



Working Paper MOSI/42

**De promotiekloof: over de promotiekansen van
vrouwen en mannen in België**

Nick Deschacht

Vrije Universiteit Brussel, oktober 2010

De promotiekloof: over de promotiekansen van vrouwen en mannen in België

Inhoud:

1. Inleiding	1
2. Promoties.....	1
2.1. De promotiekloof in België	1
2.2. Samenhang tussen de carrière-dimensies	4
2.3. Jobmobiliteit en promoties.....	6
3. Determinanten van promoties	11
3.1. Discriminatie bij promoties van vrouwen.....	11
3.2. Determinanten van promoties	13
3.3. Decompositie van de promotiekloof.....	17
3.4. De rol van preferenties.....	20
a) De evolutie van preferenties	20
b) Toenemende keuzevrijheid?	22
c) De richting van causaliteit	24
4. Het glazen plafond en sticky floors.....	25
4.1. Een typologie van carrière-belemmeringen	26
4.2. Een maat voor carrière-belemmeringen.....	29
4.3. Een glazen plafond in België?	30
5. De rol van niet-geobserveerde heterogeniteit	33
6. Demoties	37
7. Het belang van een doorstroombenadering.....	41
8. Conclusie.....	42
Referenties.....	45
Appendices	48

1. Inleiding

In cross-sectioneel onderzoek naar de verticale segregatie van vrouwen en mannen wordt een beperkt aantal vrouwen in hoge carrièreniveaus vaak geïnterpreteerd als een gevolg van belemmeringen in de doorstroom (promoties) van vrouwen (o.a. Arulampalam e.a. 2007; Zandvliet 2002: 23). Cross-sectionele gegevens kunnen echter niet meer dan een indicatieve waarde hebben voor het analyseren van verschillen in doorstroomkansen. Een kleiner aandeel vrouwen in een hoger carrièreniveau kan immers het gevolg zijn van een hogere uitstroom van vrouwen uit de werkende bevolking of van een hogere terugstroom van vrouwen naar lagere functies (demoties). Een beperkt aantal vrouwen aan de top kan ook een overblijfsel zijn van lagere promotiekansen in het verleden: het is in principe mogelijk dat de verschillen in doorstroomkansen al volledig of gedeeltelijk zijn weggewerkt, hoewel er nog steeds weinig vrouwen aan de top werken en een cross-sectionele analyse daarom het bestaan van ongelijkheid in de doorstroom suggereert.

Cotter e.a. (2001: 659) stellen dan ook terecht dat belemmeringen in de doorstroom van vrouwen eigenlijk alleen vastgesteld kunnen worden door het vergelijken van de promotiekansen van vrouwen en mannen aan de hand van longitudinale data.

2. Promoties

2.1. De promotiekloof in België

Een promotie definiëren we als een opwaartse beweging in een carrière. Voor elke carrière-dimensie kan een promotie onderscheiden worden, zoals een loonpromotie, een promotie naar een hoge functie, een managementpromotie en een autoriteitspromotie.

Om te onderzoeken of en in welke mate er een promotiekloof (de term is van Reskin & Padavic 1994: 82) tussen mannen en vrouwen bestaat in België, wordt voor elk van de onderzochte carrière-dimensies een promotievariabele ingevoerd.¹ Zo worden functiepromoties weergegeven

¹ Alle analyses in deze tekst zijn gebaseerd op gegevens uit de laatste negen golven (1994-2002) van de longitudinale Panelstudie van Belgische Huishoudens (PSBH).

door middel van een dummy-variabele die aangeeft of de respondent een jaar later in een hoge functie terechtkomt (1) of niet (0).² Voor respondenten die reeds in een hoge functie werken is de variabele niet gedefinieerd aangezien zij niet tot de risicopopulatie behoren. We veronderstellen dat respondenten maximaal één keer een functiepromotie kunnen meemaken. In principe is het mogelijk dat respondenten na een promotie terugvallen op een lagere functie (een demotie) en daarna opnieuw promotie maken. Omdat we de functiepromoties in een volgende stap willen modelleren aan de hand van *Event History Analyse* (EHA) voor eenmalige gebeurtenissen, zal deze tweede promotie niet betrokken worden in de analyse. Respondenten die een functiepromotie meemaken, maken niet langer deel uit van de risicopopulatie.³ Respondenten die tijdens de risicoperiode de werkende bevolking tijdelijk of permanent verlaten (wegens werkloosheid, pensioen, ziekte, uitstroom naar het huishouden of naar het onderwijs), krijgen voor de promotievariabele de waarde '0'. Dat is noodzakelijk aangezien het beperken van de risicoset tot respondenten die in de werkende bevolking blijven, aanleiding zou geven tot een *bias* bij de schatting van de promotiekans (Ferree & Purkayastha 2000: 812).

Managementpromoties en autoriteitspromoties worden analoog gedefinieerd. Bij autoriteitspromoties onderscheiden we promoties naar supervisie-autoriteit en promoties naar sanctie-autoriteit. Bij deze laatste autoriteitspromotie bestaat de risicopopulatie uit alle respondenten die zich nog niet in dit carrière-niveau bevinden, dus zowel uit de respondenten die niet over jobautoriteit beschikken als uit de respondenten die enkel over supervisie beschikken. De mate waarin mannen en vrouwen (of andere groepen) promoveren naar hogere functies of hogere autoriteitsniveaus wordt weergegeven aan de hand van de promotiekans, die over een bepaalde periode geschat zal worden op basis van de beste schatter onder de Markov-hypothese.

Ook loonpromoties kunnen discreet gedefinieerd worden. Zo vat Maume (1999: 1441) een loonpromotie op als een toename van het reële loon met 15 procent of meer over een periode van één jaar. In een dergelijke werkwijze wordt echter heel wat beschikbare informatie niet gebruikt en verdwijnt het onderscheid tussen kleine en grote loonpromoties. Daarom verkiezen we om de

² Een nadeel van deze werkwijze is dat er geen informatie gebruikt wordt over wat er met de respondent gebeurt tussen de twee meetmomenten.

³ Het aantal respondenten dat meerdere promoties meemaakt over de beschouwde periode werd onderzocht en bleek bijzonder beperkt zodat de veronderstelling van promoties als eenmalige gebeurtenissen veilig kan worden gemaakt. In paragraaf 6 wordt dieper ingegaan op het fenomeen van de demoties, dat wel vaak voorkomt.

promotievariabele voor het loonniveau te definiëren als de procentuele toename van het reële loon over een periode van één jaar (er wordt dus geen loonpromotiekans geanalyseerd).⁴ De loondata uit de PSBH werden daartoe gedesindexeerd tot lonen tegen constante prijzen van 2004 aan de hand van het algemeen indexcijfer van de consumptieprijzen. Bij de berekening van de loontoename is het nodig om te controleren voor het loonniveau aangezien respondenten die al in de hoge carrièreniveaus zitten weinig of geen kans maken om nog promotie te maken. Bij de andere promotievariabelen gebeurt dit ook omdat de risicoset beperkt wordt tot de respondenten die nog geen promotie maakten. Ook bij de promotievariabele voor het loonniveau zullen mannen en vrouwen vergeleken worden vanuit een zelfde uitgangspositie door te controleren voor het loon $\ln(w_t)$ op het ‘beginmoment’ t , net voor de toename $\Delta \ln(w_t)$.⁵ De manier waarop de promotievariabelen gedefinieerd zijn, zorgt ervoor dat verklarende variabelen op een huidig jaar t gerelateerd kunnen worden aan promoties die plaatsvinden tegen het jaar $t+1$. Er werd gekozen voor een *time-lag* van één jaar omdat een grotere *time-lag* leidt tot meer *missing values* waardoor de representativiteit van de steekproef daalt.

⁴ De promotievariabele is gedefinieerd als $\Delta \ln(w_t) = \ln(w_{t+1}) - \ln(w_t) = \ln(w_{t+1} / w_t)$, met w_t het loon in jaar t . De promotievariabele meet dus de logaritmische loongroei maar is bij benadering gelijk aan de procentuele toename van het loon. Immers, aangezien $\ln(1+x) \approx x$ voor voldoende kleine waarden van x , geldt dat $\ln\left(\frac{w_{t+1}}{w_t}\right) \approx \frac{w_{t+1}}{w_t} - 1 = \frac{w_{t+1} - w_t}{w_t}$. Het logaritmeren van de lonen is een courante methode in economisch onderzoek (bijvoorbeeld Blau & De Varo 2007: 524) om de loonverdeling te normaliseren.

De variabele voor loonpromoties is enkel gedefinieerd voor respondenten waarvan het huidige loon gekend is, alsook het loon in het daaropvolgende jaar. Werknemers die uitstromen uit de werkende bevolking worden dus niet betrokken bij de berekening van deze variabele waardoor de mate van carrière-vooruitgang mogelijk overschat wordt. Dat geldt vooral voor vrouwen aangezien zij vaker uitstromen dan mannen.

⁵ De gemiddelde loonstijging werd berekend tegen het gemiddelde loonniveau uit het model $\ln(w_{t+1} / w_t) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(w_t) + \beta_2 \cdot \text{geslacht}$. De controle voor de uitgangspositie $\ln(w_t)$ maakt dit tot een *conditional change panel data model* (of *static-score model*), een gangbaar model in de analyse van paneldata (Finkel 1995: 6).

Zonder te controleren voor de uitgangspositie is de jaarlijkse procentuele stijging van het bruto-maandloon bij mannen 2.4 procent en bij vrouwen 2.6 procent. Ook bij de uurlonen lijkt de loonstijging groter bij vrouwen maar de verschillen zijn nooit significant. De oorzaak voor deze schijnbaar snellere (of even snelle) carrière-vooruitgang bij vrouwen ligt bij het fenomeen van ‘*regression to the mean*’, dat vaak voorkomt bij paneldata (Finkel 1995: 8): individuen met lage waarden voor een veranderlijke hebben meer kans op daaropvolgende toenames. De loonstijging van mannen en vrouwen met een zelfde loon wordt vergeleken in tabel 1.

**Tabel 1. De promotiekloof in België
(werknemers, 18-64 jaar, PSBH 1994-2002, steekproefgroottes in tabel A1)**

	Mannen	Vrouwen	Vershil
Gemiddelde reële loongroei (in %)			
Bruto-maandloon	4.1%	0.3%	***
Bruto-uurloon	3.5%	1.1%	***
Promotiekans (in %)			
Functiepromotie	4.9%	3.5%	***
Managementpromotie	1.8%	0.6%	***
Autoriteitspromotie (supervisie)	11.7%	7.2%	***
Autoriteitspromotie (sanctie)	4.7%	2.0%	***

Significante verschillen tussen mannen en vrouwen worden aangeduid met
* (p<0.05), ** (p<0.01) of *** (p<0.001).

Tabel 1 vergelijkt de gemiddelde waarden voor de promotievariabelen van mannen en vrouwen. De gemiddelde jaarlijkse loonstijging is groter voor mannen dan vrouwen. Het genderverschil is groter bij de maandlonen omdat daar het bijkomende effect speelt dat vrouwen hun aantal werkuren vaker terugschroeven dan mannen. De promotiekans naar een managementfunctie is drie keer groter voor mannen dan voor vrouwen: de kans voor mannen om één jaar later in een managementfunctie terecht te komen bedraagt 1.8 procent, tegenover slechts 0.6 procent bij vrouwen. Mannen maken ook meer dan twee keer zoveel kans om een hoge mate van jobautoriteit te verwerven. Het genderverschil is significant voor alle promotievariabelen. De cijfers in de tabel zijn ‘ongecontroleerde’ waarden voor de promotievariabelen, in paragraaf 3 zullen ze verbonden worden aan een reeks verklarende variabelen.

2.2. Samenhang tussen de carrière-dimensies

Longitudinale data kunnen aangeven of en in welke mate de verschillende carrière-dimensies samen veranderen. Zo toonden Booth e.a. (2003: 314) in een Brits onderzoek aan dat bij functiepromoties het loon van vrouwen minder snel toeneemt dan dat van mannen. Blau en Devaro (2007: 540) vonden echter gendergelijke loonstijgingen bij promoties in de VS. Hieronder onderzoeken we het verband tussen functiepromoties en loonstijgingen in België en of er soortgelijke verbanden bestaan tussen de andere promotievariabelen. Tabel 2 geeft aan in welke mate functie- en autoriteitspromoties gepaard gaan met loonstijgingen en promoties in de andere carrière-dimensies in datzelfde jaar. Aangezien de promotievariabele enkel gedefinieerd is voor werknemers die nog niet in een hoog carrièreniveau werken, is de steekproef in de tabel tot die werknemers beperkt. De resultaten dienen dus als volgt gelezen te worden: 64 procent van de mannen die een managementpromotie krijgen en die nog niet over jobautoriteit beschikten, verwerven in het jaar van hun managementpromotie ook supervisie-autoriteit.

Tabel 2. Samenhang tussen de promoties in de verschillende carrière-dimensies (werknemers, 18-64 jaar, PSBH 1994-2002, steekproefgroottes in tabel A2)

		Toename reëel maandloon	Toename reëel uurloon	Kans op functie- promotie	Kans op management- promotie	Kans op verwerven supervisie- autoriteit	Kans op verwerven sanctie- autoriteit
Bij een functiepromotie	Man	3%	3%	-	7%	32% *	15% *
	Vrouw	3%	2%	-	6%	20% *	7% *
Bij een managementpromotie	Man	6%	5%	61%	-	64%	26%
	Vrouw	3%	4%	64%	-	67%	23%
Bij een autoriteitspromotie (supervisie)	Man	4%	4%	12%	2%	-	18% *
	Vrouw	6%	3%	10%	3%	-	12% *
Bij een autoriteitspromotie (sanctie)	Man	5%	5%	20%	6%	100%	-
	Vrouw	8%	6%	15%	5%	100%	-

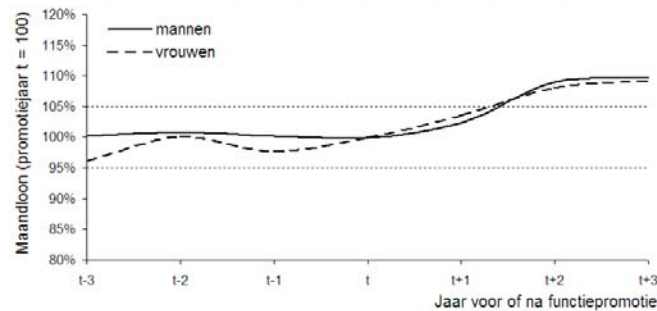
Significante verschillen tussen mannen en vrouwen worden aangeduid met * (p<0.05), ** (p<0.01) of *** (p<0.001).

De resultaten geven aan dat er weinig genderverschillen zijn in de samenhang tussen de promoties. Het blijkt niet zo te zijn dat bij een functiepromotie het loon van mannen significant sneller toeneemt dan dat van vrouwen. De enige genderverschillen hebben betrekking op het verwerven van jobautoriteit. Wanneer werknemers supervisie-autoriteit verwerven, dan zijn het vooral mannen die daarbij ook sanctie-autoriteit verwerven en bij een functiepromotie verwerven mannen vaker jobautoriteit (zowel supervisie als sanctie-autoriteit): 15 procent van de mannen die promotie maken naar een hoge functie, verwerft daarbij sanctie-autoriteit, bij vrouwen is dat slechts 7 procent.

Hoewel in de PSBH-dataset respondenten gevolgd worden over een periode van (maximaal) negen golven, geven de promotievariabelen enkel jaar-op-jaar-transities weer. De longitudinale mogelijkheden van de data worden dus niet ten volle benut. Om daaraan tegemoet te komen zullen de analyses aangevuld worden met beschrijvende analyses waarbij de respondenten gevolgd worden over perioden die langer zijn dan één jaar (in §5 volgt ook een multivariate analyse waarbij respondenten over de volledige duur van het panel geanalyseerd worden). Grafiek 1 toont de evolutie van het reële bruto-maandloon bij werknemers die promotie maken

naar een hoge functie, vanaf drie jaar voor het promotiejaar tot en met drie jaar na het promotiejaar.⁶

Grafiek 1. Evolutie van het reële bruto-maandloon na een functiepromotie (werknemers, 18-64 jaar, PSBH 1994-2002).



Na een functiepromotie neemt het reële maandloon sterk toe, terwijl het in de jaren voorafgaand aan de promotie constant blijft. De evolutie van het maandloon is gelijkaardig voor mannen en vrouwen en de stijging van het maandloon vindt niet alleen plaats tijdens het jaar van de promotie (tussen t en $t+1$) maar zet zich ook door in het daaropvolgende jaar. Voor de beschouwde periode kan er in België dus geen gendersverschil aangetoond worden voor de loonstijging die verbonden is aan een functiepromotie.

2.3. Jobmobiliteit en promoties

Promoties kunnen zowel plaatsvinden in een zelfde organisatie of door het bekomen van een job bij een nieuwe werkgever. De carrièrekloof tussen mannen en vrouwen wordt mogelijk beïnvloed door interorganisatorische jobmobiliteit. Zo vinden Topel en Ward (1988: 11, 20) dat de hoge jobmobiliteit bij jonge mannen leidt tot belangrijke loonstijgingen. Bovendien toonde Loprest (1992: 530) aan dat een verandering van werkgever een grotere loonstijging oplevert voor mannen dan voor vrouwen. Het belang van differentiële jobmobiliteit voor de carrièrekloof mag

⁶ We onderzoeken de gevolgen van een functiepromotie, en niet die van bijvoorbeeld een managementpromotie, omdat functiepromoties het meest voorkomen zodat de loonevolutie verder in de tijd bestudeerd kan worden zonder te botsen op een te hoog aantal *missing values*.

De analyse werd beperkt tot drie jaar voor en drie jaar na het promotiejaar om een voldoende grote steekproef te bewaren. Immers, een respondent die promotie maakt in golf 10 levert mogelijk wel loongegevens op voor het jaar na de promotie maar niet meer voor de daarop volgende jaren aangezien het PSBH-panel beperkt is tot golf 11. De steekproefgroottes bij mannen en vrouwen bedragen 97 en 59 (3 jaar voor het promotiejaar), 126 en 76 (2 jaar voor het promotiejaar), 179 en 99 (1 jaar voor het promotiejaar), 250 en 157 (tijdens het promotiejaar), 251 en 144 (1 jaar na het promotiejaar), 194 en 118 (2 jaar na het promotiejaar) en 155 en 94 (3 jaar na het promotiejaar).

niet onderschat worden in het licht van de vermeende algemene toename van de jobmobiliteit (de opkomst van de *boundaryless career*). Indien mannen meer voordeel halen uit jobmobiliteit – hetzij omdat ze mobieler zijn, hetzij omdat er voor hen hogere loonstijgingen uit voortvloeien – en indien de jobmobiliteit toeneemt, dan kan de ontwikkeling van de *boundaryless career* leiden tot een verbreding van de carrièrekloof.

Elk van deze veronderstellingen staat echter ter discussie. Zo stelt Valgaeren (2007: 122) dat de toename in de jobmobiliteit vooral een gevolg zou zijn van jobveranderingen die ingezet zijn door de werkgever en niet door bewegingen op initiatief van de werknemer. Er bestaat ook discussie over de relatie tussen gender en jobmobiliteit. In de theorievorming daarover lijkt de voorbije decennia zelfs een omkering te hebben plaatsgevonden. In de naoorlogse periode ontwikkelden de theoretici van het menselijk kapitaal de stelling dat het net de hoge jobmobiliteit bij vrouwen is, die de carrièrekloof mee veroorzaakt (lees: verantwoordt) aangezien werkgevers geen belang hebben bij investeringen in *on-the-job* training van vrouwen, die statistisch gesproken vaker uitstromen uit de werkende bevolking en veranderen van werkgever (Myrdal & Klein 1956: 105-8). Recentere studies vinden niet langer een genderverschil in de graad van jobmobiliteit (Loprest 1992: 527). De verdediging van de naoorlogse argumentatie wordt echter opgenomen door Catherine Hakim, die stelt dat vrouwen nog steeds vaker hun werkgever verlaten en vaker ‘jobhoppen’ (Hakim 1996b: 2, 24).⁷

Om empirische duidelijkheid te verschaffen in dit debat is het nodig om twee vormen van mobiliteit te onderscheiden. Voor beide vormen van mobiliteit zullen alleen jobveranderingen beschouwd worden die ingezet worden door de werknemer en niet de jobveranderingen die er komen op initiatief van de werkgever (zoals ontslag).⁸ Ten eerste wordt nagegaan of vrouwen vaker hun werkgever verlaten dan mannen door de kans te schatten om uit te stromen uit een bepaalde organisatie. Die vraag is belangrijk in het licht van de theorie van het menselijk

⁷ De stelling wordt echter onderbouwd door het vergelijken van ongecontroleerde mobiliteitsratio's tussen mannen en vrouwen. Bovendien neemt Hakim (1996b: 24, voetnoot 2) de argumentatie van andere onderzoekers dat de genderverschillen mogelijk verklaarbaar zijn op basis van andere kenmerken zoals leeftijd en het loonniveau, niet ernstig. Volgens Hakim (2002: 452, voetnoot 14) zouden multivariate analyses over het algemeen minder verhelderend zijn over causale processen dan bivariate correlaties. Het is echter bekend dat jongeren en werknemers met lage lonen vaker van werkgever veranderen en dus kunnen genderverschillen in mobiliteit enkel aangetoond worden door mannen en vrouwen te vergelijken op een zelfde leeftijd en loonniveau (dat betekent: na het constant houden van deze en andere factoren in een multivariate analyse).

⁸ Het gaat om werknemers die aangeven dat ze hun vorige job beëindigden omdat ze een betere, meer geschikte job vonden of om persoonlijke redenen (waaronder kinderzorg of ziekte).

kapitaal, aangezien een hogere uitstroomkans (de kans om de werkgever te verlaten) bij vrouwen een beperktere investering van werkgevers in vrouwelijke werknemers zou kunnen verantwoorden. En ten tweede is er de vraag of mannen vaker veranderen van werkgever (jobhoppen). Een hogere kans op jobhoppen bij mannen vergroot mogelijk de carrièrekloof indien jobhoppen gepaard gaat met promoties. Deze twee kansvariabelen – de kans om de werkgever te verlaten (de uitstroomkans) en de kans om van werkgever te verlaten (de jobhopkans) – hangen sterk samen maar zijn niet identiek. Alle jobhoppers verlaten immers de werkgever maar niet alle uitstromers zijn jobhoppers (sommige uitstromers verlaten de werkende bevolking of veranderen niet van werkgever op eigen initiatief maar wegens ontslag).

De relatie tussen gender en jobmobiliteit wordt getest aan de hand van een *Event History* Analyse van twee dummy-variabelen die weergeven of de respondent het initiatief neemt om (1) de werkgever te verlaten (uitstroom) of niet en om (2) over te stappen naar een andere werkgever of niet (jobhoppen). De respondent verdwijnt uit de risicoset wanneer de gebeurtenis heeft plaatsgevonden. Zonder controlevariabelen verschillen de gemiddelde waarden voor deze variabelen op de manier zoals aangegeven door de theorie: mannen deden over de beschouwde periode meer aan jobhoppen, terwijl vrouwen meer kans maken om de werkgever te verlaten (deze ongecontroleerde verschillen zijn echter niet significant). De duurvariabele in elk van de analyses is het aantal jaren dat de werknemer werkt voor de huidige werkgever (de anciënniteit).⁹ Volgens Flinn (1986: S89) en Topen en Ward (1988: 33) daalt de kans om van werkgever te veranderen met de anciënniteit vanwege de betere *matching* die ontstaat wanneer de werknemer de vaardigheden ontwikkelt die aangepast zijn aan de job. De literatuur suggereert ook een negatief effect vanwege het aantal jaren potentiële ervaring op de arbeidsmarkt omdat deze ervaring de discrepantie vermindert tussen het huidig carrièreniveau en het maximaal haalbare carrièreniveau (Sorensen 1977: 976) en omdat het voor oudere werknemers moeilijker is om nog aangenomen te worden voor een nieuwe job (Myrdal & Klein 1956: 105). Dat de jobmobiliteit ook in Vlaanderen daalt in functie van de leeftijd blijkt uit de resultaten in Delmotte e.a. (2008: 104). In de analyse van de uitstroomkans werd een kwadratische term voor de ervaring toegevoegd om het effect van pensionering bij oudere werknemers te vatten.¹⁰ Volgens het

⁹ De variabele ‘opleiding bij de werkgever’ werd niet weerhouden wegens het ontbreken in golf 3 en te veel *missing values*.

¹⁰ De variabele ‘ervaring op de arbeidsmarkt’ werd daarbij eerst gecentreerd om multicollineariteit te vermijden.

rewards-resources model van Sorensen (1977: 973) heeft het huidige carrièreniveau (de *rewards*) een negatief effect op de jobmobiliteit aangezien die de mogelijkheid tot verdere vooruitgang beperkt. Het opleidingsniveau van de werknemer (de *resources*) zou de mobiliteit vergroten omdat die het maximaal bereikbare carrièreniveau verhoogt. Als verklarende variabelen worden daarom het diploma, het huidige maandloon en het al dan niet beschikken over jobautoriteit opgenomen. Ook een dummy-variabele voor een hoge mate van *work commitment* werd toegevoegd (het weglaten van deze variabele doet geen enkele andere coëfficiënt van teken veranderen). Daarnaast wordt er gecontroleerd voor enkele organisatie-, sector- en beroepskenmerken. In grote organisaties bestaan vaak promotieladders waardoor werknemers minder snel de organisatie verlaten in afwachting van interne, vrijkomende vacatures (Hachen 1990: 327). Dummy-variabelen werden toegevoegd voor tewerkstelling bij de overheid en de beroeps categorie (de ISCO-1-classificatie). Om de these van de opkomende *boundaryless career* te testen, werd tot slot een tijdsvariabele *golf* opgenomen. Tabel 3 presenteert de resultaten van beide *Event History Analyses*. De gemiddelde kans op jobhoppen over de bestudeerde periode bedraagt 3.1 procent, die op uitstroom bij de werkgever 4 procent (zie appendix A4).

Tabel 3. De kans op jobhoppen en uitstroom bij de werkgever (EHA, werknemers, 18-64 jaar, PSBH 1994-2002)[†]

<i>Marginale effecten in de logit-regressies</i>		
Variabele	Kans op jobhoppen	Kans op uitstroom bij de werkgever
Geslacht: vrouw (ref = man)	- 0.32%	0.24%
Ervaring op de arbeidsmarkt	- 0.05% ***	0.35% ***
Ervaring op de arbeidsmarkt (kwadraat)		0.02% ***
Diploma: Hoger niet-univ. (ref=niet hoger)	0.65% *	0.91%
Diploma: Universitair (ref = niet hoger)	1.79% **	2.88% **
Aantal werkuren	0.05% ***	0.05%
Middelgrote organisatie (ref=klein)	- 0.84% **	- 1.37% *
Grote organisatie (ref=klein)	- 0.69% **	- 1.49% **
Overheid (ref=privé)	- 0.76% **	- 2.38% ***
Beroep: ISCO-dummies (10)	n.s.	n.s.
<i>Work commitment</i> : hoog (ref = niet hoog)	- 0.58% *	- 1.19% *
Maandloon (ln)	- 0.90% *	- 2.74% ***
Supervisie (ref = geen jobautoriteit)	0.18%	- 0.08%
Golf	0.10% *	0.01%
Ervaring bij de werkgever (anciënniteit)	- 0.14% ***	- 0.03%

n.s. = niet-significant; * (p<0.05); ** (p<0.01); *** (p<0.001) ; [†]zie tabel A3 voor steekproefgroottes, R²/Nagelkerke en regressiecoëfficiënten.

De kans op jobhoppen daalt zoals verwacht met zowel de ervaring op de arbeidsmarkt als de opgebouwde anciënniteit: over een periode van 20 jaar ervaring op de arbeidsmarkt daalt de kans op jobhoppen met een vol procentpunt. Hoger opgeleiden nemen vaker het initiatief om van

werkgever te veranderen: de kans op jobhoppen bij universitair is 1.79 procentpunten hoger dan die bij werknemers zonder een hoger diploma. Deeltijds werkenden en werknemers in grote bedrijven en bij de overheid veranderen minder vaak op eigen initiatief van werkgever. Werknemers met een hoge *work commitment* blijven vaker bij hun huidige werkgever. Wat de *rewards* betreft verlaagt een hoog maandloon de kans op jobhoppen terwijl het beschikken over jobautoriteit geen effect heeft. De tijdsvariabele is positief en significant verschillend van nul: de kans op jobhoppen is toegenomen over de beschouwde periode. De toegenomen jobmobiliteit blijkt ook uit het feit dat het aantal werknemers dat minder dan 5 jaar werkt voor de huidige werkgever, geleidelijk is toegenomen van 30 procent in 1994 (N=3046) tot 36 procent in 2002 (N=2038). Hoewel deze vaststellingen in overeenstemming zijn met de these van de opkomende *boundaryless career*, is enige voorzichtigheid echter geboden gezien de mogelijke samenhang met de gunstige economische conjunctuur op het einde van de jaren negentig. Na controle voor de andere variabelen, bleek er geen significant verschil tussen mannen en vrouwen. De coëfficiënt bij 'geslacht' is negatief (de kans op jobhoppen lijkt kleiner bij vrouwen zoals de theorie aangaf) maar ze verschilt niet significant van nul. De opkomende *boundaryless career* zou dus genderneutraal zijn, tenzij een verandering van werkgever meer zou opbrengen voor mannen (zie verder).

De kans om de huidige werkgever te verlaten (uitstroomkans) is zoals verwacht een dalparabolische functie van de ervaring op de arbeidsmarkt: zowel jongeren als ouderen verlaten vaker de werkgever (de jongeren wellicht in de richting van een andere werkgever of werkloosheid, de ouderen richting pensioen). De uitstroomkans is niet toe- of afgenomen over de beschouwde periode en ze ligt heel wat lager bij de overheid en bij werknemers met een hoog loon. De interessantste vaststelling is wellicht dat de uitstroomkans niet verschilt tussen mannen en vrouwen, wanneer de andere opgenomen variabelen constant gehouden worden. Vrouwen verlaten dus niet sneller de werkgever. Dat betekent dat eventuele statistische discriminatie – het niet investeren in *on-the-job* training van vrouwelijke werknemers – in feite zonder basis is. Het feit dat vrouwen schijnbaar vaker de werkgever verlaten is een gevolg van het feit dat werkende vrouwen gemiddeld jonger zijn, voor kleinere organisaties werken en minder verdienen.

Levert jobhoppen meer op voor mannen dan voor vrouwen? Tabel 4 vergelijkt de promoties van mannen en vrouwen, uitgesplitst volgens het al dan niet veranderen van werkgever op eigen initiatief.

**Tabel 4. Promoties bij jobhoppers
(werknemers, 18-64 jaar, PSBH 1994-2002)[†]**

	<i>Jobhoppers</i>			<i>Niet-jobhoppers</i>		
	Mannen	Vrouwen	Vershil	Mannen	Vrouwen	Vershil
Gemiddelde reële loongroei (in %)						
Bruto-maandloon	5.3%	5.2%		3.3%	0.4%	***
Bruto-uurloon	4.2%	4.0%		3.1%	0.8%	***
Promotiekans (in %)[†]						
Funciepromotie	6.9%	3.6%		5.1%	3.8%	**
Managementpromotie	4.4%	2.3%		1.8%	0.6%	***
Autoriteitspromotie (supervisie)	20.1%	17.7%		12.2%	7.1%	***
Autoriteitspromotie (sanctie)	6.9%	2.0%	*	4.7%	2.0%	***

Significante verschillen tussen mannen en vrouwen worden aangeduid met * (p<0.05), ** (p<0.01) of *** (p<0.001). [†] zie tabel A4 voor steekproefgroottes.

Jobhoppers zien hun reëel maandloon gemiddeld met meer dan 5 procent toenemen in het jaar dat ze van werkgever veranderen, tegenover een gemiddelde loongroei van 3.3 en 0.4 procent bij respectievelijk mannen en vrouwen die niet van werkgever veranderen op eigen initiatief. Jobhoppen gaat ook vaak gepaard met een verhoging van het functieniveau en de mate van jobautoriteit. Maar de belangrijkste vaststelling is dat er geen (of amper) genderverschillen zijn bij de promotie van jobhoppers. Alleen voor het verwerven van sanctie-autoriteit is de kans bij mannelijke jobhoppers groter dan bij vrouwen. Voor de andere promoties is er nergens een significant verschil, terwijl er bij de niet-jobhoppers een significant genderverschil bestaat voor elk van de promotievariabelen. Jobhoppen levert dus niet meer op voor mannen dan voor vrouwen.

Samengevat kunnen we stellen dat noch de mate van jobmobiliteit noch de opbrengsten die voortvloeien uit het veranderen van werkgever in België verschillen tussen mannen en vrouwen. De opkomst van de *boundaryless career* – een fenomeen waarvoor we wel indicaties vonden – lijkt dus genderneutraal te zijn voor wat betreft de carrièrekloof tussen mannen en vrouwen.

3. Determinanten van promoties

3.1. Discriminatie bij promoties van vrouwen

In paragraaf 2.1 werd aangetoond dat vrouwen gemiddeld minder promotie maken dan mannen. In die analyse werden echter ongecontroleerde genderverschillen berekend. Tenminste een deel van het genderverschil in promotiemogelijkheden is echter te wijten aan genderverschillen in persoonlijke kenmerken, zoals het feit dat vrouwen gemiddeld over minder ervaring beschikken dan mannen. In deze paragraaf wordt onderzocht welke de determinanten zijn van promoties aan

de hand van een multivariate analyse van de promotievariabelen en in welke mate zij de promotiekloof verklaren aan de hand van een Oaxaca-Blinder decompositie.

Discriminatie kan gedefinieerd worden als de achterstelling van iemand op grond van een niet terzake doend kenmerk. De mate van discriminatie op de arbeidsmarkt wordt traditioneel bepaald door groepsverschillen op te splitsen in een deel dat verklaarbaar is door verschillen in de kenmerken van de groepen en een residu dat toegeschreven wordt aan discriminatie (cfr. de klassieke Oaxaca-Blinder decompositietechniek). Dat geldt ook voor genderverschillen in promoties. Indien de lagere promotiekans bij vrouwen niet te verklaren is op basis van een gebrek aan kwaliteiten die nodig zijn voor promoties, dan ondervinden vrouwen belemmeringen enkel en alleen omdat ze vrouw zijn. Het moet dus gaan om verschillen die niet verklaard kunnen worden door andere kenmerken.¹¹

De noodzaak om te controleren voor objectieve persoonskenmerken mag dan al evident lijken, de praktijk is op dit punt tegelijk bijzonder moeilijk en bepalend voor de resultaten van de analyse. Zowel de opname van te weinig als de opname van te veel kenmerken, kan leiden tot foutieve conclusies. Het is mogelijk dat een schijnbare discriminatie in werkelijkheid het gevolg is van een niet-geobserveerd kenmerk dat een hogere promotiekans bij mannen verantwoordt. Het feit dat niet-geobserveerde kenmerken kunnen aanleiding geven tot een foute schatting van het discriminatie-effect, kan echter geen reden zijn om niet te modelleren. Het moet daarentegen aanzetten tot het verbeteren van bestaande modellen door het voorstellen van nieuwe variabelen die voorheen niet waren opgenomen (of door het in twijfel trekken van de relevantie van opgenomen variabelen). Omgekeerd bestaat ook het gevaar dat er wordt gecontroleerd voor kenmerken die een gevolg zijn van discriminatie zoals kenmerken die het gedrag weerspiegelen van vrouwen die zich hebben aangepast aan discriminatie (Oaxaca 1973: 708). Bijvoorbeeld, het schatten van loondiscriminatie waarbij eerst gecontroleerd wordt voor het functieniveau waarin de betrokken werknemer werkt, leidt onvermijdelijk tot een onderschatting van het discriminatie-effect (Alessio & Andrzejewski 2000: 311). Het feit dat vrouwen werken in lagere functies verklaart natuurlijk een deel van de loonkloof maar het zou fout zijn om het daaruit

¹¹ Om deze reden is de wijd verspreide opvatting (o.a. ILO 2004: 55; Lamberts & Delmotte 2004: 19) waarbij het glazen plafond (belemmeringen in de doorstroom van vrouwen naar topfuncties) wordt gelijkgesteld met verticale segregatie, onnauwkeurig. Verticale segregatie kan immers ook een gevolg zijn van verschillen in persoonlijke kenmerken of van een differentiële uitstroomgraad.

voortvloeiende residu te interpreteren als een maat voor discriminatie (nochtans is dit de redenering van Stellinga 2009: 126). Het feit dat vrouwen in lagere functies werken, kan immers zelf een gevolg zijn van discriminatie. Door te controleren voor het functieniveau of het beroep wordt mogelijk een reële situatie van loondiscriminatie ‘wegverklaard’. Een ander voorbeeld zijn verklaringen van de carrièrekloof op basis van het feit dat vrouwen minder formele *on-the-job training* volgden. Indien dit een gevolg is van werkgevers die *on-the-job training* voorbehouden voor mannen omwille van statistische discriminatie, dan dreigt de mate van discriminatie opnieuw onderschat te worden. Hetzelfde probleem kan zich voordoen bij het controleren voor adaptief gedrag zoals attitudes ten aanzien van betaalde arbeid of *work commitment*. Mogelijk passen werknemers deze attitudes aan wanneer ze geconfronteerd worden met discriminatie op de arbeidsmarkt. En zelfs in afwezigheid van discriminatie op de arbeidsmarkt is het mogelijk dat genderverschillen in persoonlijke kenmerken het gevolg zijn van *pre-market discrimination*. Om al deze redenen is het aangewezen om voor alle gekozen controlevariabelen steeds de gemaakte veronderstellingen en de mogelijke impact op het discriminatie-residu te expliciteren.

3.2. Determinanten van promoties

Om de determinanten van promoties op te sporen en de aanwezigheid van discriminatie te evalueren, analyseren we de procentuele loonstijging en de promotiekansen van individuele werknemers in België in de periode 1994-2002. De procentuele loonstijging modelleren we aan de hand van een lineaire regressie van de loongroei en de promotiekansen (naar een hoge functie, een managementfunctie of een job met supervisie of sanctie-autoriteit) aan de hand van *Event History* Analyse met het aantal jaren ervaring als duurvariabele. Als onafhankelijke variabelen worden de variabelen opgenomen zoals in de analyse over jobmobiliteit uit de vorige paragraaf.¹² Landers e.a. (1996: 342) wijzen bovendien op de mogelijk belangrijke (en volgens hen nefaste) rol van het aantal werkuren en de bereidheid tot overuren in het promotieproces omdat die door de werkgevers gezien worden als proxy voor ‘hard werken’ en de inzet van de werknemer. Booth

¹² De ISCO-dummies voor de beroeps categorieën worden hier niet opgenomen aangezien die het functieniveau weerspiegelen en dus mede veroorzaakt worden door eventuele discriminatie op de arbeidsmarkt waardoor het discriminatie-effect wegverklaard dreigt te worden.

In een controle-analyse met de ISCO-dummies veranderde het effect van de variabele geslacht echter niet. Dit resultaat is in tegenspraak met de resultaten van Booth e.a. (2003: 311) en in overeenstemming met de recente analyse van Blau en Devaro (2007: 532).

e.a. (2003: 311) toonden vervolgens aan dat het aantal overuren een significant effect heeft op de promotiekans. Daarom wordt, naast het aantal contracturen, de variabele ‘overuren’ toegevoegd die het verschil aangeeft tussen het werkelijke aantal gepresteerde uren per week en het aantal contracturen. Met hetzelfde doel wordt ook een dummy-variabele toegevoegd die aangeeft of de respondent occasioneel vóór 7 uur of na 20 uur werkt.

Gezinskenmerken worden niet opgenomen in het model omdat de invloed ervan op promoties indirect verloopt via variabelen zoals het aantal werkuren, overuren en de mogelijkheid tot vroeg/laat werken waarvoor wel gecontroleerd wordt.

Bij de analyse van de loontoename wordt net zoals in §2.1 gecontroleerd voor het loonniveau zodat in feite een *conditional change panel data model* geschat wordt (Finkel 1995: 6). Respondenten met lagere lonen hebben immers meer kans op loontoename dan diegenen die de loontoename reeds achter de rug hebben. Om dezelfde reden wordt er gecontroleerd voor de uitgangspositie bij de kans op een functiepromotie via een dummy-variabele die arbeiders onderscheidt van (lagere) bedienden en bij de kans op het verwerven van sanctie-autoriteit via een dummy-variabele die werknemers zonder jobautoriteit onderscheidt van werknemers die al over supervisie-autoriteit beschikken. Bij de loonpromoties wordt ook gecontroleerd voor veranderingen in het aantal gewerkte uren. Die beïnvloeden natuurlijk het maandloon maar cross-sectionele analyses suggereren ook een invloed op het uurloon vanwege een *wage-premium* voor deeltijders.

Op welke manieren wordt het discriminatie-residu beïnvloed door mogelijke feedback-effecten? Vrouwen beschikken gemiddeld over minder ervaring dan mannen. Dit is echter mogelijk mede een gevolg van discriminatie indien vrouwen die gediscrimineerd worden bij promoties, sneller uitstromen bij de werkgever en uit de werkende bevolking. Het controleren voor ervaring zou in dat geval leiden tot een onderschatting van het discriminatie-effect. Dat geldt ook voor de mate

van *work commitment* indien werknemers hun attitudes laten beïnvloeden door eventuele promoties of discriminatie.¹³

**Tabel 5. Determinanten van promoties
(lineaire regressie/EHA, werknemers, 18-64 jaar, PSBH 1994-2002)[†]**

Variabele	Regressiecoëfficiënten		Marginale effecten in de logit-regressies			
	Toename maandloon	Toename uurloon	Kans op functie-promotie	Kans op management-promotie	Kans op autoriteits-promotie (supervisie)	Kans op autoriteits-promotie (sanctie)
Geslacht: vrouw (ref = man)	- 2.8% ***	- 2.6% ***	- 1.2% ***	- 0.4% **	- 2.8% ***	- 0.6% *
Diploma: hoger (ref = niet hoger)	6.7% ***	6.3% ***	2.0% ***	1.1% ***	2.1% *	0.4%
Diploma: Universitair (ref = niet hoger)	12.3% ***	11.9% ***	14.2% ***	3.4% ***	10.2% ***	2.2% ***
Ervaring op de arbeidsmarkt	0.0%	0.0%	0.0% *	0.0%	- 0.1% **	- 0.0%
Ervaring bij de werkgever (anciënniteit)	0.2% ***	0.2% ***	0.0%	0.0%	0.1%	0.0%
Middelgrote organisatie (ref=klein)	0.6%	0.2%	- 0.1%	- 0.2%	- 1.3%	0.6%
Grote organisatie (ref=klein)	1.9% ***	2.5% ***	0.6% *	- 0.0%	- 0.5%	0.7% *
Overheid (ref=privé)	0.1%	- 1.3% *	- 0.2%	- 0.1%	0.2%	- 1.2% ***
Aantal werkuren (contract)	0.6% ***	0.1% *	0.0%	0.0% **	0.2% ***	0.1% ***
Aantal overuren	0.3% ***	0.2% ***	0.1% ***	0.0%	0.1% *	0.1% ***
Occasioneel vroeg/laat werken (ref=niet)	0.7%	0.9%	0.4%	0.5% ***	3.3% ***	0.9% **
<i>Work commitment</i> : midden (ref = laag)	1.7% **	1.8% **	0.8% **	0.7% **	1.8% *	0.3%
<i>Work commitment</i> : hoog (ref = laag)	2.7% ***	2.5% **	1.1% *	2.2% **	4.3% **	0.8%
Golf	0.1%	0.1%	- 0.2% ***	0.0%	- 0.4% *	- 0.0%
Toename aantal contracturen	0.7% ***	- 2.2% ***				
Maandloon (ln)	- 20.0% ***					
Uurloon (ln)		- 21.8% ***				
Bediende (ref=arbeider)			4.0% ***			
Supervisie-autoriteit (ref = geen jobaut.)						6.1% ***

* (p<0.05); ** (p<0.01); *** (p<0.001); [†]zie tabel A5 voor steekproefgroottes, R²/Nagelkerke en regressiecoëfficiënten.

Het opleidingsniveau heeft een significant positief effect op promoties in elke carrière-dimensie. De invloed van het opleidingsniveau is bovendien groot: zo verhoogt het beschikken over een universitair diploma de functiepromotiekans met 14.2 procentpunten (in vergelijking met het niet beschikken over een diploma hoger onderwijs).¹⁴ De rol van ervaring is niet eenduidig. Voor loonpromoties telt vooral de anciënniteit bij de huidige werkgever: elk bijkomend jaar ervaring verhoogt de jaarlijkse loongroei met 0.2 procentpunten. Voor functiepromoties telt eerder de potentiële ervaring op de arbeidsmarkt (en dus de leeftijd die daarmee sterk gecorreleerd is). Het verwerven van supervisie-autoriteit komt eerder voor bij werknemers met een beperkte ervaring

¹³ Voor andere controlevariabelen is er mogelijk een feedback-effect vanwege *pre-market* discriminatie. Het aantal werkuren, overuren en de mogelijkheid om occasioneel vroeg/laat te werken worden mogelijk beïnvloed door discriminatie via de traditionele rollenpatronen in het gezin. Ook het feit dat mannen in grotere organisaties werken is mogelijk ten dele een gevolg van discriminatorische mechanismen waardoor vrouwen de toegang tot bepaalde beroepen en sectoren wordt ontzegd. Aan de andere kant zorgt de lagere participatiegraad bij vrouwen ervoor dat werkende vrouwen gemiddeld hoger opgeleid zijn dan mannen, wat kan bijdragen tot een overschatting van het discriminatie-effect.

¹⁴ De gemiddelde functiepromotiekans bedraagt 4.9 procent bij mannen en 3.5 procent bij vrouwen, zie tabel 1

op de arbeidsmarkt, wat suggereert dat het verwerven van jobautoriteit een geleidelijk proces is waarbij supervisie reeds vroeg in de carrière verworven wordt (dit effect is bovendien aanzienlijk: een werknemer die 10 jaar ouder wordt, ziet de kans om supervisie-autoriteit te verwerven met meer dan 1 procentpunt dalen). In grote organisaties en in de privé-sector is er meer kans op loonpromoties en op het verwerven van sanctie-autoriteit. Het aantal contracturen, het aantal gepresteerde overuren, occasioneel werken vóór 7 uur of na 20 uur en ook een hoge mate van *work commitment* hebben een positief effect op de promotiemogelijkheden van werknemers.

Er bestaat weinig onderzoek naar de invloed van de bereidheid tot overuren en vroeg/laat werken op de carrièrekloof. Om het belang ervan aan te tonen, evalueren we de grootte van de carrièrekloof tussen sectoren waar occasioneel overwerk bij vrouwen vaak voorkomt en sectoren waar dat weinig voorkomt. In sectoren met veel overwerk bij vrouwen bedroeg in 2002 de uurloonkloof 22 procent, tegenover ‘slechts’ 15 procent in sectoren met weinig overwerk. In sectoren met veel overwerk bij vrouwen maken mannen 3.8 maal meer kans op een managementpromotie dan vrouwen, in sectoren met weinig overwerk is dat ‘slechts’ 2.5.¹⁵ Het organiseren van occasioneel overwerk en het daarmee rekening houden bij promoties lijkt de carrièrekloof dus te versterken.

De belangrijkste verklarende factor voor het verwerven van sanctie-autoriteit blijkt het al dan niet beschikken over supervisie-autoriteit, wat de kans op het verwerven van sanctie-autoriteit met 6.1 procentpunten verhoogt. Het verwerven van jobautoriteit lijkt dus in stappen te verlopen, waarbij het verwerven van een hoge mate van jobautoriteit in de carrière voorafgegaan wordt door het verwerven van een lage mate van jobautoriteit. Deze vaststelling onderlijnt het belang van een doorstroom-benadering bij het analyseren van de carrièrekloof (zie verder in §7) en toont aan dat het carrièreverloop van vrouwen misschien beter te omschrijven valt via de metafoer van een lekkende pijplijn (Pell 1996: 2844) in plaats van die van een glazen plafond.

De resultaten van de promotievariabelen bevestigen in zeer grote mate de effecten die in cross-sectionele analyses gevonden werden. De enige verschillen hebben betrekking op de rol van

¹⁵ Een sector waar occasioneel overwerk bij vrouwen vaak voorkomt werd hier gedefinieerd als een sector waar meer dan 15 procent van de vrouwen aangeeft occasioneel voor 7 uur of na 20 uur te werken. De berekeningen gebeurden op basis van de 25 sectoren (Nace-Bel) waarvoor er in de PSBH het meeste waarnemingen waren voor wat betreft overwerk bij vrouwen.

ervaring. Uit de cross-sectionele analyses bleken werknemers met meer ervaring vaker over jobautoriteit te beschikken. Uit de analyses in tabel 5 blijkt echter dat de kans om jobautoriteit te verwerven niet toeneemt met het ervaringsniveau. Integendeel, de kans om supervisie-autoriteit te verwerven daalt zelfs in functie van de ervaring op de arbeidsmarkt. Beide bevindingen zijn natuurlijk niet tegenstrijdig maar het toont aan dat het belangrijk is om een onderscheid te maken tussen de kans om over iets te beschikken en de kans om iets te verwerven. Uit de analyse blijkt ook dat *work commitment* samenhangt met de promotievariabele. Het is dus niet zo dat de samenhang tussen *work commitment* en het carrièreniveau die gevonden werd in de cross-sectionele analyse, volledig ontstaat na de promotie (louter inverse causaliteit).

Maar de belangrijkste vaststelling uit tabel 5 is dat het effect van de variabele ‘geslacht’ significant blijft wanneer alle controlevariabelen constant gehouden worden. Vrouwen maken minder vaak promotie dan mannen en dat geldt voor alle onderzochte carrière-dimensies.¹⁶ Vrouwen werken dan wel vaker deeltijds, ze beschikken over minder ervaring, ze presteren minder overuren, ze zijn minder bereid tot occasioneel overwerk en ook de *work commitment* is gemiddeld lager bij vrouwen. Maar zelfs al deze effecten samen kunnen niet verklaren waarom vrouwen zo weinig promoties verkrijgen. Deze vaststelling interpreteren we als een indicatie voor het bestaan van discriminatie bij de promoties van vrouwen in België. Het discriminatie-residu werd hier bovendien gemeten volgens de strenge test die door preferentietheoretici (Hakim 2000: 277) wordt geëist, namelijk na controle voor genderverschillen in preferenties, hoewel feedback-effecten tussen promoties en preferenties (zie §3.4) het discriminatie-residu kleiner maken dan het in werkelijkheid is.

3.3. Decompositie van de promotiekloof

Om te onderzoeken welke factoren aan de basis liggen van de promotiekloof tussen mannen en vrouwen in België, voeren we een Oaxaca-Blinder decompositie uit van het genderverschil in promoties.¹⁷ Tabel 6 toont de resultaten van de decompositie. De meest rechtse kolom toont de

¹⁶ Dit resultaat komt overeen met Hachen (1990: 339) en met de recente analyse van genderverschillen in promotiekansen in de Verenigde Staten, waar ook Blau en Devaro (2007: 532) vonden dat vrouwen minder vaak promotie maken dan mannen.

¹⁷ In de decompositie vormen mannen de referentiecategorie, het gaat om een klassieke Oaxaca-Blinder decompositie bij de analyse van loonpromoties en om een Fairlie decompositie voor de verschillen in promotiekansen.

decompositie van het genderverschil in de kans om sanctie-autoriteit te verwerven. Het genderverschil in de kans om sanctie-autoriteit te verwerven bedraagt 1.2 procentpunten.¹⁸ De in het model opgenomen variabelen zijn in staat om afgerond 0.6 van het totale genderverschil van 1.2 procentpunten te verklaren (dat is 46% van het totale verschil). In de decompositie daaronder zien we de individuele bijdragen van elk van de verklarende variabelen. De som van al deze individuele bijdragen is gelijk aan het verklaarbare deel van het genderverschil. 36 procent van het genderverschil wordt verklaard door het feit dat vrouwen minder uren werken per week (omdat ze bijvoorbeeld vaker deeltijds werken). Een bijkomende 20 procent wordt verklaard door het feit dat mannen meer overuren maken en 8 procent door het feit dat mannen vaker occasioneel overwerken. De coëfficiënten bij de variabele diploma zijn negatief omdat werkende vrouwen gemiddeld hoger opgeleid zijn dan mannen. Negatieve coëfficiënten in de tabel wijzen op factoren die de promotiekloof helpen verkleinen. Indien werkende mannen even hoog opgeleid zouden zijn als werkende vrouwen dan zou het genderverschil in de kans om sanctie-autoriteit te verwerven nog 31 procent groter zijn.

¹⁸ Dit is het genderverschil na controle voor het feit dat mannen vaker over supervisie-autoriteit beschikken. Zonder die controle bedraagt het verschil 2.7 procentpunten (zie tabel 1). De genderverschillen kunnen bovendien licht afwijken van de gegevens uit tabel 1 omdat de risicoset in deze analyse beperkt is tot de respondenten waarvoor er geen *missing values* zijn voor de verklarende variabelen.

**Tabel 6. Decompositie van de promotiekloof in België
(werknemers, 18-64 jaar, PSBH 1994-2002, steekproefgroottes in tabel A6)[†]**

	Toename maandloon	Toename uurloon	Kans op functie- promotie	Kans op management- promotie	Kans op autoriteits- promotie (supervisie)	Kans op autoriteits- promotie (sanctie)
Genderverschil (in procentpunten)	6.3%	3.4%	2.5%	1.1%	4.1%	1.2%
Onverklaarbaar deel	4.2% (67%)	2.6% (79%)	3.6% (144%)	0.7% (66%)	2.3% (56%)	0.6% (54%)
Verklaarbaar deel	2.1% (33%)	0.8% (21%)	-1.1% (-44%)	0.4% (34%)	1.8% (44%)	0.6% (46%)
Decompositie van het verklaarbaar deel						
Diploma: Hoger (niet-univ.)	- 11% ***	- 20% ***	- 32% **	- 125% ***	- 22% **	- 7%
Diploma: Universitair	2%	4%	- 42% ***	41% *	- 8% *	- 24% **
Ervaring arbeidsmarkt	1%	3%	10%	25%	- 26% **	- 3%
Anciënniteit (erv. werkgever)	6% ***	10% ***	4%	2%	9% *	3%
Middelgrote organisatie	- 1%	- 1%	- 2%	4%	0%	- 3%
Grote organisatie	6% *	11% ***	- 4%	0%	- 1%	7%
Sector: overheid	1%	2%	- 4%	0%	- 7%	4%
Aantal werkuren (contract)	23% ***	- 1%	4%	43% **	71% ***	36% *
Aantal overuren	5% ***	10% ***	19% ***	9%	14% **	20% **
Occasioneel vroeg/laat werken	1%	2%	4% *	23% **	10% **	8% **
<i>Work commitment</i> : midden	- 2% *	- 4%	- 14%	- 97%	- 4%	- 5%
<i>Work commitment</i> : hoog	4%	6% *	12%	109%	7%	10%
Totaal	33%	21%	- 44%	34%	44%	46%

Significante coëfficiënten in de decompositie worden aangeduid met * (p<0.05), ** (p<0.01) of *** (p<0.001).

[†] Net als in de voorgaande modellen werd bij de loonpromoties gecontroleerd voor het huidige loon en de verandering in het aantal contracturen, bij de promotie naar een hoge functie voor het bedieningsstatuut en bij het verwerven van sanctie-autoriteit voor het beschikken over supervisie-autoriteit. De weergegeven genderverschillen zijn de verschillen na controle voor deze variabelen.

Het genderverschil in de kans om supervisie-autoriteit te verwerven is in grote mate toe te schrijven aan verschillen in werkuren (contracturen en overwerk). Net zoals voor alle andere promotievariabelen wordt het genderverschil verkleind door het hoge opleidingsniveau van werkende vrouwen. Het feit dat vrouwen over minder ervaring bij de huidige werkgever beschikken, verklaart 9 procent van het genderverschil.¹⁹ Het genderverschil in de kans op een managementpromotie wordt in grote mate verklaard door verschillen in contracturen en bereidheid tot occasioneel overwerken. Genderverschillen in loonstijgingen zijn slechts voor een deel te verklaren door de beperktere anciënniteit van vrouwen en door het feit dat ze minder vaak werken in grote organisaties. Naast het aantal overuren speelt bij de wijzigingen in het maandloon ook het beperktere aantal contracturen bij vrouwen een rol. De bijdragen van genderverschillen in *work commitment* zijn relatief beperkt of niet significant. Deze vaststelling is

¹⁹ Maar paradoxaal genoeg helpt het gebrek aan ervaring op de arbeidsmarkt – de gemiddeld jongere leeftijd van werkende vrouwen – vrouwen momenteel om supervisie-autoriteit te verwerven aangezien het vooral jongeren zijn die de lage mate van jobautoriteit verwerven.

in tegenspraak met de bevindingen van Chevalier (2004: 19), waarop preferentietheoretici zich baseren (Shackleton 2008: 62).

De decompositie van het genderverschil in de kans op promoties naar een hoge functie lijkt vreemd: het verklaarbare deel van het genderverschil is negatief. Alleen controlerend voor het feit dat vrouwen vaker werken als lager bedienden, bedraagt de promotiekans naar hoge functies 4.2 procent voor mannen en 1.7 procent voor vrouwen (geen weergave in de tabel). Het genderverschil bedraagt dus 2.5 procentpunten. Vrouwen beschikken echter over kenmerken die bij mannen vaak aanleiding geven tot een functiepromotie: ze zijn hoog opgeleid en ze werken vaak als (lager) bediende. Indien vrouwen bij promotiebeslissingen over hoge functies op een zelfde manier geëvalueerd zouden worden als mannen, dan zou de promotiekans bij vrouwen 5.3 procent bedragen (dit is de promotiekans p_v^* die vrouwen verdienen op basis van hun persoonlijke kenmerken²⁰). Rekening houdend met hun persoonlijke kenmerken verdienen vrouwen dus een grotere promotiekans naar hoge functies dan mannen. Daarom is het bij functiepromoties niet zo dat een deel van het genderverschil verklaarbaar is door genderverschillen in persoonlijke kenmerken. Integendeel, rekening houdend met de persoonlijke kenmerken van vrouwen wordt het onverklaarbare deel nog groter (met 1.1 procentpunten) en het verklaarbare deel negatief.

3.4. De rol van preferenties

a) De evolutie van preferenties

Het debat over genderverschillen op de arbeidsmarkt wordt sinds enkele jaren gedomineerd door de controverse rondom de preferentietheorie, die onderzoekers in twee kampen heeft verdeeld: diegenen die de rol van vrije keuzes benadrukken en diegenen die meer oog hebben voor de structurele beperkingen waarmee mensen geconfronteerd worden. Het feit dat we beschikken over longitudinale gegevens over zowel de preferenties als de carrière-evolutie van respondenten, laat ons toe om meer klaarheid te brengen in dit debat.

²⁰ Met persoonlijke kenmerken worden hier ook de kenmerken bedoeld van de job van de betrokken werknemer en de kenmerken van de organisatie waarvoor de werknemer werkt.

In de PSBH wordt de mate van *work commitment* gemeten door respondenten te vragen hoe belangrijk ze hun beroepsbezigheid vinden en of ze zouden blijven werken indien dat financieel niet langer noodzakelijk zou zijn. Deze variabele is de centrale variabele op basis waarvan preferentietheoretici respondenten verdelen in gezinsgerichte, carrièregerichte en adaptieve levensstijlen (Hakim 1991: 106, 117; Hakim 2002: 441).²¹ De mate van *work commitment* in de PSBH (laag, midden of hoog) komt dus overeen met de types levensstijlen die Hakim onderscheidt.²² Uit tabel 4.10 blijkt dat er meer mannen zijn met een hoge *work commitment* dan vrouwen (19% hoog, 64% midden en 16% laag bij werkende mannen tegenover 9% hoog, 74% midden en 17% laag bij werkende vrouwen). Tabel 7 presenteert een beschrijvende analyse van de mate waarin deze preferenties veranderen. De tabel is een transitie matrix waarin de rijen de mate van *work commitment* in het jaar 2001 weergeven en de kolommen de mate van *work commitment* bij dezelfde respondenten in het jaar 2002. Zo heeft 2 procent van de vrouwen met een lage *work commitment* tijdens het daaropvolgende jaar een hoge *work commitment*.

Tabel 7. Veranderingen in de preferenties van mannen en vrouwen (werknemers, 18-64 jaar, PSBH 2001-2002, N in tabel A7)

		Work commitment 2002 (mannen)				Work commitment 2002 (vrouwen)			
		Laag	Midden	Hoog	Totaal	Laag	Midden	Hoog	Totaal
Work commitment in 2001	Laag	66%	31%	3%	100%	67%	31%	2%	100%
	Midden	9%	83%	8%	100%	10%	86%	4%	100%
	Hoog	3%	32%	66%	100%	4%	44%	52%	100%

Het belangrijkste verschil is het feit dat mannen vaker blijven in het hoge niveau van *commitment*, terwijl vrouwen wat vaker terugvallen van het hoge naar het middenniveau. Mannen lijken vaker hun *commitment* te verhogen van het midden naar het hoge niveau. Er kan ook geconcludeerd worden dat het middenniveau een toestand is die weinig of niet verlaten wordt (een absorberende toestand): meer dan 80 procent van de werknemers blijft een jaar later in dezelfde toestand. Hoewel de kansen om in een bepaald niveau van *work commitment* te blijven (de transitiekansen op de hoofddiagonaal van de matrices) relatief groot zijn, blijkt dat

²¹ Een belangrijk zwakte van de methode van Hakim (2002: 441) is dat ze ook informatie over feitelijk gedrag gebruikt om respondenten in haar onderzoek te verdelen over de drie levensstijlen die zouden geprefereerd worden. Een respondent die niet de belangrijkste bron van inkomen is in een huishouden, wordt door Hakim al meteen uitgesloten van indeling bij de carrièregerichten. Het feit dat Hakim vervolgens besluit trekt zoals “carrièregerichte vrouwen werken vaker voltijds” wordt door Kan (2007: 437) dan ook terecht bestempeld als een cirkelredenering.

²² We nemen Hakims typologie van de levensstijlen hier echter niet over omdat een hoog niveau van *work commitment* niet noodzakelijk gezinsgerichtheid uitsluit: mensen kunnen hun beroep belangrijk vinden ondanks het feit dat – of zelfs omdat – ze hun gezin belangrijk vinden.

preferenties geen onveranderlijke persoonskenmerken zijn. Zowel vanuit de categorieën ‘hoog’ en ‘laag’ verandert meer een derde van de respondenten het niveau van *work commitment*. En ook in de middengroep is er toch nog een zekere verandering te zien. Door voor elke transitie matrix de limietverdeling²³ te bepalen, komen we nog een ander mechanisme op het spoor. Bij de mannen komt de limietverdeling die hoort bij de transitie matrix in tabel 7 in belangrijke mate overeen met de werkelijke verdeling. De limietverdeling bij vrouwen leidt echter tot een groter aantal vrouwen met een laag niveau van *work commitment* dan er in werkelijkheid zijn. De huidige transitiekansen volstaan dus niet om de huidige verdeling van vrouwen over de niveaus van *work commitment* te begrijpen. Mogelijk is er een verandering in de transitiekansen bij vrouwen aan de gang en heeft de verdeling zich nog niet aangepast aan die nieuwe transitiekansen. Maar wellicht is het een gevolg van de hogere uitstroom uit de werkende bevolking van vrouwen met een laag niveau van *work commitment*.

Bij de instroom is het beeld omgekeerd. Respondenten die vanuit het onderwijs voor het eerst op de arbeidsmarkt komen, hebben een hoog niveau van *work commitment* (zie appendix tabel A8): 25 procent van de instromers heeft een hoog niveau van *work commitment* (tegenover slechts 14 procent gemiddeld op de arbeidsmarkt) terwijl slechts 6 procent van de instromers een laag niveau heeft (tegenover 17 procent gemiddeld).

Kortom, de *work commitment* en de preferenties van werknemers zijn geen onveranderlijke persoonskenmerken. Mensen betreden de arbeidsmarkt doorgaans met een hoog niveau van *work commitment*, onderweg zijn er allerhande veranderingen (naast heel wat continuïteit) en bovendien verlaten vooral vrouwen met een laag niveau van *work commitment* relatief snel de arbeidsmarkt.

b) Toenemende keuzevrijheid?

Volgens Hakim (1998: 140) zou de keuzevrijheid van vrouwen sinds enkele decennia toenemen omdat de belangrijkste structurele beperkingen uit het verleden sinds de verspreiding van contraceptiva, het afnemen van de economische noodzaak en het toenemende opleidingsniveau van vrouwen niet langer spelen. Preferenties zouden daarom steeds meer doorslaggevend worden

²³ De limietverdeling is de verdeling die na verloop van tijd ontstaat indien dezelfde transitiekansen elk jaar van toepassing blijven.

als verklaring voor het gedrag op de arbeidsmarkt. Stellinga (2009: 12) suggereert bovendien dat vrouwen vrijer zijn in hun keuzes dan mannen, aangezien van mannen sociaal minder geaccepteerd wordt dat ze zich niet houden aan hun traditionele gezinsrol.

De empirische strategie die sociologen doorgaans hanteren in onderzoek naar veranderingen in de mate van keuzevrijheid, bestaat er in te kwantificeren of de gemaakte keuzes al dan niet voorspelbaarder worden (Elchardus 2007: 375). De verdedigers van de individualiseringstheorie zoals Ulrich Beck (1997: 144) verbinden de toenemende keuzevrijheid zelf ook expliciet met afnemende voorspelbaarheid van attitudes en gedragingen.²⁴ Indien keuzes goed te voorspellen zijn, dan spelen er op het geaggregeerde niveau wellicht structurele beperkingen (hoe vrij de keuzes op het individuele niveau ook lijken).

We operationaliseren deze empirische strategie door voor elk jaar tussen 1994 en 2002 de mate van *work commitment* van werknemers te schatten, louter op basis van hun geslacht en hun leeftijd.²⁵ De mate van *work commitment* wordt geschat aan de hand van multinomiale regressie, waarbij de parameter R^2 (Nagelkerke) een maat is voor de verklaarde variantie en de validiteit (de voorspellende waarde) van het model. De evolutie van R^2 over de opeenvolgende golven geeft een idee van de voorspelbaarheid van de mate van *work commitment*.²⁶

De resultaten van de analyse tonen een positieve correlatie tussen R^2 en de tijdsvariabele (Pearson=0.17), hoewel de correlatie niet significant verschilt van nul. De hypothese van de preferentiethorie als zou de correlatie negatief zijn, dient dus verworpen te worden: er kon niet aangetoond worden dat keuzes minder voorspelbaar worden. Indien de modellen afzonderlijk geschat worden voor vrouwen en mannen, dan blijkt de mate van *work commitment* bij vrouwen op basis van hun leeftijd voorspelbaarder te zijn dan die van mannen (het verschil is echter evenmin significant).²⁷ Ook de stelling van Stellinga dient dus verworpen te worden: de keuzes

²⁴ Wat de verdedigers van de individualiseringstheorie in het genderonderzoek (de preferentiethorie) betreft, kan verwezen worden naar de manier waarop Catherine Hakim (2000: 279; 2003: 239) het keuzeproces verbindt met de chaostheorie, die fenomenen modelleert waarbij kleine verschillen in beginvoorwaarden aanleiding geven tot grote verschillen in uitkomsten (fenomenen met een grote onvoorspelbaarheid). Ook bij Hakim is er dus een duidelijke band tussen preferenties en onvoorspelbaarheid.

²⁵ Ook in de preferentiethorie wordt erkend dat de leeftijd bepalend is voor preferenties (Hakim 2004: 92).

²⁶ Ook De Beer (2004: 29) bepaalt de lineaire trend in de verklaarde variantie om de individualiseringstheorie empirisch te evalueren.

²⁷ Hiertoe werd een lineair model van R^2 (Nagelkerke) geschat in functie van de tijdsveranderlijke en het geslacht. De determinatiecoëfficiënt van het model bedroeg .22 en de coëfficiënt bij 'geslacht=vrouw' .02 (se=.03).

van vrouwen zijn niet minder voorspelbaar dan die van mannen. De gevonden effecten lijken dus omgekeerd aan wat de preferentietheorie vooropstelt. Daarbij moet opgemerkt worden dat de evolutie van de voorspelbaarheid slechts onderzocht kon worden over een relatief korte periode van negen jaar (daarom bleven de coëfficiënten mogelijk niet significant verschillend van nul).

c) De richting van causaliteit

In de regressie-analyses werd tot nu toe verondersteld dat er geen feedback bestaat van de afhankelijke promotievariabele naar de verklarende preferentievariabele. Indien werknemers in hoge carrièreniveaus meer carrièregerichte preferenties ontwikkelen, dan wordt de invloed van preferenties op het carrièreniveau van werknemers in die analyses echter overschat. Om na te gaan of er sprake is van reciprociteit tussen de *work commitment* (*cmt*) en het carrièreniveau (*niveau*), schatten we de volgende *cross-lagged* modellen (Finkel 1995: 24).²⁸

$$niveau_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 \cdot niveau_t + \beta_2 cmt_midden_t + \beta_3 \cdot cmt_hoog_t + \varepsilon_1$$

$$cmt_hoog_{t+1} = \beta'_0 + \beta'_1 \cdot cmt_hoog_t + \beta'_2 cmt_midden_t + \beta'_3 \cdot niveau_t + \varepsilon_2$$

waarbij de coëfficiënt β_3 het effect van een hoge *work commitment* op de daaropvolgende verandering²⁹ van carrièreniveau weergeeft en de coëfficiënt β'_3 het effect van een hoog carrièreniveau op de kans³⁰ om vervolgens een hoge mate van *work commitment* te ontwikkelen. Indien uit de empirische analyse zou blijken dat β_3 positief is en β'_3 gelijk is aan nul, dan zou dit een indicatie vormen voor een causaal effect van *work commitment* in de richting van het carrièreniveau. Indien β_3 daarentegen gelijk is aan nul en β'_3 is positief, dan verloopt het causaal effect in de andere richting. Indien beide *cross-lagged* effecten β_3 en β'_3 positief zijn, dan is er sprake van reciprociteit zodat preferenties en het carrièreniveau elkaar wederzijds versterken.

²⁸ Omdat er gecontroleerd wordt voor de waarde van de afhankelijke variabele op het moment t is dit meer bepaald een *cross-lagged effects static-score model* (Finkel 1995: 24). Dit model is equivalent met de voor dit type onderzoeksvragen vaak gebruikte *Granger causality test* (Gujarati 2003: 696) in een *two-wave* panelmodel.

²⁹ β_3 meet wel degelijk het effect op de *verandering* van carrière-niveau en niet louter de hoogte van de afhankelijke variabele $niveau_{t+1}$ aangezien in het model gecontroleerd wordt voor $niveau_t$.

³⁰ Een kansvariabele wordt geschat aan de hand van logistische regressie. Het *cross-lagged* model werd echter gespecificeerd als een lineair model om redenen van duidelijkheid.

Tabel 8 geeft de *cross-lagged* effecten weer voor de verschillende carrièredimensies. Voor dichotome afhankelijke variabelen werden de coëfficiënten geschat aan de hand van logistische regressie.

Tabel 8. *Cross-lagged effects* tussen carrièreniveau en *work commitment* (werknemers, 18-64 jaar, PSBH 1994-2002)

	Maandloon	Uurloon	Hoge functie	Management-functie	Supervisie-autoriteit	Sanctie-autoriteit
β_3	0.04*** (.01)	0.04*** (.01)	0.76*** (.12)	1.17*** (.22)	0.73*** (.08)	0.77*** (.13)
β_3'	0.55*** (.07)	0.44*** (.08)	0.42*** (.06)	0.55*** (.08)	0.42*** (.05)	0.54*** (.06)

* (p<0.05), ** (p<0.01), *** (p<0.001).

De resultaten geven aan dat een hoge *work commitment* temporeel gevolgd wordt door een grotere kans op promoties en dat een hoog carrièreniveau temporeel gevolgd wordt door een grotere kans op toenemende *work commitment*.³¹ De mate van *work commitment* en het carrièreniveau lijken elkaar dus wederzijds te versterken. Deze resultaten zijn niet in overeenstemming met Hakim's preferentietheorie waarin preferenties nadrukkelijk als exogeen beschouwd worden.³²

4. *Het glazen plafond en sticky floors*

Een populair concept om de achterstelling van vrouwen bij promoties aan te duiden is de metafoer van het glazen plafond. In paragraaf 4.1 stellen we een typologie op van carrièrebelemmeringen die zal toelaten om het bestaan van een glazen plafond in België te evalueren in de paragrafen 4.2 en 4.3. Daartoe is eerst een beknopte bespreking noodzakelijk van de literatuur met betrekking tot het glazen plafond.

³¹ Een bijkomende indicatie voor het effect van promoties op de ontwikkeling van *work commitment* wordt zichtbaar wanneer we de respondenten volgen over een periode langer dan één jaar. Vrouwen die een managementpromotie maken hebben in het promotiejaar 17 procent kans op een hoge *work commitment* (N=54). Vier jaar voor hun promotie hadden die vrouwen 15 procent kans op een *hoge work commitment* (N=13), terwijl het percentage stijgt naar 35 procent vier jaar na hun promotie (N=26). De steekproefgroottes over dergelijke lange periodes zijn echter onvoldoende groot om het verband ook in een multivariate analyse te testen.

³² Het feit dat Hakim preferenties als exogeen en onvoorspelbaar opvat, blijkt ook uit de manier waarop ze het proces waarbij preferenties tot stand komen, verbindt met chaostheorie (Hakim 2000: 279; Hakim 2003: 239).

4.1. Een typologie van carrière-belemmeringen

Het glazen plafond duidt is de onzichtbare maar ondoordringbare discriminatorische belemmeringen aan die vrouwen verhinderen om door te stromen naar de hoogste treden van de carrière ladder (Department of Labor 1995: iii). Het glazen plafond is een zinvol concept als er nauwkeurig wordt aangegeven wat er mee bedoeld wordt (dat is meestal niet het geval).³³ Cotter e.a. (2001: 656) maakten een terechte evaluatie van de vaagheid die rond het concept hangt, die het uitgangspunt vormt voor de volgende drie methodologische bemerkingen met betrekking tot het glazen plafond.

Ten eerste verwijst het glazen plafond naar genderverschillen die niet verklaarbaar zijn door andere persoonlijke kenmerken (met persoonlijke kenmerken worden hier ook de kenmerken bedoeld van de job van de betrokken werknemer en de kenmerken van de organisatie waarvoor de werknemer werkt). Het glazen plafond is met andere woorden een specifiek type van discriminatie op de arbeidsmarkt. De wijd verspreide opvatting (o.a. ILO 2004: 55; Lamberts & Delmotte 2004: 19; Valgaeren e.a. 2008: 13) waarbij het glazen plafond wordt gelijkgesteld met verticale segregatie, is dan ook onnauwkeurig. Een beperkt aantal vrouwen aan de top kan immers een gevolg zijn van genderverschillen in persoonlijke kenmerken. De problemen die kunnen ontstaan door het controleren voor te weinig of te veel persoonlijke kenmerken, werden besproken in §3.1.

Ten tweede verwijst het glazen plafond naar belemmeringen in de doorstroom en niet louter naar het gebrek aan vrouwen aan de top. Een gebrek aan vrouwen aan de top kan immers ook voortvloeien uit een lagere vrouwelijke participatie, uit een gebrek aan vrouwen in de 'subtop', uit een grotere uitstroom (of kleinere terugstroom) van vrouwen uit de werkende bevolking, uit een grotere demotiekans bij vrouwen of het kan een overblijfsel zijn van één van deze factoren in het verleden. Voor een lagere vrouwelijke participatie of een gebrek aan vrouwen in de subtop kan nog gecontroleerd worden door het vergelijken van het aandeel aan vrouwen in opeenvolgende hiërarchische niveaus (zoals Baxter & Wright 2000: 281; Zandvliet 2002: 23) maar aan de aspecten van uitstroom, demotie of effecten uit het verleden, komt deze techniek niet tegemoet. Een glazen plafond kan met andere woorden enkel aangetoond worden door

³³ Een illustratie van de vaagheid rondom het concept is het feit dat het vaak uitsluitend voorkomt in de titel van onderzoeksrapporten (o.a. Tesch e.a. 1995; Berings 2003; Jettinghof e.a. 2005).

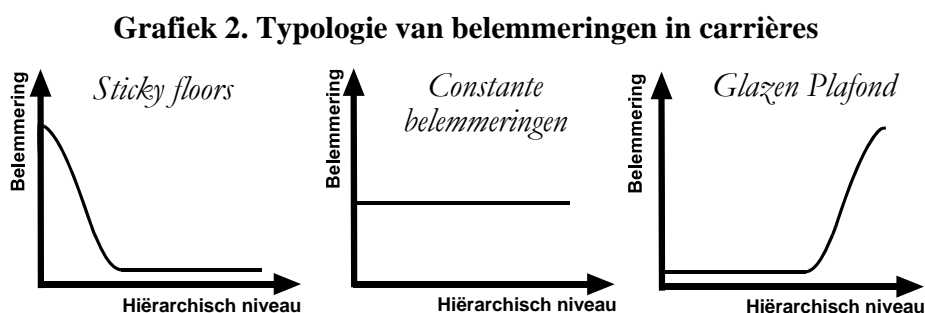
genderverschillen aan te tonen in promotiekansen. Dat betekent dat cross-sectionele data hoogstens een indicatieve waarde hebben.³⁴ Het bestaan van eventuele belemmeringen in de doorstroom van vrouwen impliceert niet dat er geen enkele vrouw het glazen plafond doorbreekt. Het betekent alleen dat er in totaal minder vrouwen doorstromen dan er op basis van hun persoonlijke kenmerken verwacht zou mogen worden. Niemand suggereert dat het glazen plafond een absolute barrière is waar geen enkele vrouw doorheen geraakt. Nochtans is dit de stroman die Stellinga (2009: 145) in haar boek *De mythe van het glazen plafond* afbreekt wanneer ze stelt dat het glazen plafond niet bestaat aangezien er regelmatig vrouwen doorheen breken, wat er zou op wijzen dat er geen externe barrières zijn die vrouwen stelselmatig tegenhouden op weg naar de top. Het glazen plafond zou een mythe zijn aangezien veel topvrouwen beweren nog nooit een glazen plafond te hebben gezien (ibid.: 44). Het is echter niet ondenkbaar dat vrouwen die wel doorstromen aangeven dat ze daarbij weinig of geen hinder ondervonden. De vraag is of de doorstroomkansen van vrouwen als groep verschillen van die van mannen als groep. Stellinga (ibid.: 148) geeft overigens toe dat “*hogerop geraken bij vrouwen misschien minder vanzelf gaat dan bij mannen, maar het is niet onmogelijk*”. Hoewel Stellinga in dit boek argumenten verzamelt om aan te tonen dat het glazen plafond een mythe is, suggereert ze hier in feite het tegendeel. Indien hogerop geraken ‘minder vanzelf’ gaat bij vrouwen, dan ondervinden vrouwen net wel belemmeringen die mannen niet ondervinden.

Ten derde verwijst het glazen plafond naar belemmeringen aan de top. In de literatuur bestaat er 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 ook glazen plafonds onderaan een hiërarchie. In een dergelijke visie wordt het glazen plafond als metafoor echter nodeloos verwarrend. De idee dat er een ‘plafond’ zou bestaan, 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 verschillende hiërarchische niveaus in kaart te brengen en aan te tonen dat de drempels in de

³⁴ Dat geldt ook voor onderzoek dat een glazen plafond probeert aan te tonen door de loonkloof te vergelijken voor de verschillende kwantielen in de loonverdeling (o.a. Albrecht e.a. 2003; Arulampalam e.a. 2007). Aangezien vrouwen vaker uitstromen uit de werkende bevolking, ontstaat er een selectie-effect dat de loonkloof over de verschillende kwantielen vertekent. Alessio en Andrzejewski (2000: 312) stellen daarom terecht dat een analyse van het glazen plafond niet beperkt kan worden tot een analyse van de loonkloof onder diegenen die niet uitstroonden uit de werkende bevolking en dat longitudinale data vereist zijn.

hoge niveaus groter zijn dan in de andere niveaus. Een alternatieve werkwijze bestaat erin om aan te tonen dat de belemmeringen toenemen over het verloop van de carrière (bijvoorbeeld naarmate de ervaring toeneemt zoals in Cotter e.a. 2001: 661). 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 werknemers in hoge functies zoals managers (Maume 1999b: 493) of ingenieurs (Morgan 1998: 482). 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 2 de volgende – op Bihagen en Ohls (2006: 33) geïnspireerde – typologie voor:



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.³⁵ Zowel Baxter en Wright (2000: 290) als Bihagen en Ohls (2006: 38) vinden in hun analyses voor respectievelijk de Verenigde Staten en Zweden dat de belemmeringen zich eerder onderaan de hiërarchie bevinden. De beleidsimplicaties van een dergelijke vaststelling zijn natuurlijk belangrijk omdat ze een specifieke aanpak vereisen en omdat veel meer vrouwen mogelijk met deze vorm van discriminatie geconfronteerd worden dan met het glazen plafond.

³⁵ De term *sticky floors* wordt soms gebruikt om een situatie aan te duiden waarbij vrouwen wel naar hogere functies promoveren, maar daar op het vlak van loon minder voor worden vergoed (Booth e.a. 2003: 296). Doorgaans wordt er echter deze ruimere betekenis aan verleend (bijvoorbeeld in Harlan & Berheide 1994: 1; Arulampalam e.a. 2007: 164).

Rekening houdend met deze drie bemerkingen stellen we de volgende definitie voor: het glazen plafond is de verzameling van de belemmeringen die vrouwen in de hogere hiërarchische niveaus (of in een latere carrière-fase) ondervinden, die ervoor zorgen dat hun promotiekansen lager zijn dan kan worden verwacht op basis van de objectieve kenmerken van die vrouwen.³⁶

Cotter e.a. (2001: 670) toonden het bestaan aan van een glazen plafond in de VS waarbij rekening gehouden wordt met de hiervoor genoemde methodologische bemerkingen. 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 Demeester & Neefs (1991) over vrouwen in de financiële wereld), die op basis van kwalitatief onderzoek een goed beeld geven van de manier waarop de belemmeringen in de praktijk vorm krijgen. Arulampalam e.a. (2007: 167) tonen in een kwantitatieve studie het bestaan van een glazen plafond aan voor België. Ze doen dat echter op basis van cross-sectionele gegevens door een vergelijking van de loonkloof over verschillende kwantilen in de loonverdeling. Een kwantitatieve evaluatie van het bestaan van een glazen plafond op de Belgische arbeidsmarkt door het vergelijken van promotiekansen, is nog niet eerder gebeurd.

4.2. Een maat voor carrière-belemmeringen

Noteer $p_v(H)$ de promotiekans voor vrouwen vanuit het hiërarchisch niveau (of de carrière-fase) H , noteer $p_m(H)$ de promotiekans voor mannen en $p_v^*(H)$ de promotiekans die vrouwen eigenlijk verdienen op basis van hun objectieve persoonskenmerken. $p_v^*(H)$ is de promotiekans voor vrouwen in afwezigheid van discriminatie. Naar analogie met de Oaxaca-Blinder decompositietechniek voor loonverschillen definiëren we $p_v^*(H)$ 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.

We definiëren vervolgens de Belemmeringsratio $\mathbf{B}(H)$ vanuit het hiërarchische niveau H als:

³⁶ De directe oorzaken voor de lagere promotiekansen kunnen zeer verschillend zijn, gaande van voorkeursdiscriminatie vanwege werkgevers tot het feit dat vrouwen zich bevinden in *dead-end jobs* waar de doorstroommogelijkheden beperkter zijn (zie Groot & van den Brink 1996: 222).

$$\mathbf{B}(H) = \frac{p_v^*(H)}{p_v(H)}$$

De Belemmeringsratio $\mathbf{B}(H)$ is een maat voor de afwijking (of beter: de verhouding) tussen de promotiekans waar vrouwen eigenlijk recht op hebben en hun werkelijke promotiekans.³⁷ Hoe groter $\mathbf{B}(H)$ hoe groter de belemmering. Bovendien kan de Belemmeringsratio $\mathbf{B}(H)$ op een duidelijke manier geïnterpreteerd worden: is bijvoorbeeld $\mathbf{B}(H) = 2$ dan hebben vrouwen het dubbel zo moeilijk om promotie te maken dan mannen met identieke kwaliteiten. Is $\mathbf{B}(H) = 1$, dan is er geen belemmering en hebben vrouwen de promotiekans die ze op basis van hun objectieve persoonskenmerken verdienen. Is $\mathbf{B}(H) < 1$, 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 – bestaat er een hiërarchisch niveau H (de subtop) waarvoor $p_v(H)$ nadert naar 0. In dat geval is de Belemmeringsratio $\mathbf{B}(H) = \infty$, wat een zinvol resultaat is.

Nu we voor de verschillende hiërarchische niveaus in staat zijn om de mate van belemmeringen bij de doorstroom van vrouwen te kwantificeren, kan ook het bestaan van een glazen plafond of van *sticky floors* geëvalueerd worden door de resultaten te vergelijken met de in grafiek 2 voorgestelde typologie.³⁸

4.3. Een glazen plafond in België?

Tabel 9 toont voor functiepromoties, managementpromoties en autoriteitspromoties telkens de promotiekans bij vrouwen p_v , de promotiekans p_v^* die vrouwen zouden krijgen indien hun persoonlijke kenmerken op dezelfde manier geëvalueerd zouden worden als die van mannen en de Belemmeringsratio \mathbf{B} die daarbij hoort. p_v^* werd geschat aan de hand van logistische

³⁷ De Belemmeringsratio kan ook berekend worden voor andere kansengroepen dan vrouwen om de plaats in de hiërarchie op te sporen waar hun doorstroom belemmerd wordt.

³⁸ Een beperking van de hier ontwikkelde methode is dat ze niet tegemoet komt aan het probleem van toenemende discriminatie over de hiërarchie als gevolg van niet-geobserveerde kenmerken. Ferree en Purkayastha (2000: 811) stellen terecht dat zelfs indien de belemmeringen constant lijken over de hiërarchie, een selectie-effect kan resulteren in toenemende discriminatie in de hogere carrièreniveaus indien de niet-geobserveerde kenmerken van vrouwen verbeteren in verhouding tot die van mannen.

regressiemodellen waarbij gecontroleerd werd voor dezelfde reeks verklarende variabelen als in §3.3 (diploma, ervaring, organisatiegrootte, sector, aantal werkuren, overuren, overwerk, *work commitment*, een dummy voor bedienden bij functiepromoties en een dummy voor supervisie-autoriteit bij het verwerven van sanctie-autoriteit).

**Tabel 9. Belemmeringen bij promoties van vrouwen in België
(werknemers, 18-64 jaar, PSBH 1994-2002)**

	Funciepromoties	Managementpromoties	Autoriteitspromoties (supervisie)	Autoriteitspromoties (sanctie)
p_v	3.2 %	0.6 %	7.1 %	2.1 %
p_v^*	6.7 %	1.3 %	9.3 %	2.8 %
B	2.1	2.2	1.3	1.3

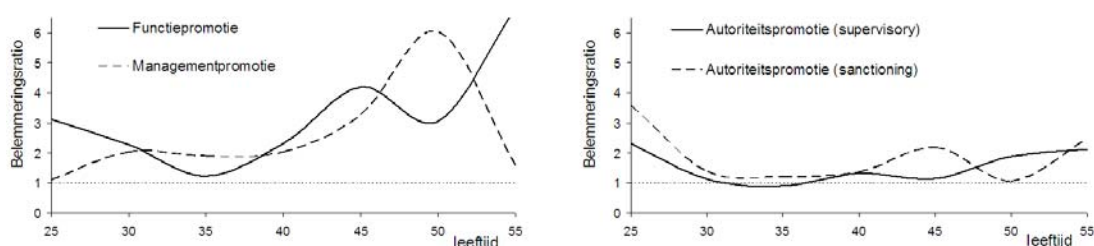
Vrouwen die nog niet in een hoge functie werken, maken gemiddeld 3.2 procent kans om tijdens het daaropvolgende jaar in een hoge functie (hoger bediende of kaderlid) terecht te komen.³⁹ Op basis van hun persoonlijke kenmerken ‘verdienen’ deze vrouwen echter een promotiekans van 6.7 procent. Anders gezegd: voor mannen die zouden beschikken over de persoonlijke kenmerken van deze vrouwen, verwachten we een promotiekans van 6.7 procent. De promotiekans die vrouwen eigenlijk verdienen is meer dan dubbel zo groot (de verhouding is 2.1) dan hun werkelijke promotiekans. Vrouwen hebben het dus meer dan twee keer moeilijker om een functiepromotie te bekomen dan mannen met identieke kenmerken. De Belemmeringsratio is ongeveer even groot bij managementpromoties. Bij autoriteitspromoties bedraagt de Belemmeringsratio 1.3, wat betekent dat vrouwen recht hebben op een promotiekans die dertig procent hoger ligt dan diegene waarover ze momenteel beschikken.

Om de aanwezigheid van een glazen plafond of *sticky floors* op de arbeidsmarkt in België te evalueren, is het noodzakelijk de belemmeringen te kwantificeren op verschillende niveaus in de hiërarchie of voor de verschillende fasen in de carrière. Binnen een bepaalde organisatie zouden dat de verschillende functieniveaus kunnen zijn. Omdat we in dit macro-onderzoek niet beschikken over een voldoende uitgebreide functieclassificatie waarin alle respondenten

³⁹ De promotiekansen van vrouwen verschillen mogelijk van de promotiekansen in tabel 1 omdat de steekproef in deze tabel beperkt is tot de vrouwen waarvoor er geen *missing values* zijn voor één van de verklarende variabelen in het model.

ondergebracht kunnen worden, kiezen we er net als Cotter e.a. (2001: 661) voor om de discriminatie te evalueren over verschillende fasen in de carrière. Dat doen we door de Belemmeringsratio te bepalen voor zeven opeenvolgende leeftijdscategorieën.⁴⁰ Voor elke leeftijdscategorie werd een afzonderlijk model geschat met de eerder genoemde verklarende variabelen om voor elke fase in de carrière de mate van belemmering te kwantificeren. Grafiek 3 vat de resultaten van de analyse samen.

**Grafiek 3. Glazen plafond of *sticky floors*?
Belemmeringen bij promoties van vrouwen naar leeftijd (PSBH 1994-2002)**



Hoewel de resultaten geen eenduidig beeld schetsen, zijn er toch indicaties voor wat betreft het bestaan van een glazen plafond en *sticky floors*. Bij elke leeftijdscategorie en voor elke promotievariabele is de Belemmeringsratio groter dan 1, wat een indicatie is voor het bestaan van discriminatie bij de promotie van vrouwen in elk van deze situaties. Bij functie- en managementpromoties lijken de belemmeringen groter in de latere carrièrefasen. In de leeftijdscategorieën 45 en 50 jaar hebben vrouwen op basis van hun persoonlijke kenmerken recht op een promotiekans die drie tot zes keer hoger ligt dan de promotiekans waarover ze in werkelijkheid beschikken. Ook bij autoriteitspromoties zien we dit beeld, hoewel minder uitgesproken (in de leeftijdscategorieën 30, 35 en 40 jaar is er amper of geen sprake van discriminatorische belemmeringen ten aanzien van vrouwen). Het feit dat belemmeringen toenemen naarmate de carrière vordert, interpreteren we als een indicatie voor het bestaan van een glazen plafond op de Belgische arbeidsmarkt. Bovendien zijn er bij autoriteitspromoties relatief grote belemmeringen bij het begin van de carrière, wat duidt op het bestaan van *sticky*

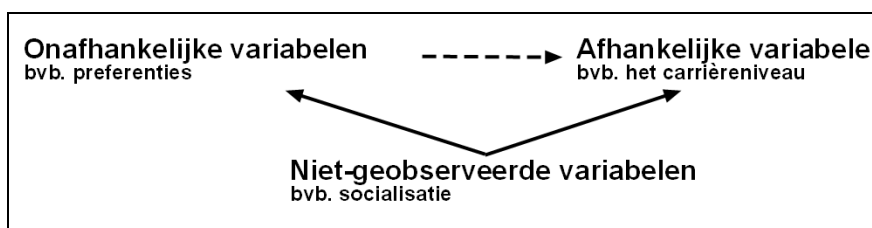
⁴⁰ Leeftijd is sterk gecorreleerd met het aantal jaren potentiële werkervaring en is eenvoudiger te interpreteren. De categorie '25 jaar' omvat alle respondenten die 23 tot en met 27 jaar oud zijn, de categorie '30 jaar' omvat alle respondenten die 28 tot en met 32 jaar oud zijn, etc. Omdat er onvoldoende promoties zijn in de categorieën '20 jaar' en '60 jaar' kon de Belemmeringsratio voor deze categorieën niet bepaald worden.

floors ten aanzien van jonge vrouwen (22 tot 28 jaar) wanneer het gaat om het verwerven van jobautoriteit.

5. De rol van niet-geobserveerde heterogeniteit

Een belangrijk voordeel van het gebruik van paneldata is dat ze het mogelijk maakt om te controleren voor heel wat variabelen waarover geen informatie beschikbaar is (niet-geobserveerde heterogeniteit). In een cross-sectionele analyse en in analyses waarbij promoties gemodelleerd worden zoals in paragraaf 3 bestaat de mogelijkheid dat een niet-geobserveerde variabele zowel gecorreleerd is met de afhankelijke variabele als met sommige onafhankelijke variabelen in het model, waardoor de schatting van de coëfficiënten in het model vertekend wordt (Gujarati 2003: 510, zie figuur 1).

Figuur 1. Niet-geobserveerde heterogeniteit



Voor paneldata kunnen echter zogenaamde *fixed effects* modellen geschat worden waarbij er gecontroleerd wordt voor alle niet-geobserveerde variabelen die niet veranderen doorheen de tijd (Allison 2009; Wooldridge 2002: 420).⁴¹ Daarbij worden effecten opgespoord door veranderingen in de variabelen binnen een zelfde individu te onderzoeken, eerder dan verbanden te zoeken in de variatie van veranderlijken tussen individuen in de steekproef zoals dat gebeurt in cross-sectionele analyses. De basisidee bestaat erin om te controleren voor elk individu (Allison 2009: 1) door bijvoorbeeld voor elk individu een afzonderlijke dummyvariabele in te voeren in het model zodat alleen variatie binnen een zelfde individu beschouwd wordt. Een dergelijke werkwijze laat meer gegronde uitspraken over causale relaties toe en bovendien wordt er op die

⁴¹ Indien Z een tijdsconstante niet-geobserveerde variabele is, dan volgt uit $Y_t = \beta_{0t} + \beta_1 \cdot X_t + \beta_2 \cdot Z_t + \varepsilon_t$ dat $\Delta Y_t = \Delta \beta_{0t} + \beta_1 \cdot \Delta X_t + \Delta \varepsilon_t$ aangezien $\Delta Z_t = 0$. De coëfficiënt β_1 is nu niet langer *biased* indien Z niet-geobserveerd is. Deze modelspecificatie is in feite gelijkaardig aan het EHA-model uit de vorige paragrafen (het enige verschil is dat niet de variabelen zelf maar de differenties ervan opgenomen worden als onafhankelijke variabelen).

manier gecontroleerd voor alle kenmerken van een individu die niet veranderen doorheen de tijd. Aangezien aangeboren kenmerken per definitie niet veranderen doorheen de tijd lijkt dit model ideaal om de invloed van bijvoorbeeld menselijk kapitaal (de onafhankelijke variabele) op het carrièreniveau (de afhankelijke variabele) na te gaan waarbij er gecontroleerd wordt voor alle aangeboren kenmerken (de niet-geobserveerde kenmerken) die mogelijk een invloed uitoefenen. Een nadeel van de methode is echter dat er door het controleren voor het individu veel variatie verloren gaat. Terwijl er vaak heel wat cross-sectionele variatie is over de i verschillende individuen voor een variabele x_{it} op een moment t (inter-individuele variatie), is er meestal weinig variatie in Δx_i doorheen de tijd (intra-individuele variatie). Controleren voor het individu leidt dus tot een beter model omdat er voor sommige niet-geobserveerde kenmerken gecontroleerd wordt maar daar staat tegenover dat de coëfficiënten in het verbeterde model minder nauwkeurig geschat kunnen worden (de standaardafwijking op die coëfficiënten vergroot). Dit probleem kan gedeeltelijk tegengegaan worden door het aantal individuen in het panel te verhogen of door een grotere tijdseenheid te kiezen in plaats van jaar-op-jaar-transities (Wooldridge 2002: 423). Maar de variatie in analyses op basis van *fixed effects* blijft relatief beperkt, wat leidt tot grotere standaardafwijkingen op de geschatte coëfficiënten waardoor het risico ontstaat om ten onrechte het effect van een variabele als niet-significant te beschouwen. Coëfficiënten van variabelen die niet veranderen, zoals geslacht, kunnen bovendien helemaal niet geschat worden in *fixed effects* modellen zodat een evaluatie van discriminatie analoog aan die in tabel 5 uitgesloten is.

Wel kan nagegaan worden of de effecten van de verklarende variabelen die gevonden werden in de eerdere analyses, bewaard blijven in een *fixed effects* model. Zo vonden we in cross-sectionele analyses en in de promotie-analyse (tabel 5) dat werknemers in grote organisaties hogere lonen en een snellere loongroei kennen. In een *fixed effects* model wordt geëvalueerd of de overstap van een individuele werknemer van een kleine naar een grote organisatie ook leidt tot een loontoename. In de vorige analyses kon niet uitgesloten worden dat een niet-geobserveerde variabele verantwoordelijk is voor het geobserveerde verband tussen organisatiegrootte en loonniveau (zie figuur 1). We stellen als werkhypothese dat in werkelijkheid het type economische activiteit zowel de optimale organisatiegrootte als het loonniveau bepaalt (de chemische sector en financiële instellingen zijn voorbeelden van activiteiten die meestal in grote organisaties plaatsvinden en waar de lonen hoog liggen). In de veronderstelling dat de

economische activiteit van werknemers een stabiel persoonskenmerk is en dat het verband tussen organisatiegrootte en loonniveau niet gekenmerkt wordt door een grote *time-lag* (beide zijn zware veronderstellingen), kan deze hypothese verworpen worden indien het verband blijft bestaan in een *fixed effects* model. Met betrekking tot de preferentietheorie stellen we in deze analyse een tweede hypothese.

Volgens de preferentietheorie wordt het carrièreniveau bepaald door de preferenties van werknemers, wat bevestigd werd in de cross-sectionele analyses. We stellen als werkhypothese dat de invloed van preferenties op het carrièreniveau overschat wordt als gevolg van het effect van niet-geobserveerde variabelen. Zo ligt mogelijk een niet-geobserveerd socialisatieproces (bijvoorbeeld via de media) aan de basis van traditionele genderrollenpatronen die zowel leiden tot genderverschillen in preferenties als tot genderverschillen in carrièreniveaus (zie figuur 1). Een traditioneel rollenpatroon leidt mogelijk tot een traditionele verdeling van het huishoudelijk werk waardoor de kans op een hoog carrièreniveau bij diegenen met een lage *work commitment* (meestal vrouwen) verlaagt. In dat geval zou de samenhang tussen *work commitment* en carrièreniveau die in de vorige analyses werd gevonden, niet meer zijn dan een schijneffect. In de veronderstelling dat het niet-geobserveerde socialisatieproces een stabiel persoonskenmerk is en dat veranderingen in preferenties en veranderingen in carrièreniveau niet gescheiden worden door grote *time-lags*, kan deze hypothese getest worden aan de hand van een *fixed effects* model. Indien die samenhang tussen preferenties en carrièreniveau in een *fixed effects* model aanwezig blijft (met andere woorden: indien binnen een zelfde individu veranderingen in preferenties gevolgd worden door veranderingen in carrièreniveau), dan dient de hypothese verworpen te worden. Indien echter zou blijken dat, voor een zelfde individu (“als het individu constant gehouden wordt”), wijzigingen in preferenties niet samengaan met wijzigingen in carrièreniveau, dan dient de preferentietheorie in twijfel getrokken worden.

In de analyse wordt de variabele ‘opleidingsniveau’ niet opgenomen omdat er te weinig intra-individuele variatie is op dit persoonskenmerk. Dit ondermijnt de analyses niet aangezien een *fixed effects* model controleert voor alle stabiele persoonskenmerken (dus ook het opleidingsniveau). Bovendien is er een bijna perfecte intra-individuele correlatie tussen de tijdsvariabele ‘golf’ en de mate van ervaring (zelfde veranderingen in tijd gaan meestal gepaard met zelfde toenames in ervaring). Om multicollineariteit te vermijden, wordt daarom enkel de variabele ‘golf’ opgenomen in de analyse onder de naam ‘golf/ervaring’ aangezien de variabele

beide effecten vat.⁴² Tabel 10 presenteert de coëfficiënten van de *fixed effects* modellen waarbij het carrièreniveau geschat wordt in functie van intra-individuele verschillen in de resterende verklarende variabelen uit de voorgaande analyses.⁴³

Tabel 10. *Fixed effects* model van de determinanten van carrièreniveau (regressiecoëfficiënten, werknemers 18-64 jaar, PSBH 1994-2002)[†]

Variabele	Maandloon	Uurloon	Kans op een hoge functie	Kans op een management-functie	Kans op supervisie-autoriteit	Kans op sanctie-autoriteit
Organisatiegrootte	15	0.04	0.12	0.26 *	0.05	- 0.09
Overheid (ref = privé-sector)	- 37	- 0.50 *	- 0.19	- 0.40	- 0.20	- 0.34
Aantal contracturen	20 ***	- 0.26 ***	0.04 *	0.11 ***	0.03 ***	0.07 ***
Aantal overuren	6 ***	- 0.03 **	0.02	0.05 ***	0.03 ***	0.07 ***
<i>Work commitment</i>	23	0.06	0.35 **	0.07	0.28 ***	0.51 ***
Golf / ervaring	54 ***	0.33 ***	0.16 ***	0.15 ***	0.08 ***	0.15 ***

* (p<0.05), ** (p<0.01), *** (p<0.001). [†]zie tabel A9 voor steekproefgroottes en R²/Log-likelihood

De resultaten geven aan dat het effect van de organisatie-grootte op het loon verdwijnt als de interindividuele variatie buiten beschouwing wordt gelaten: overstappen naar een grotere organisatie heeft geen invloed op het loonniveau. Deze vaststelling is in overeenstemming met de hypothese dat het schijnbare verband tussen organisatiegrootte en loonniveau een gevolg is van niet-geobserveerde variabelen. Ook het effect van werken bij de overheid is heel wat beperkter dan het effect dat bleek uit de cross-sectionele analyse.⁴⁴

Het effect van *work commitment* is beperkter dan in de cross-sectionele analyses maar ook de standaardafwijking op de coëfficiënten is kleiner zodat het effect op de kans op een hoge functie en jobautoriteit zeer significant blijft. De hypothese dat het schijnbare verband tussen preferenties en carrièreniveau volledig te wijten zou zijn aan niet-geobserveerde heterogeniteit, dient dus verworpen te worden. Ook na controle voor niet-geobserveerde stabiele persoonskenmerken is er een aantoonbare samenhang tussen *work commitment* en het carrièreniveau.

⁴² Nadat ook de variabele 'contracturen' gecentreerd was, waren er niet langer indicaties voor multicollineariteit (VIF<10).

⁴³ De analyses gebeurden aan de hand van de statistische software Stata (IC-versie 10) met de commando's *xtreg* en *xtlogit* (optie *fe*) die het model schatten aan de hand van een *mean-deviation* algoritme (Finkel 1995: 14, 32). De variabelen 'organisatiegrootte' en '*work commitment*' zijn ordinale variabelen met drie categorieën (deze worden opgenomen in overeenstemming met Finkel 1995: 8).

⁴⁴ De reden voor het beperkte effect van de organisatiegrootte en de sector op het carrièreniveau in een *fixed effects* model, kan ook een gevolg zijn van de gemaakte veronderstellingen. Mogelijk bestaat er een relatief grote *time-lag* tussen wijzigingen in organisatiegrootte en de carrière-effecten daarvan aangezien er in kleine organisaties en bij de overheid minder carrièrevoortgang is (zie tabel 5).

6. Demoties

In longitudinaal onderzoek naar de oorzaken van de carrièrekloof worden doorgaans enkel genderverschillen in promotiekansen onderzocht (Baxter & Wright 2000; Cotter e.a. 2001). In principe kan de carrièrekloof echter ook het gevolg zijn van een groter aantal vrouwen dat van een hoger carrièreniveau terugvalt op een lager niveau. Zelfs indien er geen genderverschillen zouden zijn in promotiekansen (quod non, zie hoger), kan de carrièrekloof ontstaan indien er procentueel gezien meer demoties zijn bij vrouwen dan bij mannen.

Hall en Isabella (1985: 6) suggereren dat demoties regelmatig voorkomen en dat het een standaard onderdeel is van de strategie van organisaties om hun *human resources* te beheren. Volgens hen bestaat er echter weinig empirisch onderzoek naar de frequentie van demoties. Demoties zouden bij de betrokken werknemers tot minder identificatie met de job leiden (Sargent 2003: 117) en een lagere tevredenheid (Josten & Schalk 2010: 199), zodat allerhande psychologische en organisatorische mechanismen ontstaan om de demotie sociaal aanvaardbaar en verteerbaar te maken (Goldner 1965: 724). De Groot (1997: 821) stelde ook vast dat demoties meestal niet gepaard gaan met een loonverlaging en dat gezondheidsproblemen vaak aan de basis liggen van demoties.

In de analyses gaan we achtereenvolgens na hoe vaak demoties voorkomen, wat de kenmerken zijn van werknemers die demotie maken en wat de impact is van demoties op de carrièrekloof. Om het aantal demoties te kwantificeren worden demotievariabelen gecreëerd voor de verschillende carrièredimensies (naar analogie met de promotievariabelen). Zo worden functiedemoties weergegeven door middel van een dummy-variabele die aangeeft of een respondent die momenteel werkt in een hoge functie een jaar later in een lagere functie terechtkomt (1) of niet (0). Voor respondenten die reeds in een lage functie werken is de variabele niet gedefinieerd aangezien zij niet tot de risicopopulatie behoren. Respondenten die een demotie meemaken, verdwijnen uit de risicopopulatie zodat de analyse beperkt blijft tot eenmalige gebeurtenissen waardoor de analyse minder complex is. De mate waarin mannen en vrouwen demoveren wordt weergegeven aan de hand van de demotiekans, die over de periode

1994-2002 geschat zal worden op basis van de beste schatter onder de Markov-hypothese.⁴⁵ Respondenten die tijdens de risicoperiode de werkende bevolking verlaten, krijgen voor de demotievariabele de waarde ‘0’ om vertekening bij de berekening van de demotiekans te vermijden.

**Tabel 11. De demotiekloof in België
(werknemers, 18-64 jaar, PSBH 1994-2002)**

Demotiekans (in %)	Mannen	Vrouwen	Vershil
Functiedemotie	13.5% (1865)	25.4% (594)	***
Managementdemotie	17.0% (786)	26.5% (184)	**
Autoriteitsdemotie (supervisie)	15.9% (3247)	24.6% (1361)	***
Autoriteitsdemotie (sanctie)	23.0% (1269)	30.1% (361)	**

Significante verschillen tussen mannen en vrouwen worden aangeduid met * (p<0.05), ** (p<0.01) of *** (p<0.001). Steekproefgroottes tussen haakjes.

De resultaten geven aan dat 17.0 procent van de mannen die werken in een managementfunctie, dat één jaar later niet meer doen. Bij vrouwen bedraagt de kans op een managementdemotie 26.5 procent. Voor elk van de onderzochte carrièredimensies is de demotiekans van vrouwen significant groter dan die van mannen. Naast de promotiekloof blijkt er dus ook een demotiekloof te bestaan die bijdraagt aan de carrièrekloof.

De demotiekansen in tabel 11 lijken opmerkelijk hoog, zeker in het licht van het feit dat er relatief weinig aandacht voor het fenomeen bestaat. Deze cijfers zijn echter in overeenstemming met de resultaten uit ander onderzoek⁴⁶ waar demoties doorgaans gekwantificeerd worden door het aantal demoties te verhouden tot het totale aantal werknemers (tabel 11 geeft het aantal demoties in verhouding tot het aantal werknemers *die het risico lopen* op demotie, dus enkel tot het aantal werknemers in hoge carrièreniveaus). In een bedrijfsstudie uit Nederland vonden Dohmen e.a. (2004: 201) dat 1.6 procent van alle werknemers jaarlijks een demotie meemaakt.⁴⁷

⁴⁵ Omdat loonmobiliteit in de voorgaande analyses onderzocht werd aan de hand van een niet-categorische variabele, omdat categorische variabelen vereist zijn voor het type *what-if* analyse dat volgt en om een zekere mate van éénvormigheid van de loonanalyses te bewaren, worden demoties in de loondimensie in deze paragraaf buiten beschouwing gelaten.

⁴⁶ Ook de gegevens uit de SILC-dataset bevestigen deze cijfers: de demotiekans vanuit managementfuncties voor de periode 2004-2007 bedraagt 31 procent voor mannen (N=485) en 42 procent voor vrouwen (N=134). Het feit dat de demotiekans in de SILC nog hoger ligt dan in de PSBH, is in overeenstemming met de analyse in tabel 12 (zie verder) waaruit blijkt dat de kans op een managementdemotie sterk toeneemt doorheen de tijd.

⁴⁷ De Groot (1997: 820) stelt vast dat meer dan 5 procent van de werknemers ouder dan 55 jaar een demotie meemaakt, maar hij evalueert dit als “erg weinig”. Een juister beeld ontstaat door het aantal demoties uit te drukken als percentage van de werknemers die kans maken op een demotie.

Dat cijfer is van dezelfde grootte-orde als het aantal demoties in de PSBH, uitgedrukt als percentage van het totale aantal werknemers waarvoor het carrièreniveau gekend is (voor de vier carrière-dimensies bedraagt het aantal demoties respectievelijk 2.4%, 0.9%, 4.4% en 2.1%). In een onderzoek naar demoties in de Nederlandse zorgsector komen Josten en Schalk (2010: 199) tot een gelijkaardig cijfer. Maar aangezien alleen werknemers in hoge carrièreniveaus behoren tot de risicopopulatie voor demoties, geven de demotiekansen in tabel 11 een juister beeld. Demoties zijn dus heel wat minder zeldzaam dan vaak wordt aangenomen.

Vervolgens wordt nagegaan wat de kenmerken zijn van werknemers die een demotie meemaken. Dat gebeurt aan de hand van een *Event History Analyse* (zie tabel 12) waarbij de afhankelijke variabele de kans op demotie is. De onafhankelijke variabelen zijn dezelfde als in de promotie-analyse uit paragraaf 3 met toevoeging van de gezondheidstoestand van de betrokken werknemer, aangezien de theorie deze variabele als belangrijk aanduidt bij demoties (De Groot 1997: 821).

**Tabel 12. Determinanten van demoties
(EHA, werknemers, 18-64 jaar, PSBH 1994-2002)[†]**

Variabele	Marginale effecten in de logit-regressies			
	Kans op functie-demotie	Kans op management-demotie	Kans op autoriteits-demotie (supervisie)	Kans op autoriteits-demotie (sanctie)
Geslacht: vrouw (ref = man)	9.3% ***	8.2% *	1.0%	- 0.3%
Diploma: hoger (ref = niet hoger)	- 7.5% ***	4.2%	- 3.9% **	- 8.9% **
Diploma: Universitair (ref = niet hoger)	- 17.3% ***	- 6.7%	- 9.7% ***	- 14.1% ***
Ervaring op de arbeidsmarkt	- 0.4% **	- 0.4% *	- 0.3% **	- 0.3%
Ervaring bij de werkgever (anciënniteit)	- 0.2% *	- 0.1%	- 0.4% ***	- 0.3% *
Middelgrote organisatie (ref=klein)	- 6.6% **	- 7.5%	- 4.9% **	- 4.7%
Grote organisatie (ref=klein)	- 7.8% ***	- 4.6%	- 6.2% ***	- 6.6%
Overheid (ref=privé)	4.2% *	- 11.5% ***	3.9% *	12.8% ***
Aantal werkuren (contract)	0.1%	0.1%	- 0.6% ***	- 0.6% *
Aantal overuren	- 0.3% *	- 0.2%	- 0.4% ***	- 0.4% *
Occasioneel vroeg/laat werken (ref=niet)	- 3.4% *	- 1.0%	- 2.4%	- 0.8%
<i>Work commitment</i> : midden (ref = laag)	- 4.6%	12.6%	- 4.0%	- 13.2% **
<i>Work commitment</i> : hoog (ref = laag)	- 8.3% **	14.8%	- 5.4% *	- 8.8%
Goede gezondheid (ref=niet goed)	- 5.8% *	6.2%	- 1.1%	- 7.3%
Golf	- 0.7% *	3.5% ***	- 0.4%	- 0.8%

* (p<0.05); ** (p<0.01); *** (p<0.001); [†] zie tabel A10 voor steekproefgroottes, R²/Nagelkerke en regressiecoëfficiënten.

De demotiekans van vrouwen in hoge functies en managementfuncties is respectievelijk 9.3 en 8.2 procentpunten hoger dan die van mannen. Bij autoriteitsdemoties is er geen significant genderverschil na controle voor de andere variabelen. Verder blijkt de demotiekans lager voor hoogopgeleide werknemers, voor werknemers met veel ervaring (ouderen) en anciënniteit, voor werknemers in grote organisaties en voor werknemers die meer overuren doen en een hoge mate

van *work commitment* hebben. Alleen voor de kans op een functiedemotie kon een samenhang met de gezondheidstoestand aangetoond worden. Een laag aantal contracturen (deeltijds werk) vergroot enkel de kans op een autoriteitsdemotie en lijkt dus verenigbaar met een hoge functie of managementfunctie. Bij de overheid vinden we om onduidelijke redenen dat de kans op een managementdemotie er heel wat lager is terwijl de kans op het verliezen van sanctie-autoriteit er tijdens de beschouwde periode heel wat hoger lag.

Ten slotte schatten we de impact van het ongecontroleerde genderverschil in demoties op de carrièrekloof. Daarvoor wordt een *what-if* analyse uitgevoerd via Markov-modellering. De promotiekansen en de demotiekansen uit de tabellen 1 en 11 impliceren voor mannen en vrouwen afzonderlijke 2x2-transitiematrixes tussen de carrièreniveaus waarvan de rijssommen gelijk zijn aan 100 procent.⁴⁸ De limiettoestand van het Markov-model dat hoort bij elke transitiematrix, vormt een schatting van het percentage mannen en vrouwen dat werkt in hoge functies.⁴⁹ Vervolgens gaan we na hoe de carrièrekloof verandert indien we veronderstellen dat mannen en vrouwen even vaak demotie zouden maken. Daarbij worden in de transitiematrixes de demotiekansen vervangen door de gemiddelde demotiekans in de totale populatie van mannen en vrouwen samen. Tabel 13 toont hoe het percentage vrouwen in de hoge carrièreniveaus toeneemt bij gelijke demotiekansen (de transitiematrixes en limietverdelingen zijn opgenomen in tabel A11).

**Tabel 13. De impact van demoties op de carrièrekloof
(Markov what-if analysis, werknemers, 18-64 jaar, PSBH 1994-2002)[†]**

<i>Percentage vrouwen in hoge carrièreniveaus</i>	Hoge functies	Management- functies	Autoriteits- functies (supervisie)	Autoriteits- functies (sanctie)
<i>Bij de huidige demotiekans (nulmodel)</i>	31%	19%	35%	27%
<i>Bij een gendergelijke demotiekans</i>	43%	26%	42%	32%

[†]zie tabel A11 voor de transitiematrixes, de limietverdelingen en de validatie van de modellen.

⁴⁸ Deze analyse focust op de promotie- en de demotiekansen en houdt geen rekening met het feit dat werknemers die de werkende bevolking verlaten, betrokken werden in de berekening van deze kansen.

⁴⁹ Om de validiteit van het model na te gaan werden deze schattingen vergeleken met de werkelijke percentages mannen en vrouwen die werken in hoge carrièreniveaus. Deze percentages wijken nooit meer dan 2 procentpunten af van de schattingen (zie appendix tabel A11), wat we interpreteren als een bevestiging van de validiteit van het model.

Indien mannen en vrouwen evenveel demoties zouden meemaken, dan zou het aandeel vrouwen in managementfuncties op termijn toenemen van 19 naar 26 procent. Gelijke demotiekansen zijn duidelijk geen voldoende voorwaarde voor het wegwerken van de carrièrekloof – in dat geval zouden we 50 procent vrouwen verwachten – maar de kloof wordt voor elk van de carrière dimensies toch voor een kwart tot de helft verklaard door verschillen in demotiekansen.

Kortom, de analyses geven aan dat demoties niet zo zeldzaam zijn als vaak wordt gedacht en dat het genderverschil in demotiekansen een aanzienlijke bijdrage levert tot de carrièrekloof.

7. Het belang van een doorstroombenadering

Een genderevenwicht aan de top kan niet bereikt worden zonder voldoende doorstroom van vrouwen naar de tussenliggende carrièreniveaus en naar de subtop, zelfs niet indien mannen en vrouwen even veel kans maken op een promotie naar die topfuncties. Het belang van doorstroomeffecten in carrières kan geëvalueerd worden aan de hand van het type *what-if* analyses bij Markov-modellen dat in de vorige paragraaf werd gebruikt. We gaan op zoek naar een schatting van de mate waarin de genderkloof in de hoogste carrièreniveaus blijft bestaan indien geen rekening wordt gehouden met doorstroomverschillen. De analyse wordt uitgevoerd voor de carrièrekloof in jobautoriteit door voor mannen en vrouwen een Markov-model te schatten dat de transities in kaart brengt tussen drie statussen: (1) geen jobautoriteit, (2) enkel supervisie-autoriteit en (3) sanctie-autoriteit.⁵⁰ Vervolgens wordt het model gebruikt voor een *what-if* analyse door enkele parameters van het model te wijzigen: mannen en vrouwen krijgen in de simulatie gelijke kansen om sanctie-autoriteit (het hoogste carrièreniveau) te verwerven vanuit de twee andere statussen. Die nieuwe kansen stemmen overeen met het populatiegemiddelde (vrouwen en mannen samen) van de kans om sanctie-autoriteit te verwerven. In de simulatie verlaagt dus de promotiekans van mannen en verhoogt de kans van vrouwen, wat een realistisch scenario is vanuit economisch perspectief.

De resultaten van de *what-if* analyse geven aan dat het percentage vrouwen dat beschikt over sanctie-autoriteit toeneemt van 27 procent (het nulmodel) tot 38 procent (de simulatie) wanneer

⁵⁰ Zie tabel A12 voor het model en alle hulpberekeningen. Er werd gecontroleerd dat de werkelijke verdeling van mannen en vrouwen over de drie carrièreniveaus overeenstemt met de schattingen die het model daarvoor oplevert (de limiettoestanden).

mannen en vrouwen gelijke promotiekansen naar het hoogste carrièreniveau hebben. Om de kloof volledig te dichten is een toename tot 50 procent noodzakelijk, zodat er geconcludeerd moet worden dat minder dan de helft van de kloof in sanctie-autoriteit wordt weggewerkt indien er alleen werk wordt gemaakt van gelijke kansen om sanctie-autoriteit te verwerven zonder rekening te houden met de doorstroomeffecten via supervisie-autoriteit.

Deze resultaten tonen het belang aan van een doorstroombenadering bij analyses of beleid inzake de carrièrekloof. Veranderingen in de doorstroom op het ene niveau beïnvloeden immers – na verloop van tijd – de verdeling op de andere niveaus.

8. Conclusie

In deze tekst werd de promotiekloof tussen mannen en vrouwen in kaart gebracht. Voor elk van de onderzochte carrièredimensies beschikken vrouwen over lagere promotiekansen dan mannen en dit genderverschil blijft significant na controle voor een reeks persoonskenmerken die een rol spelen bij promoties. Vrouwen werken inderdaad vaker deeltijds, ze beschikken over minder ervaring, ze presteren minder overuren, ze zijn minder bereid (of in de mogelijkheid) tot occasioneel overwerk en ook de *work commitment* is gemiddeld lager bij vrouwen. Maar zelfs al deze effecten samen kunnen niet verklaren waarom vrouwen zo weinig promoties krijgen. Deze vaststelling interpreteren we als een indicatie voor het bestaan van discriminatie bij promoties van vrouwen in België.

Het genderverschil in promotiekansen kon voor een deel verklaard worden en de bijdragen van individuele variabelen werden gekwantificeerd aan de hand van decompositietechnieken. Vooral genderverschillen in het aantal contracturen en de bereidheid/mogelijkheid om occasioneel overuren te doen, zijn belangrijke factoren in de verklaring van de promotiekloof. Het organiseren van occasioneel overwerk en het daarmee rekening houden bij promoties lijkt de carrièrekloof dus te versterken. Er werd echter aangetoond dat er weinig genderverschillen zijn in de samenhang tussen promoties in de verschillende carrièredimensies. Zo gaan functiepromoties in België voor mannen en vrouwen gepaard met gelijkaardige loonstijgingen.

De analyses wijzen op een toenemend aantal werknemers dat op eigen initiatief van werkgever verandert (jobhoppen), wat in overeenstemming is met de these van de opkomende *boundaryless career*. Na controle voor een reeks persoonskenmerken – waaronder de leeftijd en het loonniveau

– kan er niet langer een significant genderverschil aangetoond worden voor de kans op jobhoppen of de kans om de huidige werkgever te verlaten. Dat betekent dat eventuele statistische discriminatie van werkgevers (het niet investeren in *on-the-job* training van vrouwelijke werknemers uit vrees voor uitstroom) in feite zonder basis is. Er werd ook aangetoond dat jobhoppen niet meer oplevert voor mannen dan voor vrouwen, zodat de opkomst van de *boundaryless career* als genderneutraal mag opgevat worden.

Met betrekking tot de preferentietheorie werd aan de hand van een *fixed effects* analyse aangetoond dat veranderingen in preferenties wel degelijk leiden tot hogere promotiekansen. Deze samenhang lijkt dus niet voort te vloeien uit niet-geobserveerde heterogeniteit. De decompositie van de promotiekloof geeft echter aan dat de bijdrage van het genderverschil in preferenties tot de carrièrekloof eerder beperkt is. Er werd ook aangetoond dat attitudes ten aanzien van betaalde arbeid geen onveranderlijk persoonskenmerk zijn: mensen betreden de arbeidsmarkt doorgaans met een hoog niveau van *work commitment* en tijdens de loopbaan zijn er allerlei verschuivingen (naast heel wat continuïteit). Bovendien werd aangetoond dat preferenties en het carrièreniveau elkaar wederzijds versterken. De causaliteit verloopt dus niet in één richting zoals de preferentietheorie vooropstelt. Bovendien moeten er vraagtekens geplaatst worden bij de these van de preferentietheorie als zou de keuzevrijheid van vrouwen toenemen. De analyses wijzen immers uit dat preferenties met betrekking tot betaalde arbeid niet minder maar meer voorspelbaar zijn geworden tijdens de onderzochte periode.

Het glazen plafond werd conceptueel verfijnd en gedefinieerd als de verzameling van de belemmeringen die vrouwen in de hogere hiërarchische niveaus (of later in de carrière) ondervinden, die ervoor zorgen dat hun promotiekansen lager zijn dan kan worden verwacht op basis van de objectieve kenmerken van die vrouwen. We introduceerden een typologie van carrière-belemmeringen waarbij het glazen plafond onderscheiden wordt van een situatie van *sticky floors*, waar de belemmeringen zich eerder onderaan de hiërarchie (of vroeger in de carrière) bevinden. We introduceerden ook een maat voor het kwantificeren van de carrière-belemmeringen die vrouwen ondervinden: de Belemmeringsratio. Een analyse van de belemmeringen bij werknemers in België tijdens de beschouwde periode toonde het bestaan aan van een glazen plafond. Er zijn ook indicaties voor het bestaan van *sticky floors* (beide fenomenen kunnen immers naast elkaar bestaan in arbeidsmarkten), wat beleidsmatig belangrijk

is aangezien er weinig aandacht uitgaat naar *sticky floors* terwijl veel meer vrouwen mogelijk met deze vorm van economische discriminatie geconfronteerd worden.

We toonden aan dat demoties niet zo zeldzaam zijn als vaak wordt gedacht. Vrouwen maken voor elk van de onderzochte carrière dimensies meer demotie dan mannen zodat er – naar analogie met de promotiekloof – ook van een demotiekloof gesproken kan worden. Op basis van een Markov *what-if* analyse schatten we dat de demotiekloof verantwoordelijk is voor een kwart tot de helft van de carrière kloof tussen mannen en vrouwen. Bovendien werd gewezen op het belang van een doorstroombenadering bij analyses of beleid inzake de carrière kloof: voor een genderevenwicht in topfuncties is immers ook een goede doorstroom in de tussenliggende carrièreniveaus en naar de subtop noodzakelijk.

Referenties

- Albrecht, J., A. Björklund & S. Vroman (2003). Is there a glass ceiling in Sweden? *Journal of Labor Economics* 21(1). pp. 145-177.
- Alessio, J.C. & J. Andrzejewski (2000). Unveiling the hidden glass ceiling: An analysis of the cohort effect claim. *American Sociological Review* 65(2). pp. 311-315.
- Allison, P.D. (2009). *Fixed effects regression models*. In: Quantitative applications in the social sciences. No 160. Thousand Oaks: Sage.
- Arulampalam, W., A.L. Booth & M.L. Bryan (2007). Is there a glass ceiling over Europe? Exploring the gender pay gap across the wage distribution. *Industrial & Labor Relations Review*. Vol. 60(2). pp. 163-186.
- Baxter, J. & E. Wright (2000). The Glass Ceiling Hypothesis. *Gender and Society* 14(2). pp. 275-294.
- Beck, U. (1997). *The reinvention of politics: rethinking modernity in the global social order*. Cambridge: Polity Press.
- Berings, D. (2003). *Zit het glazen plafond tussen de oren?* Over-Werk 1-2. p. 186-189.
- Bihagen, E. & M. Ohls (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.
- Blau, F.D. & J. Devaro (2007). New evidence on gender differences in promotion rates : An empirical analysis of a sample of new hires. *Industrial Relations*. Vol. 46(3). pp. 511-550.
- 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.
- Chevalier, A. (2004). *Motivation, expectations and the gender pay gap for UK graduates*. IZA Discussion Paper. No. 1101.
- Cotter, D.A., Hermsen, J.M., Ovadia, S. & Vanneman, R. (2001). The glass ceiling effect. *Social Forces* 80(2). pp. 655-682.
- De Beer, P. (2004). Individualisering zit tussen de oren. In: J.W. Duyvendak & M. Hurenkamp (red.). *Kiezen voor de kudde*. Amsterdam: Van Gennep. pp. 18-36.
- De Groot, W. (1997). Demotie demotiveert. *Economisch Statistische Berichten*. Vol. 82 (4126). pp. 820-822.
- Delmotte, J., W. Herremans & M. Booghmans (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.
- Department of Labor (1995). Good for business: making full use of the nation’s human capital. Federal glass ceiling commission report.
- Dohmen, T.J., B. Kriechel & G.A. Pfann (2004). Monkey bars and ladders: the importance of lateral and vertical job mobility in internal labor market careers. *Journal of Population Economics*. Vol. 17(2). pp.
- Elchardus, M. (2007). *Sociologie: een inleiding*. Amsterdam: Pearson.
- Ferree, M.M. & Purkayastha, B. (2000). Review: Equality and cumulative disadvantage: Response to Baxter and Wright. *Gender and Society* 14(6). pp. 809-813.
- Finkel, S.E. (1995). *Causal analysis with panel data*. In: Quantitative applications in the social sciences. No. 105. Thousand Oaks: Sage.
- Flinn, C.J. (1986). Wages and job mobility of young workers. *The Journal of Political Economy*. Vol. 94(3). pp. S88-S110.
- Goldner, F.H. (1965). Demotion in industrial management. *American Sociological Review*. Vol. 30(5). pp. 714-724.
- Groot, W. & van den Brink, H. (1996). Glass ceilings or dead ends: Job promotion of men and women compared. *Economic Letters* 53. pp. 221-226.
- Gujarati, D.N. (2003). *Basic econometrics*. 4th edition. New York: McGraw-Hill.
- Hachen, D.S. (1990). Three models of job mobility in labor markets. *Work and Occupations*. Vol. 17(3). pp. 320-354.

- Hakim, C. (1991). Grateful slaves and self-made women: fact and fantasy in women's work orientations. *European Sociological Review*. Vol. 7(2). pp. 101-121.
- Hakim, C. (1996b). Labour mobility and employment stability: rhetoric and reality on the sex differential in labour-market behaviour. *European Sociological Review*. Vol. 12(1). pp. 1-31.
- Hakim, C. (1998). Developing a sociology for the twenty-first century: preference theory. *British Journal of Sociology*. Vol. 49(1). pp. 137-143.
- Hakim, C. (2000). *Work-lifestyle choices in the 21st century: Preference theory*. Oxford: Oxford University Press.
- Hakim, C. (2002). Lifestyle preferences as determinants of women's differentiated labor market careers. *Work and Occupations*. Vol. 29(4). pp. 428-459.
- Hakim, C. (2004). *Key Issues in Women's Work: Female diversity and the polarisation of women's employment*. 2nd edition. London: Glasshouse press.
- Hall, D.T. & L.A. Isabella (1985). *Downward movement and career development*. Organisational Dynamics. Vol. 14(1). pp. 5-23.
- Harlan, S.L. & C.W. Berheide (1994). *Barriers to workplace advancement experienced by women in low-paying occupations*. Key Workplace Documents: US Glass Ceiling Commission.
- ILO (2004). *Breaking through the glass ceiling: Women in management*. Geneva: ILO Office.
- Jettinghoff, K., G. Van Sloten & C. van de Ven (2005). *Glazen plafonds of plakkende vloeren: barrières voor een verzekerde doorstroom?* TNO-Rapport.
- Josten, E. & R. Schalk (2010). The effects of demotion on older and younger employees. *Personnel Review*. Vol. 39(2). pp. 195-209.
- 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.
- Lamberts, M. & Delmotte, J. (2004). *Knelpunten op de arbeidsmarkt: Kansen voor vrouwen*. Leuven: Hoger Instituut voor de Arbeid.
- Landers, R.M., J.B. Rebitzer & L.J. Taylor (1996). Rat race redux: adverse selection in the determination of work hours in law firms. *American Economic Review*. Vol. 86(3). pp. 329-348.
- Loprest, P.J. (1992). Gender differences in wage growth and job mobility. *American Economic Review*. Vol. 82(2). pp. 526-532.
- Maume, D.J. (1999). Occupational segregation and the career mobility of white men and women. *Social Forces*. Vol. 77(4). pp. 1433-1459.
- Maume, D.J. (1999b). Glass ceiling and glass escalators: occupational segregation and race and sex differences in managerial promotions. *Work and Occupations*. Vol. 26(4). pp.483-509.
- 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*. Vol. 93(4). pp.479-493.
- Myrdal, A. & V. Klein (1956). *Women's two roles: home and work*. London: Routledge.
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review* 14(3). pp. 693-709.
- Pell, A.N. (1996). Fixing the leaky pipeline: women scientists in academia. *Journal of animal science*. Vol. 74. pp. 2843-2848.
- Reskin, B.F. en I. Padavic (1994). *Women and men at work*. Thousands Oaks: Pine Forge Press.
- Sargent, L.D. (2003). Effects of a downward status transition on perceptions of career success, role performance and job identification. *Australian Journal of Psychology*. Vol. 55(2). pp. 114-120.
- Shackleton, J.R. (2008). *Should we mind the gap? Gender pay differentials and public policy*. London: Institute of Economic Affairs.
- Sorensen, A.B. (1977). The structure and the process of attainment. *American Sociological Review*. Vol. 42(6). pp. 965-978.
- Stellinga, M. (2009). *De mythe van het glazen plafond*. Amsterdam: Balans.

- Tesch, B.J., H.M. Wood, A.L. Helwig, A.B. Nattinger (1995). *Promotion of women physicians in medicine: glass ceiling or sticky floor?* Journal of American Medicin Association. Vol. 273(13). pp. 1022-1025.
- Topel, R.H. & M.P. Ward (1988). *Job mobility and the careers of young men*. National Bureau of Economic Research Working Paper No. 2649.
- Valgaeren, E. (2007). Nomadische loopbanen in de ICT-sector. *Over.Werk*. 17(2). pp. 19-23.
- Valgaeren, E., K. Hendrickx, I. De Biolley, G. Reymenants & H. Van Hove (2008). *Vrouwen aan de top 2008*. Brussel: Instituut voor de Gelijkheid van Vrouwen en Mannen.
- Wooldridge, J.M. (2002). *Introductory econometrics: a modern approach*. Cincinnati: South Western Educational Publishing.
- Wright, E.O., J. Baxter & G.E. Birkelund (1995). The gender gap in workplace authority: A cross-national study. *American Sociological Review*. Vol. 60(3). pp. 407-435.
- Zandvliet, K. (2002). *Vrouwen in hogere functies: Ontwikkeling benchmark*. Rotterdam: SEOR.

Appendices

**Tabel A1. Promoties van mannen en vrouwen in België
(steekproefgroottes bij tabel A5.1)**

	<i>person-years</i>	
	Mannen	Vrouwen
Stijging bruto-maandloon	5007	3685
Stijging bruto-uurloon	4647	3325
Functiepromotie	6149	5123
Managementpromotiekans	8640	8007
Autoriteitspromotiekans (supervisie)	4960	5389
Autoriteitspromotiekans (sanctie)	7320	6768

**Tabel A2. Samenhang tussen de promoties in de verschillende carrière-dimensies
(steekproefgroottes bij tabel 5.2)**

		Toename reëel maandloon	Toename reëel uurloon	Kans op functie- promotie	Kans op management- promotie	Kans op verwerven supervisie- autoriteit	Kans op verwerven sanctie- autoriteit
Bij een functiepromotie	M	172	167	303	267	114	217
	V	93	90	178	168	103	152
Bij een managementpromotie	M	96	93	33	156	18	65
	V	29	28	16	48	14	27
Bij een autoriteitspromotie (supervisie)	M	266	257	424	538	579	560
	V	176	172	311	370	386	371
Bij een autoriteitspromotie (sanctie)	M	174	170	179	275	99	343
	V	79	76	78	118	45	138

**Tabel A3. De kans op jobhoppen en uitstroom bij de werkgever
(coëfficiënten en standaardafwijking bij tabel 5.3, PSBH 1994-2002)[†]**

Variabele	Kans op jobhoppen	Kans op uitstroom bij de werkgever
Geslacht: vrouw (ref = man)	- 0.22 (.17)	0.06 (.14)
Ervaring op de arbeidsmarkt	- 0.04 (.01)	0.09 (.01)
Ervaring op de arbeidsmarkt (kwadraat)		0.00 (.00)
Diploma: hoger (ref = niet hoger)	0.41 (.21)	0.21 (.16)
Diploma: Universitair (ref = niet hoger)	0.87 (.26)	0.57 (.21)
Aantal werkuren	0.03 (.01)	0.01 (.01)
Middelgrote organisatie (ref=klein)	- 0.66 (.17)	- 0.36 (.14)
Grote organisatie (ref=klein)	- 0.47 (.16)	- 0.36 (.13)
Overheid (ref=privé)	- 0.59 (.20)	- 0.66 (.14)
Beroep: (10 ISCO-dummies)	n.s.	n.s.
Work commitment: hoog (ref = niet hoog)	- 0.45 (.19)	- 0.32 (.15)
Maandloon (ln)	- 0.62 (.22)	- 0.67 (.19)
Supervisie (ref = geen jobautoriteit)	0.12 (.16)	- 0.02 (.13)
Golf	0.07 (.03)	0.00 (.02)
Ervaring bij de werkgever (anciënniteit)	- 0.09 (.02)	- 0.01 (.01)
Constante	1.34 (1.7)	3.24 (1.2)
N <i>person years</i>	7206	7279
N <i>events</i>	225 (3.1%)	396 (5.4%)
Nagelkerke R ²	0.16	0.11

n.s. = niet-significant; [†]Er werd getest voor multicollineariteit (VIF<10).

**Tabel A4. Promoties bij jobhoppers
(steekproefgroottes bij tabel 5.4)**

	<i>Jobhoppers</i>		<i>Niet-jobhoppers</i>	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
Gemiddelde reële loongroei (in %)				
Bruto-maandloon [†]		227		7419
Bruto-uurloon [†]		187		7146
Promotiekans (in %)[†]				
Functiepromotie	186	143	5218	4270
Managementpromotie	244	178	7269	6423
Autoriteitspromotie (supervisie)	133	134	4189	4600
Autoriteitspromotie (sanctie)	207	163	6271	5762

[†] Bij de berekening van de gemiddelde loongroei wordt gecontroleerd voor het loon bij de uitgangspositie (zie §5.2.1) aan de hand van een lineair model van de logaritmische loongroei waarin mannen en vrouwen gepoold werden.

**Tabel A5. Determinanten van promoties
(coëfficiënten met standaardafwijking bij de regressiemodellen, PSBH 1994-2002)[†]**

Variabele	<i>pooled linear regression</i>		<i>discrete-time Event History Analysis (logit-regression)</i>			
	Toename maandloon	Toename uurloon	Kans op functie-promotie	Kans op management-promotie	Kans op autoriteits-promotie (supervisie)	Kans op autoriteits-promotie (sanctie)
Geslacht: vrouw (ref = man)	- 0.03 (.00)	- 0.03 (.00)	- 0.79 (.14)	- 0.73 (.22)	- 0.37 (.10)	- 0.29 (.14)
Diploma: hoger (ref = niet hoger)	0.07 (.01)	0.06 (.01)	0.95 (.15)	1.35 (.23)	0.26 (.10)	0.21 (.14)
Diploma: Universitair (ref = niet hoger)	0.12 (.01)	0.12 (.01)	2.53 (.22)	2.17 (.26)	0.96 (.14)	0.81 (.17)
Ervaring op de arbeidsmarkt	0.00 (.00)	0.00 (.00)	0.02 (.01)	0.02 (.01)	- 0.02 (.01)	0.00 (.01)
Ervaring bij de werkgever (anciënniteit)	0.00 (.00)	0.00 (.00)	0.01 (.01)	0.01 (.01)	0.01 (.01)	0.01 (.01)
Middelgrote organisatie (ref=klein)	0.01 (.01)	0.00 (.01)	- 0.04 (.19)	- 0.47 (.28)	- 0.18 (.12)	0.28 (.17)
Grote organisatie (ref=klein)	0.02 (.01)	0.03 (.01)	0.37 (.16)	- 0.01 (.23)	- 0.06 (.10)	0.36 (.14)
Overheid (ref=privé)	0.00 (.00)	- 0.01 (.00)	- 0.14 (.16)	- 0.23 (.22)	0.02 (.11)	- 0.70 (.16)
Aantal werkuren (contract)	0.01 (.00)	0.00 (.00)	0.02 (.01)	0.06 (.02)	0.03 (.01)	0.04 (.01)
Aantal overuren	0.00 (.00)	0.00 (.00)	0.04 (.01)	0.02 (.01)	0.02 (.01)	0.03 (.01)
Occasioneel vroeg/laat werken	0.01 (.00)	0.01 (.00)	0.26 (.14)	0.74 (.18)	0.40 (.10)	0.41 (.13)
Work commitment: midden (ref = laag)	0.02 (.01)	0.02 (.01)	0.52 (.20)	1.60 (.53)	0.25 (.12)	0.18 (.19)
Work commitment: hoog (ref = laag)	0.03 (.01)	0.03 (.01)	0.58 (.23)	1.88 (.55)	0.49 (.15)	0.38 (.21)
Golf	0.00 (.00)	0.00 (.00)	- 0.11 (.03)	0.04 (.04)	- 0.05 (.02)	- 0.02 (.03)
Toename aantal contracturen	0.01 (.00)	- 0.02 (.00)				
Maandloon (ln)	- 0.20 (.01)					
Uurloon (ln)		- 0.22 (.01)				
Bediende (ref=arbeider)			2.25 (.23)			
Supervisie-autoriteit (ref = geen jobaut.)						1.77 (.12)
Constante	1.24 (.05)	0.47 (.02)	- 6.34 (.56)	- 9.54 (.94)	- 3.04 (.34)	- 5.98 (.55)
N / person years	5992	5953	8067	11166	7141	9793
N events			302	133	644	343
R ² / Nagelkerke	0.14	0.30	0.22	0.13	0.05	0.17

[†]Er werd getest voor multicollineariteit (VIF<10).

**Tabel A6. Decompositie van het genderverschil in carrièreniveau in België
(steekproefgroottes bij de decomposities in tabel 5.6)**

	Maandloon	Uurloon	Kans op een hoge functie	Kans op een management-functie	Kans op supervisie autoriteit	Kans op sanctie-autoriteit
Steekproefgrootte: mannen	3877	3876	4490	6347	3586	5428
Steekproefgrootte: vrouwen	2779	2771	3893	5638	3994	5104

Tabel A7. Veranderingen in de preferenties van mannen en vrouwen (steekproefgroottes bij tabel 5.7)

		Mannen	Vrouwen
<i>Work commitment</i> in 2001	Laag	164	132
	Midden	620	656
	Hoog	209	104

Tabel A8. *Work commitment* bij instromers vanuit het onderwijs (PSBH 1994-2002)

	<i>Work commitment</i>			Totaal	N
	Laag	Midden	Hoog		
Mannen	7%	65%	28%	100%	231
Vrouwen	6%	72%	22%	100%	213
Totaal (alle instromers)	6%	69%	25%	100%	444
Alle werkenden in 2002	17%	69%	14%	100%	2013

Tabel A9. *Fixed effects* model van de determinanten van carrièreniveau (regressiecoëfficiënten, details bij tabel 5.10)[†]

Variabele	Maandloon	Uurloon	Kans op een hoge functie	Kans op een management-functie	Kans op supervisory authority	Kans op sanctioning authority
Organisatiegrootte	15 (.12)	0.04 (.09)	0.12 (.09)	0.26 (.13)	0.05 (.06)	- 0.09 (.10)
Overheid (ref = privé-sector)	- 37 (.28)	- 0.50 (.20)	- 0.19 (.28)	- 0.40 (.44)	- 0.20 (.15)	- 0.34 (.26)
Aantal contracturen	20 (.2)	- 0.26 (.01)	0.04 (.01)	0.11 (.02)	0.03 (.01)	0.07 (.01)
Aantal overuren	6 (.1)	- 0.03 (.01)	0.02 (.01)	0.05 (.01)	0.03 (.01)	0.07 (.01)
<i>Work commitment</i>	23 (.12)	0.06 (.09)	0.35 (.11)	0.07 (.14)	0.28 (.07)	0.51 (.10)
Golf / ervaring	54 (.2)	0.33 (.02)	0.16 (.02)	0.15 (.02)	0.08 (.01)	0.15 (.02)
N <i>person years</i>	12840	12838	3421	1851	7010	3680
Gemiddelde aantal jaren per persoon	3.4	3.4	5.7	6.3	5.7	5.9
R ² (within) / Log-likelihood	0.08	0.11	-1218	-702	-2635	-1304

[†]Er werd getest voor multicollineariteit (VIF<10).

Tabel A10. Determinanten van demoties (coëfficiënten en standaardafwijkingen bij tabel 5.11)[†]

Variabele	Kans op functie-demotie	Kans op management-demotie	Kans op autoriteits-demotie (supervisory)	Kans op autoriteits-demotie (sanctioning)
Geslacht: vrouw (ref = man)	0.80 (.17)	0.57 (.26)	0.08 (.11)	- 0.02 (.18)
Diploma: hoger (ref = niet hoger)	- 0.79 (.18)	0.31 (.27)	- 0.31 (.11)	- 0.57 (.18)
Diploma: Universitair (ref = niet hoger)	- 1.97 (.23)	- 0.55 (.29)	- 0.89 (.16)	- 0.96 (.20)
Ervaring op de arbeidsmarkt	- 0.04 (.01)	- 0.03 (.01)	- 0.02 (.01)	- 0.02 (.01)
Ervaring bij de werkgever (anciënniteit)	- 0.02 (.01)	- 0.00 (.01)	- 0.03 (.01)	- 0.02 (.01)
Middelgrote organisatie (ref=klein)	- 0.79 (.23)	- 0.65 (.34)	- 0.40 (.13)	- 0.30 (.22)
Grote organisatie (ref=klein)	- 0.72 (.20)	- 0.34 (.30)	- 0.47 (.13)	- 0.39 (.20)
Overheid (ref=privé)	0.38 (.18)	- 1.01 (.28)	0.28 (.12)	0.68 (.19)
Aantal werkuren (contract)	0.01 (.02)	0.01 (.04)	- 0.04 (.01)	- 0.04 (.02)
Aantal overuren	- 0.03 (.01)	- 0.01 (.02)	- 0.03 (.01)	- 0.02 (.01)
Occasioneel vroeg/laat werken	- 0.36 (.17)	- 0.07 (.22)	- 0.19 (.11)	- 0.05 (.15)
<i>Work commitment</i> : midden (ref = laag)	- 0.45 (.24)	1.04 (.76)	- 0.30 (.16)	- 0.77 (.29)
<i>Work commitment</i> : hoog (ref = laag)	- 0.96 (.28)	1.03 (.77)	- 0.44 (.18)	- 0.56 (.31)
Gezondheid (ref=niet goed)	- 0.50 (.23)	0.57 (.47)	- 0.08 (.15)	- 0.40 (.24)
Golf	- 0.07 (.03)	0.27 (.05)	- 0.03 (.02)	- 0.05 (.03)
Constante	1.94 (.84)	- 4.03 (1.9)	2.15 (.44)	2.82 (.77)
N / <i>person years</i>	1718	708	3230	1206
N <i>events</i>	313	150	644	312
R ² / Nagelkerke	0.14	0.11	0.07	0.07

[†]Er werd getest voor multicollineariteit (VIF<10).

**Tabel A11. De impact van demoties op de carrièrekloof
(what-if analyse via Markov-modellering)**

Hoge functie		Managementfunctie		Supervisie-autoriteit		Sanctie-autoriteit	
<i>Transitiematrixes[†] bij huidige demotiekansen – Mannen</i>							
95.1%	4.9%	98.2%	1.8%	88.3%	11.7%	95.3%	4.7%
13.5%	86.5%	17.0%	83.0%	15.9%	84.1%	23.0%	77.0%
<i>Limietverdelingen</i>							
73%	27%	90%	10%	58%	42%	83%	17%
<i>Werkelijke verdeling in 2002 op basis van PSBH-data (modelvalidatie)</i>							
74%	26%	92%	8%	59%	41%	82%	18%
<i>Transitiematrixes[†] bij huidige demotiekansen – Vrouwen</i>							
96.5%	3.5%	99.4%	0.6%	92.8%	7.2%	98.0%	2.0%
25.4%	74.6%	18.8%	81.2%	24.6%	75.4%	30.1%	69.9%
<i>Limietverdelingen</i>							
88%	12%	98%	2%	77%	23%	94%	6%
<i>Werkelijke verdeling in 2002 op basis van PSBH-data (modelvalidatie)</i>							
89%	11%	99%	1%	79%	21%	95%	5%
<i>Transitiematrixes[†] bij gelijke demotiekansen - Mannen</i>							
95.1%	4.9%	98.2%	1.8%	88.3%	11.7%	95.3%	4.7%
16.4%	83.6%	18.8%	81.2%	18.5%	81.5%	24.5%	75.5%
<i>Limietverdelingen</i>							
77%	23%	91%	9%	61%	39%	84%	16%
<i>Transitiematrixes[†] bij gelijke demotiekansen - Vrouwen</i>							
96.5%	3.5%	99.4%	0.6%	92.8%	7.2%	98.0%	2.0%
16.4%	83.6%	18.8%	81.2%	18.5%	81.5%	24.5%	75.5%
<i>Limietverdelingen</i>							
82%	18%	97%	3%	72%	28%	92%	8%

[†] Elke transitiematrixes bevat 2 rijen en 2 kolommen waarbij het getal linksboven de kans voorstelt om te blijven in een laag carriërniveau.

**Tabel A12. Het belang van doorstroomeffecten
(de impact van gelijke kansen om sanctioning authority te verwerven op de genderkloof
in sanctioning authority, what-if analyse via Markov-modellering, PSBH 1994-2002)**

Transitiematrix[†] - Mannen	<i>Geen jobautoriteit</i>	<i>Supervisie- autoriteit</i>	<i>Sanctie- autoriteit</i>	N
<i>Geen jobautoriteit</i>	87% (87%)	11% (11%)	2% (2%)	5233
<i>Supervisie-autoriteit</i>	24% (25%)	62% (63%)	14% (12%)	2175
<i>Sanctie-autoriteit</i>	7% (7%)	17% (17%)	76% (76%)	1423
Limiettoestand nulmodel:	56%	25%	19%	
Werkelijke verdeling PSBH02 (validatie):	59%	23%	18%	
Limiettoestand simulatie:	58%	25%	16%	
Transitiematrix[†] – Vrouwen	<i>Geen jobautoriteit</i>	<i>Supervisie- autoriteit</i>	<i>Sanctie- autoriteit</i>	N
<i>Geen jobautoriteit</i>	91% (91%)	8% (8%)	1% (2%)	5467
<i>Supervisie-autoriteit</i>	33% (32%)	58% (56%)	9% (12%)	1104
<i>Sanctie-autoriteit</i>	10% (10%)	23% (23%)	68%	389
Limiettoestand nulmodel:	75%	17%	7%	
Werkelijke verdeling PSBH02 (validatie):	79%	16%	5%	
Limiettoestand simulatie:	72%	18%	10%	

[†] Tussen haakjes wordt de transitiematrix vermeld die gebruikt werd in de simulatie. Daarin werden de vetgedrukte kansen opgelegd (gelijke kansen om *sanctie-autoriteit* te verwerven), de andere kansen in die rijen werden verhoudingsgewijs aangepast om het kanskarakter van de matrix te bewaren.