 \cdot P^2 = (45 \quad 100 \quad 55) \\ X_3 &= X_0 \cdot P^3 = (32 \quad 110 \quad 57) \\ &\vdots \\ X_t &= X_0 \cdot P^t \end{aligned}$$

Wanneer de transitiekansen constant zijn doorheen de tijd, spreken we van een *Markov-keten*. Een Markov-keten is volkomen bepaald door een toestandsvector  $X_0$  en een transitie matrix  $P$ .

De toestandsvector  $X_t$  is een discrete functie van de tijd en is dus slechts voor welbepaalde momenten gedefinieerd. Het verschil tussen twee opeenvolgende waarden van de discrete tijdsveranderlijke noemen we de lengte van de cyclus. In ons voorbeeld is de lengte van de cyclus 1 jaar.

In de transitie matrix  $P$  is de som van de elementen van elke rij gelijk aan 1 omdat er geen mensen bijkomen of weglekken uit ons systeem. Een matrix waarvan alle elementen positief zijn en alle rijssommen gelijk zijn aan 1 wordt een kansmatrix genoemd. Op basis van enkele bijzondere eigenschappen<sup>1</sup> van kansmatrices kan nu ook de zoge-

<sup>1</sup> Voor kansmatrices kan aangetoond worden dat 1 een eigenwaarde is (we noemen die  $\lambda_1$ ) en dat voor de andere eigenwaarden geldt:  $|\lambda_i| < 1$ .

De limietverdeling bekomen we via de spectrale ontbinding  $P^t = \sum_{i=1}^n \lambda_i^t P_i$  waarin  $P_i$  de projecties van  $P$  voorstellen.

De limietverdeling wordt dan  $X_\infty = \lim_{t \rightarrow \infty} X_0 \cdot P^t = X_0 \cdot P_1$ .

naamde limietverdeling – de toestandsvector op lange termijn (voor  $t \rightarrow \infty$ ) – berekend worden.

$$X_{\infty} = \lim_{t \rightarrow \infty} X_t = \lim_{t \rightarrow \infty} X_0 \cdot P^t = (16 \quad 120 \quad 64)$$

Op lange termijn evolueert de fictieve gemeenschap uit het voorbeeld dus naar 16 lage inkomens (L), 120 hoge inkomens (H) en 64 niet-werkenden (N). Er kan aangetoond worden dat deze limietverdeling niet bepaald wordt door de begintoestand, maar louter afhankelijk is van de transitie matrix  $P$ .

### b. *Transitiematrices*

In de praktijk dient de transitie matrix van een Markov-model geschat te worden op basis van waargenomen transitie s. In een systeem met toestandsverzameling  $S = \{s_1, s_2, \dots, s_m\}$  noemen we  $n_{ij}(t)$  het aantal transitie s van de toestand  $S_i$  op het tijdstip  $t$  naar de toestand  $s_j$  op het tijdstip  $i+1$ . Onder de Markov-hypothese wordt de beste schatter  $p_{ij}$  voor de kans  $p_{ij}$  dan gegeven door (Anderson & Goodman 1957):

$$p_{ij} = \frac{N_{ij}}{N_i} = \frac{\sum_{t=0}^{T-1} n_{ij}(t)}{\sum_{k=1}^m \sum_{t=0}^{T-1} n_{ik}(t)}$$

waarbij  $T$  het aantal tijdstippen is waarvoor gegevens beschikbaar zijn.

In zekere zin wordt het longitudinaal karakter van een dataset niet volledig benut bij het veronderstellen van de Markov-hypothese om de transitiekansen te schatten (dit geldt ook voor *Event History Analyse* die we verder bespreken). Immers, door gegevens uit verschillende periodes samen te voegen worden eventuele veranderingen doorheen de tijd onzichtbaar. Door de longitudinale reeksen niet volledig te beschouwen verdwijnt bovendien informatie over een mogelijke invloed van het verleden op de toekomst. Enkel transitie s van één periode op een volgende worden beschouwd, dus alleen de invloed van het heden op de toekomst wordt onderzocht. Hoewel een Markov-analyse een vorm van longitudinale analyse is, blijft de tijdshorizon er met andere woor-

den beperkt tot 1 periode. Daar staat echter tegenover dat door gegevens van verschillende periodes samen te voegen, we al snel een voldoende groot aantal waarnemingen in een toestand verzamelen om de transitiekansen op een statistisch verantwoorde manier te kunnen schatten. Bovendien schept een Markov-model een duidelijk en relatief eenvoudig te interpreteren beeld van de evolutie van een systeem. Precies daarin ligt de kracht van Markov-modellering.

Een transitie-matrix bevat op zich al heel wat beschrijvende informatie. Indien de toestanden carrièreniveaus zijn, dan biedt een transitie-matrix meteen een overzicht van de promotiekansen tussen alle carrièreniveaus. Een transitie-matrix kan voor verschillende subgroepen berekend en vergeleken worden door de respondenten op te splitsen naar bijvoorbeeld geslacht, gezinssituatie, scholing, etc. Bovendien kunnen er simulaties uitgevoerd worden door te kijken naar het effect van de wijziging van enkele transitiekansen op de limietverdeling die zo ontstaat.

Daarnaast kan in elke transitie-matrix de bereikbaarheid van de verschillende toestanden geëvalueerd worden en kunnen zogenaamde absorberende toestanden geïdentificeerd worden voor verschillende subgroepen van respondenten. Een absorberende toestand definiëren we als een toestand  $s_i$  die weinig of niet verlaten wordt ( $p_{ii} \approx 1$ ).

Een mooie manier om de beweeglijkheid van een toestand uit te drukken is door het verwachte aantal periodes te berekenen dat men gemiddeld in die toestand doorbrengt vooraleer men naar een andere toestand overgaat. Met van Zanten (1975: 27) noemen we de wiskundige verwachting voor dat aantal periodes vooraleer een transitie plaatsvindt<sup>2</sup>

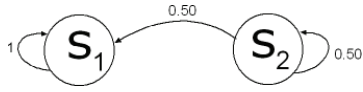
$$\mu_i = \frac{1}{1 - p_{ii}}$$

<sup>2</sup> Aangezien de kans dat een toestand  $s_i$  na 1, 2, 3, ... periodes verlaten wordt, respectievelijk gelijk is aan  $(1 - p_{ii})$ ,  $p_{ii} \cdot (1 - p_{ii})$ ,  $p_{ii}^2 \cdot (1 - p_{ii})$ , ...

$$\text{wordt } \mu_i = \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot p_{ii}^{k-1} \cdot (1 - p_{ii}) = 1 + p_{ii} + p_{ii}^2 + p_{ii}^3 + \dots = \frac{1}{1 - p_{ii}}$$

In het onderstaande voorbeeld van een eenvoudige transitie matrix met twee toestanden is  $s_1$  een absorberende toestand waarvoor logischerwijs  $\mu_1 = \infty$  (een zeer onbeweeglijke toestand). Het duurt gemiddeld 2 periodes vooraleer toestand  $s_2$  verlaten wordt ( $\mu_2 = 2$ ).

$$P = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0.5 & 0.5 \end{pmatrix}$$



## BIBLIOGRAFIE

- Acker, J. (1990). Hierarchies, Jobs, Bodies: A Theory of Gendered Organizations. *Gender and Society* 4(2), pp. 139-158.
- Albrecht, J., Björklund, A. & Vroman, S. (2003). Is There a Glass Ceiling in Sweden? *Journal of Labor Economics* 21(1), pp. 145-177.
- Alessio, J.C. & Andrzejewski, J. (2000). Unveiling the Hidden Glass Ceiling: An Analysis of the Cohort Effect Claim. *American Sociological Review* 65(2), pp. 311-315.
- Algemene Directie Statistiek en Economische Informatie (2009). *Deeltijds werkende loontrekkenden (percentage t.o.v. alle loontrekkenden), volgens geslacht*. [14/07/2009, Algemene Directie Statistiek en Economische informatie: <http://statbel.fgov.be>].
- Allison, P.D. (1984). *Event History Analysis: Regression for Longitudinal Event Data*. Beverly Hills: Sage.
- Anderson, T.W. & Goodman, L.A. (1957) Statistical Inference About Markov Chains. *Annals of Mathematical Statistics* 18, pp. 89-109.
- Arthur, M.B. & Rousseau, D.M. (1996). *The Boundaryless Career: A New Employment Principle for a New Organizational Era*. New York: Oxford University Press.
- Arthur, M.B., Khapova, S.N. & Wilderom, C.P.M. (2005). Career Success in a Boundaryless Career World. *Journal of Organizational Behaviour* 26, pp. 177-202.
- Arulampalam, W., Booth, A.L. & Bryan, M.L. (2005). Is There a Glass Ceiling over Europe? Exploring the Gender Pay Gap across the Wages Distribution. *ISER Working Paper* 25.
- Bakker, B.F.M., Tjebens, K.G. & Winkels, J.W. (1999). Explaining Gender Wage Differences. *Netherlands Official Statistics* 14, pp. 36-41.
- Baxter, J. & Wright, E. (2000). The Glass Ceiling Hypothesis. *Gender and Society* 14(2), pp. 275-294.
- Becker, G.S. (1971). *The Economics of Discrimination*. Chicago: University Press.
- Becker, G.S. (1981). *A Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press.
- Belkin, L. (2003). The Opt-Out Revolution. *New York Times Magazine* (October 26). pp. 42-47.
- Bernardi, F. (1999). Does the Husband Matter? Married Women and Employment in Italy. *European Sociological Review* 15(3), pp. 285-300.

- Bernasco, W., de Graaf, P.M. & Ultee, W.C. (1998). Coupled Careers: Effects of Spouse's Resources on Occupational Attainment in the Netherlands. *European Sociological Review* 14(1), pp. 15-31.
- Bevers, T., Gilbert, V. & Van Hove, H. (2007). *De loonkloof tussen vrouwen en mannen in België - Rapport 2007*. Brussel: Instituut voor de Gelijkheid van Vrouwen en Mannen.
- Bevers, T., De Spiegeleire, M., Gilbert, V. & Van Hove, H. (2009). *De loonkloof tussen vrouwen en mannen in België - Rapport 2009*. Brussel: Instituut voor de Gelijkheid van Vrouwen en Mannen.
- Bihagen, E. & Ohls, M. (2006). The Glass Ceiling – Where is it? Women's and Men's Career Prospects in the Private vs. the Public Sector in Sweden 1979–2000. *The Sociological Review* 54(1), pp. 20-47.
- Bird, A. (1994). Careers as Repositories of Knowledge: A New Perspective on Boundaryless Careers. *Journal of Organizational Behavior* 15(4), pp. 325-344.
- Blau, P.M. & O.D. Duncan (1967). *The American occupational structure*. New York: Wiley.
- Blinder, A.S. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources* 8(4). pp. 436-455.
- Bloemen, H.G. & Stancanelli, E.G.F. (2008). How Do Parents Allocate Time? The Effects of Wages and Income. *IZA Discussion Paper* 3679.
- Blossfeld, H.-P. & Drobnic, S. (2001). *Careers of Couples in Contemporary Societies: From Male Breadwinner to Dual Earner Families*. Oxford: University Press.
- Blossfeld, H.-P. & Mills, M. (2001). A Causal Approach to Interrelated Family Events: A Cross-national Comparison of Cohabitation, Nonmarital Conception, and Marriage. *Canadian Studies in Population* 28(2), pp. 409-437.
- Booghmans, M. & Sels, L. (2007). Onderbrekingen in de Loopbaan bij Mannen en Vrouwen. In Van den Troost, A. & Vlemickx, K. (eds.), *Een Pensioen op Maat van Vrouwen?* Antwerpen/Apeldoorn: Garant, pp. 76-102.
- Booth, A. & Francesconi, M. (1999). Job Mobility in 1990s Britain: Does Gender Matter? *ISER Working Paper* 26, pp. 1-23.
- Booth, A.L., Francesconi, M. & Frank, J. (2003). A Sticky Floors Model of Promotion, Pay, and Gender. *European Economic Review* 47(2), pp. 295-322.
- Bourdieu, P. (1977). *Outline of a Theory of Practice*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Boushey, H. (2005). Are Women Opting Out? Debunking the Myth. *Center for Economic and Policy Research, CEPR Briefing Paper*.
- Boyd, M., Mulvihill, M.A. & Myles, J. (1991). Gender, Power and Postindustrialism. *Canadian Review of Sociology and Anthropology* 28(4), pp. 407-36.

- Budig, M.J. (2003). Male Advantage and the Gender Composition of Jobs: Who Rides the Glass Escalator? *Social Problems* 49(2), pp. 258-277.
- Bulckens, R., Mortelmans, D., Casman, M.T. & Simaÿs, C. (eds.) (2007). *Families in Beweging, een Gezinsbeleid op Maat?* Brussel: Pire.
- Burniaux, J., Duval, R. & Jaumotte, F. (2004). Coping with Ageing: A dynamic Approach to Quantify the Impact of Alternative Policy Options on Future Labour Supply in OECD Countries. *OECD Economics Department Working Papers* 371.
- Bygren, M. & Gähler, M. (2007). The Gender Gap in Workplace Authority in Sweden 1968-2000 – a Family Affair? *Institute for Labour Market Policy Evaluation Working Paper* 28.
- Cantillon, B., Ghysels, J. & De Wilde, M. (2009). *De Individualisering van de Sociale Zekerheid, tussen Utopie en Dwaling.* Berichten/UA. Antwerpen: Centrum voor Sociaal Beleid.
- Cantillon, B., Ghysels, J., Thirion, A., Mussche, N. & Van Dam, R. (2000). *Emancipatie in Twee Snelheden: over Hoog- en Laaggeschoolde Vrouwen in 13 OESO-landen.* Berichten/UA. Antwerpen: Centrum voor Sociaal Beleid.
- Carlson, D.S., Kacmar, K.M. & Williams, L.J. (2000). Construction and Initial Validation of a Multidimensional Measure of Work–Family Conflict. *Journal of Vocational Behavior* 56, pp. 249-276.
- Castells, M. (1997). *The Information Age: Economy, Society and Culture. Vol 2: The Power of Identity.* Oxford: Blackwell.
- Cohen, P.N. & Huffman, M.L. (2003). Individuals, Jobs, and Labor Markets: The Devaluation of Women's Work. *American Sociological Review* 68(3), pp. 443-463.
- Corijn, M. (2001). Couples' Careers in Flanders. In Blossfeld, H.-P. & Drobnic, S. (eds.), *Careers of couples in contemporary societies: From male breadwinner to dual earner families.* Oxford: University Press, pp. 98-118.
- Corvi, N. & Salort, M.A. (1985). *Les Femmes et le Marché du Travail.* Paris: Hatier.
- Cotter, D.A., Hermsen, J.M., Ovadia, S. & Vanneman, R. (2001). The Glass Ceiling Effect. *Social Forces* 80(2), pp. 655-682.
- Crompton R. & Sanderson, K. (1990). *Gendered Jobs and Social Change.* London: Unwin Hyman.
- De Graaf, P.M. & Ultee, W.C. (1991). Arbeidsmobiliteit en Partner-effecten. *Tijdschrift voor arbeidsvraagstukken* 7(3), pp. 27-42.
- De Ruijter, J.M.P. & Huffman, M.L. (2003). Gender Composition Effects in the Netherlands: a Multilevel Analysis of Occupational Cage Inequality. *Social Science Research* 32(2), pp. 312-334.

- Delmotte, J., Herremans, W. & Booghman, M. (eds.) (2008). *Genderjaarboek 2008. MV United*. Brussel: ESF-Agentschap Departement werk en sociale economie.
- Demeester, W. & Neefs, E. (1991). *Het Glazen Plafond: Vrouwen in de Belgische Financiële Wereld*. Tielt: Lannoo.
- Desai, S. & Waite, L.J. (1991). Women's Employment During Pregnancy and After the First Birth: Occupational Characteristics and Work Commitment. *American Sociological Review* 56(4), pp. 551-566.
- Desmet, B., Glorieux, I. & Vandeweyer, J. (2007). *Wie zijn de Loopbaanonderbrekers? Socio-demografische Kenmerken, Motivaties en Arbeidshouding van Loopbaanonderbrekers*. Brussel: Onderzoeksgroep TOR, Vrije Universiteit Brussel.
- Drobnic, S. & Blossfeld, H.-P. (2004). Career Patterns over the Life Course: Gender, Class, and Linked Lives. *Research in Social Stratification and Mobility* 21, pp.139-164.
- Duesenberry, J.S (1949). *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior*. Cambridge: Harvard University Press
- Duncan, O.D. & Duncan, B. (1955). A Methodological Analysis of Segregation Indexes. *American Sociological Review* 20(2), pp. 210-217.
- Eagly, A.H. & Carli, L.L. (2003). The Female Leadership Advantage: An Evaluation of the Evidence. *The Leadership Quarterly* 14, pp. 807-34.
- Elchardus, M. (1996). *De Gemobiliseerde Samenleving: tussen de Oude en een Nieuwe Ordening van de Tijd*. Brussel: Koning Boudewijnstichting.
- Elder, G.H.Jr. (1994). Time, Human Agency, and Social Change: Perspectives on the Life Course. *Social Psychology Quarterly* 57(1), pp. 4-15.
- Fairlie, R.W. (2005). An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models. *Journal of Economic and Social Measurement* 30(4), pp. 305-316.
- Federal Glass Ceiling Commission (1995). *Good for Business: Making Full Use of the Nation's Human Capital*. U.S. Department of Labor.
- Ferree, M.M. & Purkayastha, B. (2000). Review: Equality and Cumulative Disadvantage: Response to Baxter and Wright. *Gender and Society* 14(6), pp. 809-813.
- Forrier, A., Heylen, V., Vandenbrande, T., Bollens, J. & Sels, L. (2004). *Arbeidsloopbanen in Kaart: Onderzoek op de PSBH-databank*. Leuven: HIVA.
- Gayle, G.L, Golan, L. & Miller, R.A. (2009). Are There Glass Ceilings for Female Executives? *Unpublished Working Paper, Tepper School of Business, Carnegie Mellon University*.



- Ghysels, J. & Van Lancker, W. (2009). *Emancipatie in Twee Snelheden Opnieuw Bekeken: Laaggeschoolde Vrouwen in België en Europa*. Berichten/UA. Antwerpen: Centrum voor Sociaal Beleid.
- Glorieux, I. & Koelet, S. (2002). *Gendered Priorities. Differences between Men and Women in Balancing between Paid Work, Unpaid Work and Leisure*. Brussel: Onderzoeksgroep TOR, Vrije Universiteit Brussel.
- Goldin, C. (1990). *Understanding the Gender Gap: an Economic History of American Women*. Oxford: Oxford University Press.
- Groot, W. & Maasen van den Brink, H. (1996). Glass Ceilings or Dead Ends: Job Promotion of Men and Women Compared. *Economic Letters* 53, pp. 221-226.
- Gutiérrez-Domènech, M. (2005). Employment after Motherhood: a European Comparison. *Labour Economics* 12, pp. 99-123.
- Hachen, D.S.J. (1990). Three Models of Job Mobility in Labor Markets. *Work and Occupations* 17(3), pp. 320-354.
- Hakim, C. (2002). Lifestyle Preferences as Determinants of Women's Differentiated Labor Market Careers. *Work and Occupations* 29(4), pp. 428-459.
- Hakim, C. (1991). Grateful Slaves and Self-made Women: Fact and Fantasy in Women's Work Orientations. *European Sociological Review* 7(2), pp. 101-121.
- Han, S. & Moen, P. (1999). Work and Family Over Time: A Life Course Approach. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science* 562(1), pp. 98-110.
- Han, S. & Moen, P. (2001). Coupled Careers: Pathways Through Work and Marriage in the United States. In H.-P. Blossfeld & S. Drobnic (eds.), *Careers of couples in contemporary societies: From male breadwinner to dual earner families*. Oxford: Oxford University Press, pp. 201-231.
- Henkens, K., Kraaykamp, G. & Siegers, J. (1993). Married Couples and their Labour Market Status: a Study of the Relationship between the Labour Market Status of Partners. *European Sociological Review* 9(1), pp. 67-78.
- Hewlett, A.S. (2007). *Off-ramps and On-ramps: Keeping Talented Women on the Road to Success*. Boston: Harvard Business School Publishing.
- HIG (2008). *Gezinnen in opmars: Gezinsbeleid in Vlaanderen 2006-2007*. Brussel: Het Hoger Instituut voor Gezinswetenschappen.
- Hochschild, A.R. (1997). *The Time Bind: When Work Becomes Home and Home Becomes Work*. New York: Metropolitan Books.
- Hout, M. (1982). The Association between Husbands' and Wives' Occupations in Two-Earner Families. *The American Journal of Sociology* 88(2), pp.397-409.

- Hultin, M. (2003). Some Take the Glass Escalator, Some Hit the Glass Ceiling?: Career Consequences of Occupational Sex Segregation. *Work and Occupations* 30, pp.30-61.
- ILO (2004). *Breaking through the Glass Ceiling: Women in Management*. Geneva: International Labour Office.
- Jacobson, J.P. (2007). *The Economics of Gender*. Oxford: Blackwell Publishing.
- Jansen, P.G.W. (2006). Persoonskenmerken en Carrièresucces in Management. *Maandblad voor Accountancy en Bedrijfseconomie* 78, pp. 45-52.
- Jepsen, M. (2001). Evaluation des Différentiels Salariaux en Belgique: Hommes-Femmes et Temps Partiel-Temps Plein. *Reflets et Perspectives de la vie Economique* XL(1-2), pp. 51-63.
- Jovanovic, B. (1979). Job Matching and the Theory of Turnover. *Journal of Political Economy*. 87(5), pp. 972-990.
- Kan, M.Y. (2007). Work Orientation and Wives' Employment Careers: An Evaluation of Hakim's Preference Theory. *Work and Occupations* 34(4), pp. 430-462.
- Kanter, R.M (1977). *Men and Women of the Corporation*. New York: Basic Books.
- Koelet, S. (2005). *Standvastige Verschillen. Een Analyse van Theoretische Benaderingen over de Verdeling van het Huishoudelijk Werk van Vrouwen en Mannen op basis van Tijdsbudgetonderzoek* [doctoraatsproefschrift]. Brussel: Onderzoeksgroep TOR, Vrije Universiteit Brussel.
- Konings, J. (2005). Worden Vrouwen Gediscrimineerd op de Arbeidsmarkt? Een Micro-econometrische Analyse voor België. *Leuvense Economische Standpunten* 108. Leuven: Departement Economie, KULeuven.
- Kossek, E.E. & Ozeki, C. (1999). Bridging the Work-Family Policy and Productivity Gap: a Literature Review. *Community, Work & Family* 2(1), pp. 7-32.
- Kraus, V. & Yonay, Y.P. (2000). The Effect of Occupational Sex Composition on the Gender Gap in Workplace Authority. *Social Science Research* 29, pp. 583-605.
- Lamberts, M. & Delmotte, J. (2004). *Knelpunten op de Arbeidsmarkt: Kansen voor Vrouwen*. Leuven: Hoger Instituut voor de Arbeid.
- Lazear, E. (1992). The job as a concept. In: W. Bruns. *Performance measurement, evaluations, and incentives*. Boston: Harvard Business School Press. pp. 183-216.
- Lewis, G. (1986). Gender and Promotions: Promotion Chances of White Men and Women in Federal White-Collar Employment. *Journal of Human Resources* 21(3), pp. 406-419.

- Liff, S. & Ward, K. (2001). Distorted Views Through the Glass Ceiling: The Construction of Women's Understandings of Promotion and Senior Management Positions. *Gender, Work and Organization* 8(1), pp. 19-36.
- Long, C.D. (1958). *The Labor Force under Changing Income and Employment*. Princeton: Princeton University Press.
- Matthijs, K. (2001). *De Mateloze Negentiende Eeuw: Bevolking, Gezin en Sociale Verandering*. Leuven: Universitaire Pers Leuven.
- Maume, D.J.Jr. (1999a). Glass Ceilings and Glass Escalators: Occupational Segregation and Race and Sex Differences in Managerial Promotions. *Work and Occupations* 26(4), pp. 483-509.
- Maume, D.J.Jr. (1999b). Occupational Segregation and the Career Mobility of White Men and Women. *Social Forces* 77(4), pp. 1433-1459.
- McGuire, G.M. & Reskin B.F. (1993). Hierarchies at Work: The Impacts of Race and Sex. *Gender and Society* 7(4), pp. 487-506.
- Metz, I. & Tharenou, P. (2001). Women's Career Advancement: The Relative Contribution of Human and Social Capital. *Group Organization Management* 26, pp. 312-342.
- Meulders, D. & O'Dorchai, S. (2006). *The Gender Pay Gap in Belgium*. Manchester: European Work and Employment Research Centre, University of Manchester.
- Mill, J.S. (2006 [1848]). *Principles of Political Economy with some of their Applications to Social Philosophy: Book I-II*. Indianapolis: Liberty Fund.
- Mincer, J. (1958) Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. *The Journal of Political Economy* 66(4), pp. 281-302.
- Mincer, J. (1962). Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply. In H. Gregg Lewis (ed.), *Aspects of Labor Economics*. Princeton: Princeton University Press, pp. 63-106.
- Morgan, L.A. (1998). Glass-Ceiling Effect or Cohort Effect? A Longitudinal Study of the Gender Earnings Gap for Engineers, 1982 to 1989. *American Sociological Review* 63(4), pp. 479-493.
- Mortelmans, D. & Dehertogh, B. (2007). *Regressieanalyse*. Leuven: Acco.
- Mortelmans, D., Casman, M.T. & Doutrelepon, R. (2004). *Elf Jaar uit het Leven in België: Socio-economische Analyses op het Gezinsdemografisch Panel PSBH*. Gent: Academia Press.
- Oaxaca, R. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review* 14(3), pp. 693-709.
- Oaxaca, R.L. & Ransom, M.R. (1994). On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials. *Journal of Econometrics* 61(1), pp. 5-21.

- Panel Study on Belgian Households. 1992-2002. Universiteit Antwerpen, Université de Liège.
- Pavlopoulos, D., Muffels, R. & Vermunt, J.K. (2005). Wage Mobility in Europe. A Comparative Analysis Using Restricted Multinomial Logit Regression. *OSA Working Paper 24*. Tilburg: Institute of Labour Studies.
- Phelps, E.S. (1972). The Statistical Theory of Racism and Sexism. *American Economic Review* 62(4), pp. 659–661.
- Pinker, S. (2008). *De Sekse Paradox: Mannen, Vrouwen en hun Kansen op Succes*. Amsterdam: Uitgeverij Contact.
- Plasman A., Plasman, R. & Rusinek, M. (2002). L'Évolution de l'Écart Salarial de Genre dans l'Union Européenne. *Brussels Economic Review* 45(2), pp. 41-70.
- Plasman, R., Rusinek, M., Ryckx, F. & Tojerow, I. (2008). *Loonstructuur in België. Rapport op vraag van ABVV/FGTB*. Brussel: Dulbea, ULB.
- Preston, A.E (1994). Why Have All the Women Gone? A Study of Exit of Women from the Science and Engineering Professions. *American Economic Review* 84(5), pp. 1446-1462.
- Reskin, B.F. & Padavic, I. (1994). *Women and Men at Work*. Thousands Oaks: Pine Forge Press.
- Román, A., Schippers, J. & Vlasblom, J.D. (2007). Vrouwen, Gezinnen en Werk: een Cohortbenadering van de Arbeidsparticipatie in Nederland. *OSA-publicatie A224*.
- Rosenbaum, J.E. (1979). Organizational Career Mobility: Promotion Chances in a Corporation During Periods of Growth and Contraction. *The American Journal of Sociology* 85, pp. 21-48.
- Rosenfeld, R.A., Van Buren, M.A. & Kallberg, A.L. (1998). Gender Differences in Supervisory Authority: Variation among Advanced Industrialized Democracies. *Social Science Research* 27(1), pp. 23-49.
- RVA (2001). *Werknemers die een Periode van Loopbaanonderbreking Achter de Rug Hebben. Hoelang Heeft de Loopbaanonderbreking Geduurd? Gaan Ze Weer aan het Werk?* Brussel: RVA.
- RVA (2006). *Welke Involed heeft een Vermindering van de Prestaties met 1/5 via Tijdskrediet en Loopbaanonderbreking op het Gezinsinkomen?* Brussel: RVA.
- Savage, M., Barlow, J., Dickens, P. & Fielding, T. (1992). *Property, Bureaucracy and Culture. Middle Class Formation in Contemporary Britain*. London: Routledge.
- Scott, J. (1996). *Stratification and Power: Structures of Class, Status and Command*. Cambridge: Polity Press.

- Sels, L., Theunissen, G., Verbruggen, M. & Forrier, A. (2006). De Prijs van een Onderbroken Loopbaan. *OverWerk 4*, pp. 73-83.
- Shackleton, J.R. (2008). *Should We Mind the Gap? Gender Pay Differentials and Public Policy*. London: The Institute of Economic Affairs.
- Simonton, D. (1998). *A history of European Women's Work: 1700 to the Present*. London: Routledge.
- Singer, J.D. & Willett, J.B. (1993). It's About Time: Using Discrete-Time Survival Analysis to Study Duration and the Timing of Events. *Journal of Educational and Behavioral Statistics 18*(2), pp. 155-195.
- Smith, R.A. (2002). Race, Gender, and Authority in the Workplace: Theory and Research. *Annual Review of Sociology 28*. pp. 509-542.
- Smits, J., Ultee, W. & Lammers J. (1996). Effects of Occupational Status Differences between Spouses on the Wife's Labor Force Participation and Occupational Achievement: Findings from 12 European Countries. *Journal of Marriage and the Family 58*(1), pp. 101-115.
- Stebbins, R.A. (1970). Career: The Subjective Approach. *The Sociological Quarterly 11*(1), pp. 32-49.
- Stone, P. (2007). *Opting Out? Why Women Really Quit Careers and Head Home*. Berkeley: University of California Press.
- Stroh, L.K., Brett, J.M. & Reilly, A.H. (1992). All the Right Stuff: A Comparison of Female and Male Managers' Career Progression. *Journal of Applied Psychology 77*(3), pp. 251-260.
- Stroh, L.K., J.M. Brett & Reilly, A.H. (1996). Family Structure, Glass Ceiling, and Traditional Explanations for the Differential Rate of Turnover of Female and Male Managers. *Journal of Vocational Behavior 49*, pp. 99-118.
- Sturges, J. (1999). What it Means to Succeed: Personal Conceptions of Career Success Held by Male and Female Managers at Different Ages. *British Journal of Management 10*(3), pp. 239-252.
- Theunissen G. & Sels, L. (2006). *Waarom Vrouwen Beter Verdienen (maar Mannen Meer Krijgen): een Kritisch Essay over de Sekseloonkloof*. Leuven: Acco.
- Valgaeren, E. (2005). *Loopbanen van Mannen en Vrouwen in de ICT-sector* [doctoraatsverhandeling]. Diepenbeek: LUC.
- van Damme, M., Kalmijn, M. & Uunk, W. (2009). The Employment of Separated Women in Europe: Individual and Institutional Determinants. *European Sociological Review 25*(2), pp. 183-197.
- van der Lippe, T. & Siegers, J.J. (1994). Division of Household and Paid Labour between Partners: Effects of Relative Wage Rates and Social Norms. *Kykkos 47*(1), pp. 109-136.

- van der Lippe, T., Tijdens, K. & De Ruijter, E. (2004). Outsourcing of Domestic Tasks and Time-saving Effects. *Journal of Family Issues* 25(2), pp. 216-240.
- van der Lippe, T. (2007). Dutch Workers and Time Pressure: Household and Workplace Characteristics. *Work, Employment & Society* 21(4), pp. 693-711.
- Van Woensel, A. (2007). *Genderjaarboek 2007*. MV United. Brussel: ESF-Agentschap Departement werk en sociale economie.
- Vandenbrande, T. (2000). Evolutie van de Beroepsbevolking 1990-2030. In: *De Arbeidsmarkt in Vlaanderen. Jaarboek 2000*. Leuven: Garant.
- VDAB (2009). Evolutie van de Werkloosheid in Vlaanderen. Commentaar bij de Werkzoekencijfers van September 2009'. *Trends & cijfers*: <http://vdab.be/trends/notendopnwwzcom.shtml>
- Verbakel, E. & de Graaf, P.M. (2008). Resources of the Partner: Support or Restriction in the Occupational Career? Development in the Netherlands between 1940 and 2003. *European Sociological Review* 24(1), pp. 81-95.
- Vermeiren, P.P., Mortelmans, D., Heylen, L. & Booghmans, M. (2006). De Onderbroken Loopbaan Onttrafeld. *OverWerk* 16(4), pp. 57-72.
- Versantvoort, M. (2007). *Ouderschapsverlof: Carrièrestop of -Stap? Een Schets van de Sociaal-economische Effecten van Verlof en de Beleidsmatige Dilemma's die Daaruit Volgen*. Leiden: Universiteit Leiden.
- Wells, D.R. (1998). *Consumerism and the Movement of Housewives into Wage Work*. Aldershot: Ashgate.
- White, L.K. (1990). Determinants of Divorce: A Review of Research in the Eighties. *Journal of Marriage and Family* 52(4), pp. 904-12.
- Williams, C.L. (1992). The Glass Escalator: Hidden Advantages for Men in the "Female" Professions. *Social Problems* 39(3), pp. 253-267.
- Wright, E.O. & Baxter, J. (1995). The Gender Gap in Workplace Authority: A Cross-National Study. *American Sociological Review* 60(3), pp. 407-435.
- Wright, E.O. & Baxter, J. (2000). The Glass Ceiling Hypothesis: A Reply to Critics. *Gender & Society* 14(6), pp. 814-821.
- Yamaguchi, K. (1991). *Event History Analysis*. Applied Social Research Methods Series, Volume 28. London: Sage.
- Zandvliet, K. (2002). *Vrouwen in Hogere Functies: Ontwikkeling Benchmark*. Rotterdam: SEOR.