

KATHOLIEKE UNIVERSITEIT LEUVEN

FACULTEIT SOCIALE WETENSCHAPPEN

OPLEIDING SOCIOLOGIE

**DE ARBEIDSSITUATIE VAN DE VROUW
EN DE TIMING VAN HET EERSTE,
TWEEDE EN DERDE KIND**

Een event history analyse van
Belgische paneldata

Promotor : Prof. Dr. Koen Matthijs
Verslaggever : Prof. Dr. Jaak Billiet

VERHANDELING
aangeboden tot het verkrijgen van
de graad van Licentiaat in de
Sociologie
door
Mieke JANSEN

academiejaar 2005-2006

Inhoud

Inhoud	1
Lijst van tabellen	5
Lijst van figuren	6
Lijst van afkortingen	8
Voorwoord	9
Inleiding	10
1 Probleemstelling en onderzoeksvragen	13
1.1 Inleiding	13
1.2 Algemene onderzoeksvraag	14
1.3 Afbakening	18
1.3.1 Eerste, tweede en derde geboorten	18
1.3.2 Vrouwen in loondienst	20
1.3.3 Afbakening in tijd en ruimte: België in de jaren '90	21
1.4 Overzicht van de onderzoeksvragen	21
2 Literatuuroverzicht	23
2.1 Inleiding	23
2.2 Micro-economische benadering	23
2.2.1 De New Home Economics	23
2.2.2 Concepten	25
2.2.3 Beperkingen	27
2.3 Normatieve benadering	29
2.3.1 De roltheorie	29
2.3.2 Evolutie van het externe rollenconflict	31
2.3.3 Concepten	32
2.3.4 Beperkingen	33
2.4 Sociaal-psychologische benadering	33
2.5 Dimensies van de arbeidssituatie van de vrouw op een rijtje	35
2.6 Kinderen van verschillende pariteit	37
2.6.1 Het verschil tussen eerste kinderen en kinderen van hogere pariteit	38
2.6.2 Het verschil tussen kinderen van lage en kinderen van hogere pariteit	39
2.7 Hypothesen	41

3	Data en steekproef	44
3.1	Algemeen: Panel Studie Belgische Huishoudens (PSBH)	44
3.2	De risicoset of risicopopulatie	46
3.3	Weging	49
4	Analysemethode	51
4.1	Inleiding	51
4.2	Beperkingen van traditionele regressiemethoden	52
4.2.1	Het probleem van censoring	52
4.2.1.1	Right censoring	52
4.2.1.2	Left censoring	54
4.2.1.3	Niet-informatieve versus informatieve censoring	58
4.2.2	Het probleem met tijdsvariërende covariaten	59
4.3	Basisconcepten van de event history benadering	59
4.4	Het discrete-time logit model	62
4.4.1	Discrete versus continuous-time benaderingen	62
4.4.2	Formeel: het discrete-time logit model	64
4.4.3	De assumpties van het discrete-time logit model	65
4.4.3.1	De lineaire additiviteitsassumptie	66
4.4.3.2	De proportionaliteitsassumptie	67
4.4.3.3	De ‘geen-ongeobserveerde-heterogeniteitsassumptie’	67
4.5	De likelihood functie	69
4.6	Opbouw van de dataset	70
5	Meetinstrumenten	72
5.1	De afhankelijke variabele	72
5.2	De onafhankelijke variabelen	72
5.2.1	Controlevariabelen	73
5.2.2	Substantiële variabelen	77
5.2.2.1	Sociaal-psychologische variabele	77
5.2.2.2	Economische variabelen	77
5.2.2.3	Normatieve variabelen	78
5.3	Causaliteit	81
6	Resultaten	83
6.1	De analyse in de praktijk	83
6.2	Het basismodel: eerste, tweede en derde geboorte	85

6.3	De kans op een eerste geboorte	91
6.3.1	Achtergrondvariabelen	91
6.3.2	Arbeidsgerelateerde variabelen	93
6.3.2.1	De attitude t.o.v. werk	93
6.3.2.2	Inkomen uit arbeid, carrièreperspectieven en -investeringen	95
6.3.2.3	Het aantal werkuren, het bijberoep, de uurregeling en het vervoer	97
6.3.3	Het finale model	102
6.4	De kans op een tweede geboorte	102
6.4.1	Achtergrondvariabelen	103
6.4.2	Arbeidsgerelateerde variabelen	104
6.4.2.1	De attitude t.o.v. werk	104
6.4.2.2	Inkomen uit arbeid, carrièreperspectieven en -investeringen	104
6.4.2.3	Het aantal werkuren, het bijberoep, de uurregeling en het vervoer	105
6.4.3	Het finale model	106
6.5	De kans op een derde geboorte	106
6.5.1	Achtergrondvariabelen	106
6.5.2	Arbeidsgerelateerde variabelen	107
6.5.2.1	De attitude t.o.v. werk	107
6.5.2.2	Inkomen uit arbeid, carrièreperspectieven en -investeringen	108
6.5.2.3	Het aantal werkuren, het bijberoep, de uurregeling en het vervoer	108
6.5.3	Het finale model	111
6.6	De resultaten op een rijtje	112
7	Discussie	113
7.1	Vergelijking van de modellen m.b.t. kinderen van verschillende pariteit	113
7.2	Een job in de publieke sector	114
7.3	De rol van een negatieve attitude t.o.v. werk	116
7.4	De invloed van micro-economische kenmerken van de job	117
7.4.1	Het arbeidsinkomen en de socio-professionele categorie als proxy voor carrièreperspectieven	117
7.4.2	Werkervaring: carrière-investeringen en carrièreperspectieven	118

7.4.3	De mediërende rol van werkervaring in de relatie tussen opleiding en de timing van het eerste kind	121
7.5	Jobkenmerken die de onverenigbaarheid tussen arbeid en gezin beïnvloeden	122
7.5.1	Het bijberoep	122
7.5.2	De tevredenheid met het vervoer	123
7.5.3	Het aantal werkuren per week	123
	7.5.3.1 Een bevestiging van de onverenigbaarheidsthese	123
	7.5.3.2 De onverenigbaarheidsthese op de helling	124
7.5.4	De uurregeling	126
	Besluit	129
	Referenties	134
	Bijlage 1 Illustratie van de samenhang tussen leeftijd en cohorte in de risicopopulatie m.b.t. het eerste kind.	142

Lijst van tabellen

Tabel 3.1	Overzicht van de risicopopulatie voor de analyse m.b.t. de hazard rate van het eerste kind.	47
Tabel 3.2	Overzicht van de risicopopulatie voor de analyse m.b.t. de hazard rate van het tweede kind.	48
Tabel 3.3	Overzicht van de risicopopulatie voor de analyse m.b.t. de hazard rate van het derde kind.	48
Tabel 6.1	Overzicht van de modelschattingen m.b.t. de hazard rate op de eerste geboorte.	88
Tabel 6.2	Overzicht van de modelschattingen m.b.t. de hazard rate op de tweede geboorte.	89
Tabel 6.3	Overzicht van de modelschattingen m.b.t. de hazard rate op de derde geboorte.	90
Tabel 6.4	Overzicht van de resultaten m.b.t. de kans op een eerste, tweede en derde kind.	112

Lijst van figuren

Fig. 1.1	Gemiddelde leeftijd bij de geboorte naar paiteit voor het Vlaamse Gewest. Periode 1990-2004.	15
Fig.1.2	Werkgelegenheidsgraad naar geslacht voor België. Periode 1992-2004.	16
Fig.2.1	Conceptueel model: de samenhang tussen arbeidsgerelateerde factoren en de hazard rate van het eerste, tweede en derde kind bij vrouwen in loondienst.	36
Fig.4.1	Illustratie right censoring. Tijd tot de eerste geboorte voor de geboortecohorte van 1970.	53
Fig.4.2	Illustratie left censoring. Tijd tot de eerste geboorte voor de geboortecohortes van 1955, 1960, 1965, 1970 en 1975.	55
Fig.6.1	Geschatte hazard functie m.b.t. de eerste, tweede en derde geboorte in functie van de duurtijd in de risicostaat.	87
Fig.6.2	Geschatte logit (hazard) functie m.b.t. de eerste, tweede en derde geboorte in functie van de duurtijd in de risicostaat.	87
Fig.6.3	Hazard rate functie voor de eerste geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep, naar opleiding en risicoduur.	92
Fig.6.4	Hazard rate functie voor de eerste geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep, naar houding t.o.v. werk en risicoduur.	94
Fig.6.5	Hazard rate functie voor de eerste geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep met een diploma LSO, naar werkervaring.	96
Fig.6.6	Hazard rate functie voor de eerste geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep met een diploma HSO, naar werkervaring.	96
Fig.6.7	Hazard rate functie voor de eerste geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep met een diploma HOBU, naar werkervaring.	96
Fig.6.8	Hazard rate functie voor de eerste geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep met een diploma UNIV, naar werkervaring.	96
Fig.6.9	Hazard rate functie voor de eerste geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep naar opleidingsniveau (LSO en HSO) en aantal werkuren.	98
Fig.6.10	Hazard rate functie voor de eerste geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep naar opleidingsniveau (HOBU en UNIV) en aantal werkuren.	98
Fig.6.11	Hazard rate functie voor de eerste geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep met een diploma HOBU, naar bijberoep en risicoduur.	100

Fig.6.12 Hazard rate functie voor de eerste geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep naar opleidingsniveau (LSO en HSO) en onregelmatige uren.	101
Fig.6.13 Hazard rate functie voor de eerste geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep naar opleidingsniveau (HOBU en UNIV) en onregelmatige uren.	101
Fig.6.14 Hazard rate functie voor de derde geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep met een diploma LSO, naar aantal werkuren.	109
Fig.6.15 Hazard rate functie voor de derde geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep met een diploma HSO, naar aantal werkuren.	109
Fig.6.16 Hazard rate functie voor de derde geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep met een diploma HOBU, naar aantal werkuren.	109
Fig.6.17 Hazard rate functie voor de derde geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep met een diploma UNIV, naar aantal werkuren.	109
Fig.6.18 Hazard rate functie voor de derde geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep met een diploma LSO, naar frequentie avondwerk.	110
Fig.6.19 Hazard rate functie voor de derde geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep met een diploma HSO, naar frequentie avondwerk.	110
Fig.6.20 Hazard rate functie voor de derde geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep met een diploma HOBU, naar frequentie avondwerk.	110
Fig.6.21 Hazard rate functie voor de derde geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep met een diploma UNIV, naar frequentie avondwerk.	110

Lijst van afkortingen

APS Vlaanderen	Administratie Planning en Statistiek Vlaanderen
CBGS	Centrum voor Bevolkings- en Gezinsstudie
HIVA	Hoger Instituut Voor de Arbeid
OECD	Organisation for Economic Cooperation and Development
PSBH	Panel Studie Belgische Huishoudens
Steunpunt WAV	Steunpunt Werkgelegenheid, Arbeid en Vorming
TVC	Totaal Vruchtbaarheidscijfer

Voorwoord

Om in de terminologie van deze verhandeling te blijven: de geboorte van mijn eerste intellectueel kindje is een feit. Het was zware bevallingsarbeid, maar dat vergeet je van zodra het resultaat er staat. Er zijn tijden dat het schrijven van deze verhandeling een onmogelijke opdracht leek. De geplande timing was dan ook niet altijd perfect. Vooral de immense dataverwerking die deze verhandeling met zich meebracht, strooide meer dan eens roet in het eten.

Gelukkig kon ik rekenen op de steun van een heel aantal mensen die dan ook een bijzonder woord van dank verdienen. In de eerste plaats gaat mijn dank uit naar mijn promotor, prof. Koen Matthijs, die mij niet alleen heeft uitgedaagd, maar ook met raad en daad bijgestaan om deze verhandeling tot een goed einde te brengen. Een bijzondere vermelding verdient vooral Sofie Van Assche. Hoewel niet officieel mijn assessor heb ik toch ettelijke uren op haar bureau versleten. Vooral over de methodologische poot van deze verhandeling hebben wij meer dan eens van gedachten gewisseld. Ook prof. Gray Swicegood, prof. Dimitri Mortelmans en Leen Heylen hebben met hun methodologische bemerkingen hun steentje bijgedragen.

Voorts wil ik ook mijn ouders bedanken, niet alleen voor hun steun in de laatste rechte lijn van deze verhandeling, maar ook voor de kansen die ze me gegeven hebben om deze opleiding te volgen. Daarnaast hebben zowel mijn moeder als Annemie hun steentje aan deze verhandeling bijgedragen: niet alleen hun vormelijke, maar ook inhoudelijke kritische bemerkingen stel ik bijzonder op prijs. Mijn vriend Kris tot slot verdient een bijzondere eervolle vermelding. Hij heeft de gevolgen van een vermoeide, met tijden geprikkelde vriendin als geen ander weten te trotseren en elke keer opnieuw gezorgd voor de noodzakelijke afleiding en ontspanning.

Mieke

Inleiding

Tik 'combinatie arbeid en gezin' in op Google België: 83.000 hits. De zoekrobot van 'de standaard online' vindt 79 artikels terug die de laatste vijf jaar gepubliceerd werden en die deze termen bevatten. Een kleine rekensom leert ons dat ongeveer 1.5 artikel per maand aan dit onderwerp besteed wordt. Ook de wetenschappelijke literatuur laat hierover niet onbetuigd: de online databank JSTOR geeft maar liefst 16.840 artikels weer die op de één of andere manier aan dit onderwerp gerelateerd zijn. Het is duidelijk, de combinatie arbeid en gezin houdt mensen bezig. Toegegeven, het is een term die vele ladingen dekt. Toch wordt deze term anno 2006 wellicht het meest in verband gebracht met de aanwezigheid van kinderen in een gezin en de arbeidssituatie van één of beide ouders. Meer nog, uit een rondvraag in mijn nabije omgeving blijkt dat deze term intuïtief geassocieerd wordt met een waargenomen spanning tussen de arbeidssituatie van de vrouw en de zorg voor (toekomstige) kinderen. Het is deze spanning die aan de basis ligt van de centrale onderzoeksvraag van deze verhandeling.

De opvatting dat vrouwelijke arbeidsparticipatie en een gezin op gespannen voet staan, wordt vaak aangegrepen als verklaring voor de dalende vruchtbaarheidscijfers in het Westen in de tweede helft van de 20^{ste} eeuw. Enerzijds wordt vastgesteld dat vrouwen in het Westen in de decennia rond de eeuwwisseling minder en later kinderen krijgen dan hun ouders en grootouders in de eerste helft van de 20^{ste} eeuw. Anderzijds begeven vanaf de jaren '70 van de vorige eeuw meer en meer vrouwen zich op de arbeidsmarkt (Van Dongen, 2001, p.77). Verklaringen die beide evoluties met elkaar in verband brengen, bleven dan ook niet uit. Vanuit heel verscheiden wetenschappelijke disciplines klinkt de stelling dat de stijgende arbeidsparticipatie van de vrouw in de tweede helft van de 20^{ste} eeuw mede verantwoordelijk is voor de daling van het totale vruchtbaarheidscijfer tot onder het vervangingsniveau.

Dat er zowel op wetenschappelijk als op beleidsvlak ruime aandacht is voor deze ontwikkeling en haar determinanten ligt voor de hand. Dat er vanaf de jaren '70 minder kinderen geboren worden dan het aantal dat nodig is om in de vervanging van de generaties te voorzien heeft immers brede maatschappelijke gevolgen - het Belgische pensioensstelsel bijvoorbeeld wordt gedragen door de (afnemende) actieve bevolking. Zoals zo vaak echter blijkt de verklaring voor deze dalende vruchtbaarheidscijfers in het Westen niet zo eenduidig. De Zuid-Europese landen bijvoorbeeld combineren extreem lage vruchtbaarheidscijfers met een lage vrouwelijke activiteitsgraad, dit in tegenstelling

tot de Scandinavische landen waar (relatief) hoge vruchtbaarheidscijfers hand in hand gaan met een relatief hoge arbeidsmarktparticipatie van vrouwen (Oinonen, 2004; Van Bavel, 2004). Andere factoren - denk bijvoorbeeld aan het nationale gezinsbeleid - spelen wellicht een niet te onderschatten rol (Oinonen, 2004; Van Bavel, 2004).

Dat op het geaggregeerd niveau het verband tussen vrouwelijke arbeidsmarktparticipatie en fertiliteit niet eenduidig is, neemt niet weg dat op individueel, microsociologisch vlak een samenhang bestaat tussen bepaalde arbeidskenmerken van de vrouw en haar reproductief gedrag (Van Bavel, 2002, p. 71). Met de toenemende verspreiding en maatschappelijke aanvaarding van efficiënte anticonceptiva in de laatste decennia van de vorige eeuw kan het krijgen van kinderen meer en meer gekarakteriseerd worden als een individueel, controleerbaar beslissingsproces (Liefbroer, 2005, p.368). Zowel het gewenste kindertal als de timing van de geboorten kunnen door koppels - en vrouwen in het bijzonder - steeds beter worden afgestemd op de persoonlijke levensomstandigheden.

De focus in deze verhandeling ligt dan ook op dit beslissingsproces en haar determinanten. Meer bepaald wordt onderzocht welke rol de specifieke arbeidssituatie van de vrouw speelt in het krijgen van kinderen. Onder de term 'arbeidssituatie' worden een aantal dimensies verstaan die theoretisch in verband gebracht kunnen worden met de vruchtbaarheid. Denk bijvoorbeeld aan het arbeidsinkomen, de aard van het werk en het aantal uren dat gewerkt wordt.

Het beslissingsproces wordt opgevat als een dynamisch proces, 'a series of consecutive choices' (White & Kim, 1987, p.271). De beslissing om een (bijkomend) kind te krijgen en de timing daarvan is afhankelijk van de voorbije ervaringen met kinderen en de specifieke levensomstandigheden. Bovendien hebben verschillende onderzoekers aangetoond dat de overwegingen en motivaties die aan de basis liggen van de beslissing om een (bijkomend) kind te krijgen nogal verschillen naargelang de pariteit (White & Kim, 1987, Beckman, 1978; Bulatao, 1981; Bernardi, 2003, p. 245-246; Kohler, 2005, p. 435-436). Uitgaande van een rational-choice benadering van vruchtbaarheid kan verondersteld worden dat, als de baten van een kind verschillen al naargelang de pariteit, ook de kosten die men daarvoor wil dragen verschillen. In deze verhandeling worden beslissingen m.b.t. de verschillende pariteiten dan ook niet op één hoopje gegooid maar worden deze apart bestudeerd.

Samengevat wil dit onderzoek een antwoord geven op de volgende vragen: Welke factoren in de arbeidssituatie van de vrouw hebben een invloed op de timing van het

eerste, tweede en derde kind? Spelen deze factoren een andere rol al naargelang de bestudeerde pariteit? Deze onderzoeksvragen worden geplaatst binnen de Belgische context van de jaren '90. Om een antwoord te formuleren op de vooropgestelde onderzoeksvragen wordt event history analyse aangewend, een methodologie die tegemoet komt aan de dynamiek eigen aan beslissingsprocessen. Meer bepaald gaat het om een discrete-time logit hazard rate analyse. Event history analyse doet beroep op longitudinale data, die ondermeer via een panelstudie verzameld kunnen worden (Box-Steffensmeier & Jones, 2004). De Panel Studie Belgische Huishoudens (PSBH), waarin een panel gedurende de periode 1992-2002 jaarlijks werd bevraagd, komt tegemoet aan deze vraag naar longitudinale paneldata.

De structuur van deze verhandeling ziet er als volgt uit: in hoofdstuk 1 worden de probleemstelling en de onderzoeksvragen uitgewerkt. Doorheen een literatuuroverzicht wordt in hoofdstuk 2 een theoretisch kader aangereikt waarbinnen de onderzoeksvragen gesteld worden. Op het einde van dit hoofdstuk wordt het conceptueel model voorgesteld en worden de hypothesen geformuleerd. Hoofdstuk 3 gaat dieper in op de gebruikte data en steekproef. Vervolgens komt in hoofdstuk 4 de analysemethode uitgebreid aan bod en in hoofdstuk 5 wordt concreet ingegaan op de meetinstrumenten die gebruikt worden in de analyse. De resultaten van de analyse m.b.t. het krijgen van het eerste, tweede en derde kind staan in hoofdstuk 6 centraal. Deze resultaten worden kritisch teruggekoppeld naar de theoretische uitgangspunten in hoofdstuk 7 waarna een algemeen besluit wordt geformuleerd.

1 Probleemstelling en onderzoeksvragen

1.1 Inleiding

We kunnen er niet omheen. West-Europese mannen en vrouwen krijgen aan het begin van de 21^{ste} eeuw minder kinderen dan hun ouders en grootouders in de vorige eeuw. De voorbije decennia is het totale vruchtbaarheidscijfer¹ (TVC) in bijna alle West-Europese landen gedaald tot onder het vervangingsniveau (Van Bavel & Bastiaenssen, 2006, p.9). Dit wil zeggen dat, uitgaande van de huidige vruchtbaarheidscijfers, de West-Europese populatie niet in staat is om in haar vervanging te voorzien². Daarenboven is de gemiddelde leeftijd waarop vrouwen hun eerste kind krijgen de voorbije decennia gestaag naar omhoog gegaan³ (Van Bavel & Bastiaenssen, 2006, p.10). Hoewel het tijds sinds kort lijkt te keren (Van Bavel & Bastiaenssen, 2006, p. 33) werd de laatste jaren het krijgen van kinderen meer en meer uitgesteld, zometert afgesteld (Lesthaeghe, 2001, p.4). Deze veranderingen, die zich sinds de jaren '60 van de vorige eeuw hebben doorgezet, vormen een belangrijk onderdeel van wat Lesthaeghe en Van de Kaa (1986) de 'Tweede Demografische Transitie' hebben genoemd.

Dat deze evolutie zowel door wetenschappers, afkomstig uit heel verscheiden disciplines, als door beleidsmakers op de voet gevolgd wordt is niet verwonderlijk. De gevolgen laten zich immers zowel op het brede maatschappelijke vlak als op gezins- en individueel vlak voelen. Zo is het uitstellen van het krijgen van kinderen niet zonder gezondheidsrisico's (Edwards, 2002, p.424; Beets, 2004, p.130) en kan dit ook leiden tot een aantal psychologische complicaties (Beets, 2004, p.135), zoals bijvoorbeeld de discrepantie tussen de kinderwens en het gerealiseerd kindertal die voor vrouwen zwaar kan wegen (Van Peer, 2002, p.82). Op macrovlak stelt de ontgroening en vergrijzing van de Westerse populatie, die sterk samenhangen met een dalende fertiliteit, menig beleidsmaker voor grote uitdagingen. De combinatie van arbeid en gezin vormt bij uitstek een beleidsdomein dat een antwoord tracht te formuleren op de veranderende vruchtbaarheidspatronen en hun economische gevolgen. Maatregelen i.v.m. deeltijds

¹ Het Totale Vruchtbaarheidscijfer (TVC) voor een bepaald jaar geeft het gemiddeld aantal kinderen weer dat een vrouw zou krijgen indien zij blootgesteld zou zijn aan de huidige leeftijds specifieke vruchtbaarheidscijfers gedurende heel haar vruchtbare periode.

² Ter illustratie: Het vervangingsniveau bedraagt voor de meeste West-Europese landen ongeveer 2,1. In België daalde het totale vruchtbaarheidscijfer van ongeveer 2,25 (1970) tot 1,64 (2004) (Van Bavel & Bastiaenssen, 2006, p.9)

³ De gemiddelde leeftijd steeg in de OECD-landen van 24,1 jaar in 1970 tot 27,1 jaar in 2000. (Sleebos, 2003)

werken en de flexibilisering van arbeid trachten het conflict tussen arbeid en gezin te verzachten (zie o.a. Smets, 2003).

Demografen, economen, arbeids- en gezinssociologen hebben zich de voorbije decennia dan ook gebogen over het hoe en het waarom van de dalende trend in vruchtbaarheidscijfers. Pogingen om deze evolutie te verklaren hebben geleid tot een aantal antwoorden maar ook tot een heel aantal nieuwe vragen. Twee verklaringspistes kunnen onderscheiden worden. Enerzijds vertrekt een groot aantal wetenschappers vanuit een macrobenadering van de vruchtbaarheidstransitie waarbij steevast de toegenomen opleidings- en arbeidsparticipatie van de vrouw (Van Peer, 2002, p.101-113) en het wijdverspreide gebruik van orale anticonceptie in verband wordt gebracht met de dalende fertiliteit (Oinonen, 2004, p.323-326). Anderzijds zijn er wetenschappers die op zoek gaan naar verklaringen op microniveau, of nog, naar wat bepaalde vrouwen ertoe drijft om minder en later kinderen te krijgen dan andere vrouwen. Daarbij werd in onderzoek o.a. aandacht besteed aan het opleidingsniveau van de vrouw, haar waarden en attitudes m.b.t. het gezin (o.a. Barber, 2001), het inkomen van de partner maar ook haar positie op de arbeidsmarkt en haar attitude t.o.v. werk (Edwards, 2002, p.423; Lehrer & Nerlove, 1986, p.181). De invloed van het gevoerde nationale gezinsbeleid (o.a. de kinderopvang) op de vruchtbaarheid wordt eveneens vaak, zowel in macro- als in microanalyses, betrokken (zie o.a. Hank & Kreyenfeld, 2003; Adsera, 2004; Demey, 2005; Breton & Prioux, 2005; Van Peer, 2002).

1.2 Algemene onderzoeksvraag

Het onderwerp van deze verhandeling situeert zich binnen deze tweedeling op het microniveau van vruchtbaarheid. De aandacht gaat namelijk uit naar beslissingen m.b.t. het krijgen van kinderen. Welke factoren beïnvloeden de beslissing om al dan niet kinderen te krijgen? Welke determinanten maken dat bepaalde vrouwen reeds op jonge leeftijd één, twee of drie kinderen krijgen en anderen zich pas op latere leeftijd op het moederschap toeleggen? Waarom besluiten sommige vrouwen tot korte geboorteintervallen en spreiden anderen de geboorte van hun kinderen over langere tijd?

In dit onderzoek, dat kadert binnen de Belgische context in de jaren '90, ligt de focus op de invloed van de arbeidssituatie van de vrouw op vruchtbaarheidsbeslissingen. Twee vaststellingen liggen aan de basis van deze keuze. Enerzijds wordt het

vruchtbaarheidsgedrag van vrouwen in de jaren '90 nog steeds gekenmerkt door uitstel. Hoewel het TVC in België in de jaren '90 gestabiliseerd is rond 1.5 (Van Bavel & Bastiaenssen, 2006, p. 8) zet de stijgende trend in de gemiddelde leeftijd van de Belgische vrouw bij de eerste geboorte zich verder door. Dit geldt ook voor de gemiddelde leeftijd van de vrouw bij tweede en hogere orde geboorten. Figuur 1.1 illustreert deze trend voor Vlaanderen. Waar Vlaamse vrouwen in 1990 hun eerste kind gemiddeld op 26.1 jaar krijgen is deze leeftijd in 2000 gestegen tot 27.5 jaar (APS Vlaanderen, 2002). Voor tweede en hogere orde geboorten stijgt de gemiddelde leeftijd bij de geboorte in dezelfde periode van 29.2 naar 30.7.

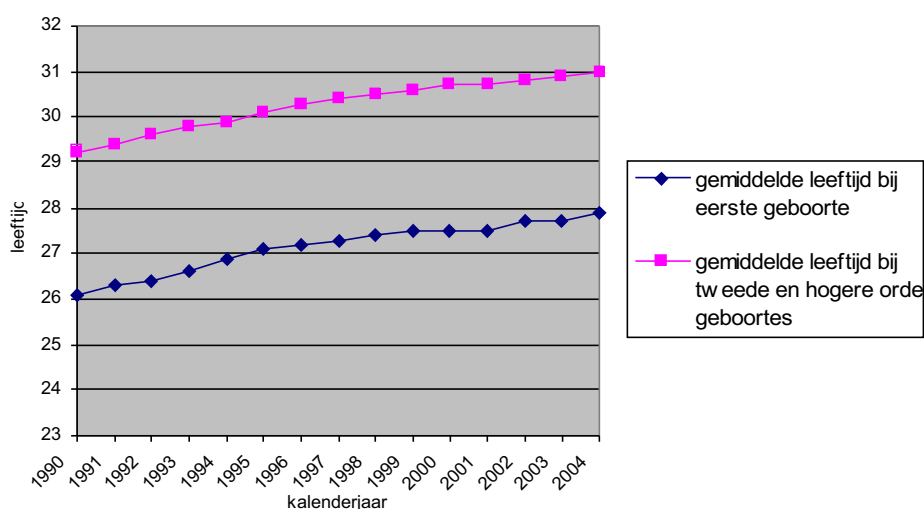
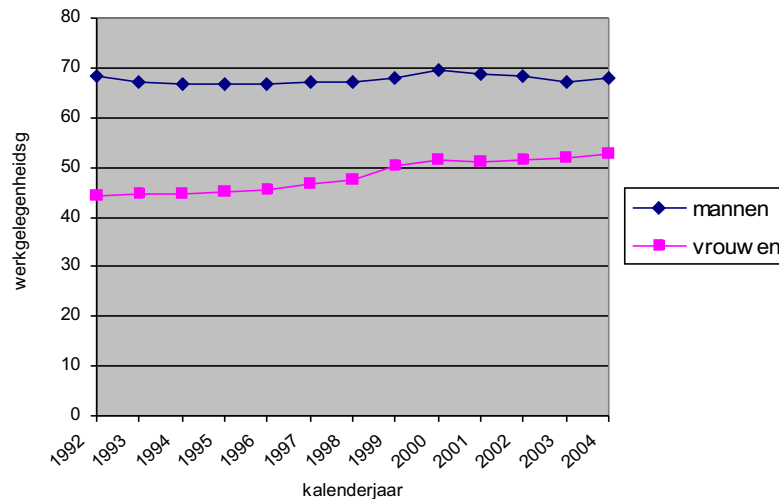


Fig. 1.1 Gemiddelde leeftijd bij de geboorte naar pariteit voor het Vlaamse Gewest. Periode 1990-2004
Bron: APS Vlaanderen

Anderzijds zijn ook veranderingen op de arbeidsmarkt merkbaar. De stijgende trend in de arbeidsmarktparticipatie van de vrouw die zich vanaf de jaren '60 aftekent, zet zich ook in het laatste decennium van de 20^{ste} eeuw door. Figuur 1.2 illustreert deze trend. De vrouwelijke werkgelegenheidsgraad⁴ in België stijgt van 44.3% in 1992 tot 51.5% in 2000. Bij de mannen fluctueert de werkgelegenheidsgraad in deze periode rond de 68%.

⁴ De werkgelegenheidsgraad wordt gedefinieerd als het aandeel van de tewerkgestelde bevolking ten opzichte van de bevolking van 15 tot 64 jaar.



**Fig. 1.2 Werkgelegenheidsgraad naar geslacht voor België.
Periode 1992-2004
Bron: EUROSTAT**

Ook de aard van het werk verschilt in het laatste decennium van de vorige eeuw met die van enkele decennia geleden. Hoewel horizontale (het bestaan van typische mannen- en vrouwenberoepen) en verticale segregatie (het zogenaamde glazen plafond) op de Belgische arbeidsmarkt hoegenaamd niet is weggewerkt, hebben vrouwen nu toch meer carrièremogelijkheden (Lamberts e.a. 2004, p.13-19). Daarenboven lijkt het tweeverdieners-gezinstype stilaan de norm te worden. Getuige hiervan het gezinspolitieke debat in België dat steeds meer aandacht besteedt aan de combinatie arbeid en gezin. Hoewel België in Europa reeds bij de koplopers behoort wat betreft kinderopvanginitiatieven, heeft de Vlaamse regering zich geëngageerd deze initiatieven nog uit te breiden (Beel, 25.10.2005).

De veranderingen in arbeidsparticipatie van de vrouw de voorbije decennia hebben uiteraard een invloed op de context waarbinnen koppels anno 2000 hun kinderwensen vorm geven. De keuze voor een kind, of bij uitbreiding een tweede of een derde kind, wordt niet gemaakt in een sociaal vacuüm. De vraag die zich opdringt klinkt als volgt: *heeft de arbeidssituatie van de vrouw een invloed op het al dan niet krijgen van een (eerste, tweede, derde,...) kind?* In vorig onderzoek wordt de ‘arbeidsstatus’ van de vrouw vaak in verband gebracht met het krijgen van kinderen. In de meest rudimentaire vorm wordt enkel een onderscheid gemaakt tussen ‘werk’ en ‘werkloos’ (zie o.a. Kalwij, 2000; Liefbroer, 2005). In andere analyses beperken de opgenomen arbeidsvariabelen zich tot ‘parttime’ of ‘fulltime werk’ (zie o.a. Hoem & Hoem, 1989; Liefbroer & Corijn, 1999; Van Peer, 2002), het arbeidsinkomen, de aard van het werk (zie o.a. Edwards,

2002), de carrièremogelijkheden (zie o.a. Blossfeld & Huinink, 1991; Lehrer & Nerlove, 1986), de attitude t.o.v. het werk (zie o.a. Barber, 2001) of een combinatie van een aantal factoren. Dat de arbeidssituatie op heel verschillende manieren geoperationaliseerd wordt, heeft te maken met de verschillende theoretische uitgangspunten waarop deze analyses steunen. Deze theorieën hoeven elkaar echter niet per se uit te sluiten. In deze verhandeling worden aspecten van de arbeidssituatie van de vrouw die uit verschillende theorieën naar voren komen als mogelijke determinanten van de dalende vruchtbaarheidscijfers dan ook gecombineerd. Op deze wijze wil dit onderzoek bijdragen tot een beter inzicht in de mechanismen die aan de basis liggen van het gepostuleerde negatieve verband tussen arbeidsparticipatie en vruchtbaarheid. De dimensies die in dit onderzoek onderscheiden worden zijn: de attitude t.o.v. het werk, het arbeidsinkomen, de carrière-investeringen en carrièreperspectieven verbonden aan de job en factoren die de combinatie arbeid en gezin faciliteren, zoals het aantal uren dat gewerkt wordt, de afstand tot het werk en de specifieke uurregeling. Deze dimensies worden verder toegelicht in de theoretische uitgangspunten.

In voorgaande onderzoeksvraag staat het optreden van een ‘event’, namelijk het krijgen van kinderen, centraal. Echter, de concepten ‘timing’ en ‘spacing’⁵ van kinderen in het vruchtbaarheidsonderzoek vestigen de aandacht op de belangrijke tijdsdimensie die verbonden is aan het krijgen van kinderen. Om meer inzicht te krijgen in het centrale onderzoeksobject wordt dan ook expliciet aandacht besteed aan ‘wanneer’ vrouwen kinderen krijgen. Op die manier wordt het krijgen van kinderen opgevat als een beslissingsproces, eerder dan als een op zichzelf staande gebeurtenis. Dat vruchtbaarheid in deze verhandeling op een dynamische wijze benaderd wordt, vloeit voort uit het levensloopperspectief dat steeds meer ingang vindt bij onderzoek naar fertiliteit op microniveau (Van Peer, 2002, p.80; Van Bavel, 2002, p.18; Bratti, 2003, p.529; Rindfuss e.a., 1988, p.27; Kalmijn, 2003; Morgan & Taylor, 2006). ‘The timing, sequencing, and reversibility of life events and transitions are essential in understanding a single event, such as becoming a parent, and they have important implications for subsequent events in that individual’s life.’ (Rindfuss e.a., 1988, p. 4) De algemene onderzoeksvraag kan vanuit dit perspectief als volgt worden uitgebreid: *heeft de arbeidssituatie van de vrouw een invloed op de timing van kinderen?* Twee dimensies kunnen aldus onderscheiden worden: ten eerste ‘of’ vrouwen kinderen krijgen en ten tweede ‘wanneer’ zij deze kinderen krijgen. Om beide dimensies in één term te vatten

⁵ Spacing verwijst naar de spreiding van de opeenvolgende geboorten.

wordt in het vervolg van deze verhandeling gesproken over de ‘hazard rate’ of de ‘kans’ op kinderen. De term ‘hazard rate’ stamt uit de event history-benadering die in dit onderzoek een centrale plaats inneemt. In hoofdstuk 4 wordt duidelijk dat de hazard rate inderdaad zowel informatie in zich draagt over het al dan niet optreden van een gebeurtenis als over de timing daarvan.

1.3 Afbakening

De onderzoeksvraag zoals die net gepresenteerd werd, kan op verschillende manieren afgebakend worden. Ten eerste staat in deze verhandeling de invloed van de arbeidssituatie van de vrouw op de timing van het *eerste, tweede en derde kind* centraal. Ten tweede wordt vooral ingegaan op de invloed van de arbeidskenmerken van de groep *vrouwen in loondienst*. Tenslotte richt dit onderzoek zich op de *Belgische context* in de *jaren '90*. Deze elementen worden hieronder kort uitgewerkt, waarna een overzicht van de concrete onderzoeksvragen gepresenteerd wordt.

1.3.1 Eerste, tweede en derde geboorten

Veel onderzoek is reeds gebeurd naar de determinanten van de timing van de eerste geboorte (zie o.a. Rindfuss & St. John, 1983; Rindfuss e.a., 1984; Blossfeld & Huinink, 1991; Kravdal, 1994; Corijn e.a., 1996; Barber, 2001; Edwards, 2002; Beets, 2004). Dit heeft ongetwijfeld veel te maken met het inzicht dat het uiteindelijk gerealiseerde kindertal van de vrouw sterk samenhangt met de timing van haar eerste kind (Morgan & Taylor, 2006, p.380). ‘Those who become mothers at relatively young age have shorter birth intervals and ultimately have more children.’ (Rindfuss, 1988, p.6) Hoewel niet onbestaande (zie o.a. Hoem & Hoem, 1989; Koo e.a., 1987; Breton & Prioux, 2005), is onderzoek naar de determinanten van (de timing van) hogere orde geboorten schaarser. Nochtans heeft ook de timing van hogere orde geboorten belangrijke consequenties, zowel voor moeder, kind als de hele maatschappij (Koo, e.a., 1987, p.281). Het ‘spacen’ van geboorten betekent bijvoorbeeld een verlenging van de fase van het ouderschap. Dit heeft o.a. tot gevolg dat ouders die relatief laat kinderen krijgen ‘out of pace’ zijn met hun generatiegenoten en aansluiting bij hen missen. Dit geldt ook voor moeders en

vaders die reeds op jonge leeftijd hun finale kindertal realiseren. Voor de jongste kinderen betekent uitstel bijvoorbeeld dat zij relatief oude ouders hebben in vergelijking met hun *peers*, en mogelijk reeds op jonge leeftijd geconfronteerd worden met het verlies van hun grootouders. De timing en spacing van opeenvolgende kinderen hebben macrosociologisch gezien vooral een invloed op de opeenvolging van generaties, en dus op de leeftijdsamenstelling van de bevolking (Koo, e.a. 1987, p.287; Van Peer, 2002). Vanuit dit oogpunt is onderzoek naar de determinanten van zowel eerste, tweede als hogere orde geboorten maatschappelijk relevant.

Deze verhandeling stelt dan ook de hazard rate van het eerste, tweede en derde kind centraal. Dat dit onderzoek zich maximaal beperkt tot derde geboorten heeft vooral te maken met de dataset waarmee gewerkt wordt, die niet voldoende hogere orde geboorten bevat om relevante analyses op uit te voeren. Nochtans is een belangrijk pluspunt dat ook derde orde geboorten in de analyse betrokken worden. Aangezien de komst van een derde kind vandaag de dag in België eerder uitzondering dan regel is - in 2005 bedroeg het aandeel derde geboorten in België 12,50% van alle geboorten (Van Bavel & Bastiaenssen, 2006, p. 22) - en de daling van geboorten van deze rang grotendeels verantwoordelijk is voor de daling van het TVC onder het vervangingsniveau (Neels, 2006, p.4-5) kan inzicht in de determinanten van deze pariteit belangrijke beleidsimplicaties hebben.

Vanuit het vooropgestelde levensloopperspectief kan worden geargumenteed dat beslissingen m.b.t. geboorten van verschillende orde fundamenteel van elkaar verschillen. Dat de beslissing m.b.t. een eerste kind conceptueel verschilt van deze m.b.t. hogere orden is intuïtief erg aannemelijk. Zoals Rindfuss e.a. (1988, p.2-3) opmerken gaat het krijgen van een eerste kind gepaard met een belangrijke, onomkeerbare roltransitie die ook consequenties heeft voor de invulling van bijvoorbeeld de arbeidsrol. 'We can have ex-spouses and ex-jobs but not ex-children.' (Rossi in Rindfuss e.a., 1988, p.2). Eénmaal ouder van een eerste kind veranderen de condities waarin verdere vruchtbaarheidsbeslissingen genomen worden. Niet alleen zijn de levensomstandigheden ondertussen danig veranderd, ook speelt de ervaring met het eerste kind een grote rol bij de afweging of en wanneer een koppel een tweede kind krijgt. Wellicht kunnen zij de praktische gevolgen - denk bijvoorbeeld aan de gevolgen voor de partnerrelatie, aan financiële en emotionele gevolgen maar ook aan de gevolgen voor de arbeidsrol - van een eventueel tweede kind beter inschatten. Hetzelfde geldt voor kinderen van hogere orde. Dat de keuze voor een derde kind dan weer conceptueel

verschilt van die voor een eerste of tweede kind kan begrepen worden vanuit normatief oogpunt. Uit de CBGS-enquête van 2003 (Van Peer, 2005) blijkt dat bijna de helft van de Vlaamse mannen en vrouwen tussen de 20 en 50 jaar twee kinderen wenst. In antwoord op de vraag naar het ideale kindertal (in tegenstelling tot de eigen kinderwens) schuift zelfs 68 procent van de bevroegden twee kinderen als ideaal naar voren. Deze cijfers lijken te wijzen in de richting van een ‘twee-kinderen-norm’. Het is dan ook aannemelijk dat normatieve overwegingen een grotere rol spelen bij het krijgen van een eerste en tweede kind dan bij de keuze voor een derde kind. In het literatuuroverzicht wordt dieper ingegaan op de motieven die aan de basis liggen van vruchtbaarheidsbeslissing m.b.t. kinderen van verschillende pariteit.

Samengevat wordt in deze verhandeling uitgegaan van een ‘sequential-decision-making model’ (Udry, 1983). Een dergelijke dynamische kijk op het krijgen van kinderen sluit beter aan bij de realiteit van het microsociologische beslissingsproces dan een ‘one-decision model’ waarin kindertal en timing reeds in het begin van de vruchtbaarheids carrière worden vastgelegd.

1.3.2 Vrouwen in loondienst

De aandacht in dit onderzoek gaat uit naar de arbeidssituatie van werkende vrouwen die als werknemer of als ambtenaar aan de slag zijn. Hoewel ook al dan niet vrijwillige werkloosheid bestempeld kan worden als een bepaalde ‘arbeidssituatie’ en inzicht in de determinanten van de timing van kinderen van werkloze vrouwen ongetwijfeld een interessante invalshoek vormt voor verder onderzoek, worden deze vrouwen in dit onderzoek buiten beschouwing gelaten.

Omdat de situatie van loontrekkenden en zelfstandigen zowel met betrekking tot hun inkomen, hun specifieke arbeidsomstandigheden als hun sociale zekerheidstatuut fundamenteel verschillen worden ook zelfstandige vrouwen, overigens een minderheid (7,6 procent van de werkende vrouwen in 2002 (Eurostat, 2003, p.75)) uit dit onderzoek geweerd. Wanneer in het vervolg van dit onderzoek gesproken wordt over ‘werkende’ vrouwen worden daarmee dus enkel de werknemers of ambtenaren bedoeld.

1.3.3 Afbakening in tijd en ruimte: België in de jaren ‘90

De centrale onderzoeksvraag wordt, zoals al eerder aangehaald, geplaatst binnen de Belgische context. Onderzoek naar de determinanten van vruchtbaarheid op microniveau in België blijkt schaars. Nochtans lijkt het redelijk om te stellen dat de resultaten beïnvloed worden door de maatschappelijke context waarin het onderzoek is gevoerd. Zo beïnvloedt het nationale gezins- en werkgelegenheidsbeleid bijvoorbeeld de manier waarop gezinnen omgaan met de combinatie arbeid-gezin. Wat geldt in de Amerikaanse samenleving geldt dus niet noodzakelijk in de Belgische context. Om die reden staan in dit onderzoek de Belgische vrouwen centraal.

Ten slotte valt op dat vooral de jaren '70 en '80 een vruchtbare bodem boden voor empirisch onderzoek naar de determinanten van vruchtbaarheid (Van de Kaa, 1996, p.391-398). De ruime wetenschappelijke belangstelling rond dit thema heeft in die periode geleid tot de opzet en financiering van een aantal omvangrijke studieprogramma's (Van de Kaa, 1996, p.396). Studies op basis van recentere data zijn echter schaarser. Dit lijkt ondermeer te wijten aan een tekort aan longitudinale data die noodzakelijk zijn om een passend antwoord te formuleren op de gestelde onderzoeksvragen (Liefbroer, 2005, p.368). Nochtans werd eerder al gewezen op de veranderende arbeidscontext in de jaren '90 en de veranderende normen inzake gezinstype, evoluties die belangrijke implicaties kunnen hebben voor het onderzoek naar de determinanten van het krijgen van een eerste kind. Het PSBH, een longitudinale survey die data bevat voor de periode 1992-2003, komt tegemoet aan deze lacune.

1.4 Overzicht van de onderzoeksvragen

De algemene onderzoeksvraag luidt: Heeft de arbeidssituatie van de vrouw een invloed op de hazard rate m.b.t. het krijgen van kinderen? De specifieke afbakening in dit onderzoek leidt tot de volgende deelvragen die voor zowel de hazard rate van het eerste, het tweede als het derde kind beantwoord worden.

- Is er een verband tussen de attitude t.o.v. de betaalde job en de hazard rate?
- Heeft het arbeidsinkomen van de vrouw een invloed op de hazard rate?
- Is er een invloed van de carrièreperspectieven van de vrouw op de komst van haar kinderen?

- Hebben de investeringen die een vrouw doet in haar werk een effect op de hazard rate?
- Hebben factoren die de combinatie arbeid en gezin faciliteren een invloed op de hazard rate?

Deze onderzoeksvragen worden gesteld m.b.t. Belgische vrouwen die als werknemer of ambtenaar aan de slag zijn in de jaren '90.

Uiteraard kunnen de vooropgestelde onderzoeksvragen geplaatst worden binnen een ruime onderzoekstraditie. Vanuit een literatuurstudie wil ik dan ook komen tot het formuleren van een aantal hypotheses die richtinggevend zullen zijn voor de verdere analyse.

2 Literatuuroverzicht

2.1 Inleiding

Zoals aangegeven in de probleemstelling gaat in voorliggend onderzoek de aandacht uit naar de invloed van de arbeidssituatie van de vrouw op de hazard rate m.b.t. het eerste, tweede en derde kind. In de geïndustrialiseerde landen, waar het gebruik van contraceptiva wijdverspreid en maatschappelijke aanvaard is, wordt krijgen van kinderen meer en meer een individueel beslissingsproces (Liefbroer, 2005, p.386). Koppels moeten keuzes maken m.b.t. het al dan niet krijgen van kinderen en de timing hiervan.

In de onderzoeksliteratuur rond vruchtbaarheid zijn een aantal theorieën geformuleerd die elk vanuit een specifieke invalshoek op zoek gaan naar het verband tussen de arbeidssituatie van de vrouw en het krijgen van kinderen. In de volgende alinea's worden micro-economische benaderingen (2.2) onderscheiden van sociologische of normatieve benaderingen (2.3) en sociaal-psychologische benaderingen (2.4) (Bagozzi & Van Loo, 1978; Lehrer & Nerlove, 1986). In 2.5 worden de verschillende dimensies van de arbeidssituatie van de vrouw zoals die uit de verschillende theorieën naar voren komen, samengebracht in het conceptueel model. Ten slotte wordt, met het oog op het formuleren van hypothesen (2.7), in 2.6 ingegaan op verschillende studies die duidelijk maken dat kinderen van verschillende geboorteorde conceptueel van elkaar verschillen.

2.2 Micro-economische benadering

2.2.1 De New Home Economics

Omdat het krijgen van kinderen steeds meer opgevat wordt als het resultaat van keuzes, is de rationele keuzetheorie een evident startpunt om de verschillende theorieën naast elkaar te plaatsen. Deze theorie ligt aan de basis van o.a. de 'New Home Economics'-benadering van Becker die sinds de jaren '70 ruime ingang heeft gevonden in het onderzoek naar vruchtbaarheidsbeslissingen.

De rationele keuzetheorie is binnen het onderzoeksdomein van vruchtbaarheid geen onbekende (Van Bavel, 2004, p.72; Van Peer, 2002, p.81; Bagozzi & Van Loo, 1979, p.299-300). Toekomstige ouders worden vanuit dit perspectief opgevat als rationele

calculerende individuen die streven naar nutsmaximalisatie, d.w.z. dat zij de kosten en baten gekoppeld aan het krijgen van kinderen zullen afwegen t.o.v. alternatieve gedragswijzen. Vanuit micro-economisch standpunt gaat het dan vooral over de financiële en materiële kostprijs (Siegiers, 1985, p.117), een benadering die in de literatuur ook wel bekend staat als de instrumentele benadering van vruchtbaarheid (Demey, 2005, p.26-29). Hoewel dit later nog aan bod komt kan nu reeds worden opgemerkt dat in andere benaderingen ook de sociale en psychologische kosten en baten mee in rekening worden gebracht (Van Bavel, 2004, p.72).

Voor dit onderzoek, waarbij de aandacht vooral gaat naar de invloed van de arbeidssituatie van de vrouw, vormt Becker's New Home Economics Theory een vruchtbare invalshoek. Ook Becker (1991) gaat uit van rationeel handelende individuen die nutsmaximalisatie vooropstellen. Zijn 'Home Economics'-theorie vat mannen en vrouwen op als ruilpartners die met elkaar in zee zullen gaan als elk van hen daarbij iets te winnen heeft (Becker, 1991, p.30; p.43). Belangrijk daarbij is het idee dat elk van de partners zich specialiseert en differentieert in bepaalde taken waarbij het in de meeste samenlevingen traditioneel gaat om het kostwinnerschap van de man versus het krijgen en opvoeden van kinderen en huishoudelijke taken voor de vrouw. Deze theorie verklaart zowel het toenemend aantal echtscheidingen als de dalende fertiliteit o.a. vanuit de toenemende arbeidsparticipatie van de vrouw (Becker, 1991, p.54-55). Doordat zij zich in toenemende mate op de arbeidsmarkt begeeft, wordt de vrouw financieel onafhankelijker van de man, waardoor zij minder te winnen heeft bij een huwelijk dan voorheen (Becker, 1991, p.54-55). Ook in de dalende vruchtbaarheid speelt de toenemende arbeidsparticipatie van de vrouw een niet onbelangrijke rol. Het krijgen en opvoeden van kinderen is volgens Becker nl. één van de voornaamste doeleinden van gezinnen. Hiertoe investeren ouders zowel geld als tijd in de opvoeding van hun kinderen. Juist omwille van de seksespecifieke taakverdeling, die volgens Becker voortvloeit uit een partnerrelatie, is het vooral de vrouw die het meeste tijd besteedt aan de opvoeding. 'Increases in the values of women's time as a result of increases in investments in education and career opportunities will therefore immediately affect the relative costs of children' (Blossfeld & Huinink, 1991, p.146). De toegenomen relatieve kosten verbonden aan het krijgen van kinderen zullen in een vraag-aanbod-benadering van vruchtbaarheid leiden tot een afgenomen vraag naar kinderen (Blossfeld & Huinink, 1991, 146). Oinonen (2004) verlegt het accent in haar interpretatie van de 'New Home Economics'-theorie door te benadrukken dat, naarmate

vrouwen zich meer op de arbeidsmarkt begeven, zij zich steeds minder met hun rol als moeder en echtgenote identificeren. Deze verminderde rolicidentificatie leidt op haar beurt tot een dalende vraag naar kinderen (Oinonen, 2004, p.327).

Zoals verschillende onderzoekers opmerken heeft de Home Economic Theory, zoals die door Becker en zijn navolgers geformuleerd wordt, vooral betrekking op de totale gerealiseerde vruchtbaarheid tijdens de levensloop (Kravdal, 1994, p.252; Happel e.a., 1984, p.299). De vraag die een vrouw zich bij het begin van haar vruchtbaarheids carrière dan stelt is: hoeveel kinderen zijn voor mij optimaal? In studies naar de timing van kinderen, waarbij een levensloopperspectief gehanteerd wordt, moeten deze vraagstelling en de daaraan verbonden theoretische inzichten, geherformuleerd worden. De vraag die een vrouw zich dan stelt is: krijg ik *nu* een kind, of krijg ik dat *later*? (Kravdal, 1994, p. 252). Vanuit micro-economische oogpunt neemt deze vrouw een rationeel besluit door de kosten die gepaard gaan met het krijgen van een kind *nu* af te wegen t.o.v. de kosten die het krijgen van dat kind *later* met zich mee zouden brengen.

2.2.2 Concepten

Enkele belangrijke concepten, die niet alleen in Becker's Home Economics theorie maar ook ruimer in de micro-economische 'Rational Choice'-benaderingen aan bod komen, verdienen enige toelichting in het licht van dit onderzoek.

Het *inkomen* waarover man en vrouw beschikken wordt vaak als een centrale verklarende variabele beschouwd in onderzoek dat steunt op micro-economische theorieën. Deze aandacht kan begrepen worden vanuit het idee dat het krijgen van kinderen kosten met zich meebrengt. Onder kosten verstaan zij zowel de directe kosten als de opportunitykosten (Van Bavel, 2002, p.12; Siegers, 1985, p.117). 'Directe kosten omvatten de uitgaven voor voeding, kleding, huisvesting, onderwijs, gezondheidszorg enzovoort. De opportunitykosten bestaan zowel uit het onmiddellijke verlies aan inkomen ten gevolge van de tijdelijke of permanente uittrede uit de arbeidsmarkt als uit het verlies aan toekomstig inkomen als gevolg van promotievertragingen in de eventuele carrière van de moeder' (Van Bavel, 2002, p.12). Bij het nemen van beslissingen inzake het al dan niet krijgen van kinderen en de timing hiervan zullen beide soorten kosten in rekening worden gebracht (Barber, 2001, p.104).

Dit onderscheid tussen directe en opportuiniteitskosten is belangrijk omdat het aangeeft dat het inkomen van man en vrouw conceptueel verschillend zijn, en ook zo behandeld dienen te worden in de analyse. De hoogte van het inkomen van de man lijkt vooral belangrijk omwille van de wisselwerking met de directe kosten. De redenering is dan als volgt: kinderen kosten geld, hoe hoger dus het inkomen van de man, hoe meer kinderen een koppel zich kan veroorloven. Ook voor wat betreft de invloed op de timing van kinderen wordt een positief effect verwacht. Hoe hoger het inkomen van de man, hoe minder de directe kosten een rem zullen zetten op de vraag naar kinderen. Nochtans, deze redenering blijkt ietwat simplistisch omdat ze geen rekening houdt met het belangrijke onderscheid tussen kwantiteit en kwaliteit m.b.t. kinderen. Lehrer & Nerlove (1986) stellen dat ‘as income rises, the desired “quality” of children rises, and having an additional child becomes more expensive.’ (Lehrer & Nerlove, 1986, p.185) De relatie tussen het inkomen van de man en het krijgen en de timing van kinderen, zo blijkt uit empirisch onderzoek, is dan ook niet eenduidig (Lehrer & Nerlove, 1986, p.185).

De hoogte van het inkomen van de vrouw is zowel vanuit het oogpunt van de directe kosten, als vanuit het oogpunt van de opportuiniteitskosten een cruciale factor in de arbeid - fertiliteit nexus (Van Bavel, 2002, p.13). De relatie tussen het inkomen van de vrouw en de directe kosten kan op dezelfde manier begrepen worden als deze tussen het inkomen van de man en de directe kosten. Hoe hoger het inkomen van de vrouw, hoe minder de directe kosten remmend zullen werken op de komst van kinderen. Echter, een tegengestelde relatie wordt verwacht indien het vrouwenloon bekeken wordt vanuit het licht van de huidige opportuiniteitskosten. Hoe hoger het inkomen van de vrouw, hoe hoger de huidige opportuiniteitskosten verbonden aan het krijgen van kinderen. Indien een vrouw een slecht betaalde job heeft, heeft zij, door tijdelijk of permanent thuis te blijven voor de kinderen, minder te verliezen dan een goedverdienende vrouw (Van Bavel, 2002, p.12).

Nauw aansluitend bij voorgaande begrippen is het concept *human capital* dat ruime aandacht krijgt binnen het domein dat het verband tussen opleiding, arbeidsparticipatie en fertiliteit bestudeert. Met human capital wordt binnen de micro-economische theorie vooral bedoeld op de investeringen in opleiding en carrière (Blackburn e.a., 1993; Blossfeld & Huinink, 1991; Bratti, 2002). De aandacht voor dit human capital komt voort uit het veronderstelde verband met de toekomstige opportuiniteitskosten. Hoogopgeleide vrouwen komen vaker terecht in zogenaamde ‘carrièrebanen’, beroepen

met aanzienlijke promotiekansen (Liefbroer & Corijn, 1999, p.54). Om ook daadwerkelijk promotie te maken moeten zij vaak in het begin van hun loopbaan heel wat in hun werk investeren, lange uren kloppen, extra cursussen volgen enz. Met betrekking tot het krijgen van kinderen veronderstellen Blossfeld & Huinink (1991) de volgende relatie: “The higher the level of education of women and the better their job perspectives, the more they will try to postpone or even to avoid [...] motherhood” (Blossfeld & Huinink, 1991, p.146). Zowel het opleidingsniveau van de vrouw als de investeringen in haar carrière - beide opgevat als veranderlijk doorheen de levensloop - worden door de onderzoekers naar voren geschoven als mogelijke determinanten van de timing van kinderen.

2.2.3 Beperkingen

Ondanks, of juist dankzij, de ruime wetenschappelijke belangstelling voor deze micro-economische benadering van vruchtbaarheid bleven een aantal uitgangspunten niet onbekritiseerd. Zo steunt de Home Economics theorie op een eerder traditionele opvatting van het gezin, gekenmerkt door een seksespecifieke rolverdeling met de man als kostwinner en de vrouw als huisvrouw (Oinonen, 2004, p.327; Oppenheimer, 1997). Dit zogenaamde kostwinnersmodel kende hoogtijdagen vlak na de Tweede Wereldoorlog maar lijkt vandaag de dag in vele geïndustrialiseerde landen plaats te ruimen voor een nieuwe norm, het combinatiemodel (Van Bavel, 2004, p.65-66; Van Dongen, 1998; Liefbroer & Dykstra, 2000, p.34). Vrouwen combineren daarin steeds meer een voltijdse baan met de zorg voor kleine kinderen. Deze veranderingen vormen het uitgangspunt van de zogenaamde ‘normatieve benadering’ (Demey, 2005, p.22; Lesthaeghe & Van de Kaa, 1986) die verder aan bod komt.

Misschien wel de belangrijkste kritiek op de Home Economics benadering van vruchtbaarheid in het licht van dit onderzoek is de kritiek op de gepostuleerde ‘exogeniteit’ van waarden (Friedman, e.a., 1994, p.379-380; Bagozzi & Van Loo, 1978, p.199-200; Siegers, 1985, p.182-183; Berk & Berk, 1983, p.386-387). Zoals eerder al aangegeven, wordt de keuze voor een kind op een gegeven moment volgens micro-economen ingegeven vanuit het principe van nutsmaximalisatie. Een rationeel individu zou de ‘baten’ van het krijgen van een kind, maar ook van een hele reeks goederen afwegen t.o.v. hun financiële en materiële kosten. Indien de balans m.b.t. het krijgen

van een kind positiever is dan deze m.b.t. tot andere, concurrerende goederen zal een rationeel individu een kind 'nemen', in het andere geval zal hij daarvan afzien. Een dergelijke afweging geeft volgens Becker m.a.w. aanleiding tot bepaalde 'rationele' preferentiepatronen.

Van deze preferentiepatronen veronderstelt Becker (in Berk & Berk, 1983, p. 386-387) dat deze niet substantieel veranderen doorheen de tijd, noch erg verschillen tussen rijke en arme individuen of tussen mensen uit verschillende samenlevingen of culturen. Gegeven bepaalde kosten en bepaalde baten zal, in elke samenleving en op elk ogenblik, iedere vrouw tot dezelfde rationele conclusie komen. In de Home Economics Theory wordt nu wel uitvoerig ingegaan op de kosten, direct en indirect, die het krijgen van kinderen met zich meebrengt. Waarover veel minder woorden vuilgemaakt worden zijn de 'baten' of de waarde die mensen hechten aan kinderen. Deze worden in het micro-economisch referentiekader opgevat als onafhankelijke exogene variabelen, m.a.w. als variabelen die niet zelf verklaard worden. Wetenschappers behorende tot de zogenaamde 'Pennsylvania school', met Easterlin als belangrijkste vertegenwoordiger, hebben deze vooronderstelde exogeniteit bekritiseerd (Friedman e.a.1994, p.379-380, p.57, Pampel & Peters, 1995, p.171; Siegers, 1985, p.182-183). Easterlin (1976) stelt met zijn relatieve deprivatietheorie dan ook een alternatief voor waarin voorkeuren als endogeen benaderd worden. Op microniveau stelt de theorie kortweg dat mensen die als kind opgroeien in een welvend gezin hogere consumptieaspiraties ontwikkelen dan mensen die afkomstig zijn uit een economisch achtergesteld milieu. Wanneer het individu op volwassen leeftijd zelf een inkomen verwerft, zal hij trachten tegemoet te komen aan deze consumptieaspiraties. Individuen die in vergelijking met de economische situatie in hun kindertijd een hoog inkomen verwerven worden gekenmerkt door een 'hoge relatieve status'. Een 'lage relatieve status' kenmerkt de individuen die op volwassen leeftijd een slechtere economische positie bezetten dan hun ouders. De theorie stelt nu dat de voorkeur voor het krijgen van kinderen afhankelijk is van hun relatieve economische welvaart. Koppels met een lage relatief economische status bijvoorbeeld zullen minder geneigd zijn een kind te krijgen omdat de opportunitetskosten verbonden aan het krijgen van kinderen groter zijn dan wanneer zij een hoge relatieve status zouden bezetten. In het laatste geval hebben koppels immers meer financiële middelen ter beschikking dan zij nodig hebben om tegemoet te komen aan hun consumptieaspiraties, wat maakt dat zij zich meer kinderen kunnen 'veroorloven' (Pampel & Peters, 1995, p.166; Siegers, 1985, p.183).

Ondanks de aantrekkelijkheid van de relatieve deprivatietheorie voor zowel economen als sociologen blijkt de relatie tussen de relatieve economische status en het krijgen van kinderen op individueel niveau in empirische analyses dubbelzinnig of niet significant (Pampel & Peters, 1995, p.181). Om deze reden wordt er in dit onderzoek voor geopteerd om geen ‘relatieve status’-variabelen op te nemen in de analyse.

Samengevat worden twee kritieken op de micro-economische benadering van vruchtbaarheid onderscheiden. Ten eerste vertrekt de Home Economics Theory van Becker vanuit een opvatting van het gezin die te traditioneel is om de huidige veranderingen in vruchtbaarheid te vatten. In toenemende mate combineren vrouwen arbeid en gezin en gaan daarbij op zoek naar oplossingen die deze combinatie mogelijk maken. De normatieve benadering komt aan deze kritiek tegemoet. Ten tweede wordt de veronderstelde exogeniteit van waarden in vraag gesteld. Koppels verschillen in hun voorkeuren of smaken voor kinderen, een assumptie die in de sociaal-psychologische benadering van vruchtbaarheidsgedrag centraal staat.

2.3 Normatieve benadering

2.3.1 De roltheorie

De theoretische fundering voor onderzoek naar de determinanten van vruchtbaarheid op individueel niveau wordt vaak gezocht in de sociologische roltheorie (Van Bavel, 2004; Lehrer & Nerlove, 1986; Demey, 2005; Bagozzi & Van Loo, 1978, p.219-220). De term *rol* wordt door Parsons (1963, p.39) als volgt gedefinieerd: ‘A role (...) is a sector of the total orientation system of an individual actor which is organized about expectations in relation to a particular interaction context, that is integrated with a particular set of value-standards which govern interaction (...)’. Het individu wordt in de roltheorie dan opgevat als bekleeder van verschillende sociale posities of rollen (Parsons, 1963, p.25-26). Zo kan een vrouw bijvoorbeeld zowel gekarakteriseerd worden als moeder, als echtgenote, als arts, als gelovige. Nauw verbonden met het begrip ‘sociale rol’, zo blijkt uit bovenstaande definitie, zijn rolverwachtingen, een term die duidt op een aantal sociaal-culturele standaarden of normen over de manier waarop een rol ingevuld dient te worden (Parsons, 1963, p.37-38; Bagozzi & Van Loo, 1978, p.219). Dergelijke rolverwachtingen kunnen formeel of informeel, expliciet of impliciet, individueel of

gedeeld zijn (Biddle, 1986, p.71) en treden, d.m.v. internalisatie of sancties, op als regulator van menselijk gedrag (Parsons, 1963, p.37-38).

Een individu verenigt meestal meer dan één sociale rol in zich. Indien de verwachtingen t.o.v. de verschillende rollen bij elkaar aansluiten is er sprake van rolcongruentie. In het andere geval spreken we over een rollenconflict (Parsons, 1963, p.280-281.; Van Bavel, 2004, p.17; Biddle, 1986, p.82), ook wel aangeduid met de term rolincompatibiliteit (Burr, 1972, p.411). Een rollenconflict wordt door Parsons (1963, p.280) gedefinieerd als ‘the exposure of the actor to conflicting sets of legitimized role expectations such that the complete fulfilment of both is realistically impossible.’ Belangrijk in deze definitie is dat het gaat om een combinatie van rollen die beide *gelegitimeerd* zijn, d.w.z. maatschappelijk aanvaard.

Een belangrijke aanvulling op de roltheorie zoals die door Parsons wordt geformuleerd, is deze van Merton (Stryker & Macke, 1978, p.70-71). Parsons gaat er impliciet vanuit dat één sociale positie aanleiding geeft tot één rol (bv. de beroepsrol) en dat deze gekenmerkt wordt door een set van intern consistente rolverwachtingen (Stryker & Macke, 1978, p.70). Merton daarentegen argumenteert dat één sociale positie gekenmerkt wordt door een set van rollen (‘a role-set’) en rolverwachtingen die intern niet consistent hoeven te zijn (Stryker & Macke, 1978, p.71). Zo wordt van een sociaal werker bijvoorbeeld verwacht dat hij een vertrouwenspersoon is voor zijn cliënten maar eveneens dat hij disciplinerend optreedt wanneer cliënten zich niet aan bepaalde regels houden. Het spreekt vanzelf dat beide verwachtingen meer dan eens zullen conflicteren. Een rollenconflict dat gepaard gaat met conflicterende rolverwachtingen binnen één rollenset wordt ook wel een ‘intra role conflict’(Morris, 1971, p.398) of een intern rollenconflict genoemd. Conflicterende rolverwachtingen verbonden aan verschillende rollen of sociale posities staan dan bekend onder de noemer ‘inter role conflict’ (Morris, 1971, p.398) of extern rollenconflict.

Omdat een individu in het geval van een rollenconflict nooit volledig tegemoet kan komen aan de conflicterende rolverwachtingen zal hij daarvoor gesanctioneerd worden door zijn omgeving (Parsons, 1963, p.280). Indien de normen en waarden die gepaard gaan met de verschillende rollen (al dan niet binnen één rollenset) geïnternaliseerd zijn zal het individu zich daarenboven in een psychologisch ongemakkelijk staat voelen (Parsons, 1963, p.280). Om deze negatieve gevolgen van een rollenconflict te vermijden of reduceren zal het individu trachten ofwel om beide rollen gedeeltelijk aan te passen zodat deze met elkaar in overeenstemming komen, ofwel om één van beide rollen

volledig op te offeren (Parsons, 1963, p.280; Biddle, 1986, p.83). Het is deze roltheorie die aan de basis ligt van de zogenaamde onverenigbaarheidsthese (Lehrer & Nerlove, 1986, p. 182; Van Bavel, 2004, p.62). Deze these stelt dat er een zekere spanning of conflict bestaat tussen de rolverwachtingen t.a.v. de moederrol enerzijds en de beroepsrol van de vrouw anderzijds (Van Bavel, 2004, p.71). Er wordt met andere woorden een extern rollenconflict gepostuleerd. Beide rollen zijn in zekere mate onverenigbaar omwille van de tijdsinvesteringen die gepaard gaan met zowel arbeid buitenshuis als het krijgen en opvoeden van kinderen.

2.3.2 Evolutie van het externe rollenconflict

Dat vrouwen vandaag de dag vaak een extern rollenconflict ervaren is het gevolg van een evolutie in de normatieve opvattingen t.o.v. de vrouw en de rollen die zij dient te bekleden (Van Bavel, 2004, p.74-79; Rindfuss e.a., 1988, p.190). Op het einde van de 19^{de} eeuw wordt in de meeste Europese regio's het burgerlijke gezinsmodel -d.w.z. een mannelijke kostwinner en een thuiswerkende huisvrouw die de zorg voor de kinderen als fulltime job heeft - als gezinsideaal naar voren geschoven (Van Bavel, 2004, p.75). Ideaal is niet (meer) om veel kinderen te krijgen maar om een klein aantal kinderen met de best mogelijke zorgen, zowel qua tijd als qua financiële bronnen, te omringen. Dit burgerlijke model, dat de maatschappelijke norm vormt tot ver in de 20^{ste} eeuw (een illustratie hiervan vinden we terug in 'A treatise on the family' van Becker (1991)) heeft een lage vrouwelijke arbeidsmarktparticipatie tot gevolg. Vanaf de jaren '60 neemt de vraag naar vrouwelijke arbeidskrachten in de dienstensector erg toe (Van Bavel, 2004, p.78). Bovendien wijzen verschillende sociologen - denk maar aan Inglehart (1987), Giddens (1991), Beck (1992) en Lesthaeghe en Van de Kaa (1986) die dit o.a. op het domein van vruchtbaarheid hebben toegepast - op een meer algemene ideologische shift naar grotere individuele autonomie in het ethische, religieuze en politieke domein. Dit heeft tot gevolg dat de weerstand tegen buitenshuis tewerkgestelde moeders in de laatste decennia van de 20^{ste} eeuw afneemt en arbeid meer en meer gezien wordt als een middel tot persoonlijke ontplooiing (Van Bavel, 2004, p. 74-76).

Terwijl steeds meer vrouwen zich, als gevolg hiervan, op het einde van de 20^{ste} eeuw op de arbeidsmarkt begeven (getuige hiervan de vrouwelijke arbeidsmarktparticipatiecijfers in de jaren '90 waarop in de probleemstelling reeds werd

gewezen) wordt ouderschap door veel vrouwen (en mannen) gezien als een belangrijk bron van identificatie en zelfverwezenlijking. Weinigen zijn dan ook bereid het krijgen van kinderen geheel op te geven maar het stichten van een gezin moet in de individuele en familiale levensloop ingepast worden.

Gevolg van de geschetste evolutie: zowel de moederrol als de arbeidsrol zijn voor vrouwen op het einde van de 20^{ste} eeuw legitiem geworden en t.a.v. beide rollen bestaan rolverwachtingen die tijds- en arbeidsintensief zijn. Hoewel de spanning tussen arbeid en gezin zich ook bij mannen kan voordoen, wordt deze sterker door vrouwen ervaren omdat zij ook vandaag nog steeds vaak de primaire verantwoordelijkheid voor de zorg en opvoeding van kinderen dragen (Glorieux e.a., 2001, p.536) en dit vaak combineren met arbeid buitenshuis (Biddle, 1986, p.82; Liefbroer & Dykstra, 2000, p.103).

2.3.3 Concepten

Koppels, en vrouwen in het bijzonder, die denken aan gezinsuitbreiding moeten daarom keuzes maken (Van Bavel, 2004, p.71). Kiezen zij voor een kind of eerder voor een carrière? En indien de kinderwens overheerst, wat is dan de meest geschikte timing? Vrouwen kunnen ofwel de voorkeur geven aan de beroepsrol en het krijgen van kinderen tijdelijk uitstellen of zelfs afstellen, ofwel kunnen zij zich wijden aan het krijgen van kinderen en zich tijdelijk of permanent terug trekken uit de arbeidsmarkt. Meer en meer trachten vrouwen echter de beroepsrol te combineren met het krijgen van kinderen (Van Dongen, 1998). Vrouwen die zowel een carrière ambiëren als kinderen willen krijgen kunnen dan ook op andere manieren het gepercipieerde rollenconflict verzachten. *Aangepaste arbeidsuren, parttime werken, een minimale afstand tot het werk* en de mogelijkheden om beroep te doen op formele en informele *kinderopvang* worden in dit verband vaak genoemd als mediërende factoren (o.a. Van Bavel, 2003; Lehrer & Nerlove, 1987). Omdat in dit onderzoek de aandacht uitgaat naar de invloed van de arbeidssituatie van de vrouw op de hazard rate van het eerste, tweede en derde kind zijn vooral de eerst genoemde factoren van belang. Op de rol van de formele⁶ en informele mogelijkheden i.v.m. kinderopvang wordt hier niet ingegaan.

⁶ Zie in dit verband: D. Demey (2005) *Vruchtbaarheid, kinderopvang en de spanning tussen gezin en arbeid*.

2.3.4 Beperkingen

Waar Becker de onverenigbaarheid van loonarbeid en de opvoeding van kinderen door de vrouw haast als vanzelfsprekend aanneemt, benadrukt de roltheorie dat beide rollen, voor vrouwen die dat wensen, wel degelijk gecombineerd kunnen worden. De negatieve relatie ligt dan niet zozeer tussen de buitenhuistewerkstelling op zich en het krijgen en opvoeden van kinderen, als wel tussen bepaalde praktische aspecten van een job en rolverwachtingen t.a.v. de moeder. Wat de micro-economische en roltheoretische benadering zoals die tot nu toe werd voorgesteld, gemeenschappelijk hebben is dat zij vooral oog hebben voor structurele arbeidskenmerken die in het individuele beslissingsproces in rekening gebracht (kunnen) worden.

De historische evolutie van het rollenconflict maakt duidelijk dat kinderen tegenwoordig voor vele vrouwen in het Westen een andere betekenis hebben dan een eeuw of zelfs maar halve eeuw geleden. Deze benadering maakt echter niet duidelijk waarom vandaag de dag bepaalde vrouwen wél en andere vrouwen géén kinderen wensen. Hoewel uit de cijfers van de CBGS-enquête van 2003 (Van Peer, 2005) bijvoorbeeld blijkt dat bijna de helft van de Vlaamse mannen en vrouwen tussen de 20 en 50 jaar twee kinderen wenst, wenst één tiende geen kinderen, 16 procent één kind, 18 procent drie kinderen en de overige zes procent wenst meer dan drie kinderen. Verschillende mensen, verschillende voorkeuren zo blijkt. De sociaal-psychologische benadering stelt deze preferenties centraal.

2.4 Sociaal-psychologische benadering

Aandacht voor de sociaal-psychologische componenten in het beslissingsproces m.b.t. vruchtbaarheid heeft vanaf de jaren '70 aanleiding gegeven tot het ontstaan van een heuse subdiscipline. De 'waarde van kinderen' krijgt in deze onderzoekstraditie een centrale plaats. Beckman (1978, p. 216) definieert de waarde van kinderen als de '*perceived* rewards and costs of children to parents' (eigen cursivering). Andere onderzoekers (o.a. Bulatao, 1981; Hofferth, 1983) gebruiken in hun onderzoek de termen 'values' en 'disvalues' om de gepercipieerde baten te onderscheiden van de gepercipieerde kosten. Hoe het ook zij, waar het in de micro-economische traditie ging om de economische kosten en baten, wordt in beide definities duidelijk rekening

gehouden met de persoonlijke invulling van deze kosten en baten, met de persoonlijke evaluatie. Daarbij worden ook de sociale en psycho-emotionele baten in rekening gebracht. Beckman (1978, p.216) vult verder aan: 'Presumably these values are important because they underlie fertility decisions. [...] they motivate persons to have or not have children [...]'.

In aansluiting op de roltheorie die in de vorige alinea centraal stond, kan de waarde die ouders hechten aan kinderen ook opgevat worden als een indicatie van hun houding t.o.v. de verschillende rolverwachtingen. Vrouwen die zich erg identificeren met de moederrol zullen vanuit deze optiek meer emotionele waarde hechten aan kinderen in vergelijking met vrouwen die zich niet (in de eerste plaats) als moeder zien. In dezelfde denklijn argumenteert Beckman (1978, p. 216) dat ook de attitude t.o.v. het werk belangrijke informatie geeft over de identificatie van de vrouw met haar rol op de arbeidsmarkt. Vrouwen kunnen zich om verschillende redenen op de arbeidsmarkt begeven. Zo kunnen zij uit werken gaan enkel en alleen uit financiële noodzaak, omdat hun omgeving dat van hen verwacht of omdat zij in hun beroepsrol op zoek gaan naar zelfontplooiing, intellectuele stimulatie of sociale contacten. Het is dan aannemelijk dat vrouwen zullen verschillen in hun vruchtbaarheidsbeslissingen al naargelang hun werkmotivatie. Dit wordt ook opgemerkt door Sweet (in White & Kim, 1987, p.273) die stelt dat 'it is no longer sufficient to note simply whether a woman works or not; it is necessary to note the quality of her work experience'.

Het onderzoek van Barber (2001) sluit zich aan bij deze redenering. Barber tracht de timing van het krijgen van kinderen te verklaren door deze in verband te brengen met de attitude t.o.v. het krijgen van kinderen en attitudes t.o.v. zogenaamd 'competing behaviors', verder benoemd als 'rivaliserend gedrag'. Een attitude wordt gedefinieerd als 'a disposition to respond favorably or unfavorably to an object, person, institution or event' (Azjen in Barber, 2001, p.102). Het concept 'rivaliserend gedrag' verwijst naar verschillende gedragswijzen die elkaar in zekere mate uitsluiten omdat ze allemaal een zekere tijdsinvestering van een individu vergen (Barber, 2001, p.101). De roltheoretische onverenigbaarheidsthese steekt hier de kop op. Barber (2001, p.102) benoemt als voornaamste rivaliserende gedragswijzen het volgen van een opleiding, arbeidsparticipatie en consumptiegedrag.

De sociologische roltheorie, die stelt dat individuen die een rollenconflict ervaren zullen trachten dit conflict zoveel mogelijk te reduceren, wordt ook in deze benadering als uitgangspunt genomen. 'Role Conflict Theory asserts that individuals will avoid

making the transition into roles perceived as inducing conflict or tension' (Barber, 2001, p.104). Met betrekking tot arbeidsparticipatie van de vrouw komt de theorie kortweg hierop neer: vrouwen die kinderen wensen, en dus positief staan t.o.v. de moederrol, maar die er tegelijkertijd een sterk positieve attitude t.o.v. arbeid buitenshuis op na houden, kunnen dit conflict reduceren door hun houding t.o.v. één van de rollen te wijzigen (Barber, 2001, p.104). Een theoretische onderbouwing hiervoor vindt Barber (2001, p.104) ook in de cognitieve dissonantietheorie die stelt dat een positieve attitude t.o.v. twee rivaliserende gedragswijzen leidt tot een oncomfortabele psychologische staat die individuen zullen trachten te reduceren (Festinger in Barber, 2001, p.104).

Deze sociaal-psychologische invalshoek duidt dus op een belangrijke arbeidsgerelateerde variabele, met name *de attitude t.o.v. arbeid*. Deze benadering sluit de invloed van micro-economische of normatieve factoren niet uit, integendeel. In aansluiting op de stelling van Rindfuss e.a. (1988, p.190) dat 'full understanding of the parenthood process requires consideration of structural and social-psychological variables', worden in de volgende alinea dan ook de verschillende substantiële variabelen samengebracht in het conceptueel model.

2.5 Dimensies van de arbeidssituatie van de vrouw op een rijtje

Zowel de instrumentele als de sociaal-psychologische en normatieve benadering van het extern rollenconflict tussen de beroepsrol en de moederrol dragen bij tot een beter inzicht in de relatie tussen de arbeidssituatie van de vrouw en de timing van het eerste, tweede en derde kind. De Home Economics Theory benadrukt de materiële kosten verbonden aan het krijgen van kinderen. Zowel het huidige arbeidsinkomen van de vrouw, als de accumulatie van *human capital* doorheen de carrière van de vrouw dragen bij tot de opportuniteitskosten verbonden aan het krijgen van kinderen. De sociaal-psychologische benadering van vruchtbaarheid wijst op een andere belangrijke dimensie nl. de attitude t.o.v. werk. Tenslotte wordt het maatschappelijk meer en meer aanvaardbaar om de beroepsrol en moederrol te combineren. Daarom zijn het aantal werkuren, de uurregeling van het werk, en de afstand tot het werk dimensies die in een analyse van de determinanten van de hazard rate m.b.t. het eerste, tweede en derde kind niet mogen ontbreken.

In figuur 2.1 worden de relaties tussen de verschillende dimensies (de onafhankelijke variabelen) en de hazard rate schematisch voorgesteld. Hierin wordt duidelijk dat de attitude t.o.v. werk opgevat wordt als een interactievariabele, die niet alleen zelf een rol speelt in de verklaring van de afhankelijke variabele maar die ook de relatie tussen de andere arbeidsdimensies en de intensiteit van het krijgen van kinderen beïnvloedt. Het is immers aannemelijk dat de verschillende dimensies van de huidige job een verschillende invloed uitoefenen op de timing van het eerste kind al naargelang de vrouw in kwestie er een positieve of negatieve houding op arbeid op nahoudt. We kunnen ons bijvoorbeeld voorstellen dat vrouwen die negatief staan t.o.v. de arbeidsrol er zwaarder aan tillen dat ze elke dag een uur moeten pendelen dan vrouwen die positief staan t.o.v. hun werk, wat op haar beurt de beslissing om een kind te krijgen kan beïnvloeden.

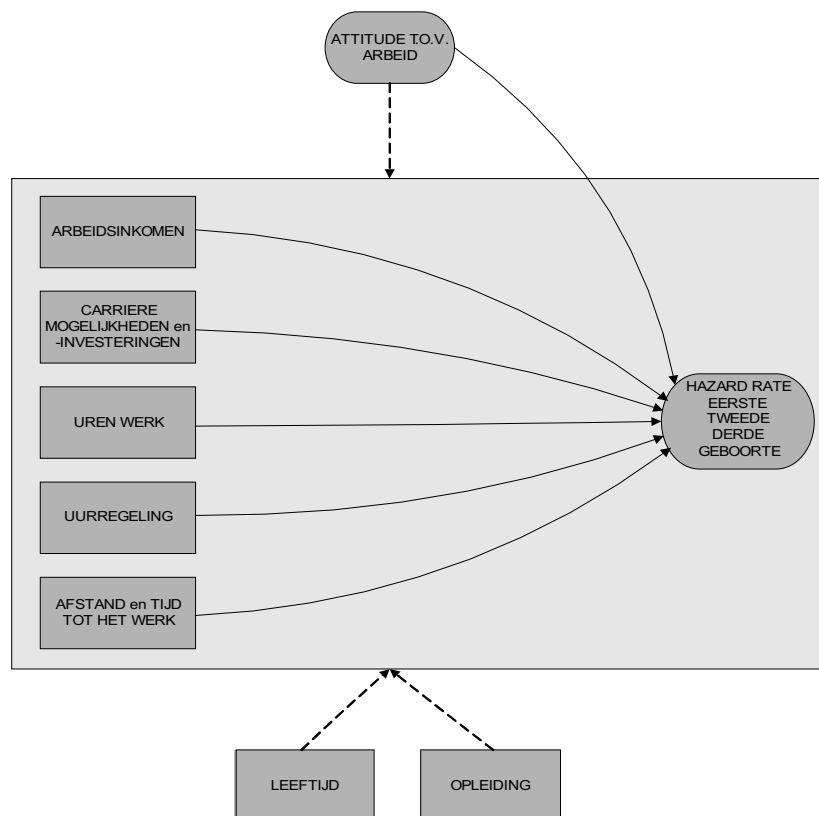


Fig. 2.1 Conceptueel model: de samenhang tussen arbeidsgerelateerde factoren en de hazard rate van het eerste, tweede en derde kind bij vrouwen in loondienst

Omdat uit vorig onderzoek (zie o.a. Blossfeld & Huinink, 1991; Bratti, 2003; Edwards, 2002; Rindfuss e.a., 1984; Rindfuss & Bumpass, 1976; Ram & Rahim, 1993; Waite & Stolzenberg, 1977) het belang van opleiding en leeftijd in de timing van het krijgen van kinderen telkens naar voren komt, worden deze variabelen niet enkel opgenomen als controlevariabelen maar wordt ook getest of er significante interactie-effecten optreden

tussen deze variabelen en de arbeidsvariabelen op de timing van kinderen beïnvloeden. Het belang van opleiding kan begrepen worden vanuit het referentiekader van de instrumentele benadering van vruchtbaarheid, waarin de opleiding beschouwd wordt als een belangrijke factor in het *human capital* van de vrouw. In dit opzicht hangt de opleiding samen met de eerder genoemde opportuiniteitskosten. Omdat hoger opgeleide vrouwen vaak jarenlang geïnvesteerd hebben in hun menselijk kapitaal mag worden aangenomen dat zich met een andere bagage, andere verwachtingen op de arbeidsmarkt begeven. Deze verwachtingen kunnen de manier waarop verschillende kenmerken van de werksituatie een invloed uitoefenen op de timing van het eerste kind mee vormgeven.

De leeftijd van de vrouw speelt eveneens een belangrijke rol in beslissingsprocessen m.b.t. vruchtbaarheid (Rindfuss & Bumpass, 1976; Rindfuss e.a., 1988, p.5). Dit heeft onder andere te maken met de biologische beperkingen aan de tijdsperiode waarin vrouwen (op een natuurlijke wijze) kinderen kunnen krijgen. Vrouwen die de komst van een eerste kind uitstellen maar wel een kinderwens koesteren, zullen op latere leeftijd minder beslissingsvrijheid hebben wat betreft de timing van dit kind. Redelijkerwijze kan daarom verwacht worden dat oudere vrouwen in hun timing van kinderen minder rekening houden met arbeidsgelateerde factoren dan jongere vrouwen (Rindfuss e.a., 1988, p.11).

2.6 Kinderen van verschillende pariteit

Tot nog toe werd in de uiteenzetting geen onderscheid gemaakt tussen de beslissing m.b.t. de timing van het eerste kind en deze van het tweede of derde kind. Nochtans wijzen zowel de normatieve als de ‘value-of-children’-onderzoekstraditie op substantiële verschillen in de waarde of de betekenis die (potentiële) ouders hechten aan eerste, tweede, derde of hogere orde kinderen. Dit is van belang voor dit onderzoek. Immers, als kind één om andere redenen gewenst (of niet gewenst) wordt dan kind twee en de motieven om een derde kind te krijgen weer verschillen van die om een tweede kind te krijgen, heeft dit wellicht ook gevolgen voor de manier waarop arbeidsgelateerde factoren in rekening worden gebracht in het beslissingsproces (White & Kim, 1987).

2.6.1 Het verschil tussen eerste kinderen en kinderen van hogere pariteit

‘The decision to have a first child is a choice of parenthood over nonparenthood’ merken White en Kim (1987, p. 271) op. ‘The balance of costs and rewards attached to these two alternatives is substantially, even vastly, different from that associated with the decision to go from one to two or from two to three children. (White & Kim, 1987, p. 271-272). Deze stelling lijkt door de literatuur bevestigd te worden. Enerzijds blijkt dat, over verschillende culturen heen, mannen en vrouwen meer emotionele baten verwachten van het eerste kind dan van kinderen van tweede of derde pariteit. Bovendien verwerven individuen een gewaardeerde maatschappelijke status, ze worden ‘ouder’. Anderzijds heeft de komst van het eerste kind ook veel grotere gevolgen voor de inrichting van de levensloop van zijn of haar ouders dan de daaropvolgende kinderen.

In zijn onderzoek naar de ‘values and disvalues of children’ in de Fillipiënen, Korea en de Verenigde Staten komt Bulatao (1981, p.7) tot de vaststelling dat het eerste kind, over verschillende culturen heen, gewenst wordt ‘to have someone to love and care for, to have fun around the house, and to carry on the family name’. Het accent ligt met andere woorden vooral op de emotionele, psychologische baten die verwacht worden van het eerste kind. Tweede en derde kinderen worden volgens het onderzoek van Bulatao (1981, p. 11) vooral gewenst als broertje of zusje, als gezelschap voor het eerste kind en als versteviging van de ‘socio-emotionele’ groep die het gezin vormt.

Het krijgen van het eerste kind gaat niet alleen gepaard met bepaalde emotionele baten die veel minder geassocieerd worden met volgende kinderen, maar kan bovendien gekarakteriseerd worden als een belangrijke ‘roltransitie’. Een roltransitie wordt door Burr (1972, p. 407) gedefinieerd als ‘the process of moving in and out of roles in a social system’. Met de komst van het eerste kind verwerven man en vrouw de rol van ‘vader’ en ‘moeder’. Dat de komst van het eerste kind een bijzondere betekenis heeft wordt door Aldous (1996, p. 133) als volgt verklaard: ‘Parenthood appears to be the critical role transition point that marks the individual’s entrance into adult status.’ Het volwassen leven wordt met andere woorden ingeluid door de komst van het eerste kind. Met het opnemen van de ouderrol gaan ook substantiële sociale baten gepaard. Ouders, zo wijst onderzoek uit, kunnen meer terugvallen op sociale netwerken en de band met de eigen ouders wordt vaak aangehaald (Schoen e.a., 1997).

De grote gepercipieerde kosten voor het persoonlijke leven van de nieuwe ouders vormen een tegengewicht voor de hoge emotionele baten die verwacht worden van het

eerste kind en de sociale baten die de nieuwe ouderrol met zich meebrengt. Het ouderschap vergt namelijk een aantal ‘opofferingen’. Als voornaamste gepercipieerde kosten van het eerste kind halen Amerikaanse respondenten bijvoorbeeld vooral ‘beperkingen in vrijheid’ en ‘minder tijd voor de partner’ aan (Bulatao, 1981, p. 23). Ook spelen voor deze respondenten bij het eerste kind bezorgdheden mee rond de combinatie gezin-arbeid. Deze resultaten suggereren dat de zelfontplooiing (in de job en partnerrelatie) en persoonlijke autonomie, waarden die vandaag de dag erg op de voorgrond staan, op de helling komen te staan door de verantwoordelijkheden die het eerste ouderschap met zich meebrengt. ‘Unlike most other role transitions affecting a young person, permanence and continual obligations characterize modern parenthood.’ (Rindfuss e.a., 1988, p.2).

Eens het eerste kind er is, is de terugkeer naar de status van ‘niet-ouderschap’ geen optie meer. Met de transitie van het niet-ouderschap naar het ouderschap is een heel nieuwe levensfase aangebroken. De beslissing om, en wanneer, een tweede kind te krijgen heeft dan ook een heel ander karakter dan deze m.b.t. het eerste kind. Hofferth (1983, p. 543) zegt daarover het volgende: ‘It is clear that the most important decision is the decision to have the first child.’

Omdat de transitie naar het ouderschap belangrijke gevolgen heeft voor de verdere levensloop kan verondersteld worden dat koppels die aan het begin staan van hun vruchtbaarheids carrière niet zo maar in het diepe zullen springen. De beslissing *om*, maar vooral *wanneer* een eerste kind te krijgen, zal meer dan bij een tweede en eventueel derde kind, de uitkomst zijn van een weloverwogen beslissingsproces. De arbeidssituatie van de vrouw is dan één van de factoren die in dit proces een belangrijke rol zal spelen.

2.6.2 Het verschil tussen kinderen van lage pariteit en kinderen van hogere pariteit

Morgan (2003, p.592) anticipeert in zijn beschouwingen over de toekomstige ontwikkelingen in fertiliteit op macroniveau op ‘a floor on low fertility’. Hij komt tot deze voorspelling door te wijzen op het cruciale onderscheid tussen kinderen van eerste en tweede pariteit en kinderen van hogere orde dat uit onderzoek op micro-niveau steeds opnieuw naar voren komt.

Dit onderscheid lijkt vooral te wijten aan het bestaan van de zogenaamde ‘twee-kinderen-norm’. ‘Low parity-births [...] remain strongly normative’ (Morgan & Taylor, 2006, p. 384). Bulatao (1981, p.1-2) merkt 20 jaar eerder al op dat ‘perhaps the most prominent hypothesis about how the context of childbearing motivations changes is that early childbearing is governed by normative forces and social constraints that exclude a free rational calculation of costs and benefits by the couple, whereas later childbearing does become subject to rational calculation.’ Dat normatieve overwegingen een grote rol spelen bij het krijgen van kinderen blijkt ook uit het onderzoek van Morgan (1981; 1982) naar de mate van onzekerheid van respondenten over hun vruchtbaarheidsintenties. Sommige respondenten blijken erg zeker van hun stuk over de komst van een additioneel kind, anderen lijken veel meer te twijfelen en de beslissing voor zich uit te schuiven. Een grote verklarende factor ziet Morgan (1981, p. 267) in het huidige aantal kinderen dat de respondent heeft. ‘Before attaining minimal acceptable family size, couples have no difficulty stating a firm intention to have at least one more child and, after passing through the acceptable range, they can firmly state that they will not have another.’ (Morgan, 1981, p. 267) Het grootste aandeel van de twijfelaars bevindt zich in die groep van respondenten die reeds minimaal twee kinderen hebben en maximaal vier.

Deze onzekerheid is een belangrijke factor die ertoe kan bijdragen dat de invloed van de arbeidssituatie op de hazard rate m.b.t. het derde kind groter is dan op deze m.b.t. het eerste en tweede kind. Morgan (1981, p. 268) stelt immers dat vrouwen die onzekere intenties hebben, in hun uiteindelijk gedrag veel meer gestuurd zullen worden door ‘relevant conditions’. Hoewel Morgan (1981, p. 268) met relevante condities vooral de socio-economische context (op macroniveau) op het oog lijkt te hebben, kan deze denkwijze eenvoudig uitgebreid worden naar de specifieke individuele (arbeids)omstandigheden van de vrouw.

Een voorbeeld: Stellen we ons twee vrouwen voor in identiek dezelfde arbeidsomstandigheden. Om het concreter te maken: het gaat om een erg veeleisende job, met veel carrièremogelijkheden, onregelmatige uren en beide vrouwen halen veel voldoening uit hun job. Vrouw A heeft één kind, vrouw B heeft er al twee. Welnu, vrouw A voelt de druk van haar omgeving om twee kinderen te krijgen, en hier liefst niet té lang mee te wachten na de komst van het eerste kind. Hoewel niet erg bevorderlijk voor haar carrière beslist ze toch om een tweede kind te krijgen. Vrouw B daarentegen is reeds ‘ontsnapt’ aan deze druk, ze heeft reeds het minimaal acceptabele

kindertal. Hoewel vrouw B ‘misschien ooit’ wel een derde kind wil, komt haar dit nu, gegeven haar werkomstandigheden, niet goed uit. Zij stelt de beslissing om een derde kind te krijgen dan ook uit tot op het moment dat haar arbeidssituatie dit wél toelaat, totdat ze haar biologische klok voelt tikken, of ze neemt de beslissing gewoon níet.

2.7 Hypothesen

Doorheen het literatuuroverzicht werden verschillende dimensies van de arbeidssituatie van de vrouw onderscheiden die theoretisch in verband gebracht kunnen worden met afwegingen m.b.t. het krijgen van kinderen. Deze dimensies werden vervolgens samengebracht in een conceptueel model. Tevens werd duidelijk dat de beslissing om een eerste, tweede of derde kind te krijgen conceptueel van elkaar verschillen. In deze alinea worden de verwachte relaties tussen de verschillende dimensies van de arbeidssituatie van de vrouw en de hazard rate m.b.t. het eerste, tweede en derde kind geëxpliciteerd.

Ten eerste lijkt niets in de uiteenzetting over het verschil tussen eerste, tweede en derde kinderen erop te wijzen dat de *richting* van het verband tussen de verschillende arbeidsvariabelen en de hazard rate m.b.t. de verschillende geboorten zou verschillen. Het conceptuele onderscheid lijkt echter meer te wijzen op een verschil in *sterkte* van de te verwachten verbanden. Verwacht wordt dat vrouwen hun specifieke arbeidsomstandigheden vooral in overweging nemen bij de timing van het eerste kind. Het eerste ouderschap kan immers gekarakteriseerd worden als een roltransitie die een grote impact heeft op de levensomstandigheden van het betreffende koppel. Hoewel uiteraard het tweede kind het bestaande evenwicht tussen arbeid en gezin weer op de helling plaatst, kan verwacht worden dat vrouwen, eerder dan bij een derde kind, een tweede kind zullen krijgen uit normatieve overwegingen, als broertje of zusje voor het eerste kind. ‘Eén kind is toch maar alleen’. Eens de normatieve drempel van twee kinderen overschreden, wordt dan verwacht dat vrouwen hun specifieke arbeidssituatie terug meer in rekening brengen in hun vruchtbaarheidsbeslissingen.

Voor wat betreft de *richting* van de verbanden worden achtereenvolgens hypothesen geformuleerd m.b.t. de micro-economische, normatieve en sociaal-psychologische arbeidskenmerken. Werkende vrouwen kunnen vanuit micro-economisch oogpunt van elkaar onderscheiden worden op basis van de hoogte van hun inkomen. De

opportuniteitskosten verbonden aan het krijgen van kinderen zullen groter zijn voor vrouwen met een hoog arbeidsinkomen als voor vrouwen met een gemiddeld of laag inkomen. De volgende hypothese kan dan ook gesteld worden: hoe hoger het inkomen van de vrouw, hoe meer zij het krijgen van het eerste, tweede of derde kind zal uitstellen (H1). Dezelfde micro-economische logica leidt tot de hypothese over de relatie tussen de carrièreperspectieven van de vrouw en de timing van het eerste kind. De carrièreperspectieven eigen aan de job zijn belangrijk omdat ze een aanwijzing geven over het inkomenspotentieel van de vrouw. Vanuit het idee van mensen als rationeel calculerende individuen zullen jonge vrouwen die terecht komen in jobs met carrièrevooruitzichten eerder geneigd zijn veel te investeren in hun werk in het begin van hun loopbaan en het krijgen van kinderen uit te stellen (Edwards, 2002, p. 427; Blossfeld & Huinink, 1991, p.161). De tweede hypothese kan dan ook als volgt geformuleerd worden: hoe groter de carrièrevooruitzichten, hoe meer de komst van een bijkomend kind wordt uitgesteld (H2). Een negatief verband kan ook verwacht worden tussen de investeringen die een vrouw al heeft gedaan in haar werk en de timing van haar eerste, tweede of derde kind (H3).

Bepaalde dimensies van de arbeidssituatie van de vrouw kunnen ertoe bijdragen dat het rollenconflict tussen de arbeidsrol en de moederrol gereduceerd wordt. Een uurregeling die aansluit op de behoeften van het gezin maakt het mogelijk gezin en arbeid beter op elkaar af te stemmen. De hypothese die hieruit volgt is dat vrouwen met aangepaste arbeidsuren eerder een eerste of bijkomend kind krijgen dan vrouwen die met een 'normale nine-to-five' job (H4). Een grote afstand tot het werk maakt het moeilijker arbeid en gezin met elkaar te combineren. Te verwachten is dan dat vrouwen die een kleine afstand tot hun werk moeten afleggen eerder een eerste, tweede of derde kind zullen krijgen dan vrouwen die ver wonen van hun werk (H5). Vanuit de roltheorie kan ook de relatie tussen het aantal uren dat vrouwen werken en de timing van kinderen begrepen worden. Vrouwen die minder uren werken, ervaren minder spanning tussen de conflicterende rollen m.b.t. arbeid en gezin dan vrouwen die meer uren werken en zullen bijgevolg eerder overgaan tot het krijgen van een eerste of bijkomend kind (H6).

Tenslotte wordt d.m.v. de sociaal-psychologische benadering de relatie duidelijk tussen de houding t.o.v. werk en de timing van kinderen. Vrouwen die veel waarde hechten aan hun job, of die erg carrièregericht zijn zullen meer geneigd zijn het krijgen van kinderen uit te stellen of zelfs af te stellen dan vrouwen die minder waarde hechten aan hun beroepsrol (H7).

In de volgende hoofdstukken wordt ingegaan op de data (hoofdstuk 3) en de methode (hoofdstuk 4) die gebruikt wordt om de vooropgestelde onderzoeksvragen te beantwoorden.

3 Data en steekproef

3.1 Algemeen: Panel Studie Belgische Huishouden (PSBH)

De analyse van een *event*, nl. het krijgen van eerste kind staat in het huidige onderzoek centraal. Daarbij gaat de aandacht uit naar de invloed van verschillende dimensies van de arbeidssituatie van de vrouw. Zijn er bepaalde kenmerken van de werkstatus van een vrouw die sneller zullen leiden tot het krijgen van een eerste kind? Zijn er andere kenmerken die het 'risico' op het krijgen van een eerste kind verkleinen? De analysetechniek die een antwoord kan geven op dergelijke vragen staat bekend onder de noemer 'event history analyse'. Deze analysetechniek, die in het volgende hoofdstuk verder wordt toegelicht, doet beroep op longitudinale data, die ondermeer via een panelstudie verzameld kunnen worden (Box-Steffensmeier & Jones, 2004).

Het PSBH komt tegemoet aan de vraag naar longitudinale paneldata. In de periode 1992-2002 werd, in het kader van dit project, een steekproef van Belgische (private) huishoudens jaarlijks a.d.h.v. een enquête bevraagd over een aantal thema's zoals de inkomenssituatie, aanwezigheid op de arbeidsmarkt, relaties, opvoeding en scholing (Jacobs e.a., 1991, p.2). Dit resulteerde in een omvangrijke dataset die door onderzoekers zowel voor longitudinaal als voor cross-sectioneel onderzoek gebruikt kan worden.

De initiële steekproef die aan de basis ligt van het opgebouwde databestand werd getrokken op het niveau van de huishoudens, maar vormt tevens een goede steekproef op het niveau van het individu (Jacobs & Marynissen, 1993, p.9). Elk lid - waarbij een onderscheid gemaakt wordt tussen kinderen (-16j) en volwassenen (+16j) - van de geselecteerde huishoudens werd vervolgens een eerste maal bevraagd. Omdat de samenstelling van de *huishoudens* verandert doorheen de tijd, bijvoorbeeld door echtscheiding of kinderen die zelf een huishouden gaan vormen, werden de *leden* van de huishoudens die initieel deel uitmaakten van de steekproef doorheen de 11 golven gevolgd. Dit maakt dat vanaf 1993 ook huishoudens en huishoudleden in de dataset opgenomen werden die in 1992 niet tot de steekproef behoorden.

De doelstelling in de eerste golf was het realiseren van een steekproef van 2000 Vlaamse en 2000 Waalse huishoudens, aangevuld met een 1000-tal Brusselse (Jacobs & Marynissen, 1993, p.12). Daartoe werd een clustersteekproef van 275 clusters met elk 100 steekproefeenheden getrokken. Elk van deze clusters werd toegekend aan een

gemeente met een selectiekans proportioneel aan het aantal inwoners. De uiteindelijke gerealiseerde steekproef voor de eerste golf bedroeg respectievelijk 1900 en 1855 huishoudens voor Vlaanderen en Wallonië en 684 huishoudens voor Brussel met een responsratio⁷ van respectievelijk 56.4, 48.2 en 39.9% (Jacobs & Marynissen, 1993, p.23). Op het niveau van de volwassen huishoudleden werkten in totaal 8741 respondenten mee aan de eerste golf. In de laatste golf was dit aantal 5362, waarvan 4863 steekproefeenheden en 499 niet-steekproefeenheden⁸.

De representativiteit van de steekproef naar samenstelling van de bevolking op vlak van gezinstype, geslacht en leeftijd is redelijk goed. Op individueel niveau is er sprake van een lichte ondervertegenwoordiging van ouderen (+80j), een lichte oververtegenwoordiging van kinderen onder de 10 jaar en een lichte oververtegenwoordiging van gehuwden (Jacobs & Marynissen, 1993, p.35-40). Omwille van de selectieve uitval doorheen de golven neemt de representativiteit van de gerealiseerde steekproef licht af doorheen de tijd. Dit wordt echter veelal gecompenseerd door wegingscoëfficiënten toe te kennen aan de respondenten. Deze wegingscoëfficiënten komen ook tegemoet aan een aantal andere tekortkomingen eigen aan een paneldesign (Ottoy e.a., 2002, p.52-54). Daarenboven werd in 1997 een extra steekproef getrokken in Vlaanderen om te compenseren voor de immigratiebewegingen die in de periode 1992-1997 in de bevolking plaatsvonden.

Voor een gedetailleerde beschrijving van de responsratio's, de selectieve uitval en de berekening van de wegingscoëfficiënten doorheen de verschillende golven, zie de methodeberichten die na elke golf worden gepubliceerd⁹.

In het licht van dit onderzoek is de *longitudinale* responsratio op niveau van de individuen van belang. 'Deze maat geeft aan welke proportie van de steekproefpersonen, die ooit deel uitmaakten van het PSBH, in deze golf succesvol bevraagd werd. [...] De longitudinale responsratio is een cumulatieve indicator, en geeft voor elke golf de totale uitval sinds de eerste golf weer.' (Ottoy e.a., 2002, p.50). Na 11 golven bedraagt deze ratio 35.4%.

3.2 De risicoset of risicopopulatie

⁷ Responsratio wordt hier gedefinieerd als de verhouding tussen het aantal bereikte huishoudens en de geldige adressen waarvan de niet bereikte huishoudens worden afgetrokken (zie ook Jacobs & Marynissen, 1993, p.23)

⁸ Zie website PSBH voor een overzicht (<http://www.psbh.be>: Documentatie - overzicht van de golven)

⁹ Zie website PSBH (<http://www.psbh.be>: Golfgebonden documentatie)

Het huidige onderzoek maakt gebruik van een deelpopulatie van het PSBH. Met name vormen werkende vrouwen op vruchtbare leeftijd die nog geen, één of twee kinderen hebben de zogenaamde risicopopulatie voor het krijgen van respectievelijk het eerste, tweede of derde kind. De gehanteerde leeftijdsgrenzen voor het operationaliseren van 'vruchtbare leeftijd' variëren nogal eens in internationaal onderzoek, maar algemeen lijkt de benedengrens zich tussen de leeftijd van 15 (o.a. Blossfeld & Huinink, 1991) en 19 jaar (o.a. Demey, 2005) en de bovengrens zich tussen de 35 (o.a. Hank, 2002) en de 45 jaar (o.a. Blossfeld & Huinink, 1991) te situeren.

In dit onderzoek worden de vrouwen betrokken die tussen de 18 en 40 jaar zijn op het moment van de bevraging. De benedengrens komt overeen met de leeftijd waarop de leerplicht in België eindigt, en waaronder slechts een kleine minderheid van de Belgische jongeren een (betaalde) job uitoefent. Omdat dit onderzoek zich focust op de invloed van arbeidsgerelateerde factoren is het niet aangewezen een lagere leeftijdsgrens te hanteren. Daarenboven is het aannemelijk dat zwangerschappen onder de 18 jaar zelden bewust gepland zijn, terwijl het in dit onderzoek gaat om factoren die de beslissing om een eerste kind te krijgen beïnvloeden. Voor wat betreft de ondergrens lopen vrouwen risico op een tweede, respectievelijk derde geboorte vanaf het moment dat zij een eerste, respectievelijk tweede kind hebben gekregen. De menopauze markeert de biologische bovengrens van de vruchtbare periode van een vrouw maar deze wordt voorafgegaan door een (variabele) periode waarin zowel de fecundabiliteit¹⁰ als de maatschappelijke aanvaardbaarheid van een zwangerschap aanzienlijk afneemt (Rindfuss e.a., 1988; p.9). Omdat deze grens in internationaal onderzoek sterk varieert en omwille van praktische overwegingen¹¹ wordt er in dit onderzoek voor geopteerd de bovengrens op basis van de PSBH-data op 40 jaar te leggen.

Omdat dit onderzoek geïnteresseerd is in de invloed van de arbeidssituatie van vrouwen in loondienst op de hazard rate m.b.t. het eerste, tweede of derde kind, worden enkel die vrouwen betrokken die in minstens één golf als werknemer of ambtenaar aan de slag zijn. De steekproef omvat 695 vrouwen die in de periode 1992-2001¹² tussen de 18 en de 40 jaar zijn of worden, die minstens één golf werken in loondienst en die

¹⁰ Fecundabiliteit wordt gedefinieerd als de kans op conceptie per menstruele cyclus (Bongaarts, 1975, p.645)

¹¹ De verder beschreven hazard rate analyse maakt gebruik van maximum-likelihood schattingsprocedures die het moeilijk hebben met lege of bijna-lege cellen.

¹² Omdat de afhankelijke variabele in dit onderzoek de hazard rate m.b.t. *de beslissing een eerste, tweede of derde kind te krijgen* is, en enkel informatie beschikbaar is over de *geboortedatum*s wordt de informatie van de laatste golf (2002) enkel gebruikt om een eventuele beslissing tussen 2000-2001 af te leiden.

gedurende één of meerdere jaren risico lopen op een eerste zwangerschap. Voor de analyse van het risico op een tweede geboorte komen 496 vrouwen in aanmerking, voor derde geboorten gaat het om 512 vrouwen.

Omwille van het paneldesign en de specifieke opvolgingsregels kunnen vrouwen later dan in 1992 instromen in de risicopopulatie. Voor de analyse van de timing van het eerste kind stromen ten eerste de dochters van initiële huishoudens in op het moment dat ze 18 jaar worden én werken. Voor wat betreft de analyse van de tweede en derde geboorten stromen vrouwen in op het moment dat zij voor het eerst moeder zijn geworden. Ten tweede worden bepaalde huishoudens ontbonden en nieuwe huishoudens gevormd. De (nieuwe) partners van oorspronkelijke steekproefleden worden ook bevraagd zolang zij met dit steekproeflid een huishouden vormen. Ten slotte zorgt ook de extra steekproef van 1997 voor nieuwe instroom na 1992. Vrouwen blijven deel uitmaken van de risicopopulatie totdat ze ofwel hun eerste, respectievelijk tweede of derde kind krijgen, of tot het eindpunt van de dataverzameling.

Tabellen 3.1 t.e.m. 3.3 geven een overzicht van het aantal respondenten dat in elk interval bevraagd werd (d.w.z. waarvoor zowel een voor- als nameting was), alsook van het aantal zwangerschappen dat bij deze vrouwen geregistreerd werd. De bovenste cijfers in de tabel hebben betrekking op de niet-gewogen steekproef, de onderste cijfers geven de gewogen aantallen weer (zie 3.3 voor meer informatie over de wegingscoëfficiënten).

	1992-1993	1993-1994	1994-1995	1995-1996	1996-1997	1997-1998	1998-1999	1999-2000	2000-2001	Totaal
Niet-zwanger	247 242.31	220 210.97	216 198.15	199 184.55	207 188.21	193 184.75	239 223.33	222 213.93	218 200.24	1961 1846.50
Zwanger	40 37.37	20 31.19	16 10.92	21 18.73	20 14.37	29 20.77	19 11.07	25 19.16	31 26.71	240 190.33
Totaal	287 279.68	259 242.16	232 209.07	220 203.29	227 202.59	222 205.52	258 234.40	247 233.09	249 226.95	695 (N) 2201 2036.79 (persoonsjaren)

Tabel 3.1 Overzicht van de risicopopulatie voor de analyse m.b.t. de hazard rate van het eerste kind

	1992-1993	1993-1994	1994-1995	1995-1996	1996-1997	1997-1998	1998-1999	1999-2000	2000-2001	Totaal
Niet-zwanger	163 155.23	159 143.65	163 149.44	129 109.10	120 97.38	110 91.60	146 105.06	135 96.64	109 79.45	1234 1184.32
Zwanger	28 27.96	23 22.51	18 15.64	26 21.81	21 15.28	17 14.34	22 17.21	16 6.06	23 15.91	194 156.76

Totaal	191 183.18	182 166.16	181 165.08	155 130.90	141 112.66	127 105.95	168 122.27	151 102.71	132 95.37	496(N) 1428 1184.32 (persoonsjaren)
---------------	---------------	---------------	---------------	---------------	---------------	---------------	---------------	---------------	--------------	---

Tabel 3.2 Overzicht van de risicopopulatie voor de analyse m.b.t. de hazard rate van het tweede kind

	1992-1993	1993-1994	1994-1995	1995-1996	1996-1997	1997-1998	1998-1999	1999-2000	2000-2001	Totaal
Niet-zwanger	219 202.22	219 194.53	223 201.16	198 175.54	180 163.17	163 159.23	189 167.41	189 163.21	174 143.51	1754 1570.00
Zwanger	9 9.61	10 8.18	7 4.96	3 3.04	7 5.51	7 6.27	8 6.69	5 3.93	7 6.73	63 54.95
Totaal	228 211.83	229 202.71	230 206.12	201 178.58	187 168.68	170 165.50	197 174.11	194 167.14	181 150.24	512 (N) 1817 1624.94 (persoonsjaren)

Tabel 3.3 Overzicht van de risicopopulatie voor de analyse m.b.t. de hazard rate van het derde kind

Opgemerkt dient te worden dat de steekproef m.b.t. de tweede geboorten bestaat uit die vrouwen die tijdens de periode van dataverzameling een eerste kind kregen, aangevuld met die vrouwen die hun eerste kind reeds kregen voor de start van de dataverzameling. Zoals uit tabel 3.1 blijkt worden ‘slechts’ 240 vrouwen voor het eerst zwanger in de periode 1992-2001. Deze groep is te beperkt om de hypothesen die geformuleerd werden m.b.t. de hazard rate van het tweede kind te testen. Dezelfde opmerking geldt voor de respondenten die in aanmerking komen voor het krijgen van een derde kind. Deze werkwijze verklaart de op het eerste zicht vreemde vaststelling dat meer vrouwen in aanmerking komen voor een derde geboorte dan voor een tweede geboorte. Aan deze werkwijze is echter een belangrijk nadeel verbonden. Omdat de risicopopulatie voor de analyse m.b.t. eerste, tweede en derde geboorten telkens bestaat uit een andere groep vrouwen kan niet formeel worden getest of vrouwen inderdaad andere factoren in overweging nemen bij hun beslissing om een eerste, tweede of derde kind te krijgen. Immers, indien uit de analyses bijvoorbeeld blijkt dat een hoog arbeidsinkomen leidt tot uitstel van het eerste kind maar geen invloed heeft op de komst van het tweede kind kunnen hiervoor twee verklaringen zijn. Enerzijds kan deze vaststelling erop wijzen dat een bepaalde vrouw in het begin van haar vruchtbaarheids carrière werkelijk rekening houdt met haar financiële situatie maar dat deze factor bij haar beslissing om een tweede kind te krijgen, geen rol van betekenis speelt. Anderzijds kan dit verschil in effect ook te wijten zijn aan een andere samenstelling van de risicopopulatie.

3.3 Weging

Hoewel de initiële steekproef een goede afspiegeling vormt van de Belgische bevolking in 1992 maken de specifieke opvolgingsregels van het PSBH dat ook niet-steekproefleden op een later moment in de steekproef kunnen instromen. Door het principe van *assortative mating*¹³ worden nl. relatief meer gelijksoortige huishoudens (of individuen) in de bevraging opgenomen. Dit maakt dat niet elk lid van de vrouwelijke Belgische bevolking eenzelfde kans heeft om in de steekproef terecht te komen, wat de representativiteit van de steekproef in gevaar brengt. Bovendien heeft zowat elk paneledesign te maken met non-respons en attritie. Niet alleen slaagt men er niet in de volledige initiële steekproef te bevragen, ook de succesvolle opvolging van alle steekproefeenheden doorheen de elf golven is quasi onmogelijk. Wanneer deze non-respons en attritie niet toevallig is, wordt gesproken van differentiële non-respons en attritie. Voor dit onderzoek is bijvoorbeeld van belang dat laagopgeleiden en respondenten met een lage sociaal-economische status meer kans hebben niet deel te nemen aan de eerste bevraging of uit te vallen in de daaropvolgende golven (Jacobs e.a., 1995, p. 34-35). Zowel de differentiële non-respons en attritie als de differentiële selectiekansen vormen een belangrijke bron van vertekening bij de schattingen van de parameters (Ottoy e.a., 2002, p.53).

Om dit euvel op te vangen wordt in dit onderzoek gebruik gemaakt van wegingscoëfficiënten. Om tegemoet te komen aan de differentiële non-respons en attritie worden voor elke golf via logistische regressie basisgewichten bepaald. De differentiële selectiekansen worden opgevangen door, in navolging van het Panel Study of Income Dynamics en de aanbevelingen van Eurostat, gebruik te maken van de *weight sharing* methode. De gewichten van de huishoudens worden berekend op basis van de individuele basisgewichten van de steekproefpersonen. Deze huishoudengewichten worden op hun beurt verdeeld over alle leden - d.w.z. zowel steekproef- als niet-steekproefpersonen - van het huishouden. Omdat het PSBH dubbele representativiteit nastreeft (zowel cross-sectioneel als longitudinaal) zijn verschillende

¹³ “De meeste mensen blijken een partner te kiezen die voor een aantal kenmerken gelijkenissen vertoont met henzelf. Voorbeelden zijn: huidskleur, intelligentie, opleidingsniveau, levensbeschouwing, sociale klasse” (Ottoy e.a., 2002, p.53).

wegingscoëfficiënten beschikbaar¹⁴. In dit onderzoek is longitudinale representativiteit van belang omdat de aandacht uitgaat naar de bewegingen tussen de verschillende bevragingen. Nochtans lijkt, door de specifieke datastructuur, eigen aan de discrete-time hazard rate analysemethode die verder toegelicht wordt in 4.4, het gebruik van de cross-sectionele *shared weights*, in tegenstelling tot de longitudinale gewichten, meer aangewezen¹⁵.

¹⁴ Voor een uitgebreide omkadering en berekening: zie website PSBH, golfgebonden documentatie, methodeberichten.

¹⁵ Deze werkwijze is het resultaat van een nauw overleg met Leen Heylen en prof. Mortelmans, verbonden aan het Steunpunt Gezinsdemografisch Panel, Universiteit Antwerpen.

4 Analysemethode

4.1 Inleiding

De invloed van arbeidsgerelateerde factoren op de timing van het eerste, tweede en derde kind staat in dit onderzoek centraal. In termen die bekend in de oren klinken vanuit de multivariate regressieanalyse betekent dit dat de ‘timing van het eerste, respectievelijk tweede en derde kind’ als afhankelijke variabele gemodelleerd wordt in functie van onafhankelijke variabelen als o.a. het arbeidsinkomen, de afstand tot het werk, het aantal gepresteerde uren, de carrièremogelijkheden en -investeringen en de attitude t.o.v. werk. Daarbij wordt gecontroleerd voor niet-arbeidsgerelateerde factoren zoals de leeftijd van de vrouw, haar opleidingsniveau, haar burgerlijke staat, nationaliteit en het belang dat ze hecht aan haar geloof. Nochtans draagt een benadering van de onderzoeksvraag met multivariate (al dan niet logistische) regressie een aantal beperkingen in zich die deze analysetechniek minder geschikt maken om het procesmatige karakter van de onderzoeksvraag te vatten. De twee belangrijkste zijn het probleem van censoring en tijdsvariërende covariaten (Allison, 1984, p.11; Box-Steffensmeier & Jones, 1997, p.1415; Yamaguchi, 1991, p.3), die verder uitgewerkt worden in 4.2.

Event history analyse is een verzameling van aan elkaar verwante methoden die tegemoet komt aan het probleem van censoring en tijdsvariërende covariaten (Allison, 1984, p.10). Bij uitstek is event history analyse geschikt om de duurtijd tot een event te modelleren als causaal afhankelijk van een aantal onafhankelijke variabelen, in event history termen meestal aangeduid als covariaten (Allison, 1984 p.10). Specifiek voor dit onderzoek lijkt een discrete-time logit hazard rate analyse de meest aangewezen methode. In 4.3 worden de bouwstenen van de event history benadering formeel uit elkaar gezet. Het gaat om de hazard rate, de overlevingsfunctie en de kansdichtheidsfunctie. In 4.4 komt meer specifiek de discrete-time logit benadering aan bod. Achtereenvolgens wordt ingegaan op discrete versus continue benaderingen van tijd, waarna het discrete-time logit formeel wordt voorgesteld en de assumpties van het model kort worden toegelicht. Tenslotte staan de likelihood functie (4.5) en de specifieke datastructuur die aan de basis ligt van een hazard rate analyse in 4.6 centraal. Hier wordt duidelijk hoe event history analyse omgaat met het probleem van gecensureerde data en tijdsvariërende covariaten.

4.2 Beperkingen van traditionele regressiemethoden

4.2.1 Het probleem van censoring

Eén van de moeilijkheden bij het bestuderen van de timing van vruchtbaarheid is dat op het einde van de dataverzameling er steeds vrouwen zullen zijn die (nog) geen eerste (of tweede, derde,...) kind hebben gekregen. In een multivariate regressie die als afhankelijke variabele bijvoorbeeld de duur van de menarche tot de eerste geboorte modelleert zijn er dan een aantal vrouwen waarvan de waarde op de afhankelijke variabele onbekend is. Deze observaties worden *right censored* genoemd. Naar analogie met *right censoring* kan data ook *left censored* zijn. ‘Left censoring arises when an event time is unknown because *the beginning of time* is not observed.’ (Singer & Willett, 2003, p.319, cursivering in origineel). In dit onderzoek komt het probleem van *left censoring* tot uiting door wat in de literatuur aangeduid wordt als ‘late instromers in de risicoset’ (Singer & Willett, 2003, p.320; p.595-606; Yamaguchi, 1991, p.6). Opgemerkt dient te worden dat Allison (1995, p.10) het *censoring*-mechanisme waarbij ‘the beginning of time’ niet geobserveerd wordt, in tegenstelling tot Singer en Willett, ook classificeert als *right censoring*. Volgens Allison (1995, p.10) treedt *left censoring* op ‘when all you know about an observation on a variable T is that it is *less than some value*.’ Omdat dit type van *censoring* in dit onderzoek niet voorkomt wordt hierop niet verder ingegaan. In wat volgt wordt het onderscheid dat Singer en Willett (2003) maken tussen *right* en *left censoring* behouden omdat beide termen wijzen op verschillende complicerende factoren die in dit onderzoek naar voren komen. Achtereenvolgens worden beide types van *censoring* verder toegelicht.

4.2.1.1 Right censoring

Figuur 4.1 illustreert het probleem van *right censoring*. In dit voorbeeld wordt voor de eenvoud verondersteld dat slechts vrouwen uit één enkele geboortecohorte (nl. 1970) gedurende 11 jaar gevolgd worden en dit m.b.t. hun kans op een eerste geboorte. Uiteraard speelt dit probleem van *right censoring* ook in de studie van tweede en derde kinderen. De vrouwen uit het voorbeeld worden 22 jaar in 1992 en bereiken de leeftijd van 31 jaar in 2001. De eerste vrouw krijgt haar eerste kind tussen 1994 en 1995, de

tweede vrouw tussen 1998 en 1999 en de derde vrouw net voor het moment van de laatste bevraging. De vierde vrouw echter krijgt echter geen kind tijdens de periode van dataverzameling, zij wordt rechts gecensureerd op de leeftijd van 31 jaar. Geweten is dat deze vrouw *geen* kind kreeg tijdens de voorgaande 11 jaar, maar informatie ontbreekt over de jaren volgend op de dataverzameling.

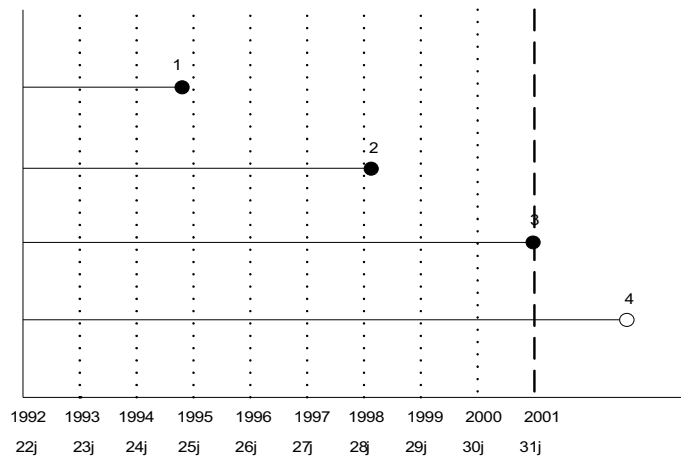


Fig. 4.1 Illustratie right censoring. Tijd tot de eerste geboorte voor de geboortecohorte van 1970.

Bron: Aangepast uit Box-Steffensmeier & Jones, 1997, p. 1416

Hoe moeten rechts gecensureerde observaties behandeld worden in een traditionele multivariate regressieanalyse? Verschillende oplossingen werden hiervoor in het verleden bedacht maar geen is echt bevredigend. Zo kunnen bijvoorbeeld al de vrouwen die (nog) geen (eerste, tweede of derde) kind hebben gekregen op het moment van de laatste bevraging weggelaten worden uit de analyse (Box-Steffensmeier, 1997, p.1416). Echter, aangezien net die vrouwen worden weggelaten die een lange wachttijd hebben tot een (bijkomend) kind of die zelfs helemaal geen kind van de bestudeerde orde krijgen, wordt de tijd tot de eerste geboorte systematisch onderschat wat leidt tot vertekende schattingen van de parameters (Allison, 1984, p.11; Yamaguchi, 1991, p.8). Hetzelfde bezwaar geldt als deze vrouwen een waarde op de afhankelijke variabele wordt toegekend die gelijk is aan de tijd tot de laatste observatie (Allison, 1984, p.11). De derde en vierde vrouw uit het voorbeeld worden dan niet van elkaar onderscheiden terwijl beide vrouwen duidelijk van elkaar verschillen. De vierde vrouw krijgt immers niet per se een eerste kind.

Een andere oplossing bestaat erin het krijgen van een kind van bepaalde orde te benaderen als dichotome variabele. Een vrouw krijgt dit kind dan ofwel gedurende de

observatieperiode (1) of ze krijgt het niet (0). Logistische regressie ligt dan voor de hand. Allison (1984, p.10) en Yamaguchi (1991, p.9) wijzen echter op het arbitraire karakter van deze benadering. Of een vrouw al dan niet een waarde 1 krijgt op de afhankelijke variabele is immers (mede) afhankelijk van de lengte van de observatieperiode. In dit onderzoek betekent dit dat een vrouw 11 jaar (of minder indien ze later instroomt of eerder uitstroomt) heeft om een kind van eerste, tweede of derde orde te krijgen. Deze grens is echter niet ingegeven vanuit theoretisch oogpunt maar eerder een consequentie van het paneldesign en bijhorende financiële en praktische beperkingen. Deze arbitraire grens wordt problematisch wanneer de invloed van bepaalde arbeidsgerelateerde variabelen verandert doorheen de tijd. De schattingen van de parameters zijn dan immers conditioneel afhankelijk van de lengte van de observatieperiode (Yamaguchi, 1991, p.9). Een minstens even belangrijk bezwaar is dat de logistische regressiebenadering belangrijke informatie omtrent de duurtijd tot een geboorte niet in rekening brengt, terwijl variatie in de timing van kinderen juist de focus vormt van dit onderzoek (Allison, 1984, p.10; Box-Steffensmeier & Jones, 1997, p.1417; Yamaguchi, 1991, p.9).

4.2.1.2 Left censoring

Een extra complicatie in dit onderzoek is het probleem van left censoring, geïllustreerd door figuur 4.2. Deze figuur en het daaraan gekoppelde voorbeeld hebben, ter illustratie, enkel betrekking op de eerste geboorte. Het spreekt vanzelf dat ook hier de redenering gemakkelijk uitgebreid kan worden naar tweede of derde geboorten. In figuur 4.2 wordt niet meer aangenomen dat slechts één geboortecohorte deel uitmaakt van de studie, maar worden, zoals in het PSBH, vrouwen uit verschillende cohorten gedurende elf opeenvolgende jaren gevolgd. Het is net dit *stock sample design*¹⁶ dat aan de basis ligt van links gecensureerde data.

¹⁶ De term 'stock sample' verwijst naar 'age-heterogenous groups of people who *already* occupy the initial state when data collection begins'. Deze term werd overgenomen uit Singer & Willett, 2003, p.320.

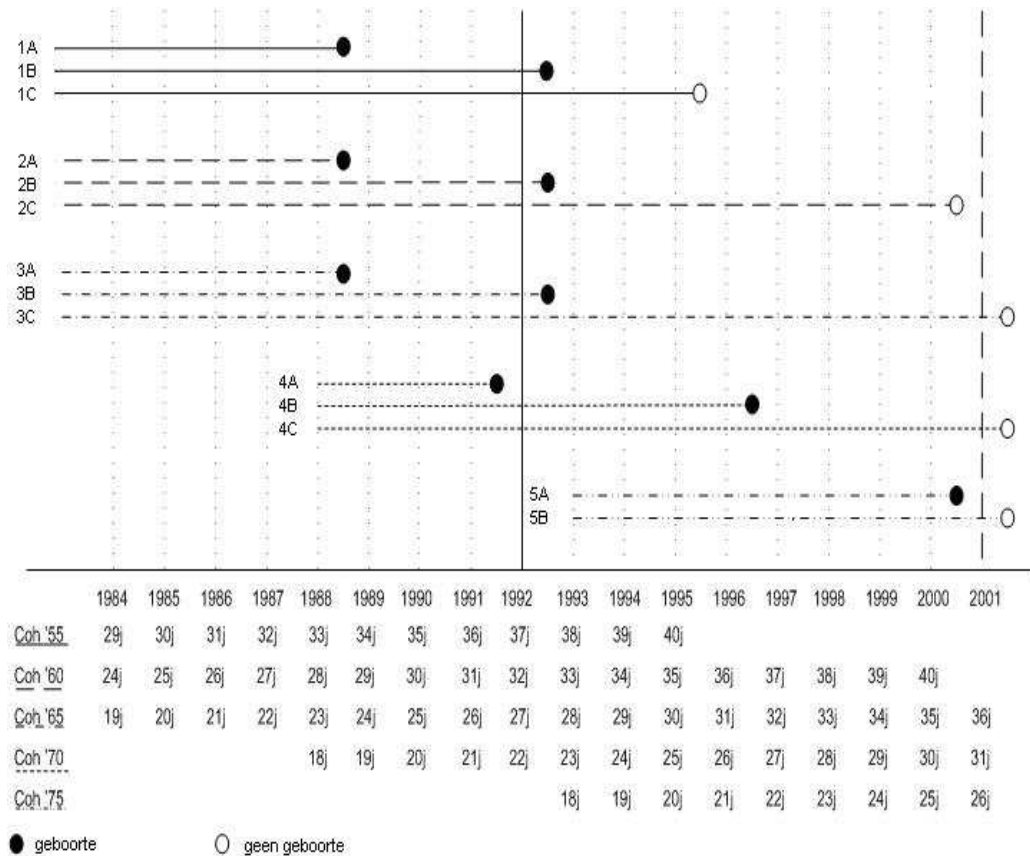


Fig. 4.2 Illustratie left censoring. Tijd tot de eerste geboorte voor vrouwen uit de geboortecohorten van 1955, 1960, 1965, 1970 en 1975

Eerder werd de leeftijd van 18 jaar gedefinieerd als ondergrens voor de risicoperiode op het krijgen van het eerste kind. Een aantal vrouwen zijn reeds ouder dan 18 jaar op het tijdstip van hun eerste bevraging, in 1992 of later. In de literatuur wordt in dit geval gesproken van ‘late instromers in de risicoset’ (Singer & Willett, 2003, p.320; p.595-606; Yamaguchi, 1991, p.6). Vrouw 1A, geboren in het jaar 1955, krijgt haar eerste kind in 1989, het jaar waarin ze 34 jaar wordt. Deze vrouw wordt geweerd uit de steekproef omdat zij vanaf 1989 geen deel meer uitmaakt van de risicoset. De tweede vrouw uit deze geboortecohorte (1B) is nog steeds ‘at risk’ op het moment van de eerste bevraging. Zij heeft dan reeds de leeftijd van 37 jaar bereikt. Deze vrouw wordt opgenomen in de analyse tot het moment waarop zij haar eerste kind krijgt, in 1993. De derde vrouw uit deze cohort wordt net zoals de tweede vrouw 37 jaar in 1992 en blijft in de analyse tot het jaar waarin zij 40 jaar wordt om vervolgens, per definitie, de risicoset te verlaten. Zowel in geval 1B als geval 1C is er sprake van left censoring. Deze vrouwen worden niet geobserveerd gedurende de vruchtbare periode van 18 tot 37 jaar. Voor vrouwen uit de jongere geboortecohorten geldt hetzelfde verhaal, met dat

verschil dat vrouwen geboren in 1965, 1970 en 1975 niet meer de leeftijd van 40 jaar bereiken gedurende de observatieperiode maar, zoals in de vorige alinea uiteengezet werd, rechts gecensureerd worden op het einde van de panelstudie. Ook zijn vrouwen uit de laatste geboortecohorte niet meer links gecensureerd zijn omdat zij pas de leeftijd van 18 jaar bereiken gedurende de periode van dataverzameling.

Om het probleem van left censoring te vatten stellen Singer en Willett (2003, p. 599) zich de volgende vraag: ‘Who should be included in the risk set for each observed event time?’ Nemen we als voorbeeld de leeftijd van 26 jaar. Vrouwen 5A, 5B, 4B en 4C maken duidelijk deel uit van de risicopopulatie, zij worden geobserveerd op de leeftijd van 26 jaar. 5A krijgt op deze leeftijd haar eerste kind, de andere vrouwen ‘overleven’ het risico op een eerste geboorte op deze leeftijd. Vrouwen 1A, 1B, 1C, 2A, 2B, 2C, 3B, en 3C ‘overleven’ echter ook het risico op het krijgen van het eerste kind op deze leeftijd maar worden niet geobserveerd op dat moment. Voor de analyse stellen zich dan twee problemen. Ten eerste ontbreekt informatie over de arbeidssituatie van deze vrouwen in het jaar waarin ze 26 jaar worden dat moment, waardoor deze vrouwen geen zinvolle bijdrage kunnen leveren aan het beantwoorden van de centrale onderzoeksvraag. Ten tweede ontbreken ook vergelijkende data van cohortegenoten die reeds een kind kregen voor de periode van dataverzameling begon (Singer & Willett, 2003, p. 599).

De meeste onderzoekers kunnen left censoring vermijden door een aangepast onderzoeksdesign (Singer & Willett, 2003, p.319). In geval van een klein aantal links gecensureerde respondenten wordt in het algemeen aangeraden deze uit het onderzoek te weren (Singer & Willett, 2003, p.320). Voor dit onderzoek zou een (veel) langere looptijd van het PSBH nodig zijn om left censoring uit te sluiten, of het aantal links gecensureerde vrouwen te reduceren. De maximale duurtijd tot de geboorte van het eerste kind bedraagt immers 22 jaar, van de leeftijd van 18 jaar tot de leeftijd van 40 jaar. Indien de analyse daarenboven de timing van kinderen van een aantal cohorten wil bestuderen, dient deze observatieperiode nog verlengd te worden. Aangezien dit gepaard gaat met een verhoogde financiële kost en lange wachttijd op onderzoeksresultaten is dergelijk onderzoeksdesign in de praktijk zelden haalbaar.

Hoe kan dan wel met left censoring omgegaan worden in de analyse? Een oplossing zou zijn de analyse te beperken tot die geboortecohorten waarbij geen left censoring meer optreedt (Singer & Willett, 2003, p.599). De duurtijd tot een zwangerschap is dan gekend, of rechts gecensureerd. De tekortkomingen van een traditionele multivariate regressiebenadering die geopperd werden bij right censoring blijven ook hier van kracht,

aangevuld met een aantal bijkomende bezwaren. Een gevolg van het weglaten van links gecensureerde data is een analyse die enkel focust op de invloed van arbeidsgerelateerde variabelen op de beginjaren van de vruchtbare periode (van 18 tot max. 29 jaar) of in het geval van de tweede en derde geboorte, op een relatief kort geboorte-interval. Dit is echter niet per se de periode waarin de veranderingen in de timing van vruchtbaarheid zich manifesteren. Bovendien maakt een dergelijke analyse geen gebruik van de informatie die wél beschikbaar is over de oudere geboortecohorten. Singer en Willett (2003, p.599) wijzen er verder nog op dat de groep respondenten op deze manier zodanig wordt ingeperkt dat de statistische kracht danig afneemt zodat het in de analyse vaak moeilijk wordt nog statistisch significante effecten vast te stellen.

Het probleem van left censoring, eigen aan het stock sample design van het PSBH, heeft in deze analyse tot gevolg dat er geen onderscheid gemaakt kan worden tussen de invloed van leeftijd en de invloed van de geboortecohorte op de timing van kinderen. Immers, bijlage 1 maakt duidelijk dat het net vrouwen uit de oudste geboortecohorten zijn die de oudste leeftijdsgroepen vertegenwoordigen in de analyse en omgekeerd, wat een zeer sterke collineariteit tussen beide variabelen tot gevolg heeft. Daarom moet in dit onderzoek een extra assumptie gemaakt worden met betrekking tot inter- en intragenerationele variabiliteit in de timing van kinderen. Ofwel wordt de vooronderstelling gemaakt dat de oudere vrouwen die nog deel uitmaken van de risicopopulatie gedurende de panelstudie vergelijkbaar vruchtbaarheidsgedrag stellen als hun generatiegenoten, die reeds de risicoset hebben verlaten. Op die manier kunnen intercohort verschillen bestudeerd worden. Deze assumptie is echter niet houdbaar. Uiteraard verschilt een vrouw die op 35 jaar (nog) geen eerste kind heeft gekregen sterk van haar generatiegenote die op 21 jaar reeds haar eerste kind baarde.

De andere optie bestaat erin aan te nemen dat vrouwen met dezelfde leeftijd maar uit verschillende geboortecohorten vergelijkbaar zijn in hun timing van het eerste kind. Op die manier wordt dan, net zoals in cross-sectioneel onderzoek, een hypothetische cohorte geconstrueerd a.d.h.v. leden uit verschillende geboortecohorten. Omdat uit vorig onderzoek blijkt dat ‘if there are “cohort effects”, they are moderate at best’ (Rindfuss, e.a., p.226) lijkt deze assumptie ‘de weg van het minste kwaad’. Met deze assumptie moet rekening gehouden worden bij de interpretatie van de leeftijdseffecten (zie ook in 4.4.3.3 de ‘geen-ongeoobserveerde-heterogeniteitsassumptie’).

4.2.1.3 Niet-informatieve versus informatieve censoring

Voor zowel left als right censoring geldt dat deze niet-informatief dan wel informatief kan zijn (Singer & Willett, 2003, p.318). ‘A non-informative censoring mechanism operates independent of event occurrence and the risk of event occurrence.’ (Singer & Willett, 2003, p.318) Niet-informatieve censoring treedt vooral op als de periode van dataverzameling op een door de onderzoeker vooraf bepaald tijdstip beëindigd wordt, zonder dat alle respondenten het event beleefd hebben. Dit type van censoring wordt ook wel ‘fixed censoring’ genoemd (Allison, 1984, p.28; 1995, p.11). Voor dit onderzoek betekent dit dat alle vrouwen die op vruchtbare leeftijd zijn in 2001 maar (nog) niet zwanger zijn van hun eerste, tweede of derde kind op een niet-informatieve manier gecensureerd worden. Nochtans worden vrouwen ook op een niet-informatieve wijze gecensureerd als zij om een reden, onafhankelijk van het al dan niet krijgen van een kind (bijvoorbeeld bij verhuis naar een ander land) op een eerder moment uit de steekproef vallen.

Van informatieve censoring wordt gesproken als respondenten uitstromen uit de steekproefpopulatie, om een reden die op één of andere manier gerelateerd is aan het al dan niet optreden van het bestudeerde event (Singer & Willett, 2003, p.219). Een hypothetisch voorbeeld: het zou kunnen dat vrouwen die zwanger zijn een grotere kans hebben om niet langer deel te nemen aan de panelstudie omdat zij gezondheidsproblemen ervaren die hen belemmeren de interviewer te woord te staan. Op die manier verschilt de groep vrouwen die uitvalt systematisch van de vrouwen die wel blijven deelnemen aan de panelstudie. Het onderscheid tussen informatieve en niet-informatieve censoring is belangrijk omdat event history methoden gebaseerd zijn op de assumptie dat censoring niet-informatief is (Singer & Willett, 2003, p.319). In dit onderzoek lijkt deze assumptie gerechtvaardigd. Het lijkt niet echt waarschijnlijk dat vrouwen die een (additioneel) kind krijgen systematisch minder zouden deelnemen aan de panelstudie dan vrouwen die geen (bijkomend) kind op de wereld zetten. Toch kan niet-informatieve censoring ook in dit onderzoek niet helemaal worden uitgesloten.

4.2.2 Het probleem met tijdsvariërende covariaten

Naast het probleem van censoring kampt multivariate regressie met een andere beperking die de techniek ongeschikt maakt om de centrale onderzoeksvraag te beantwoorden, nl. de onmogelijkheid om tijdsvariërende predictoren in de analyse op te nemen. Zoals in het theoretisch kader werd aangegeven wordt de beslissing om kinderen te krijgen opgevat als een dynamisch proces waarbij zowel de *stock* van levenservaringen als de veranderende omstandigheden en gebeurtenissen accumuleren tot een beslissing inzake de timing van kinderen. Gedurende de elf observatiejaren kan een vrouw zich in wisselende arbeidssituaties bevinden. Een pas afgestudeerde vrouw is bijvoorbeeld tijdens het eerste observatiejaar werkzoekende, werkt het daaropvolgende jaar voltijds en pendelt dagelijks 200 kilometer naar het werk en terug. Het jaar nadien verandert deze vrouw naar een job dichtbij huis en vermindert haar werkvolume tot 30 uren per week. Deze verandering bevordert mogelijk de combinatie arbeid-gezin, waardoor de beslissing om een eerste kind te krijgen in een stroomversnelling geraakt. Traditionele multivariate regressiemethoden behandelen alle exogene variabelen als gefixeerd (Box-Steffensmeier & Jones, 1997, p.1417). Nochtans illustreert het voorbeeld dat arbeidsgerelateerde variabelen, net zoals vele andere situatiegebonden factoren, zelden constant zijn in de tijd. Een methodologie die wel ruimte schept voor het incorporeren van tijdsvariërende verklarende variabelen is dan ook verkiesbaar boven traditionele regressietechnieken.

4.3 Basisconcepten van de event history benadering

Traditionele multivariate regressie slaagt er niet in de dynamiek van het beslissingsproces m.b.t. het krijgen van kinderen te vatten. Nochtans heeft dit onderzoek juist de ambitie dit proces wel op een dynamische manier te modelleren. Een analysemethode die ontwikkeld werd om daaraan tegemoet te komen is de event history benadering. In deze alinea worden een aantal basisconcepten uit de event history formeel uit elkaar gezet. Het gaat om de hazard rate, de overlevingsfunctie en de kansdichtheidsfunctie.

De *hazard rate* of *hazard functie* $h(t)$ drukt de onmiddellijke kans uit dat een gebeurtenis T optreedt op tijdstip t , gegeven dat deze gebeurtenis niet optrad vóór dit tijdstip t (Yamaguchi, 1991, p.9). Formeel wordt de hazard rate als volgt uitgedrukt:

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} \quad (1)$$

Omdat tijd continu is, is de waarschijnlijkheid dat een event optreedt op het exacte tijdstip t zo goed als onbestaande. Toch kunnen we spreken over de kans dat een *event* plaatsvindt in een klein interval t en $t + \Delta t$ (Allison, 1995, p.15). Belangrijk in de definitie van de hazard rate is de voorwaardelijkheid die deze in zich draagt (Singer & Willett, 2003, p.330-331; Allison, 1995, p. 15-16). Een vrouw kan maar haar eerste kind krijgen als, en alleen als zij nog nooit eerder een eerste kind kreeg. Hier duikt het concept van risicopopulatie weer op. Als de vrouw voor een kind van bepaalde pariteit heeft gekregen verlaat zij de risicopopulatie en draagt zij niet meer bij tot de schatting van de hazard rate.

Deze hazard rate is een niet waarneembare variabele die geschat wordt op basis van de steekproefgegevens. Zij vormt uiteindelijk de afhankelijke variabele in een event history model (Allison, 1984, p.16; Allison, 1995, p.17). Omdat de hazard rate de kans op een gebeurtenis op een bepaald moment uitdrukt, bevat deze rate zowel informatie over het al dan niet optreden, als over de timing van een event (Singer & Willett, 2003, p.320; Allison, 1984, p.16). Allison (1995, p.17) en Singer en Willett (2003, p.331) wijzen erop dat het nuttig is de hazard functie te conceptualiseren als een individuele karakteristiek die kan stijgen, dalen of constant blijven doorheen de tijd. Vaak varieert de ware hazard rate van een individu m.b.t. een welbepaalde gebeurtenis in grote mate, afhankelijk van de specifieke condities waarin deze persoon zich bevindt (Allison, 1995, p.18). Het is net de invloed van een deelverzameling van deze specifieke condities, nl. de arbeidsgerelateerde factoren, op het risico dat een vrouw op een bepaald moment loopt om haar eerste, tweede of derde kind te krijgen, dat het centrale onderzoeksonderwerp vormt.

De overlevingsfunctie of survivor functie vat de kans dat een willekeurige vrouw haar eerste kind *niet* krijgt voor een bepaald tijdstip t , of nog, dat deze vrouw het risico op een eerste geboorte ‘overleeft’ voorbij dit tijdstip (Singer & Willett, 2003, p.334). Deze functie wordt weergegeven door $S(t)$ (Yamaguchi, 1991, p.10).

$$S(t) = P(T \geq t) \quad (2)$$

Op het moment dat nog geen enkele vrouw een kind van eerste, tweede of derde orde heeft gekregen is de kans op overleving gelijk aan 1. Al naargelang, met de tijd, meer en meer vrouwen een kind van bepaalde pariteit op de wereld zetten, daalt de overlevingsfunctie, tot maximaal 0 als *alle* vrouwen uit de risicopopulatie een eerste, tweede of derde kind zouden krijgen (Singer & Willett, 2003, p.334). Op tijdstippen, of tijdsperioden, dat de hazard - de kans op het krijgen van een eerste kind, gegeven dat deze nog niet eerder plaatsvond - hoog is, daalt de overlevingsfunctie snel. Op tijdstippen dat de kans op een geboorte laag is, daalt de overlevingsfunctie slechts minimaal (Singer & Willett, 2003, p.334).

De kansdichtheidsfunctie $f(t)$ drukt het onmiddellijke risico uit op het optreden van een event T op tijdstip t , ongeacht of dit event al eerder plaatsvond of niet. Deze functie is dus de onvoorwaardelijke variant van de hazard rate en wordt als volgt gedefinieerd:

$$f(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t)}{\Delta t} \quad (3)$$

Zowel de overlevingsfunctie als de kansdichtheidsfunctie dragen dezelfde informatie in zich als de hazard functie. Als één van de functies gekend is kunnen ook de andere worden afgeleid (Yamaguchi, 1991, p.10; Box-Steffensmeier & Jones, 1997, p. 1420; Allison, 1995, p.16). Uit de formele definities blijkt nl. dat

$$S(t) = \frac{f(t)}{h(t)} \quad (4)$$

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (5)$$

$$\text{en } f(t) = h(t) \cdot S(t) \quad (6).$$

Hoewel de drie functies dus equivalent zijn, wordt in de praktijk meestal de hazard rate gemodelleerd (Allison, 1995, p.15; Yamaguchi, 1991, p.10; Box-Steffensmeier & Jones, 1997, p.1419). Deze populariteit heeft ze te danken aan zowel de intuïtief aantrekkelijke interpretatie als aan haar mathematische eigenschappen (Box-Steffensmeier & Jones, 1997, p.1419). De interpretatie van de hazard rate komt overeen met de intuïtieve notie die wij hebben over het onmiddellijke risico dat we lopen op het optreden van een event op tijdstip t (Allison, 1995, p.17). Hoewel een aantal keer de term risico of kans gevallen is moet worden benadrukt dat de *hazard rate* een risico op een gebeurtenis uitdrukt *op een welbepaald ogenblik*. Uit (1) blijkt duidelijk dat de hazard rate gedefinieerd is als de kans of het risico op een gebeurtenis (een waarde tussen 0 en 1) gedeeld door een zeer klein tijdsinterval, één dat loopt naar nul (cfr.(1)). Dit maakt dat

de waarde van de hazard rate zelf niet beperkt is tot een waarde tussen 0 en 1, wat wel het geval is bij een echte *kans*. Mathematisch interessant is dat de effecten van ‘huidige waarden’ van tijdsafhankelijke covariaten op de hazard rate gemakkelijk gemodelleerd kunnen worden. Stel dat de kans op het krijgen van een eerste kind afhankelijk is van het inkomen van de vrouw, dan zijn zowel $f(t)$ als $S(t)$ niet alleen afhankelijk van het huidige inkomen van de vrouw maar ook van alle voorgaande waarden op deze variabele. Dit is niet het geval voor $h(t)$ (Yamaguchi, 1991, p.10).

4.4 Het discrete-time logit model

4.4.1 Discrete versus continuous-time benaderingen

Tot nog toe werd slechts in algemene termen gesproken over de ‘tijd tot een event’. Om een gepaste analysemethode te kiezen is een explicitering van de tijdseenheid echter noodzakelijk. In de event history traditie wordt de discrete-time hazard rate analyse onderscheiden van de continue-tijd benadering (Singer & Willett, 2003, p.313-315; Yamaguchi, 1991, p.15; Allison, 1984, p.14, Box-Steffensmeier & Jones, 1997, p.1423-1424) Continue-tijd methoden veronderstellen dat tijd gemeten wordt op een continue tijdschaal. De eerste geboorte of eerste conceptie bijvoorbeeld kan op elk moment plaatsvinden, en deze timing kan in principe tot op de dag, het uur, de minuut en zelfs tot op de seconde bepaald worden. Discrete-tijd modellen daarentegen gaan er van uit dat gebeurtenissen optreden op te onderscheiden – discrete - tijdstippen (Yamaguchi, 1991, p.15). Verkiezingen bijvoorbeeld vinden enkel plaats op vooraf bepaalde tijdstippen (Voorbeeld uit Box-Steffensmeier, 1997, p.1423). Indien we geïnteresseerd zijn in de timing van verkiezingen is het daarom zinloos het optreden van deze gebeurtenis tot op de minuut te timen.

Hoewel in theorie de meeste processen continu zijn van aard wordt in praktijk tijd toch steeds gemeten in discrete tijdseenheden, hoe klein dan ook (Allison, 1984, p.14). Als deze tijdseenheden klein zijn, en wat ‘klein’ is, is grotendeels afhankelijk van het proces onder studie, is het aanvaardbaar tijd als continu te behandelen (Allison, 1984, p.14). Veel sociaal-wetenschappelijk onderzoek moet echter genoeg nemen met data verzameld op bepaalde discrete tijdstippen. Zo ook dit onderzoek.

In dit onderzoek wordt om verschillende redenen de voorkeur gegeven aan een discrete-time benadering. Ten eerste ‘timet’ sociaal-wetenschappelijk onderzoek naar de determinanten van vruchtbaarheid het krijgen van kinderen gewoonlijk aan de hand van de leeftijd van de vrouw *bij de geboorte* (o.a. Rindfuss & St. John, 1983; Happel e.a., 1984; Blossfeld & Huinink, 1991; Corijn e.a., 1996; Edwards, 2002; Bratti, 2003). In dit onderzoek wordt echter, in navolging van Schoen e.a. (1999), het krijgen van een kind getimed aan de hand van de leeftijd (in jaren) van de vrouw *bij de conceptie* van het eerste, tweede of derde levend geboren kind. Op die manier kan de richting van de causaliteit tussen arbeid en vruchtbaarheid, zij het niet absoluut toch met iets meer zekerheid worden vooropgesteld (zie ook 5.3 causaliteit). Omdat in het PSBH niet expliciet gevraagd wordt naar het moment van conceptie - waarbij het nog zeer de vraag zou zijn of alle vrouwen van dit exacte moment op de hoogte zijn - wordt dit afgeleid door van de geboortedatum van het kind 275 dagen (ongeveer 9 maanden) af te trekken. Miskramen worden in het PSBH niet bevraagd, vandaar de toevoeging ‘levend geboren’. Deze werkwijze leidt uiteraard tot een conceptiedatum die o.a. door vroeggeboorten, naar schatting bijna 7 procent van de geboorten (De Standaard, 6 december 2005), het werkelijke moment van verwekking slechts bij benadering vat.

Daarenboven kan geargumenteed worden dat het moment van conceptie zelden volledig onder controle is van het koppel in kwestie. De timing van de menstruele cyclus bijvoorbeeld is een biologische factor die roet in het eten strooit, en onderzoek (Potter & Parker, 1964, p.101; p.103) toont aan dat koppels die bewust een kind proberen te krijgen aanzienlijk variëren in hun duurtijd tot conceptie (met een gemiddelde duurtijd van ongeveer zes maanden, Potter & Parker, 1964). We kunnen er dan ook veilig vanuit gaan dat koppels die een beslissing nemen m.b.t. de timing van een bijkomend kind zich niet vastpinnen op een bepaalde datum, maar eerder op een bepaalde tijdsperiode. Omdat het hier gaat over een tijdsperiode is een discrete-time benadering meer aangewezen dan een benadering die een exacte timing vooropstelt.

Dat het krijgen van het eerste, tweede of derde kind getimed wordt a.d.h.v. de leeftijd (in jaren) op het moment van de verwekking van het eerste, tweede of derde (levend geboren) kind heeft als praktische consequentie dat meerdere verwekkingen van eerste kinderen aan hetzelfde ‘tijdstip’ worden toegewezen. Zo worden er in de steekproef bijvoorbeeld 5 vrouwen voor het eerst zwanger op 21-jarige leeftijd, 33 vrouwen worden zwanger van hun eerste kind op de leeftijd van 28 jaar. Het optreden van een event bij twee of meerdere subjecten uit de steekproef *op hetzelfde moment* staat in de event

history analyse bekend als een ‘tie’ of knoop (Yamaguchi, 1991, p.16; Box-Steffensmeier & Jones, p.1424) Continuous-time methoden, zoals het proportional hazard model van Cox, zijn, in tegenstelling tot discrete-time benadering, niet in staat de parameters van het model op een adequate manier te schatten wanneer de data veel van zulke ‘ties’ bevat (Box-Steffensmeier & Jones, 1997, p.1424).

4.4.2 Formeel: het discrete-time logit model

De hazard rate zoals die in formule (1) werd geïntroduceerd, is de hazard rate zoals die in de continue-tijd formulering wordt gedefinieerd. De discrete-time hazard rate, of kortweg hazard, sluit hier nauw bij aan maar i.p.v. de kans op een gebeurtenis *op een bepaald moment* gaat het in discrete-time over de kans op een gebeurtenis in *een bepaalde tijdsperiode*. Dit maakt dat (1) als volgt vereenvoudigd kan worden (Box-Steffensmeier, 1997, p.1425):

$$h(t) = P(T = t | T \geq t) \quad (7)$$

Toegepast op de eerste geboorte in dit onderzoek klinkt de definitie als volgt: De discrete-time hazard ($h(t)$) is de voorwaardelijke kans dat een vrouw zwanger wordt van haar eerste kind (T) op leeftijd t , gegeven dat zij nog niet eerder zwanger werd van haar eerste kind. In tegenstelling tot de continuous-time hazard rate gaat het hier wel om een echte kans, die een waarde aanneemt tussen 0 en 1.

In dit onderzoek zijn we niet zozeer geïnteresseerd in de invloed van de leeftijd van de vrouw op haar kans om een kind te krijgen, dan wel in de invloed van verschillende arbeidskarakteristieken op deze hazard. Het bovenstaande model (7) kan gemakkelijk worden uitgebreid door deze arbeidsvariabelen als covariaten mee op te nemen.

$$h(t) = P(T = t | T \geq t; \alpha, \beta' X) \quad (8)$$

In deze vergelijking staat α voor de *baseline hazard*, d.w.z. de kans op een eerste, tweede of derde kind als de waarden op alle covariaten gelijk zijn aan nul. $\beta' X$ wijst op de matrix van covariaten en hun parameters (Box-Steffensmeier & Jones, 1997, p.1425). Omdat $h(t)$ enkel een waarde kan aannemen tussen 0 en 1 moet deze getransformeerd worden vooraleer deze kan worden uitgedrukt als een functie van de baseline hazard en covariaten (Allison, 1984, p.17, Box-Steffensmeier & Jones, 1997, p.1425-1426; Singer & Willett, 2003, p.364-36). Verschillende transformaties zijn daarvoor mogelijk maar

de logit transformatie is de meest populaire (Allison, 1984, p.17; Box-Steffensmeier & Jones, 2003, p.1419; Singer & Willett, 2003, p.425). Deze transformatie leidt tot het volgende logit regressie model:

$$\log\left(\frac{h(t)}{1-h(t)}\right) = \alpha + \beta'X \quad (9)$$

Zoals Allison (1984, p.17-18) aangeeft is bovenstaand model (9) nog tamelijk restrictief omdat het ervan uitgaat dat elke verandering in de kans op een kind in de tijd voortkomt uit een verandering in één of meerdere van de tijdsvariërende covariaten. Nochtans is het plausibel te stellen dat de kans op een conceptie zelf een functie is van de leeftijd van de vrouw. Zoals eerder al werd opgemerkt, neemt bijvoorbeeld de fecundabiliteit van een vrouw af met haar leeftijd (Rindfuss e.a., 1988, p.9). Om aan deze beperking tegemoet te komen is het mogelijk de baseline hazard α zelf te laten variëren in functie van de leeftijd van de vrouw wat leidt tot de volgende formulering

$$\log\left(\frac{h(t)}{1-h(t)}\right) = \alpha(t) + \beta'X \quad (10)$$

Door bijvoorbeeld voor elke mogelijke risicoperiode een dummyvariabele te creëren kan α gemodelleerd worden als een lineair additieve functie van baseline hazards voor elke tijdsperiode. Deze modellering is de minst restrictieve maar zeker niet de meest spaarzame (Singer & Willett, 2003, p.408). Verderop zal blijken dat in de analyse van de hazard rate van de eerste geboorte de kwadratische functie bijna evengoed presteert en uiteraard minder vrijheidsgraden opoffert. Ook voor de tweede en derde geboorte wordt een spaarzamer model voorgesteld.

Het model in (10) stelt het vooropgestelde populatiemodel voor waarvoor de parameters a.d.h.v. de steekproefgegevens geschat worden. Dit model kan gemakkelijk worden geschat a.d.h.v. logistische regressieprogramma's in SAS.

4.4.3 De assumpties van het discrete-time logit model

Zoals ook traditionele regressiemodellen gebaseerd zijn op een aantal assumpties, zo ook steunt het discrete-time logit model zoals in (10) gepresenteerd op een aantal aannames over de relaties tussen de hazard rate en de covariaten in de populatie. Achtereenvolgens worden de lineaire additiviteitsassumptie, de

proportionaliteitsassumptie en de ‘geen-ongeobserveerde-heterogeniteitsassumptie’ kort toegelicht.

4.4.3.1 De lineaire additiviteitsassumptie

Deze assumptie klinkt bekend in de oren vanuit de traditionele regressiemethoden. Ook in het vooropgestelde discrete-time logit model wordt aangenomen dat elke eenheid verandering in één van de covariaten leidt tot een vaste, gefixeerde verandering in de logit hazard (Singer & Willett, 2003, p.443). Deze assumptie verenigt in feite twee vooronderstellingen. Het effect van een predictor is niet afhankelijk van de waarde op andere predictoren (additiviteit) én dit effect is hetzelfde voor elke eenheid verandering in de predictor (lineariteit) (Singer & Willett, 2003, p.443).

De additiviteitsassumptie wordt echter geschonden wanneer er significante interactie-effecten optreden tussen twee of meerdere substantiële variabelen. Omdat de afhankelijke variabele in event history, de hazard rate, in feite een ‘group level summary’ is, zijn de traditionele instrumenten om schendingen van de verschillende assumpties te ontdekken - plots van de residuele versus de voorspelde waarden bijvoorbeeld - niet beschikbaar. Hoewel ‘fishing expeditions’ uit den boze zijn, raden Singer & Willett (2003, p.444) daarom een ‘guided search’ naar interactie-effecten aan. Wanneer theorie of gezond verstand wijzen in de richting van interactie tussen twee of meerdere predictoren, zeker als het gaat om de substantiële variabelen uit de vooropgestelde onderzoeksvragen, doet men er goed aan deze te modelleren en te testen (Singer & Willett, 2003, p.444). Om schendingen van de lineariteitsassumptie zo veel mogelijk te vermijden worden in dit onderzoek dan ook, zoals in het theoretisch kader aangegeven, de interacties tussen de attitude t.o.v. arbeid en de andere arbeidsgerelateerde variabelen systematisch aan het model toegevoegd en getest. Dit geldt ook voor de interacties tussen de arbeidsvariabelen en opleiding.

Schendingen van de lineariteitsassumptie kunnen opgespoord worden door continue variabelen te categoriseren en aan deze categorieën dummies toe te kennen (Singer & Willett, 2003, p.448). De geschikte functionele vorm voor de continue variabele kan dan afgeleid worden uit het patroon van parameterschattingen van de opeenvolgende dummies (Singer & Willett, 2003, p.448). Indien dit patroon niet benaderd kan worden door een bepaalde functionele vorm (lineair of andere vormen) raden Singer en Willett

(2003, p.451) aan de categorische of dummy-hercodering te behouden. Deze werkwijze wordt ook in dit onderzoek gevolgd.

4.4.3.2 De proportionaliteitsassumptie

In het discrete-time logit model in (10) wordt X voorgesteld als de matrix van covariaten of predictoren die elk een effect hebben op de hazard rate. Tot nog toe werd impliciet aangenomen dat het effect van elk van deze predictoren gelijk is in elke bestudeerde tijdsperiode of, anders gezegd, dat het effect van een predictor niet afhankelijk is van de duurtijd van een respondent in de initiële staat - in dit onderzoek de duur van de risicoperiode waarin geen zwangerschap optreedt. Deze aanname is gekend als de proportionaliteitsassumptie (Singer & Willett, 2003, p.451). Nochtans is het aannemelijk dat het effect van sommige predictoren wel varieert doorheen de tijd (Singer & Willett, 2003, p.451). Het is bijvoorbeeld mogelijk dat de invloed van arbeidsgerelateerde variabelen op de hazard rate afneemt naarmate de vruchtbare periode van een vrouw begint te korten (zie ook 2.5). Een jonge vrouw met kinderwens heeft namelijk meer beslissingsvrijheid m.b.t. de timing van haar eerste kind dan een oudere vrouw met kinderwens. De biologische klok tikt.

Schendingen van de proportionaliteitsassumptie kunnen, naar analogie met schendingen van de additiviteitsassumptie, opgespoord worden door interactietermen met tijd toe te voegen aan het model en te testen of deze een significante verbetering van de fit opleveren (Singer en Willett, 2003, p.452-456). Zoals in 2.5 werd opgemerkt, worden in dit onderzoek dan ook systematisch de interactietermen tussen de leeftijd van de vrouw en de arbeidsvariabelen getest.

4.4.3.3 De ‘geen-ongeoobserveerde-heterogeniteitsassumptie’

Dit onderzoek vertrekt vanuit de volgende gedachtegang: de geobserveerde arbeidssituaties (maar ook de achtergrondsituatie) van vrouwen op vruchtbare leeftijd verschillen op vele vlakken. Deze geobserveerde verschillen maken dat de ene vrouw reeds vroeg in haar vruchtbare carrière een eerste, tweede of derde kind wenst en de andere vrouw de komst van dit (bijkomend) kind uitstelt. Impliciet wordt hier

aangenomen dat twee vrouwen van dezelfde leeftijd (of met dezelfde duurtijd in de risicostaat) die identiek scoren op bepaalde geobserveerde (arbeids)variabelen, hetzelfde risico lopen op een kind van eerste, tweede of derde orde. Dit is gekend als geobserveerde heterogeniteit (Singer & Willett, 2003, p.369).

Nochtans zijn er, zoals in alle regressiemodellen, meer dan waarschijnlijk factoren in het spel die de hazard rate beïnvloeden zonder dat deze in het model zijn opgenomen. In een hazard rate analyse kan deze ongeobserveerde heterogeniteit echter leiden tot foute conclusies m.b.t. de vorm van de hazard functie (Singer & Willett, 2003, p.461; Allison, 1984, p.32). 'Even if the hazard rate is constant over time for each individual, differences (across individuals) in the hazard rate that are not incorporated into the model will tend to produce evidence for a *declining* hazard rate' (Allison, 1984, p.32, cursivering in origineel). Vrouwen met een hoog risico op een conceptie worden eerder zwanger van hun eerste, tweede of derde kind en verlaten op dat moment de risicoset. Dit maakt dat, met het verstrijken van de tijd de risicoset voornamelijk nog uit vrouwen bestaat die een laag risico lopen. Het gevolg hiervan is dat het heel moeilijk is een onderscheid te maken tussen een hazard rate die echt daalt met de tijd en een hazard rate die gewoon varieert tussen individuen (Allison, 1984, p.32; Singer & Willett, 2003, p.462-463). Ook in dit onderzoek lijkt het erop dat de kans op het krijgen van kinderen afneemt naarmate vrouwen ouder worden. Hoewel deze bevinding gesteund lijkt te worden door biologische vruchtbaarheidstheorieën zou deze dalende hazard rate ook te wijten kunnen zijn aan verschillen tussen de vrouwen onderling.

Dit interpretatieprobleem kan opgelost worden door alle bronnen van heterogeniteit die een mogelijk effect hebben op de hazard rate in het model op te nemen (Allison, 1984, p.32; Singer & Willett, 2003, p.463-463). Het spreekt voor zich dat deze oplossing niet erg realistisch is (Allison, 1984, p.32) en het probleem van ongeobserveerde heterogeniteit blijft voorlopig dan ook onopgelost (Allison, 1984, p.33; Singer & Willett, 2003, p.463). Ook in deze analyse dient de vorm van de hazard functie m.b.t. het krijgen van een kind daarom erg voorzichtig geïnterpreteerd te worden. Allison (1984, p.33) merkt verder op dat ongeobserveerde heterogeniteit vooral problematisch is voor de interpretatie van het effect van de *tijd* op de hazard rate en minder voor de interpretatie van de invloed van andere substantiële covariaten.

4.5 De likelihood functie

Om uitspraken te kunnen doen over de invloed van arbeidsgelateerde variabelen op de hazard rate m.b.t. het krijgen van een kind in de populatie wordt een likelihood functie opgesteld. Deze uitdrukking beschrijft de waarschijnlijkheid dat de steekproefgegevens geobserveerd worden als een functie van de ongekende parameters (α 's en β 's) van het model (Singer & Willett, 2003, p.66). Deze parameters worden geschat door middel van de maximum-likelihood methode (ML), d.w.z. op een wijze die de kans op het bekomen van de steekproefdata maximaliseert (Singer & Willett, 2003, p.65-66). De likelihood functie voor een welbepaalde set van onafhankelijke observaties van duurtijden $i = 1, \dots, I$ kan als volgt worden uitgedrukt:

$$\prod_{i=1}^I h_i(t_i)^{\delta_i} S_i(t_i) \quad (8)$$

met t_i de duurtijd van de risicoperiode van de i^{de} respondent, en δ_i de dichotome variabele die voor elke observatie i aangeeft of het event al ($\delta_i = 1$) dan niet ($\delta_i = 0$) is opgetreden op tijdstip t_i (Yamaguchi, 1991, p.11). Zoals de index i aangeeft zijn $h(t)$ en $S(t)$ in deze definitie functies, afhankelijk van de waarden op de covariaten specifiek voor elk individu (Yamaguchi, 1991, p.11).

De likelihood functie is belangrijk omdat ze aangeeft op welke manier het probleem van censoring aangepakt wordt in hazard rate analyses (Box-Steffensmeier & Jones, 1997, p.1430). Een vrouw i die haar eerste kind bijvoorbeeld krijgt op tijdstip t heeft een waarde 1 op de dichotome variabele δ . Haar bijdrage aan de likelihood functie is dan gelijk aan $h_i(t_i) \cdot S_i(t_i)$, of nog, haar kansdichtheidsfunctie $f(t_i)$. Vrouw j , die op tijdstip t (nog) geen kind kreeg, krijgt een waarde 0 op δ . Deze vrouw draagt aan de likelihood functie enkel bij wat van haar geweten is, nl. de kans op overleving tot op tijdstip t , $S_j(t_j)$. Er moet in geval van right censoring op tijdstip t , in tegenstelling tot in een traditionele regressieanalyse, dus geen assumptie gemaakt worden over de timing van de eerste geboorte in de toekomst (Yamaguchi, 1991, p.11).

Alle likelihood functies zijn opgebouwd als een product van kansen. In een cross-sectionele analyse draagt elke respondent gewoonlijk één productterm bij die de kans uitdrukt dat net deze respondent deel uitmaakt van de steekproef (Singer & Willett, 2003, p.66). In een paneldesign wordt elke respondent echter meer dan één keer

geobserveerd. Dit maakt dat elke respondent meerdere producttermen bijdraagt tot de likelihood functie, één per geobserveerde tijdseenheid (Singer & Willett, 2003, p.66). Deze specifieke opbouw van de likelihood functie wordt weerspiegeld in de person-period datastructuur die aan de basis ligt van de meeste hazard rate analyses, waaronder de discrete-time logit benadering.

4.6 Opbouw van de dataset

De datastructuur die aan de basis ligt van de meeste cross-sectionele analyses is redelijk voor de hand liggend (Singer & Willett, 2003, p.17). Elke respondent heeft zijn eigen record met daarin de waarden op een hele reeks variabelen. De dataset bevat zoveel datalijnen als er respondenten zijn. Longitudinale data kunnen daarentegen op twee verschillende manieren georganiseerd worden, als een ‘person-level’ dataset of als een ‘person-period’ dataset (Singer & Willett, 2003, p.17).

In een person-level dataset, ook wel multivariate datastructuur genoemd (Singer & Willett, 2003, p.19), heeft elk individu, net zoals in een cross-sectionele dataset, een eigen *record*. Aan deze record worden elke golf nieuwe variabelen toegevoegd die de waarden op de tijdsafhankelijke covariaten op dat ogenblik vastleggen. Een vrouw is bijvoorbeeld het eerste jaar in dienst bij de overheid en krijgt dan een 1 op de dummyvariabele ‘ambtenaar in 1992’. Het jaar daarop maakt zij de overstap naar de privésector wat haar een 0 oplevert op de variabele ‘ambtenaar in 1993’. Het aantal rijen in de dataset blijft dus gelijk aan het aantal respondenten, het aantal kolommen daarentegen neemt elk jaar toe. De afhankelijke variabele in deze benadering is de tijd die verstrijkt tot het krijgen van een kind. De censoring variabele geeft aan of een respondent gecensureerd is of niet.

Een person-period (of univariate (Singer & Willett, 2003, p.22)) datastructuur bevat daarentegen meerdere datalijnen per respondent, één per observatiejaar, maar het aantal variabelen blijft constant. Voor het vorige voorbeeld betekent dit dat, als de vrouw bijvoorbeeld negen keer ondervraagd wordt, zij ook negen datalijnen in de dataset in beslag neemt. Er is echter maar één variabele ‘ambtenaar’ die de, door de tijd variërende waarde, vastlegt. De afhankelijke variabele is hier een dichtome variabele die voor elke tijdsperiode weergeeft of een conceptie plaatsvond (1) of niet (0).

Hoewel beide datastructuren in essentie dezelfde informatie bevatten wijzen Singer en Willett (2003, p.20-21) op een aantal beperkingen van de person-level benadering. De belangrijkste voor dit onderzoek is ongetwijfeld dat de structuur erg onhandig wordt wanneer verschillende, en in dit onderzoek zijn er vele, tijdsvariërende covariaten opgenomen worden. Bovendien vereist het discrete-time logit model dat de data in person-period formaat beschikbaar zijn. Op die manier kunnen de logistische regressieprocedures van SAS aangewend worden voor de schattingen van de parameters (Yamaguchi, 1991, p.19).

Het PSBH geeft de data vrij in cross-sectioneel person-level formaat. Om de dataset klaar te stomen voor de discrete-time hazard rate analyse moet de data uit alle golven in eerste instantie longitudinaal gekoppeld worden per individu. Vervolgens wordt de zo bekomen longitudinale person-level dataset omgezet naar een person-period datastructuur - in dit geval een dataset samengesteld uit *persoonsjaren*. Elke werkende vrouw draagt hierin het aantal persoonsjaren bij gelijk aan het aantal bevragingen tot op het moment dat ze ofwel zwanger wordt van haar eerste kind, ofwel gecensureerd wordt.

5 Meetinstrumenten

In dit hoofdstuk wordt uiteengezet op welke manier de theoretische concepten geoperationaliseerd worden. Daarna wordt kort toegelicht hoe in deze analyse omgegaan wordt met de notie causaliteit.

5.1 De afhankelijke variabele

De afhankelijke variabele in deze analyse is de dichotome variabele die aangeeft of een vrouw al dan niet zwanger wordt in de geobserveerde tijdsperiode. De waarde 1 duidt op het optreden van een zwangerschap die resulteert in het eerste, respectievelijk tweede of derde levend geboren kind, de waarde 0 geeft aan dat de vrouw niet zwanger werd.

5.2 De onafhankelijke variabelen

Vooraf kan opgemerkt worden dat, waar nodig, de variabelen herschaald worden zodat de waarde 0 een zinvolle betekenis krijgt. Deze transformaties waarborgen een zinvolle interpretatie van het intercept, dat dan de informatie over de kans op een geboorte van de baseline groep in zich draagt (Welkenhuysen-Gybels & Loosveldt, 2002, p.91; p.212; Singer & Willett, 2003, p. 375). In de exploratieve analyses werden de meeste variabelen niet alleen getransformeerd zodat ze een zinvol nulpunt kregen, maar werden ze ook gecentreerd rond hun modus of gemiddelde. Deze werkwijze had de bedoeling om de effecten van eventuele multicollineariteit te reduceren. Niet alleen kunnen de verschillende karakteristieken van de arbeidssituatie van de vrouw immers sterk correleren, ook worden in dit onderzoek een aantal interactietermen gemodelleerd en getest, wat het probleem van multicollineariteit in de hand kan werken (Welkenhuysen-Gybels & Loosveldt, 2002, p.210-211). Multicollineariteit leidt niet tot vertekende parameterschattingen maar heeft wel een invloed op de standaardfouten en geconstrueerde betrouwbaarheidsintervallen, wat kan leiden tot type II fouten¹⁷. Uit de VIF- en TOL-waarden bleek echter dat geen van de substantiële variabelen (te) sterk met

¹⁷ Dit zijn fouten waarbij de nulhypothese dat de parameter gelijk is aan 0 niet verworpen kan worden hoewel deze in de populatie wel verschilt van 0 (Welkenhuysen-Gybels & Loosveldt, 2002, p.300-301).

elkaar correleren. Voor wat betreft de multicollineariteit die voorkomt uit de producttermen van verschillende substantiële variabelen (de interactietermen) wijst Jaccard (2001, p.65-66) erop dat, indien de twee onafhankelijke variabelen waaruit de interactieterm is samengesteld, onderling niet te sterk met elkaar correleren, deze geen bedreiging vormen voor specificatie van het model. In de gepresenteerde analyses wordt dan ook enkel gecentreerd indien dit leidt tot een zinnigere interpretatie.

Een tweede opmerking heeft betrekking op de wijze van imputatie van *missing values* op de onafhankelijke variabelen in geval van item-nonrespons. Er wordt gekozen om zowel cross-sectionele als longitudinale imputatiestrategieën te combineren om de ontbrekende waarden tot een minimum te beperken. Tegelijkertijd wordt getracht de werkelijke waarde met zoveel mogelijk zekerheid te benaderen door enkel te imputeren op basis van relevante longitudinale en cross-sectionele informatie m.b.t. de respondent zelf. In eerste instantie wordt gekeken of de ontbrekende waarden op zowel tijdsconstante als tijdsvariërende variabelen afgeleid kunnen worden uit andere vragen uit dezelfde golf. Voor tijdsconstante variabelen geldt verder dat één correct gemeten waarde veralgemeend wordt naar de andere golven of tijdsperiodes. De *missing values* op de tijdsvariërende variabelen worden in tweede instantie waar mogelijk afgeleid uit de waarde op dezelfde variabele in de vorige én de volgende golf dat deze waarde wél bekend is. Als deze waarden gelijk zijn wordt aangenomen dat in de tussenliggende tijdsperiode ook geen verandering optreedt in de waarde op de tijdsveranderlijke variabele. Indien beide waarden verschillen of als de respondent voor de eerste of laatste keer bevraagd wordt, worden respectievelijk de waarden uit de vorige en volgende golf geïmputeerd.

5.2.1 Controlevariabelen

Leeftijd – duurtijd in de risicoperiode (DR): Zoals in de voorstelling van het discrete-time model al werd aangegeven wordt de leeftijd van de vrouw op het moment van conceptie gebruikt als schatting voor de tijdsperiode waarin een koppel het krijgen van het eerste kind plant. De leeftijd van de vrouw is een tijdsvariërende, continue variabele en wordt gemeten aan de hand van de geboortedatum van de vrouw. Telkens wordt de leeftijd (in jaren) van de vrouw vastgesteld op het moment dat zij de eerste keer aan de panelstudie deelneemt. De leeftijden in de volgende golven worden bepaald door hier

telkens één jaar bij te tellen. Om ‘vreemde’ sprongen in de leeftijd te vermijden wordt deze werkwijze gebruikt i.p.v. telkens de juiste leeftijd te berekenen op het moment van de bevraging. Een voorbeeld kan dit verduidelijken: stel een vrouw verjaart op 15 mei en wordt op 30 mei geïnterviewd. Op dat ogenblik is zij 25 jaar. Een jaar later wordt zij opnieuw geïnterviewd maar deze keer al op 10 mei. Dit heeft tot gevolg dat deze vrouw nog steeds 25 jaar is, hoewel er bijna een jaar is voorbij gegaan. Het jaar daarna komt de interviewer pas terug begin juni, de vrouw is dan 27 jaar geworden.

In de analyse van de eerste, tweede en derde geboorte wordt echter niet rechtstreeks gewerkt met de variabele leeftijd maar wordt deze getransformeerd tot de duurtijd in de risicoperiode, of nog, de risicoduur. Hoewel immers, per definitie, elke vrouw risico loopt op een eerste geboorte vanaf dat ze de leeftijd van 18 jaar bereikt, is het niet mogelijk een dergelijke leeftijdsgrens voor een tweede of derde geboorte te definiëren. Het is pas op het moment dat de vrouw haar eerste kind krijgt, dat zij ook daadwerkelijk risico loopt op een tweede geboorte, op dat moment wordt de klok voor de tweede geboorte op 0 gezet. De risicoduur voor de eerste geboorte is gelijk aan de huidige leeftijd -18 jaar. Voor de tweede geboorte is deze gelijk aan het verschil tussen de huidige leeftijd van de vrouw en de leeftijd waarop zij haar eerste kind kreeg. Analoog geldt dat voor de derde geboorte de risicoduur gelijk is aan het verschil in jaren tussen de huidige leeftijd en de leeftijd waarop de vrouw haar tweede kind kreeg.

Leeftijd waarop de vrouw haar eerste kind kreeg: De hazard rate analyses van de tweede en derde geboorte nemen ook de leeftijd van de vrouw op het moment van de eerste geboorte op als controlevariabele. Deze variabele wordt gecentreerd rond zijn modus, die voor beide risicopopulaties gelijk is aan 25 jaar. Op die manier is een zinvolle interpretatie van het intercept mogelijk.

Interval tussen eerste en tweede geboorte: De analyse van de derde geboorte controleert ook voor de lengte van het interval tussen de eerste en tweede geboorte. Deze continue, tijdsvariërende variabele wordt gemeten in jaren en gecentreerd rond de lengte van 3 jaar (de modus).

Samenwoonstatus: De categorische, tijdsvariërende variabele ‘samenwoonstatus’ combineert de huwelijksstatus met de leefsituatie van de respondent. Drie groepen worden a.d.h.v. een aantal vragen in het PSBH onderscheiden: de gehuwde vrouwen die

samenwonen met hun echtgenoot, de vrouwen die ongehuwd samenwonen met hun partner en de alleenstaande of thuiswonende vrouwen. De twee groepen vrouwen die in de laatste categorie worden ondergebracht, kunnen op basis van de PSBH-vragenlijst vanaf golf 3 niet verder worden onderscheiden. Voor de analyse worden twee dummyvariabelen gebruikt, één voor gehuwden en één voor samenwonenden. De groep van alleenstaande of thuiswonende vrouwen vormt de referentiecategorie.

Opleiding: De variabele ‘opleiding’ wordt in eerste instantie geoperationaliseerd door een set van dummyvariabelen die het hoogst behaalde diploma op het moment van de bevraging weergeven. Een onderscheid wordt gemaakt tussen een diploma lager secundair onderwijs (LSO), hoger secundair onderwijs (de referentiecategorie, HSO), hoger niet-universitair onderwijs (HOBU) en (post-)universitair onderwijs (UNIV). In tweede instantie wordt gebruik gemaakt van de ordinale variabele ‘opleiding’ met hoger secundair onderwijs als nulpunt. De waarde -1 staat dan voor een diploma lager secundair onderwijs, 1 verwijst naar een diploma hoger niet-universitair onderwijs en 2 naar een (post-)universitair diploma.

Religiositeit: Deze controlevariabele wordt op twee manieren geoperationaliseerd. In de eerste plaats aan de hand van de vraag: ‘Hoe belangrijk is geloof in uw leven?’ (5-puntenschaal gaande van 1=helemaal niet belangrijk tot 5=heel belangrijk). In de tweede plaats wordt de frequentie van het kerkbezoek als indicator gebruikt. Omdat deze twee variabelen sterk correleren (de cronbach’s α bedraagt gemiddeld over de 11 golven 0.7) wordt geopteerd om enkel met de variabele ‘belang geloof’ te werken omdat hierop minder missings zijn. Hoewel het belang dat een respondent hecht aan geloof kan veranderen in de tijd, wordt deze variabele niet elk jaar opnieuw bevroegd. Omdat de score op de antwoordschaal bij eenzelfde individu over de verschillende golven waarin deze variabele wel bevroegd werd in dezelfde lijn liggen, wordt gekozen deze variabele als tijdsconstant te operationaliseren. De waarde op de variabele ‘belang geloof’ is de gemiddelde score van een respondent op de schaal over de verschillende golven heen.

Nationaliteit: De dummyvariabele ‘nietbelg’ onderscheidt de Belgische vrouwen van de niet-Belgische vrouwen. Het aantal niet-Belgen in de deelpopulatie van vrouwen in

loondienst die nog geen eerste, respectievelijk tweede of derde kind hebben gekregen is te klein om verder nog een zinvolle opdeling te maken.

Huishoudelijk inkomen: Deze tijdsveranderlijke variabele wordt gemeten a.d.h.v. een twee-trapsvraag en vat het totale inkomen (alle netto-inkomens en sociale uitkeringen) dat het huishouden van de vrouw maandelijks ter beschikking heeft. De volgende categorieën worden onderscheiden: laag huishoudelijk inkomen (€ < 999), laag gemiddeld huishoudelijk inkomen (€ 1000-1499), gemiddeld huishoudelijk inkomen (€ 1500-2499), hoog gemiddeld huishoudelijk inkomen (€ 2500-2999) en hoog huishoudelijk inkomen (€ > 3000). Vrouwen met een gemiddeld huishoudelijk inkomen vormen de referentiecategorie. Opgemerkt dient te worden dat in de vragenlijst van het PSBH geen rekening wordt gehouden met indexeringen. In de periode 1992-2002 is het algemene inkomensniveau van de gemiddelde Vlaming wellicht gestegen, onafhankelijk van zijn of haar specifieke inkomenssituatie. Over de jaren kan daarom verwacht worden dat steeds minder vrouwen in de laagste inkomenscategorie vallen en steeds meer in de hogere categorieën. Deze trend wordt bevestigd door de data. Omdat een twee-trapsvraag gebruikt wordt om het huishoudelijk inkomen te meten - met in eerste instantie een open vraag, en indien een antwoord op deze geweigerd wordt of niet gegeven kan worden een vraag die gebruik maakt van een inkomenschaal - is het niet mogelijk achteraf nog te controleren voor autonome stijgingen in de levensstandaard. Dit heeft mogelijk tot gevolg dat het effect van het 'netto' huishoudelijke inkomen (d.w.z. rekening houdend met indexeringen zodat een laag inkomen in 1992 vergelijkbaar is met een laag inkomen in 2001) niet tot uiting komt in de analyse.

Sociale zekerheidsstatuut: Omdat werknemers en ambtenaren in België juridisch onder een verschillend sociale zekerheidsstatuut vallen wordt in het PSBH een onderscheid gemaakt tussen beide groepen. Deze variabele wordt opgenomen als controlevariabele in de analyse. Een waarde '1' op de dummyvariabele 'ambtenaar' duidt op een vrouw in dienst van een de overheid. Vrouwen in dienst van een private werkgever vormen de referentiegroep.

5.2.2 Substantiële variabelen

5.2.2.1 Sociaal-psychologische variabele

Attitude t.o.v. arbeid: deze sociaal-psychologische variabele wordt gemeten aan de hand van de volgende indicator-vraag: ‘De beroepsbezigheid kan meer of minder belangrijk zijn. Welke van de volgende uitspraken past het best bij uw persoonlijke mening over uw beroepsbezigheid?’

- (1) Mijn beroep is zo belangrijk voor mij dat ik er veel voor opoffer.
- (2) Mijn beroep is belangrijk voor mij, maar andere bezigheden mogen er niet onder lijden.
- (3) Mijn beroep is niet echt belangrijk voor mij, als het niet moest, dan zou ik er zeker mee stoppen.

Deze vraag laat toe een onderscheid te maken tussen vrouwen met een uitgesproken positieve attitude t.o.v. hun beroep, vrouwen die neutraal staan t.o.v. hun beroepsbezigheden en vrouwen die er een uitgesproken negatieve attitude t.o.v. hun beroep op nahouden.

5.2.2.2 Economische variabelen

Arbeidsinkomen: Het inkomen uit arbeid van de vrouw wordt, net zoals het huishoudelijk inkomen, gemeten a.d.h.v. een twee-trapsvraag. Het betreft het netto-inkomen uit het hoofdberoep. De volgende dummyvariabelen vatten de verschillende categorieën: laag arbeidsinkomen (€ < 499), laag gemiddelde arbeidsinkomen (€ 500 – 875), gemiddeld arbeidsinkomen (€ 875 – 1250), hoog gemiddeld arbeidsinkomen (€ 1250 - 1750), hoog arbeidsinkomen (€ > 1750). De referentiegroep bestaat uit vrouwen met een gemiddeld arbeidsinkomen. De opmerking die eerder al gemaakt werd bij de operationalisering van het huishoudelijk inkomen geldt ook hier. Er wordt in de vragenlijst van het PSBH geen rekening gehouden met inkomensstijgingen in periode 1992-2001 als gevolg van een algemene stijging in de levensstandaard.

Carrière-investeringen en carrièreperspectieven: Vrouwen die reeds langer tewerkgesteld zijn in hun job, hebben meer geïnvesteerd en dus meer werkervaring

opgedaan dan andere vrouwen (Sørensen & Tuma in Blossfeld & Huinink, 1991, p.148). Het zo opgebouwde menselijk kapitaal zal bijdragen tot een hogere opportuniteitskost die afgewogen wordt t.o.v. de baten van het krijgen van een kind. De duur in jaren van de huidige tewerkstelling, verder aangeduid als ‘werkervaring’, wordt in dit onderzoek dan ook gebruikt als proxy-variabele voor het operationaliseren van het concept ‘*carrière-investeringen*’. Omdat verwacht kan worden dat de carrière-investeringen vooral in de eerste jaren van de nieuwe tewerkstelling gemaakt worden (Blossfeld & Huinink, 1991, p.148) wordt in tweede instantie gebruik gemaakt van een dummyvariabele die een onderscheid maakt tussen een duur van minder dan 2 jaar (1) en een tewerkstellingsduur van 2 of meer jaren (0).

Het operationaliseren van het theoretisch concept ‘*carrièreperspectieven*’ is erg lastig. Blossfeld en Huinink (1991) stellen dat de carrièreperspectieven afhankelijk zijn van de “goodness” van de job van de vrouw (Blossfeld & Huinink, 1991, p.149). Deze “goodness” wordt in hun onderzoek geoperationaliseerd a.d.h.v. Wegener’s prestige score m.b.t. het uitgeoefende beroep (Blossfeld & Huinink, 1991, p.149-150). Deze score is in het PSBH echter niet voorhanden en het toekennen van een prestigescore zou erg tijdsintensief zijn. Daarom wordt geopteerd om de socio-professionele categorie waartoe de vrouw behoort als proxy-variabele te gebruiken voor de “goodness” van de job. In het PSBH wordt een onderscheid gemaakt tussen ongeschoolde arbeiders, geschoolde arbeiders, bedienden en hoger bedienden of kaderleden. De vooronderstelling luidt dan dat ongeschoolde arbeiders minder carrièreperspectieven hebben dan geschoolde arbeiders die op hun beurt weer minder perspectieven hebben dan bedienden. Hoger bedienden en kaderleden hebben de beste carrièrevooruitzichten. Een set van tijdsveranderlijke dummyvariabelen wordt gecreëerd voor de operationalisatie van ‘*carrièreperspectieven*’. De vrouwelijke bedienden zijn de referentiecategorie.

5.2.2.3 Normatieve variabelen

Aantal werkuren: Het concept ‘aantal werkuren’ wordt in dit onderzoek gevat door twee deelvariabelen. Ten eerste wordt gepeild naar het aantal uren dat besteed wordt aan het hoofdberoep. Daarnaast wordt nagegaan of de vrouw een bijberoep uitoefent. Voor de operationalisatie van de eerste variabele komen twee vragen in het PSBH in aanmerking.

Ten eerste wordt in het PSBH gevraagd naar het aantal werkuren per week volgens het contract. Tevens wordt gevraagd naar het gemiddeld aantal werkelijk gepresteerde uren per week. Omdat het te operationaliseren concept voortvloeit uit de onverenigbaarheidsthese wordt ervoor geopteerd te werken met het aantal werkelijk gepresteerde uren, in plaats van met het aantal uren dat op papier gewerkt wordt. Deze tijdsvariërende variabele wordt in de analyse betrokken door een set van dummies waarbij vrouwen op basis van hun aantal werkuren ingedeeld worden in één van de volgende vijf categorieën: minder dan 10 uur per week, van 10 tot 20 uur per week, van 20 tot 30 uur per week, tussen de 30 en 40 uur per week (de referentiecategorie) en meer dan 40 uren per week.

Naast het aantal werkelijk gepresteerde uren wordt ook een dichotome, tijdsvariërende variabele aangemaakt die aangeeft of een vrouw een bijberoep uitoefent of niet. Er wordt hier geen onderscheid gemaakt naargelang het aantal uren besteed aan dit bijberoep omdat deze informatie in het PSBH niet voor elke golf aanwezig is. Verondersteld kan worden dat een vrouw die een bijberoep uitoefent meer uren aan arbeid besteedt dan een vergelijkbare vrouw die geen bijberoep uitoefent.

Uurregeling: Vrouwen die gemiddeld evenveel uren werken per week kunnen toch erg verschillen in hun mogelijkheid om hun job te combineren met het moederschap. Dit kan te wijten zijn aan hun specifieke uurregeling. De volgende vragen uit het PSBH brengen deze uurregeling in kaart.

A. Hoe zou u uw contractueel uurrooster omschrijven?

- (1) vast uurrooster, al of niet met glijdende werkuren (elke week dezelfde dagen en werkuren)
- (2) veranderlijk uurrooster (elke week hetzelfde aantal uren, maar de werkdagen en/of werkuren liggen niet vast)
- (3) flexibel uurrooster (het aantal werkuren varieert van week tot week)

B. Gebeurt het nooit of uitzonderlijk, af en toe of vaak dat u in het kader van uw

beroep werkt a. voor 7 uur 's morgens of na 20 uur 's avonds?

b. tijdens het weekend?

Vraag A peilt naar een onregelmatig uurrooster terwijl vraag B het werken op ongewone tijdstippen samenvat. Omdat deze dimensies conceptueel verschillend zijn, wordt er voor geopteerd ze ook apart in de analyse op te nemen. 'Onregelmatige uren' worden in de analyse opgenomen als een set van twee dummyvariabelen, waarbij een vast

uurrooster de referentiecategorie vormt. Het concept 'ongewone uren' wordt geoperationaliseerd door zowel de frequentie van avondwerk, als de frequentie van weekendwerk apart te betrekken in de analyse. De waarde 0 duidt op nooit of uitzonderlijk avond- respectievelijk weekendwerk, de waarde 1 duidt op het af en toe uitvoeren van avond- of weekendwerk en de waarde 2 wordt toegekend aan vrouwen die vaak 's avonds of in het weekend werken.

Afstand en tijd tot het werk: Deze variabelen worden slechts in de eerste drie golven van het PSBH rechtstreeks gemeten. Vanaf golf 3 wordt er echter gevraagd naar de tevredenheid van de respondent met het vervoer naar het werk (afstand, duur, comfort). De tevredenheid, gemeten a.d.h.v. een 6-puntenschaal (van helemaal ontevreden tot helemaal tevreden) correleert in golf 3 sterk met de werkelijke afstand en tijd tot het werk (een pearson-correlatiecoëfficiënt van 0.5, $p < 0,001$ met beide variabelen). Voor het operationaliseren van de afstand en tijd tot het werk wordt daarom gekozen te werken met de mate van tevredenheid van de respondent i.p.v. met de werkelijke afstand en tijd en worden voor de eerste twee golven de waarden op deze variabele geïmputeerd. Indien de respondent zowel in golf 1 of 2 als in golf 3 wordt bevraagd, wordt in eerste instantie gekeken of de vrouw nog steeds werkzaam is voor dezelfde werkgever. Als dit het geval is wordt ervan uitgegaan dat zij in golf 1 en 2 even tevreden is met haar vervoerssituatie als in golf 3 en wordt de waarde uit golf 3 overgenomen. Indien de vrouw nieuw instroomt in golf 3 of indien zij in tussentijd van werk veranderde wordt regressie-imputatie toegepast. De waarden op de schaal 'tevredenheid met vervoer' zijn dan de afgeronde voorspelde waarden op de regressievergelijking, afkomstig uit golf 3 waarin zowel gepeild wordt naar de werkelijke afstand en tijd tot het werk (de verklarende variabelen) als naar de tevredenheid (de afhankelijke variabele). Deze regressievergelijking verklaart ongeveer 33 % van de variantie in de tevredenheid.

De variabele 'afstand en tijd tot het werk' wordt in het vervolg van dit onderzoek herbenoemd als 'tevredenheid met vervoer' om verwarring te vermijden. Deze variabele is een tijdsvariërende ordinale variabele en loopt van 0 (helemaal ontevreden) tot 5 (helemaal tevreden).

5.3 Causaliteit

In de vorige alinea's werd duidelijk hoe tijdsconstante en tijdsvariërende covariaten in een discrete-time datastructuur worden opgenomen en hoe de covariaten in dit onderzoek worden geoperationaliseerd. Vooraleer in te gaan op de resultaten van de analyse is een woordje uitleg over de manier waarop in dit onderzoek omgegaan wordt met de notie van causaliteit op zijn plaats. De interesse in dit onderzoek gaat uit naar *de invloed van* bepaalde arbeidsgerelateerde variabelen *op* de timing van het eerste, tweede en derde kind, d.w.z. de oorzakelijke pijl die onderzocht wordt, loopt van arbeid naar vruchtbaarheid. Uiteraard geldt ook dat het krijgen van kinderen gevolgen heeft voor de arbeidsmarktpositie van de vrouw. Het krijgen van een kind heeft bijvoorbeeld tot gevolg dat een vrouw haar werk minstens een aantal weken moet onderbreken, en wellicht gebruik maakt van de wettelijke regelingen rond zwangerschaps- en ouderschapsverlof. Geconfronteerd met de (zowel positieve als negatieve) gevolgen van het moederschap kunnen de attitudes van een vrouw t.o.v. arbeid en gezin wijzigen en zal zij er misschien voor kiezen deeltijds te gaan werken om haar kind(eren) zelf te kunnen opvangen.

Dit onderzoek wil echter nagaan welke arbeidsfactoren mee in overweging worden genomen in het beslissingsproces m.b.t. het al dan niet krijgen en de timing van het eerste, tweede en derde kind. Eerder al werd duidelijk dat de komst van een kind in dit onderzoek getimed wordt a.d.h.v. het interval tussen, hetzij 18 jaar en de leeftijd van de vrouw bij de eerste zwangerschap, hetzij tussen de eerste geboorte en tweede zwangerschap of tweede geboorte en derde zwangerschap. In plaats van de waarden op de tijdsvariërende covariaten op het einde van dit interval in de analyse op te nemen wordt gewerkt met de waarden op de covariaten een jaar voor het einde van dit interval. Door de covariaten in het jaar vóór de zwangerschap als uitgangspunt te nemen, wordt uitgesloten dat vrouwen die bijvoorbeeld in het laatste stadium van hun zwangerschap deeltijds gaan werken omdat zij op doktersadvies moeten rusten, gelijk worden gesteld aan vrouwen die reeds voor hun zwangerschap deeltijds werken. Ook is het bijvoorbeeld denkbaar dat vrouwen met een positieve houding t.o.v. arbeid en neutrale of negatieve houding t.o.v. kinderen vóór hun zwangerschap, hun houding t.o.v. kinderen en/of arbeid wijzigen op het ogenblik dat zij zwanger zijn. Vele andere scenario's waarbij de vrouw haar arbeidssituatie aanpast in functie van het op komst zijnde kind zijn denkbaar.

Stellen dat door de hier voorgestelde werkwijze van ‘lagged predictors’ (Singer & Willett, 2003, p.441-443; Yamaguchi, 1991, p.163-164) een absoluut oorzakelijk verband kan vaststellen is te optimistisch. Processen van anticipatorische socialisatie bijvoorbeeld kunnen ervoor zorgen dat vrouwen die reeds op jonge leeftijd een duidelijke voorstelling hebben van de timing van hun eerste kind hun arbeidssituatie aanpassen aan hun toekomstige rol als moeder. Een parttime job kan in dat geval het gevolg zijn van de wens om op jonge leeftijd moeder te worden i.p.v. één van de oorzakelijke factoren. Toch lijkt het plausibel dat de meeste werkende vrouwen hun arbeidssituatie nog niet aanpassen in functie van de komst van een (additioneel) kind vooraleer zij zelfs maar zwanger zijn.

6 Resultaten

In dit hoofdstuk worden de resultaten van de hazard rate analyse m.b.t. de eerste, tweede en derde geboorte gepresenteerd. In eerste instantie wordt kort ingegaan op een aantal praktische aspecten van de analyse. Daarna worden de basismodellen voor de verschillende geboorten geschat, d.w.z. de kans op een (eerste, tweede of derde) geboorte wordt gemodelleerd in functie van de duurtijd in de initiële staat of de risicoduur. Vervolgens wordt dieper ingegaan op de uitgebreidere modellen voor de verschillende pariteiten. Tot slot worden de resultaten samengevat in een overzichtstabel.

6.1 De analyse in de praktijk

In dit hoofdstuk komen de resultaten uit de hazard rate analyse m.b.t. het krijgen van het eerste kind aan bod. Deze analyse wordt uitgevoerd met behulp van het software-pakket SAS (release 9.1). De gehanteerde procedure is de PROC LOGISTIC die volgens Allison (1995, p.211) aangewezen is bij een discrete-time logit hazard rate analyse.

Eerst en vooral wordt het basismodel voorgesteld waarin de kans op de eerste, respectievelijk tweede of derde zwangerschap in functie van de risicoduur wordt gemodelleerd. Vervolgens worden de achtergrondvariabelen aan het model toegevoegd, waarna enkel die achtergrondvariabelen behouden worden die een significant effect hebben op de kans op een (additioneel) kind. Dit model wordt stap voor stap uitgebreid door het opnemen van zowel de hoofdeffecten van de arbeidsgerelateerde variabelen, als hun theoretisch relevante interactie-effecten met leeftijd, opleiding en de attitude t.o.v. arbeid. Eerst wordt de sociaal-psychologische variabele (attitude t.o.v. werk) toegevoegd aan het basismodel, dat vervolgens wordt uitgebreid door de micro-economische variabelen (inkomen uit arbeid, socio-professionele categorie en duur van de huidige tewerkstelling) en tenslotte de normatieve variabelen (aantal uren, uurregeling en tevredenheid met vervoer naar het werk) op te nemen in het model. Bij de voorstelling van de resultaten van de analyse wordt dezelfde logica gehanteerd.

Telkens wordt de fit van het uitgebreide model afgetest t.o.v. de fit van het gereduceerde, meer spaarzame model door de deviance-statistiek (-2 Log Likelihood of

-2LL) van het uitgebreide model af te trekken van die van het gereduceerde model. Dit verschil in deviances volgt een χ^2 -verdeling met het aantal vrijheidsgraden gelijk aan het verschil in parameters tussen beide modellen (Singer & Willett, 2003, p.399). Wanneer het verschil klein is moet de nulhypothese (H_0 : het gereduceerde model fit even goed als het uitgebreide model, of anders gezegd, de parameters van de toegevoegde variabelen zijn gelijk aan 0) aanvaard worden. Indien het verschil groot is, sluit het uitgebreide model significant beter aan bij de data dan het gereduceerde model (Yamaguchi, 1991, p.20-21).

De parameters uit het model zijn uitgedrukt in *log odds* (of *logit*). In het geval van het intercept wordt de grootte van de coëfficiënt gewoonlijk geïnterpreteerd in termen van kansen. Door de parameterschatting als volgt te transformeren:

$$P = \frac{1}{1 + e^{-\text{logit}}} \quad (12)$$

(Singer & Willett, 2003, p.376) kan hetzij de gemiddelde kans van de hele populatie, hetzij de gemiddelde kans van *baseline groep* –die respondenten met een waarde 0 op alle covariaten- worden afgeleid. In het geval van de slope-parameters wijst een positieve parameter op een toename van de kans op een eerste geboorte, vergeleken met de baseline groep. Een negatief teken wijst op een lagere kans. Door de antilog te nemen van de waarde van de parameter kan het effect van een variabele geïnterpreteerd worden in de meer toegankelijke vorm van *odds ratio's* i.p.v. in *log odds* (Singer & Willett, 2003, p.388).

Stel dat een vrouw een negatieve attitude heeft t.o.v. werk. De waarde 0 op deze variabele stemt overeen met een neutrale houding. Indien de waarde van deze parameter gelijk is aan 0.5 wijst dit erop dat een vrouw met een negatieve attitude t.o.v. werk een grotere kans heeft op een eerste geboorte t.o.v. een vrouw met een neutrale attitude. Meer precies heeft deze vrouw een kansverhouding op een eerste geboorte die 1.64 keer ($e^{0.5}$) groter is dan deze van een vrouw met een neutrale houding. Stel dat de vrouw met neutrale attitude 20 procent kans heeft op een eerste geboorte in een welbepaalde tijdsperiode. De vrouw met negatieve houding heeft dan een kansverhouding van 0.41 ($1.64 * 0.2 / 1 - 0.2$), of nog, een kans van 29 procent op een eerste geboorte.

Vooraleer aan te vangen met de voorstelling van de resultaten kan nog worden opgemerkt dat, om de tabellen overzichtelijk te houden, ervoor wordt geopteerd om de parameterschattingen weer te geven uit de analyses die enkel de observaties betrekken

die op geen enkele variabele een missing value hebben. Op die manier kunnen de geneste modellen (met n observaties) eenvoudig afgetest worden t.o.v. de gereduceerde modellen (met dezelfde n observaties). Dit heeft tot gevolg dat ook de observaties die slechts één missing hebben op bijvoorbeeld het arbeidsinkomen niet in de analyse betrokken. Uit een vergelijking van het uiteindelijke model dat de observaties met missings weglaat met het model dat deze wel zou opnemen, blijkt echter dat de parameterschattingen (regressiecoëfficiënten en standaardfouten) niet substantieel verschillen.

Een tweede opmerking betreft het significantieniveau. Wanneer in het vervolg gesproken wordt over een significant effect of een significante verbetering van het model wordt daar altijd een α -niveau van minstens 0.95 mee bedoeld. Wanneer de uitdrukking ‘zwak significant’ gebruikt wordt, gaat het om een α -niveau van 0.90.

6.2 Het basismodel: eerste, tweede en derde geboorte

Tabellen 6.1 t.e.m. 6.3 geven een overzicht van de resultaten van de hazard rate analyse m.b.t. de eerste, respectievelijk tweede en derde geboorte. Model 1 neemt telkens enkel het intercept op. Uit de schatting van dit intercept blijkt dat een vrouw uit de risicopopulatie voor de eerste geboorte - d.w.z. een vrouw tussen de 18 en 40 jaar, die werkt in loondienst en die nog nooit eerder een kind kreeg - elk jaar gemiddeld ongeveer 9 procent $\left(1/1 + e^{2.28}\right)$ kans heeft om een eerste kind te krijgen. Een werkende vrouw die reeds één kind heeft, heeft jaarlijks ongeveer 13 procent kans op een tweede geboorte. Voor de derde geboorte bedraagt deze kans nog ongeveer 3 procent.

Omdat de timing van kinderen centraal staat in dit onderzoek wordt de kans op een geboorte vervolgens geschat in functie van de duurtijd in de risicoperiode (DR). Om de functionele vorm van het effect van deze duurtijd op de hazard rate van de eerste, tweede en derde geboorte zo dicht mogelijk te benaderen wordt telkens gestart met een model dat zo min mogelijk restricties plaatst op het effect van DR. Dit model neemt DR op als een set van dummyvariabelen, één per twee risicojaren.

Inspectie van de parameterschattingen voor het model (niet in de tabel) m.b.t. de eerste geboorte wijst op een stijgende hazard functie die piekt bij een duurtijd van 10 à 11 jaar, d.w.z., de kans op het krijgen van het eerste kind is het grootst op de 28 à 29-

jarige leeftijd. Na deze piek daalt de hazard rate tot bij 0 op 40-jarige leeftijd (of een risicoduur van 22 jaar). De hazard rate functie van de tweede geboorte kent ook een stijgend verloop, met een eerste sterke piek in de kans op een tweede geboorte rond de duurtijd van 2 à 3 jaar. De hazard functie neemt vervolgens snel terug af tot op een plateau rond de duurtijd van 7 à 9 jaar. Daarna daalt de functie snel naar 0. De kans op een derde geboorte is ook het grootste 2 à 3 jaar na de tweede geboorte. Daarna daalt de hazard functie tot bijna 0 om nog eens kort op te flakkeren rond een duurtijd van 14 à 15 jaar. Daarna neemt de kans op een derde geboorte af tot 0.

Hoewel de algemene dummybenadering een goed startpunt is om de vorm van de hazard en logit(hazard) functie te exploreren, is ze geen schoolvoorbeeld van spaarzaamheid. Het is daarom meer aangewezen een alternatieve specificatie te gebruiken voor het hoofdeffect van leeftijd. Uit inspectie van de dummyparameters blijkt dat de functionele vorm van het effect van de risicoduur op de log odds m.b.t. de kans op een eerste geboorte een curvilineair patroon benadert. Naar analogie met Hank (2002) wordt geadviseerd om in de analyse zowel de risicoduur als de gekwadrateerde risicoduur als continue variabelen op te nemen om deze curvilineaire vorm te benaderen. Uit een vergelijking van de goodness-of-fit statistieken van het model met dummycodering en het model met de kwadratische vorm blijkt overigens dat het model met de kwadratische specificatie bijna evengoed aansluit bij de data als de meer algemene specificatie. Het verschil in $-2LL$ is slechts 1.909, met een verschil in vrijheidsgraden gelijk aan 8. Dit verschil rechtvaardigt het opnemen van 8 extra parameters niet. Ook de AIC en SC-waarden zijn aanzienlijk lager voor het meer spaarzame model.

De modellering van de log odds van de kans op een tweede en derde geboorte is iets lastiger. Op aanraden van Singer en Willett (2003, p. 410-415) wordt gestart met een model dat enkel een lineair effect van de risicoduur op de log odds vooropstelt. Dit model wordt systematisch uitgebreid met hogere-orde-termen. Telkens wordt getest of de fit van dit uitgebreide model significant beter aansluit bij de dummy-modelspecificatie als het gereduceerde model dat deze hogere-orde-term weglaat. Als het model niet meer significant verbetert door het opnemen van een hogere-orde-term, en het verschil in deviances tussen dit uitgebreide model en het dummymodel rechtvaardigt het opnemen van de extra dummyvariabelen niet, dan is dit meer spaarzame model te verkiezen boven het algemene model met dummycodering. Op die manier wordt zowel voor de logit van de hazard rate van de tweede, als voor de logit van

de hazard rate van de derde geboorte een basismodel met 5 termen opgesteld. Deze ziet er als volgt uit:

$$\text{logit}[h(t)] = \alpha_0 + \alpha_1 DR + \alpha_2 DR^2 + \alpha_3 DR^3 + \alpha_4 DR^4$$

Model 2 in tabellen 6.1, 6.2 en 6.3 geeft de parameterschattingen weer voor de basismodellen. Figuur 6.1 geeft de geschatte hazard functies voor de eerste, tweede en derde geboorte weer. Figuur 6.2 toont het equivalent op logit-schaal.

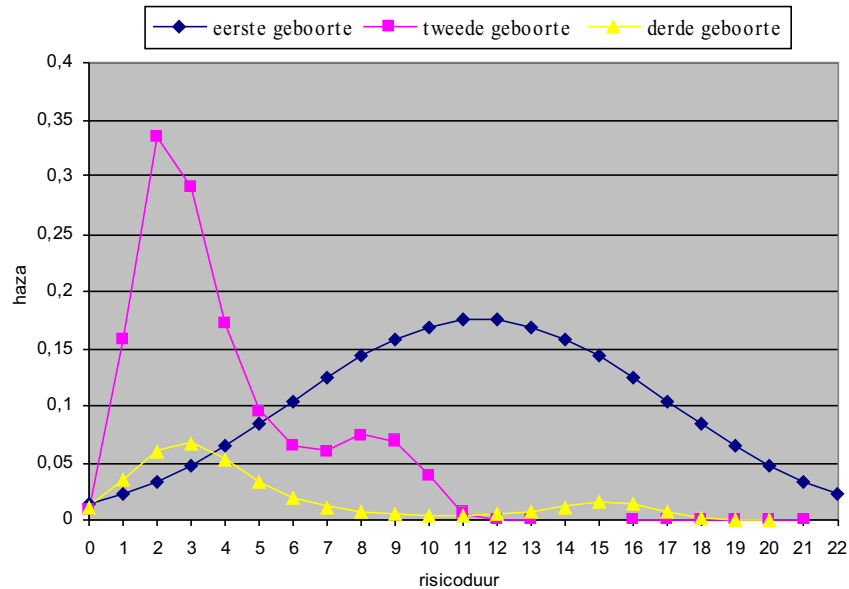


Fig. 6.1 Geschatte hazard functie m.b.t. de eerste, tweede en derde geboorte in functie van de duurtijd in de risicostaat

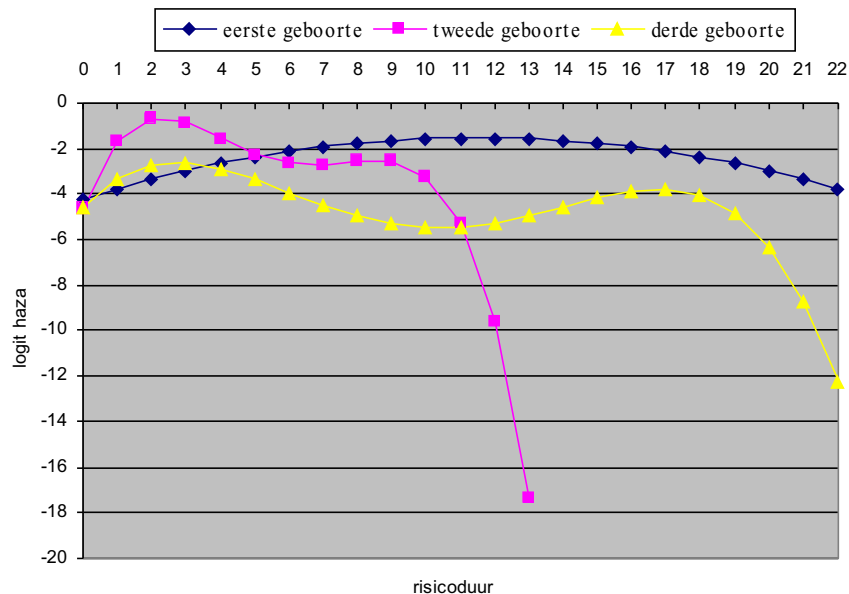


Fig. 6.2 Geschatte logit (hazard) functie m.b.t. de eerste, tweede en derde geboorte in functie van de duurtijd in de risicostaat

EERSTE GEBOORTE		Model 1			Model 2			Model 3			Model 4			Model 5			Model 6			Model 7		
Variabelen	Categorieën	β	e ^β	Sig.	β	e ^β	Sig.	β	e ^β	Sig.	β	e ^β	Sig.	β	e ^β	Sig.	β	e ^β	Sig.	β	e ^β	Sig.
Intercept		-2.28		***	-4.19		***	-2.03		***	-2.29		***	-2.22		***	-2.90		***	-2.87		***
Duur risico			0.46	***		0.30	**		0.35	**		0.35	**		0.34	**		0.34	**		0.34	**
DR kwadraat					-0.02		***	-0.02		***	-0.02		***	-0.02		***	-0.02		***	-0.02		***
Samenwoonstatus (Gehuwd)	Alleenstaand							-2.90	0.06	***	-2.90	0.06	***	-2.87	0.06	***	-2.99	0.05	***	-2.98	0.05	***
	Samenwonend							-0.81	0.44	***	-0.82	0.44	***	-0.79	0.46	***	-0.79	0.45	***	-0.78	0.46	***
Diploma								-0.94	0.39	**				-0.83	0.44	*				-0.45	0.64	*
Int. (dipl * DR)								0.10	1.10	***	0.09	1.09	**	0.05	1.05							
SZ-statuu (werknemer)								0.57	1.76	***	0.60	1.81	***	0.59	1.80	**	0.67	1.96	***	0.67	1.96	***
Attitude arbeid (neutrale attitude)	Pos. attitude										-0.13	0.88		-0.15	0.86		-0.36	0.70		-0.36	0.70	
	Neg. attitude										1.42	4.15	°	1.42	4.14	°	1.53	4.61	°	1.53	4.63	°
	Int. (Neg. Att * DR)										-0.20	0.82	*	-0.20	0.82	*	-0.21	0.81	*	-0.21	0.81	*
Arbeidsinkomen (875-1250 €)	< 499 €													1.04	2.84							
	500 – 875 €													-0.12	0.89							
	1250 - 1750 €													-0.05	0.96							
	> 1750 €													-0.52	0.60							
Socio-prof. cat. (Bediende)	Ongesch. arbeider													-0.12	0.88							
	Geschoolde arbeider													-0.26	0.77							
	Kader													0.26	1.30							
Werkervaring													0.01	1.01		0.01	1.01		0.01	1.01		
Int. (werkervaring * dipl)													0.08	1.08	*	0.11	1.12	***	0.11	1.12	***	
Aant. werkuren (30-40u/week)	< 30 u/week																0.03	1.03		0.03	1.04	
	> 40 u/week																-0.47	0.62		-0.48	0.62	
	Int. (>40u * dipl)																0.91	2.48	***	0.91	2.49	***
Bijberoep																	-2.56	0.08	*	-2.51	0.08	°
Int. (bijberoep*DR)																	0.20	1.22	*	0.20	1.22	*
Onregelmatige uren (vaste uren)	Wisselende uren																-0.03	0.97		-0.03	0.98	
	Flexibele uren																0.81	2.26	**	0.84	2.33	**
	Int. (flex. uren * dipl)																-0.63	0.53	*	-0.65	0.52	*
Ongewone uren																	-0.09	0.91				
	Avondwerk																0.10	1.11				
	Weekendwerk																0.14	1.15	°	0.14	1.15	°
Tevreden vervoer																						
model met enkel significante variabelen	N (pers.jr)		1954.014			1954.014			1954.014			1954.014			1954.014			1954.014			1954.014	
	-2 LL	1A	1204.79		2A	1158.07		3A	975.15		4A	966.15		5A	953.53		6A	931.13		7A	931.86	
	Δχ ² ¹				1A-2A =	46.72	***	2A-3A =	182.92	***	3A-4A =	9.00	*	4A-5A =	12.62 ⁱⁱ		5B-6A =	28.98	**	5B-7A =	28.25	***
	df					2			7			10			19			22			20	
	N (pers.jr)										1954.014			1954.014								
	-2 LL										4B ⁱⁱⁱ	976.88		5B	960.11							
	Δχ ²													4B-5B =	16.34	***						
	df											9			11							

° p < 0.1 * p < 0.05 ** p < 0.01 *** p < 0.001

Tabel 6.1 Overzicht van de modelschattingen m.b.t. de hazard rate op de eerste geboorte

ⁱ Genest model t.o.v. het gereduceerde model.

ⁱⁱ Dit verschil in deviances is niet significant verschillend van 0, d.w.z. het uitgebreide model fit niet beter dan het gereduceerde model. Dit heeft uiteraard te maken met het grote aantal niet-significante variabelen dat, om de tabel overzichtelijk te houden, in één stap wordt toegevoegd. In de praktijk worden de substantiële variabelen één voor één toegevoegd. Hieruit blijkt dat enkel de werkervaring in de huidige job en zijn interactieterm met opleiding een significante bijdrage levert tot de fit van het model. In het vervolg van de analyse worden het *arbeidsinkomen* en de *socio-professionele categorie*, evenals de niet langer significante interactieterm tussen opleiding en leeftijd uit het model geweerd. Om de volgende modellen te kunnen aftesten t.o.v. het gereduceerde model, wordt onderaan in de tabel de -2LL van het model met enkel de significante termen gepresenteerd.

ⁱⁱⁱ -2 LL van model 4 zonder interactieterm tussen leeftijd (of beter DR) en opleiding

TWEEDE GEBOORTE		Model 1		Model 2		Model 3		Model 4		Model 5		Model 6		Model 7		
Variabelen	Categorieën	β	e^{β}	Sig.	β	e^{β}	Sig.	β	e^{β}	Sig.	β	e^{β}	Sig.	β	e^{β}	Sig.
Intercept		-1.86		***	-4.67		***	-4.92		***	-5.00		***	-5.10		***
Duur risico					4.36		***	4.46		***	4.48		***	4.63		***
DR ²					-1.55		***	-1.55		***	-1.60		***	-1.66		***
DR ³					0.20		***	0.20		***	0.20		***	0.21		***
DR ⁴					-0.0084		***	-0.0083		***	-0.0084		***	-0.0085		***
Lft kind 1								-0.12	0.89	***	-0.12	0.89	***	-0.14	0.87	***
Diploma								0.57	1.78	***	0.60	1.83	***	0.65	1.92	***
Attitude arbeid (neutrale attitude)	Pos. attitude										0.11	1.12		0.16	1.17	
	Neg. attitude										0.23	1.26		0.21	1.22	
Arbeidsinkomen (875-1250 €)	< 499 €										-0.17	0.84				
	500 – 875 €										0.22	1.25				
	1250 – 1750 €										0.16	1.17				
	> 1750 €										-1.72	0.18				
Socio-prof. Cat. (Bediende)	Ongesch. Arbeider										0.10	1.11				
	Geschoolde arbeider										-0.43	0.65				
	Kader										-0.11	0.89				
Werk 0-1jr (werk > 1 jr)											-0.52	0.59	*	-0.46	0.63	°
Aant. Werkuren (30-40u/week)	< 20 u/week													0.15	1.17	
	20-30 u/week													0.68	1.97	**
	> 40 u/week													0.39	1.48	
Bijberoep													-0.44	0.64		
Onregelmatige uren (vaste uren)	Wisselende uren													0.47	1.60	°
	Flexibele uren													-0.81	0.44	*
Ongewone uren	Avondwerk													0.15	1.16	
	Weekendwerk													-0.15	0.86	
Tevreden vervoer														0.04	1.04	
<i>model met enkel significante variabelen</i>	<i>N (pers.jr.)</i>		1162.776			1162.776			1162.776			1162.776			1162.776	
	<i>-2 L L</i>	1A	917.77		2A	764.96		3A	734.75		4A	733.89		5A	723.94	
	$\Delta\chi^2$				1A-2A=	152.81	***	2A-3A=	30.21	***	3A-4A=	0.86		4A-5A =	9.95	
	<i>df</i>					4			6			8			16	
<i>model met enkel significante variabelen</i>	<i>N (pers.jr.)</i>											1162.776				
	<i>-2 L L</i>											5B	729.51			
	$\Delta\chi^2$											4A-5B =	4.38	*		
	<i>df</i>												9			

° p<0.1 * p<0.05 ** p<0.01 *** p<0.001

Tabel 6.2 Overzicht van de modelschattingen van de hazard rate m.b.t. de tweede geboorte

ⁱ Genest model t.o.v. het gereduceerde model

DERDE GEBOORTE		Model 1		Model 2		Model 3		Model 4		Model 5		Model 6		Model 7								
Variabelen	Categorieën	β	e^{β}	Sig.	β	e^{β}	Sig.	β	e^{β}	Sig.	β	e^{β}	Sig.	β	e^{β}	Sig.						
Intercept		-3.46		***	-4.59		***	-4.56		***	-4.78		***	-4.79		***	-5.57		***	-5.32		***
Duur risico					1.69		**	1.75		**	1.79		**	1.78		**	1.83		**	1.82		**
DR ²					-0.45		**	-0.46		**	-0.47		**	-0.47		**	-0.48		**	-0.47		**
DR ³					0.036		*	0.037		*	0.038		*	0.038		*	0.038		*	0.04		*
DR ⁴					-0.0009		°	-0.0009		*	-0.0009		*	-0.0009		*	-0.0009		*	-0.0009		*
Lft kind 1								-0.16	0.86	**	-0.16	0.86	**	-0.16	0.85	**	-0.16	0.85	**	-0.16	0.85	**
Interval 1 – 2								-0.38	0.68	***	-0.39	0.68	***	-0.40	0.67	***	-0.41	0.66	***	-0.40	0.67	***
Diploma								0.22	1.25		0.29	1.34		0.16	1.18		1.08	2.94	*	1.09	2.92	*
Attitude arbeid (neutrale attitude)	Pos. attitude										-0.08	0.93		-0.11	0.90		-0.10	0.90		-0.21	1.95	
	Neg. attitude										0.72	2.06	*	0.66	1.94	°	0.66	1.93	°	0.68	2.07	°
Arbeidsinkomen ¹ (875-1250 €)	< 875€													0.46	1.59							
	1250-1750 €													0.55	1.74							
	> 1750 €													1.42	4.13							
Socio-prof. Cat. (Bediende)	Ongesch. Arbeider													-0.44	0.64							
	Geschoolde arbeider													-0.08	0.92							
	Kader													0.31	1.36							
Werkervaring														-0.02	0.98							
Aant. Werkuren (30-40u/week)	< 20 u/week																0.38	1.46		0.42	1.52	
	20-30 u/week																0.02	1.02		0.03	1.03	
	20-30u/week*dipl																-1.15	0.32	*	-1.27	0.28	*
	> 40 u/week																0.66	1.93		0.68	1.97	
Bijberoep																	0.06	1.06				
Onregelmatige uren (vaste uren)	Wisselende uren																0.62	1.86				
	Flexibele uren																0.33	1.39				
Ongewone uren	Avondwerk																0.64	1.90	*	0.56	1.75	*
	Avondwerk*dipl																-0.42	0.66	*	-0.44	0.64	*
	Weekendwerk																-0.37	0.69				
Tevreden vervoer																	0.06	1.06				
	<i>N (pers. jr.)</i>		1573.679			1573.679			1573.679			1573.679			1573.679			1573.679			1573.679	
	<i>-2 Log Likelihood</i>	1	430.54		2	400.40		3	381.64		4	378.06		5	373.39		6	357.07		7	361.20	
	$\Delta\chi^2$ ⁱⁱ				1-2=	30.14	***	2-3=	18.76	***	3-4=	3.58		4-5=	4.88		4-6=	20.99	*	4-7=	16.86	**
	<i>df</i>					4			7			9			16			20			15	

° p < 0.1 * p < 0.05 ** p < 0.01 *** p < 0.001

Tabel 6.3 Overzicht van de modelschattingen van de hazard rate m.b.t. de derde geboorte

- ⁱ Omdat er te weinig vrouwen in de categorie 'laag inkomen' vallen worden de categorieën laag en laag gemiddeld arbeidsinkomen voor de analyse van de derde geboorte samengenomen.
- ⁱⁱ Genest model t.o.v. het gereduceerde model

6.3 De kans op een eerste geboorte

6.3.1 Achtergrondvariabelen

Het basismodel dat in de vorige alinea werd opgesteld, kan verder worden uitgebreid door de verschillende covariaten aan het model toe te voegen. Model 3 in tabel 6.1 neemt de significante achtergrondvariabelen voor de hazard rate van de eerste geboorte op. Variabelen die geen significant effect laten optekenen zijn: nationaliteit (d.w.z. de dummyvariabele die aangeeft om men Belg is of niet), het belang dat gehecht wordt aan het geloof en het totale beschikbare inkomen waarover het huishouden van de vrouw beschikt. Deze variabelen worden verder ook niet meer opgenomen in de analyse.

Een significant verband is er wel tussen de samenwoonstatus, het opleidingsniveau, het sociale zekerheidsstatuut en het risico op een eerste geboorte. Vrouwen die nog thuis wonen of die alleenstaand zijn, hebben in de lijn van de verwachtingen, een veel lagere kans op een eerste geboorte dan gehuwde vrouwen, gecontroleerd voor opleidingsniveau en sociale zekerheidsstatuut. De odds ratio bedraagt 0.06, d.w.z. dat de kansverhouding op een eerste geboorte voor alleenstaanden ongeveer 6 procent is van deze van gehuwden. Samenwonenden nemen een intermediaire positie in. Gehuwden hebben een kansverhouding op een eerste geboorte die ongeveer 2 keer zo groot is als deze van samenwonenden, maar samenwonenden hebben dan weer een kansverhouding die ongeveer 7.5 keer zo groot is als die van alleenstaanden. Het effect van samenwoonstatus blijft, ook bij toevoeging van de substantiële variabelen, steeds sterk significant

Opleiding wordt in eerste instantie in de analyse opgenomen als een set van dummyvariabelen, om een eventueel niet-lineair effect te detecteren. Uit de schattingen blijkt dat het effect wel lineair is, waardoor de opname van één categorische variabele spaarzamer is¹⁸. Zoals uit model 3 in tabel 6.1 blijkt, is de invloed van opleiding op de kans op een eerste geboorte is niet voor iedereen gelijk maar is deze afhankelijk van de leeftijd van de vrouw. Figuur 6.3 illustreert dit interactie-effect voor gehuwde vrouwen.

¹⁸ Dit geldt eveneens voor de analyses van de kans op een tweede en derde geboorte

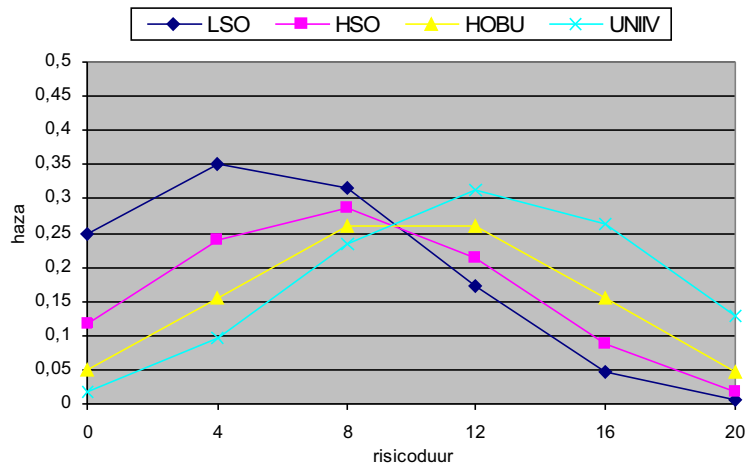


Fig. 6.3 Hazard rate functie voor de eerste geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep, naar opleiding en risicoduur

Uit deze figuur blijkt dat vrouwen met een diploma lager secundair onderwijs in het begin van hun vruchtbare carrière een veel grotere kans hebben op een eerste geboorte dan vrouwen met een diploma hoger secundair, hoger niet-universitair of universitair onderwijs. Naarmate de vruchtbare carrière vordert, nemen deze verschillen af. Rond een risicoduur van 10 jaar (28 jarige-leeftijd) heeft een gehuwde vrouw in loondienst (de baseline groep), ongeacht haar opleidingsniveau, ongeveer 25 procent kans op een eerste geboorte. Hierna nemen de verschillen in de kans op een eerste geboorte weer toe maar in omgekeerde richting. Vrouwen met een hoog opleidingsniveau lijken hun initiële achterstand uit de eerste helft van de vruchtbare periode weer in te halen door op latere leeftijd steeds een hoger risico op een eerste geboorte te lopen dan vrouwen met een relatief lager opleidingsniveau.

Dit interactie-effect wordt in de onderzoeksliteratuur (zie o.a. Blossfeld & Huinink, 1991, p.147-148) meestal toegeschreven aan de onverenigbaarheid van de studenten- en moederrol. Studeren vergt tijd - tijd die niet aan de opvoeding van een kind besteed kan worden. Bovendien wijzen Blossfeld en Huinink (1991, p.147) erop dat er in de samenleving sterke normatieve opvattingen leven over de onwenselijkheid de studie te combineren met het krijgen van kinderen. Deze twee factoren werken het uitstel van het eerste kind door hoogopgeleiden in de hand. Zoals later zal blijken verdwijnt het significante effect van deze interactieterm van opleiding met leeftijd echter naarmate bepaalde substantiële arbeidsgelateerde variabelen worden opgenomen.

Een opmerkelijke vaststelling is het sterk significante effect van het sociale zekerheidsstatuut van een vrouw op de kans op een eerste geboorte. Vrouwen

tewerkgesteld in de publieke sector hebben een kansverhouding op een eerste geboorte die 1.78 keer groter is dan deze van vrouwen in de private sector. Stel dat een vrouwelijke werknemer in een bepaalde tijdsperiode een kans heeft van 20 procent op een eerste geboorte (en dus een odds van 0.25), dan heeft een vrouwelijke ambtenaar in deze tijdsperiode, gecontroleerd voor alle andere karakteristieken, ongeveer 30 procent kans (een odds van 0.44) op een eerste geboorte. De invloed van het sociale zekerheidsstatuut blijft, ook bij uitbreiding van het model, steeds sterk significant.

6.3.2 Arbeidsgerelateerde variabelen

Modellen 4 t.e.m. 6 in tabel 6.1 nemen achtereenvolgens de variabelen op die voortvloeien uit de sociaal-psychologische, de micro-economische en de normatieve benadering van vruchtbaarheid in het model met de achtergrondvariabelen.

6.3.2.1 De attitude t.o.v. werk

In eerste instantie wordt de attitude t.o.v. werk in de analyse betrokken. Opname van enkel de hoofdeffecten van een negatieve en positieve houding (niet in tabel 6.1) wijst op een zwak significant negatief verband van een negatieve houding op de kans op een eerste geboorte. D.w.z. dat, gemiddeld genomen, een negatieve houding t.o.v. werk in vergelijking met een neutrale houding de kans op een eerste geboorte reduceert. Vrouwen met een neutrale houding hebben dan een kansverhouding op een eerste geboorte die 1.7 keer groter is dan vrouwen met een negatieve houding. De logit-coëfficiënt m.b.t. een positieve houding is negatief, wat eveneens wijst op een kleinere kans op een eerste geboorte in vergelijking met vrouwen die er een neutrale houding op na houden. Deze coëfficiënt is echter niet significant verschillend van 0.

Jonge vrouwen met een positieve of negatieve houding t.o.v. werk brengen deze houding mogelijkwijze op een andere manier in rekening bij de beslissing om al dan niet een eerste kind te krijgen dan oudere vrouwen. Daarom wordt getest of er een interactie-effect met leeftijd optreedt. De parameterschattingen uit model 4 lijken dit te

bevestigen. Figuur 6.4¹⁹ illustreert de samenhang tussen de attitude, de leeftijd en de hazard rate m.b.t. de eerste geboorte voor vrouwen uit de baseline groep.

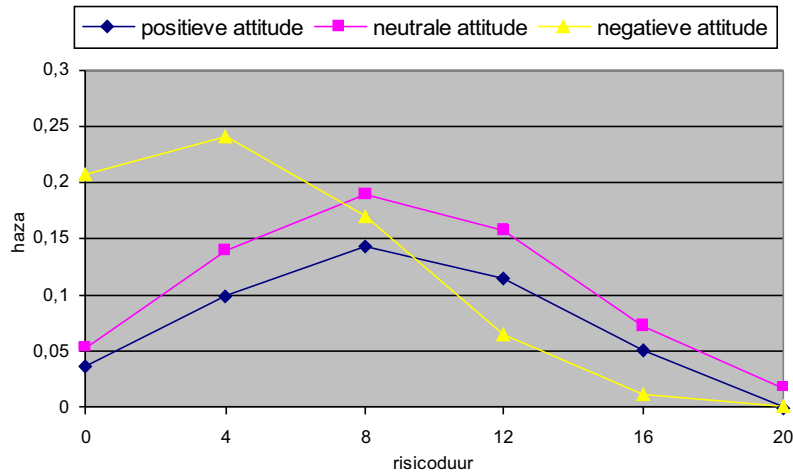


Fig. 6.4 Hazard rate functie voor de eerste geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep, naar houding t.o.v. werk en risicoduur.

In tegenstelling tot de vaststelling die naar voren kwam uit het model zonder interactieterm, blijkt nu dat jonge vrouwen met een negatieve houding t.o.v. arbeid uitgesproken meer kans hebben op een eerste geboorte dan jonge vrouwen die neutraal staan t.o.v. werk. Ergens rond de leeftijd van 26 jaar (of een risicoduur van 8 jaar) keert deze relatie om. Het zijn nu de vrouwen met een neutrale houding t.o.v. werk die meer kans hebben op een eerste geboorte dan hun collega's met een negatieve houding wiens hazard rate vanaf deze leeftijd snel afneemt. Achttienjarige vrouwen met een negatieve houding hebben bijvoorbeeld een kansverhouding op een eerste geboorte die ongeveer 4.5 keer groter is dan deze van achttienjarige vrouwen met een neutrale houding. Naarmate vrouwen ouder worden lijkt een negatieve houding eerder het uitstel van het eerste kind in de hand te werken. Zo heeft een 35-jarige vrouw met een negatieve houding t.o.v. werk nog maar een odds ratio die 13 procent bedraagt van deze van 35-jarige vrouwen met een neutrale houding.

Een positieve houding heeft ook in dit model geen significant effect op de hazard rate als een neutrale attitude. Omgekeerd geldt wel dat een negatieve houding t.o.v. arbeid de komst van het eerste kind aanmoedigt, tenminste in de eerste jaren van de vruchtbare carrière.

¹⁹ Figuur 6.4 maakt gebruik van de geschatte regressiecoëfficiënten van model 7, die in dezelfde richting wijzen als deze van model 4. Daardoor geeft de figuur telkens de hazard rate functie weer wanneer gecontroleerd wordt voor de andere significante arbeidsgerelateerde variabelen. Ook de figuren die verder nog aan bod komen in dit hoofdstuk maken telkens gebruik van cijfers die berekend zijn aan de hand van het finale model.

Omdat opname van de variabelen die de houding t.o.v. het werk vatten de fit van het model significant verbeteren, wordt model 4 in het vervolg van de analyse als uitgangspunt genomen.

6.3.2.2 Inkomen uit arbeid, carrièreperspectieven en -investeringen

Model 5 in tabel 6.1 presenteert de resultaten van de analyse waarin de economische variabelen aan het hazard rate model worden toegevoegd. De logit-coëfficiënt m.b.t. een laag arbeidsinkomen heeft een positief teken, wat erop wijst dat vrouwen met een laag arbeidsinkomen een grotere kans hebben op een eerste kind dan vrouwen met een gemiddeld arbeidsinkomen. De parameter is echter niet significant verschillend van 0. Dit geldt ook voor de andere inkomenscategorieën. De hypothese dat vrouwen met een laag arbeidsinkomen, en dus geringere (huidige) opportuniteitskosten, eerder hun eerste kind zouden krijgen dan andere vrouwen, wordt dus niet bevestigd. Ook de socio-professionele categorie waartoe een vrouw behoort, als proxy voor de carrièreperspectieven, lijkt geen invloed te hebben op haar kans om een eerste kind te krijgen.

Een economische variabele die wel een significante bijdrage levert aan de fit van het model is de werkervaring. In eerste instantie wordt enkel het hoofdeffect van werkervaring opgenomen (niet in tabel). De geschatte parameter is in dit geval niet significant verschillend van 0. Omdat verschillende onderzoekers (zie o.a. Kravdal, 1994; Hoem & Hoem, 1989; Blossfeld & Huinink, 1991) suggereren dat het effect van werkervaring, of carrière-investeringen, afhankelijk is van het opleidingsniveau van de vrouw wordt een interactieterm met opleiding vooropgesteld. Uit de parameterschattingen van model 5 blijkt dat het verband tussen werkervaring en het risico op een eerste kind inderdaad afhankelijk is van het opleidingsniveau van de vrouw. Figuren 6.5 t.e.m. 6.8 plotten de hazard rate functies voor de vier verschillende opleidingsniveaus bij drie prototypische waarden op de variabele werkervaring²⁰.

²⁰ Dat meer dan één figuur geconstrueerd wordt om het interactie-effect te illustreren, is omdat 12 lijnen op één figuur meer onduidelijkheid en verwarring scheppen dan wanneer ze op aparte figuren worden weergegeven. Deze opmerking geldt ook voor de interactie-effecten die verder nog worden toegelicht.

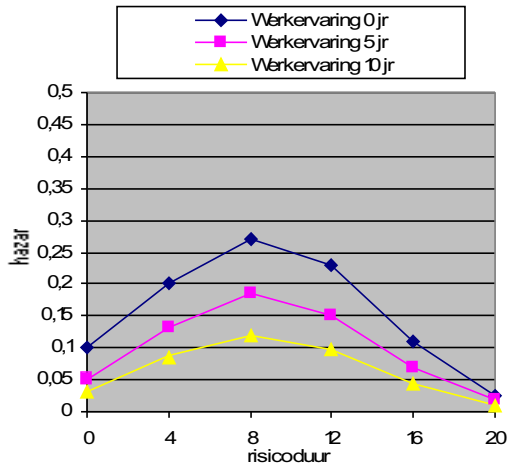


Fig. 6.5 Hazard rate functie voor de eerste geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep met een diploma LSO, naar werkervaring

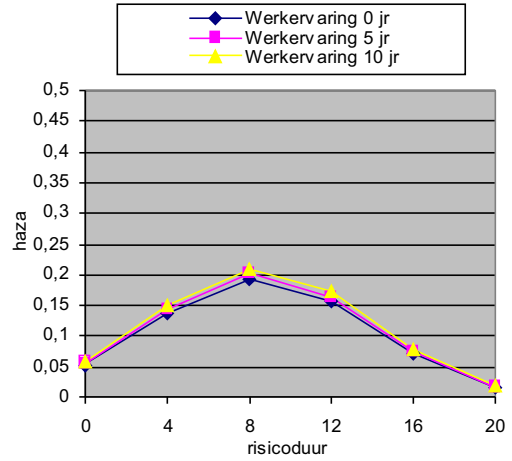


Fig. 6.6 Hazard rate functie voor de eerste geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep met een diploma HSO, naar werkervaring

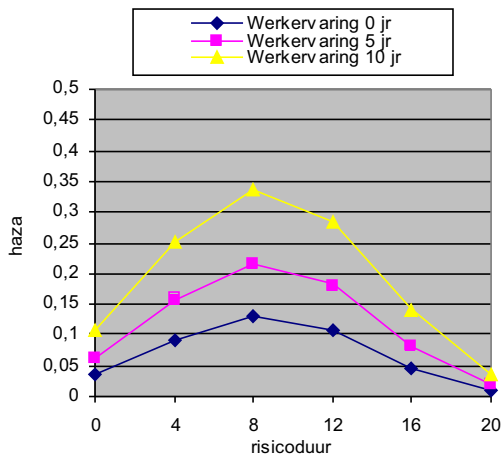


Fig. 6.7 Hazard rate functie voor de eerste geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep met een diploma HOBU, naar werkervaring

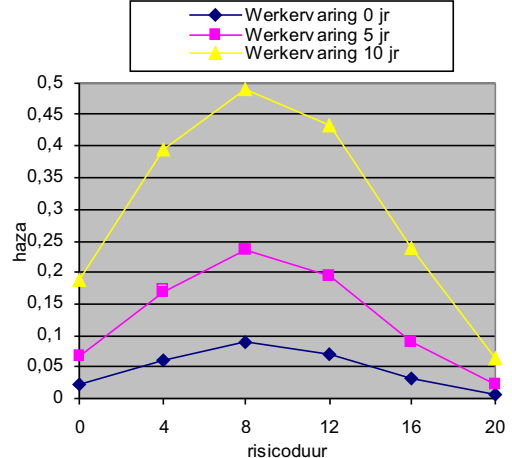


Fig. 6.8 Hazard rate functie voor de eerste geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep met een diploma UNIV, naar werkervaring

Een vergelijking van deze figuren leert ons dat vrouwen met een universitair diploma met geen of weinig werkervaring in de huidige job, veruit de kleinste kans hebben op een eerste kind. Echter, het risico op een eerste geboorte stijgt sterk naarmate deze vrouwen meer werkervaring opbouwen. Een zelfde verband tussen werkervaring en de hazard rate, zij het iets minder uitgesproken, zien we ook bij vrouwen met een diploma HOBU. Naarmate de werkervaring toeneemt, neemt ook de kans op een eerste geboorte toe. Vrouwen met een laag opleidingsniveau daarentegen vertonen net het omgekeerde patroon. Hun vruchtbaarheid is het grootst in de jaren waarin zij nog weinig of geen werkervaring hebben. Zijn zij reeds een tiental jaren in dezelfde job werkzaam dan daalt de kans op een eerste geboorte tot bijna het niveau van universitair opgeleide vrouwen

zonder werkervaring. Vrouwen met een diploma hoger secundair onderwijs blijken in hun kans op een eerste geboorte weinig of niet beïnvloed te worden door de overstap naar een nieuwe job enerzijds, of door de accumulatie van werkervaring anderzijds.

Dat lager opgeleide vrouwen het krijgen van een eerste kind uitstellen, of zelfs afstellen, naarmate zij langer in hun huidige job tewerkgesteld zijn, stemt overeen met de micro-economische hypothese dat carrière-investeringen de opportuniteitskosten van het krijgen van een kind de hoogte in duwen, wat het krijgen van een kind minder aantrekkelijk maakt. De vooropgestelde hypothese wordt echter niet bevestigd, en zelfs tegengesproken, voor vrouwen met een universitaire of hoger niet-universitaire opleiding. Deze vrouwen lijken in eerste instantie hun eerste geboorte uit te stellen. Naarmate zij meer werkervaring opbouwen, neemt de kans op een eerste geboorte toe.

Opmerkelijk is ook dat het eerder vastgestelde interactie-effect tussen opleiding en leeftijd zijn significantie verliest door het toevoegen van de variabele ‘werkervaring’ en zijn interactieterm met opleiding. Blijkbaar is het effect van het opleidingsniveau niet verschillend al naargelang de leeftijd van de vrouw maar wel al naargelang haar werkervaring. Uiteraard is er een sterke samenhang tussen leeftijd, opleiding en de accumulatie van werkervaring. Enerzijds hebben jonge vrouwen nog niet de kans gehad om werkervaring op te bouwen, het zijn vooral de oudere vrouwen die reeds langer in hun huidige job tewerkgesteld zijn. Anderzijds hebben vrouwen met een hoge opleiding op een welbepaalde leeftijd minder werkervaring kunnen opbouwen dan laag opgeleide vrouwen omdat zij pas op latere leeftijd instromen in de arbeidsmarkt. Deze samenhang verklaart het eerder gerapporteerde sterk significante effect van de interactieterm tussen leeftijd en opleiding op de kans op een eerste geboorte.

Omdat de toevoeging van de variabelen ‘arbeidsinkomen’ en ‘socio-professionele categorie’ de fit van het model niet significant verbetert, wordt ervoor geopteerd deze in het vervolg van de analyse weg te laten. Ook het interactie-effect tussen opleiding en leeftijd wordt niet meer opgenomen in model 6.

6.3.2.3 Het aantal uren werk, het bijberoep, de uurregeling en het vervoer

In model 6 (zie tabel 6.1) worden de variabelen die voortkomen uit de normatieve theorie van vruchtbaarheid aan model 5B (het model dat enkel de significante variabelen uit model 5A behoudt) toegevoegd.

Aantal werkuren

In eerste instantie wordt het aantal uren dat een vrouw per week aan haar job besteedt aan het model toegevoegd als een set van 4 dummyvariabelen. Omdat uit de analyse blijkt dat vrouwen die minder dan 30 uur per week niet van elkaar verschillen in hun kans op een eerste geboorte, worden de drie eerste categorieën samengenomen in één dummyvariabele. Een model dat enkel de hoofdeffecten van het aantal werkuren op de hazard rate modelleert (niet in tabel 6.1) laat een eerder verrassend resultaat zien. Een vrouw die minder werkt dan 30 uur per week verschilt niet significant van een vrouw die tussen de 30 en de 40 uur per week werkt. De hypothese dat vrouwen die parttime werken méér kans hebben op een eerste geboorte kan dus niet worden bevestigd. Echter, een vrouw die méér dan 40 uur per week aan haar job besteedt, heeft wel significant méér kans op een eerste geboorte. Deze bevinding strookt niet meteen met de normatieve onverenigbaarheidsthese.

Indien een interactie-effect met opleiding wordt gemodelleerd, blijkt echter dat het verband tussen het aantal werkuren en de hazard rate niet voor elk opleidingsniveau in dezelfde richting gaat. Figuren 6.9 en 6.10 illustreren dit voor vrouwen uit de baseline groep.

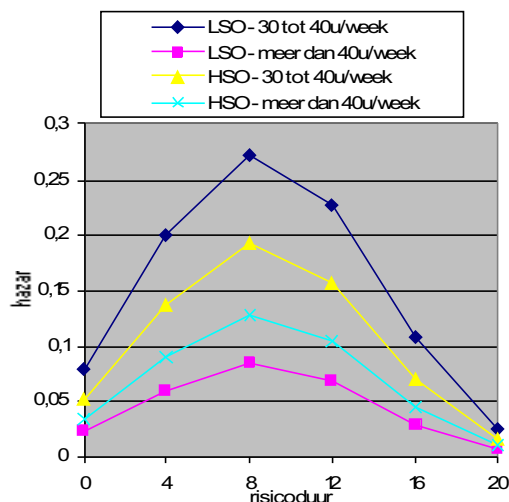


Fig. 6.9 Hazard rate functie voor de eerste geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep, naar opleidingsniveau (LSO en HSO) en aantal werkuren

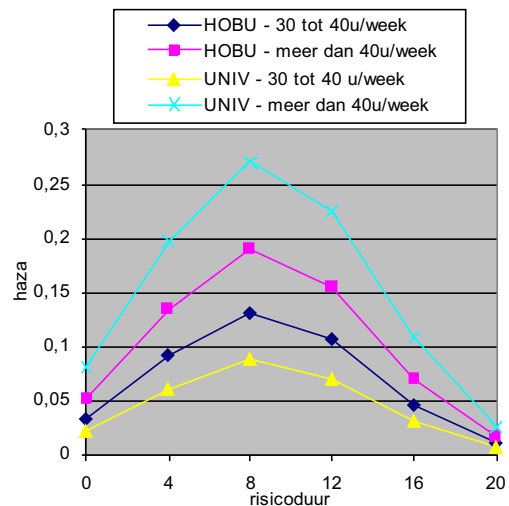


Fig. 6.10 Hazard rate functie voor de eerste geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep, naar opleidingsniveau (HOBU en UNIV) en aantal werkuren

Voor vrouwen met ten hoogste een diploma secundair onderwijs (fig. 6.9) geldt dat zij de komst van hun eerste kind uitstellen indien zij meer dan 40 uur per week in hun werk

investeren. Dit negatieve verband is evenwel sterker aanwezig bij vrouwen met een lager secundair diploma als bij vrouwen met een hoger secundair diploma. Vrouwen met een diploma LSO die tussen de 30 en 40 uur per week werken, hebben een kansverhouding op een eerste geboorte die bijna 4 keer groter is dan vrouwen met een gelijkaardig opleidingsniveau die meer dan 40 uur per week werken. Voor vrouwen met een diploma HSO die tussen de 30 en 40 uur per week werken, is de odds op een eerste geboorte ongeveer 1.6 keer groter als bij hun collega's met hetzelfde opleidingsniveau die meer dan 40 uur per week aan hun werk besteden.

Bij vrouwen die na hun middelbare opleiding hoger onderwijs hebben gevolgd, wordt net het omgekeerde verband vastgesteld. Indien deze vrouwen in werkelijkheid meer dan 40 uur per week aan betaalde arbeid besteden, stijgt hun risico op een eerste geboorte. Vrouwen met een universitaire opleiding die meer dan 40 uur per week werken, hebben een odds op een eerste geboorte die ongeveer 4 keer groter is dan deze van vrouwen met hetzelfde opleidingsniveau maar die tussen de 30 en de 40 uur per week werken. Hebben deze vrouwen een hoger niet-universitaire opleiding genoten, dan hebben de vrouwen die meer dan 40 uur per week werken een kansverhouding op een eerste geboorte die ongeveer 1.6 keer groter is dan vrouwen die tussen de 30 en de 40 uur werken.

Het bijberoep

Wanneer enkel het hoofdeffect van de variabele bijberoep in de analyse wordt betrokken, verbetert de fit van het model niet significant. De opname van zijn interactieterm met leeftijd, of risicoduur, wijst er echter op dat de invloed van het bijberoep op de hazard rate m.b.t. het eerste kind afhankelijk is van de leeftijd van de vrouw. Dit interactie-effect wordt geïllustreerd door figuur 6.11.

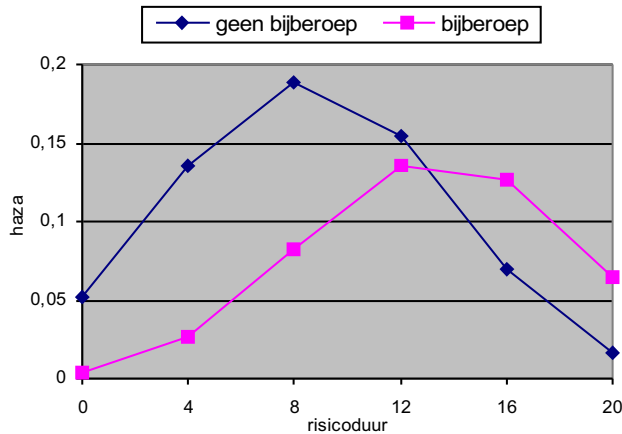


Fig. 6.11 Hazard rate functie voor de eerste geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep, naar bijberoep en risicoduur

Uit figuur 6.11 blijkt dat vrouwen die een bijberoep uitoefenen tot op ongeveer dertigjarige leeftijd systematisch minder kans hebben op een eerste geboorte dan vrouwen die geen bijberoep uitoefenen. Dat er een zekere mate van onverenigbaarheid bestaat tussen het bijberoep en de komst van een kind lijkt hier dus te worden bevestigd. Rond dertigjarige leeftijd keert dit negatieve verband echter om. Vrouwen die een bijberoep uitoefenen hebben nu meer kans op een eerste geboorte dan vrouwen die geen bijberoep uitoefenen. Het lijkt erop dat vrouwen die een bijberoep uitoefenen in eerste instantie de komst van hun eerste kind uitstellen. Naarmate zij ouder worden echter, voelen zij hun biologische klok tikken en trachten zij hun uitstelgedrag weer goed te maken.

De uurregeling

Werken op ongewone uren heeft, zo blijkt uit tabel 6.1, model 6, geen significante invloed op de hazard rate m.b.t. het eerste kind. Werken op onregelmatige uren daarentegen beïnvloedt de kans op een eerste geboorte wel. Zoals bij het overzicht van de variabelen aangegeven, wordt een onregelmatige uurregeling als een set van twee dummyvariabelen in de analyse betrokken. Vrouwen met een vaste uurregeling worden daarbij onderscheiden van vrouwen met een veranderlijk en een flexibel (d.w.z. het aantal uren dat een vrouw werkt, wisselt van week tot week) uurrooster. Opnieuw blijkt de opname van enkel de hoofdeffecten niet tot een significante verbetering van het vooropgestelde model te leiden. Ook nu blijkt de invloed van een onregelmatige

uurregeling samen te hangen met het opleidingsniveau van de vrouw. Figuren 6.12 en 6.13 illustreren dit.

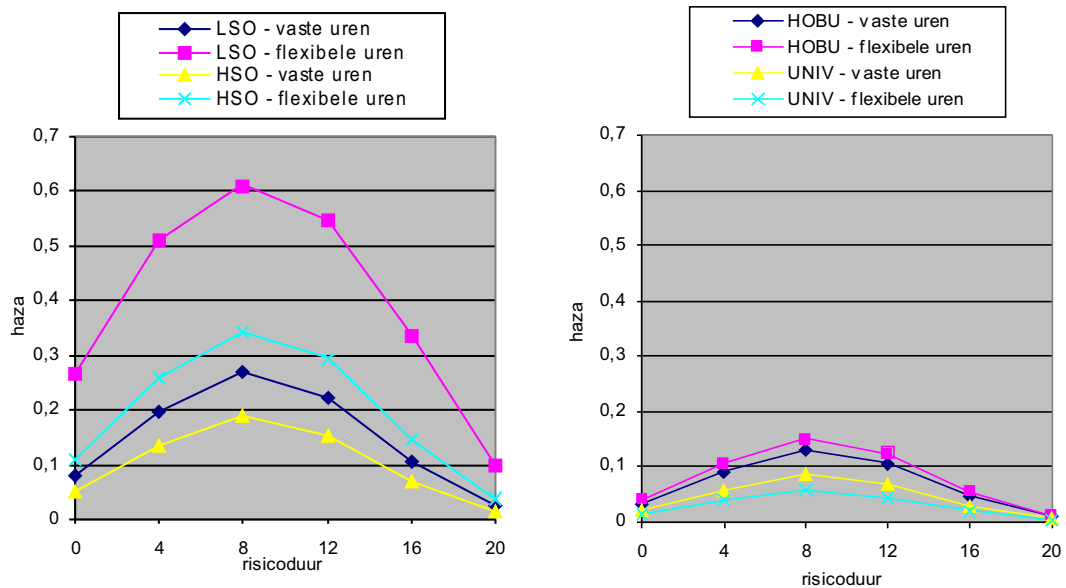


Fig. 6.12 Hazard rate functie voor de eerste geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep, naar opleidingsniveau (LSO en HSO) en onregelmatige uren
Fig. 6.13 Hazard rate functie voor de eerste geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep, naar opleidingsniveau (HOBU en UNIV) en onregelmatige uren

Een vergelijking van beide figuren leert ons dat er een positief verband bestaat tussen de kans op een eerste geboorte en een flexibele uurregeling voor vrouwen met een diploma LSO, HSO en HOBU. De sterkte van dit verband is echter verschillend naargelang het opleidingsniveau. Vrouwen met een diploma LSO die een flexibel uurrooster hebben, hebben duidelijk meer kans op een eerste geboorte dan hun collega's met hetzelfde opleidingsniveau die werken volgens een vaste uurregeling. De odds ratio bedraagt 4.22. Voor vrouwen met een diploma HSO of HOBU bedraagt deze odds ratio respectievelijk 2.22 en 1.20. Vrouwen met een universitair diploma zijn de vreemde eenden in de bijt. De kans op een eerste geboorte is groter indien zij volgens een vast uurrooster tewerkgesteld zijn dan indien zij volgens een flexibele uurregeling werken. De odds ratio bedraagt in dit geval 0.63. De stelling dat vrouwen met een aangepast uurrooster een grotere kans hebben op een eerste geboorte lijkt voor de meeste vrouwen op te gaan.

Tevredenheid met vervoer

Tot slot wordt de variabele ‘tevredenheid met de afstand en tijd tot het werk’ in de analyse opgenomen. Uit de parameterschattingen in tabel 6.1 blijkt dat deze variabele een positieve invloed heeft op de hazard rate m.b.t. de eerste geboorte. Vrouwen die tevreden zijn met hun vervoerssituatie lijken eerder over te gaan tot het krijgen van hun eerste kind. Uit de geschatte regressiecoëfficiënt kan afgeleid worden dat, gecontroleerd voor de andere variabelen in het model, vrouwen die erg tevreden zijn met hun vervoerssituatie (en die dus een waarde 5 scoren op deze variabele) een kansverhouding hebben op een eerste geboorte die ongeveer twee keer groter is dan deze van vrouwen die helemaal niet tevreden zijn (waarde 0). Wel dient opgemerkt te worden dat dit verband slechts significant is op α -niveau 0.90. De vooropgestelde hypothese kan dus slechts voorzichtig worden bevestigd. Deze variabele wordt toch behouden in het finale model omdat het één van substantiële variabelen vormt in dit onderzoek.

6.3.3 Het finale model

Model 7 in tabel 6.1 stelt het uiteindelijk geschatte model voor de hazard rate m.b.t. het eerste kind. Hieruit blijkt dat zowel variabelen die voortkomen uit de sociaal-psychologische, als uit de micro-economische als uit de normatieve theorie bijdragen tot de verklaring van de timing van het eerste kind. Vooraleer dieper in te gaan op de gevonden verbanden en deze terug te koppelen naar het theoretisch kader worden de resultaten m.b.t. tweede en de derde geboorte gepresenteerd.

6.4 De kans op een tweede geboorte

Tabel 6.2 geeft een overzicht van de resultaten m.b.t. de kans op een tweede geboorte. De variabelen worden in dezelfde volgorde aan het model toegevoegd als bij de analyse van de kans op een eerste geboorte: eerst wordt een model opgesteld dat enkel de significante achtergrondvariabelen weerhoudt (model 3), vervolgens wordt de attitude t.o.v. arbeid toegevoegd (model 4). Daarna worden achtereenvolgens de micro-

economische (model 5) en de normatieve variabelen in het model betrokken (model 6). Model 7 stelt het finale model m.b.t. de tweede geboorte voor.

6.4.1 Achtergrondvariabelen

De achtergrondvariabelen die in eerste instantie worden opgenomen maar die, net als bij de eerste geboorte, niet significant bijdragen tot de fit van het model zijn: de dummy 'nietbelg', het belang dat men hecht aan geloof en het huishoudelijk inkomen.

Bovendien blijkt dat, waar de samenwoonstatus één van de meest bepalende factoren was bij de komst van het eerste kind, vrouwen die gehuwd zijn of samenwonen niet significant van elkaar verschillen in hun timing van het tweede kind. Eénmaal het eerste kind er is, stellen koppels die samenwonen hetzelfde vruchtbaarheidsgedrag als gehuwde koppels. Merkwaardiger is dat ook alleenstaanden niet lijken te verschillen in hun komst op een tweede kind. Dit is wellicht te wijten aan het kleine aandeel dat deze groep uitmaakt in de risicopopulatie m.b.t. de tweede geboorte. Ook hebben ambtenaren niet meer kans op een tweede geboorte terwijl dit duidelijk wel het geval was bij eerste geboorten.

De twee achtergrondvariabelen die onmiskenbaar een belangrijke invloed hebben op de timing van het tweede kind zijn de leeftijd waarop de vrouw haar eerste kind kreeg en het opleidingsniveau van de vrouw. Uit de parameterschattingen blijkt dat vrouwen die hun eerste kind op latere leeftijd kregen ook minder kans hebben op een tweede kind. Het opleidingsniveau van de vrouw heeft dan weer een positief effect op de hazard m.b.t. de tweede geboorte. Vrouwen met een hoger opleidingsniveau krijgen hun tweede kind sneller na hun eerste kind dan vrouwen met een lager opleidingsniveau. Dit effect kan niet enkel worden toegeschreven aan het feit dat hogeropgeleiden hun eerste kind later krijgen én dus minder tijd hebben dan laagopgeleiden om hun tweede kind op de wereld te zetten. Immers, er wordt gecontroleerd voor de leeftijd waarop de vrouw haar eerste kind kreeg. Gecontroleerd voor dit effect heeft een vrouw met universitair diploma een kansverhouding op een tweede geboorte die 5.5 keer groter is dan deze van een vrouw met diploma LSO. De odds ratio van een vrouw met een diploma UNIV bedraagt nog 3.1 t.o.v. vrouwen met een diploma HSO en 1.8 t.o.v. vrouwen met een diploma HOBU. Zowel de leeftijd waarop de vrouw haar eerste kind kreeg, als haar opleidingsniveau blijven ook in de uitgebreide modellen sterk significant.

6.4.2 Arbeidsgerelateerde variabelen

6.4.2.1 De attitude t.o.v. werk

Toevoeging van de houding t.o.v. het werk aan model 3 levert geen significante bijdrage aan de ‘goodness of fit’ van het hazard rate model. De positieve regressiecoëfficiënten lijken er in eerste instantie op te wijzen dat zowel een positieve als een negatieve attitude t.o.v. arbeid de komst van een tweede kind aanmoedigen. De nulhypothese dat de regressieparameters gelijk zijn aan 0 kan echter verre van verworpen worden. Zoals opgemerkt bij het conceptueel model is het mogelijk dat de attitude t.o.v. arbeid interageert met een aantal andere substantiële variabelen. Daarom wordt geopteerd om de houding t.o.v. arbeid voorlopig in het model te behouden.

6.4.2.2 Inkomen uit arbeid, carrièreperspectieven en -investeringen

Net zoals bij de kans op de eerste geboorte, draagt het arbeidsinkomen van de vrouw niet bij tot een betere fit van het regressiemodel (zie model 5). Er wordt dan ook geen significant verband vastgesteld tussen het arbeidsinkomen van een vrouw en haar kans op een tweede geboorte. Ook de socio-professionele categorie waartoe een vrouw behoort, draagt niet bij tot de verklaring van de timing van het tweede kind.

Een variabele die wel een significant effect laat optekenen, is de werkervaring die een vrouw heeft. In tegenstelling tot bij de eerste geboorte heeft deze variabele echter geen lineair effect op de hazard rate. Uit tabel 6.2 blijkt dat het die vrouwen zijn die minder dan 2 jaar werken in hun huidige job die een kleinere kans hebben op een tweede kind in vergelijking met hun collega's die al langer werkzaam zijn in in hun huidige job. De odds ratio bedraagt 0.59. Stel dat een vrouw die reeds 2 of meer jaar werkervaring heeft in haar huidige job een kans heeft van 30 procent op een tweede kind 3 jaar na de geboorte van haar eerste kind. Een vrouw met vergelijkbare achtergrond maar met een nieuwe job, heeft dan slechts 20 procent kans op een tweede geboorte.

Omdat de toevoeging van de variabelen ‘arbeidsinkomen’ en ‘socio-professionele categorie’ de fit van het model niet significant verbetert, worden deze in model 6 weggelaten.

6.4.2.3 Het aantal werkuren, het bijberoep, de uurregeling en het vervoer

Zoals bij de analyse van de kans op een eerste geboorte, verbetert opname van de variabele ‘aantal werkuren’ de fit van het model van de kans op een tweede geboorte significant. Echter, een blik op de parameterschattingen leert ons dat het hier gaat om een heel ander effect. Vrouwen die tussen 20 en 30 uur per week werken lopen significant meer risico op een tweede geboorte dan vrouwen die tussen 30 en 40 uur per week werken. Een positieve regressiecoëfficiënt zien we ook bij vrouwen die minder dan 20 uur per week werken²¹ en vrouwen die meer dan 40 uur per week werken. Deze verschillen echter niet significant van de referentiecategorie. De stelling dat parttime werkende vrouwen meer kans hebben op een tweede geboorte dan fulltime werkende vrouwen gaat dus op, tenminste voor die vrouwen die nog wel tenminste halftijds werken (20 uur per week). Deze vrouwen hebben een kansverhouding op een tweede geboorte die bijna 2 keer groter is dan deze van vrouwen die tussen de 30 en 40 uur per week werken.

Voor wat betreft het bijberoep wordt een negatieve regressiecoëfficiënt geschat. D.w.z. dat vrouwen die een bijberoep uitoefenen minder kans hebben op een tweede kind dan vrouwen die geen bijberoep uitoefenen. Dit lijkt de vooropgestelde hypothese te bevestigen. De coëfficiënt is echter niet significant verschillend van 0.

De invloed van de uurregeling op de kans op een tweede geboorte is driedelig. Enerzijds lijkt het werken op ongewone uren (d.w.z. avond- en weekendwerk) de kans op een tweede kind, net zoals de kans op een eerste kind, niet significant te beïnvloeden. Anderzijds wordt er wel een verband vastgesteld tussen deze kans en het werken op onregelmatige uren. Een vrouw die elke week hetzelfde aantal uren werkt maar wiens uurrooster niet vastligt (een veranderlijk uurrooster), heeft meer kans op een tweede geboorte dan een vrouw die werkt met een vast uurrooster. Dit verschil in kansen is echter maar zwak significant verschillend van 0. De hypothese dat vrouwen met aangepaste arbeidsuren meer kans hebben op een tweede geboorte dan vrouwen met een ‘nine-to-five’-job, lijkt voorzichtig te worden bevestigd. Het werken met een flexibele uurregeling daarentegen lijkt eerder remmend te werken op de komst van een tweede kind. Vrouwen met een flexibel uurrooster hebben een kansverhouding op een tweede kind die ongeveer 40 procent bedraagt van deze van vrouwen met een vast uurrooster.

²¹ De eerste twee categorieën worden hier samengenomen omdat de effecten hiervan erg bij elkaar aansluiten., dit in tegenstelling tot bij de analyse van de eerste geboorte waar de drie eerste categorieën werden samengenomen.

Stel dat een vrouw uit de baseline groep 5 jaar na de geboorte van haar eerste kind een kans heeft van 20 procent op een tweede geboorte, dan heeft een gelijkaardige vrouw met flexibel uurrooster nog ongeveer 10 procent kans.

De tevredenheid met het vervoer van en naar het werk heeft, ongeacht de licht positieve regressiecoëfficiënt, geen significante invloed op de kans op een tweede geboorte.

6.4.3 Het finale model

Model 7 in tabel 6.2 stelt het finaal geschatte hazard rate model voor m.b.t. de timing van het tweede kind. Dit model neemt de significante arbeidsgerelateerde variabelen op. Zoals blijkt, wordt de houding t.o.v. werk in dit model niet weerhouden. Deze variabele blijkt immers noch significant bij te dragen tot de fit van het model, noch lijkt enig interactie-effect met één van de andere arbeidsgerelateerde variabelen op te treden. De dichotome variabele die aangeeft of een vrouw minder dan 2 jaar werkervaring heeft, is in model 6 nog slechts significant op α -niveau 0.90. Omdat het gaat om een substantiële variabele wordt geopteerd deze in het finale model toch te behouden.

6.5 De kans op een derde geboorte

Tot slot worden de resultaten m.b.t. de derde geboorte gepresenteerd. Tabel 6.3 geeft hiervan een overzicht. De variabelen worden in dezelfde volgorde aan het model toegevoegd als bij de analyse van de kans op een eerste en tweede geboorte.

6.5.1 Achtergrondvariabelen

De achtergrondvariabelen die bij de analyse van de derde geboorte, net als bij de tweede geboorte, geen significante bijdrage leveren aan de fit van het model zijn: de samenwoonstatus, de variabele 'nietbelg', het belang dat de vrouw hecht aan haar geloof, het huishoudelijk inkomen en de sociale zekerheidsstatus. Bovendien lijkt ook het opleidingsniveau van de vrouw geen invloed te hebben op haar kans op een derde

geboorte. Maar omdat interactie-effecten met een aantal substantiële variabelen niet bij voorbaat kunnen worden uitgesloten, wordt geopteerd het opleidingsniveau voorlopig als achtergrondvariabele te behouden.

De achtergrondvariabelen die wel een significante invloed uitoefenen op de hazard m.b.t. een derde geboorte zijn de leeftijd van de vrouw bij het eerste kind en de lengte van het interval tussen de eerste en tweede geboorte. Hoe ouder de vrouw op het moment dat zij haar eerste kind krijgt, hoe minder kans ze heeft op een derde geboorte. In dezelfde lijn ligt de vaststelling dat, hoe langer het geboorte-interval is tussen het eerste en het tweede kind, hoe kleiner de kans op een derde kind. Deze demografische determinanten verklaren, ook wanneer een aantal substantiële variabelen worden toegevoegd, steeds een significant deel in de variantie van de kans op een derde geboorte.

6.5.2 Arbeidsgerelateerde variabelen

6.5.2.1 De attitude t.o.v. werk

Uit de negatieve regressiecoëfficiënt (zie tabel 6.3, model 4) blijkt dat vrouwen met een positieve houding t.o.v. arbeid minder kans hebben op een derde geboorte dan vrouwen met een neutrale houding. Deze coëfficiënt is echter niet verschillend van 0. De vooropgestelde hypothese dat vrouwen met een positieve houding minder risico lopen op een derde geboorte, kan dus niet worden bevestigd. Vrouwen met een negatieve houding daarentegen hebben wel significant méér kans op een derde geboorte. Dit ligt in de lijn van de verwachtingen die uit de sociaal-psychologische vruchtbaarheidstheorie naar voren kwamen. Toevoeging van beide variabelen aan het model leidt echter niet tot een significante verbetering van de fit van het model. Toch worden de variabelen voorlopig in het model behouden om eventuele interactie-effecten met andere substantiële variabelen te testen.

6.5.2.2 Inkomen uit arbeid, carrièreperspectieven en -investeringen

Toevoeging van de micro-economische variabelen aan het model draagt, zo blijkt uit model 5, niets bij aan de verklaring van het risico op een derde geboorte. Noch het arbeidsinkomen, noch de werkervaring (in dichotome of continue formulering), noch de socio-professionele categorie hebben een significante invloed op de hazard rate. Ook de modellering van eventuele interactie-effecten tussen de micro-economische variabelen en het opleidingsniveau, de attitude t.o.v. arbeid of de leeftijd van de vrouw verbetert de fit van het model niet. Geen van de gestelde micro-economische hypothesen lijkt dan ook te worden bevestigd m.b.t. de kans op een derde geboorte. De variabelen arbeidsinkomen, socio-professionele categorie en de werkervaring in de huidige job worden daarom in het vervolg van de analyse achterwege gelaten.

6.5.2.3 Het aantal werkuren, het bijberoep, de uurregeling en het vervoer

Opname van enkel de hoofdeffecten van de normatieve variabelen (niet in de tabel) brengt evenmin iets bij aan de ‘goodness of fit’ van het regressiemodel. Echter, modellering van een aantal interactietermen met het opleidingsniveau van de vrouw verbetert de fit van het model wel. Een blik op model 6 in tabel 6.3 leert ons dat het effect van het aantal uren dat een vrouw wekelijks aan betaalde arbeid spendeert op de kans op een derde geboorte afhankelijk is van haar opleidingsniveau. Dit geldt niet voor alle categorieën maar wel voor de vrouwen die tussen de 20 en 30 uren per week werken. Figuren 6.14 - 6.17 illustreren dit interactie-effect.

Deze figuren wijzen erop dat vrouwen met een diploma LSO die halftijds werken (tussen 20 en 30 uur/week) een grotere kans hebben op een derde geboorte in vergelijking met vrouwen met eenzelfde opleidingsniveau die voltijds werken (tussen 30 en 40 uur/week). In cijfers uitgedrukt zijn de odds op een derde geboorte ongeveer 3 keer groter voor halftijds werkende vrouwen dan voor voltijds werkende vrouwen. Voor vrouwen die een hogere opleiding achter de rug hebben, is de relatie tussen het aantal uren werk en de kans op een derde geboorte net omgekeerd. Hun kans op een derde geboorte daalt als zij van een voltijdse naar een halftijdse baan overstappen. Dit geldt in grotere mate voor vrouwen met een universitair diploma dan voor vrouwen met een diploma HOBU. De odds ratio's bedragen respectievelijk 0.31 en 0.10 voor vrouwen met een diploma HOBU en vrouwen met een diploma UNIV. Vrouwen met een diploma

HSO lijken in hun kans op een derde geboorte niet beïnvloed te worden door het aantal uren dat zij wekelijks aan betaalde arbeid besteden. De vaststelling dat laagopgeleide, halftijds werkende vrouwen meer kans hebben op een derde geboorte dan hun gelijkgeschoolde collega's die fulltime werken, lijkt de onverenigbaarheidstheorie kracht bij te zetten. Anderzijds wordt deze theorie tegengesproken door het gedrag van hoogopgeleide vrouwen.

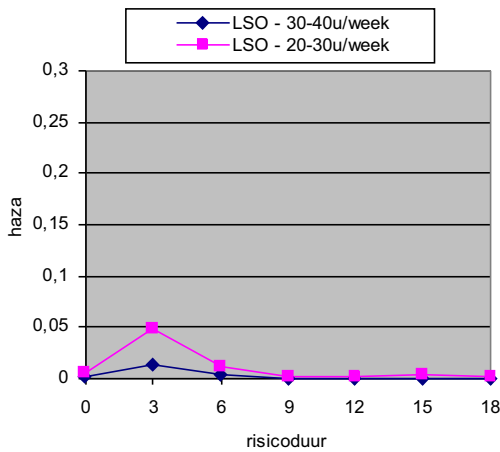


Fig. 6.14 Hazard rate functie voor de derde geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep met een diploma LSO, naar aantal werkuren

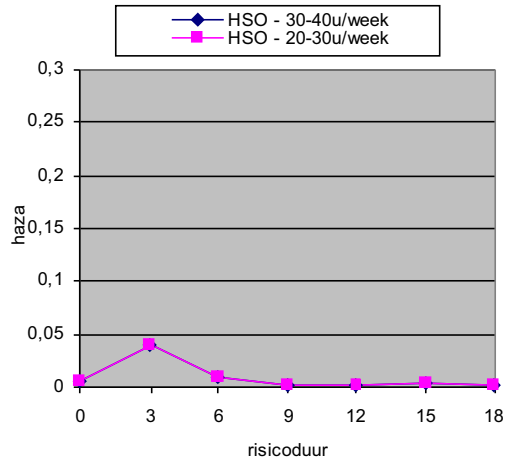


Fig. 6.15 Hazard rate functie voor de derde geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep met een diploma HSO, naar aantal werkuren

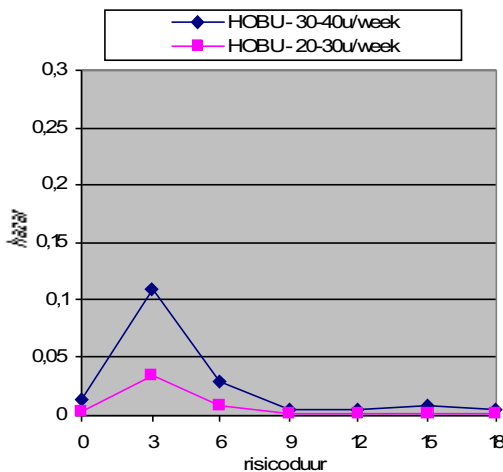


Fig. 6.16 Hazard rate functie voor de derde geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep met een diploma HOBU, naar aantal werkuren

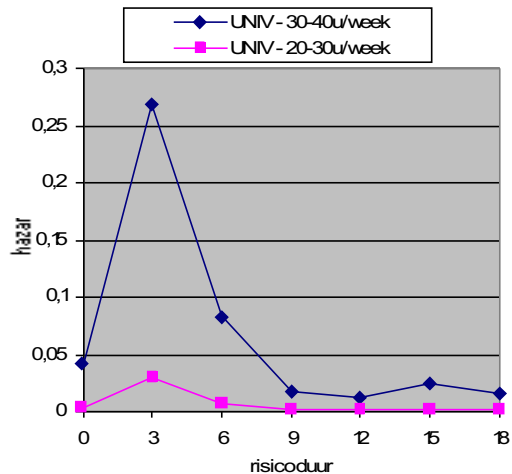


Fig. 6.17 Hazard rate functie voor de derde geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep met een diploma UNIV, naar aantal werkuren

Het opleidingsniveau is eveneens een discriminerende factor in het effect dat de variabele ‘avondwerk’ heeft op de hazard rate. Figuren 6.18 t.e.m. 6.21 stellen dit interactie-effect visueel voor m.b.t. vrouwen uit de baseline groep die enkel verschillen in opleidingsniveau en de frequentie waarmee ze ‘s avonds werken.

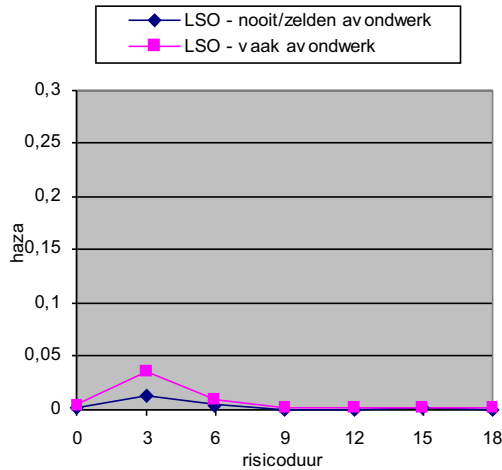


Fig. 6.18 Hazard rate functie voor de derde geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep met een diploma LSO, naar frequentie avondwerk

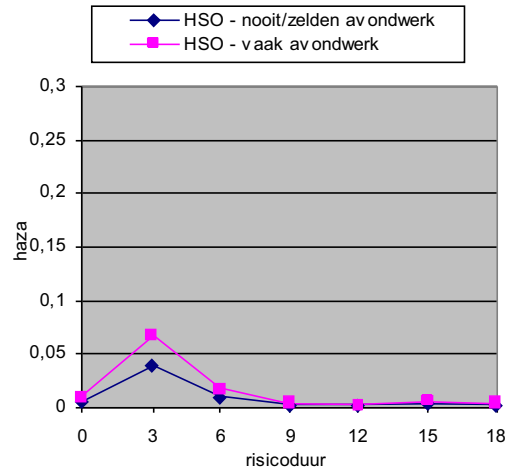


Fig. 6.19 Hazard rate functie voor de derde geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep met een diploma HSO, naar frequentie avondwerk

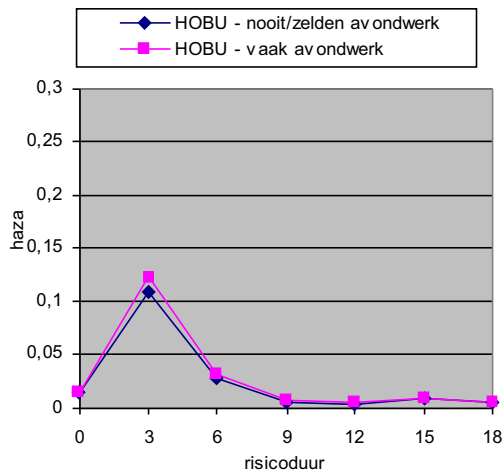


Fig. 6.20 Hazard rate functie voor de derde geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep met een diploma HOBU, naar frequentie avondwerk

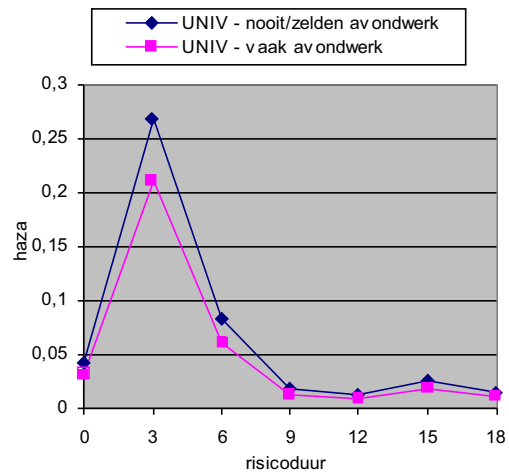


Fig. 6.21 Hazard rate functie voor de derde geboorte, voor vrouwen uit de baseline groep met een diploma UNIV, naar frequentie avondwerk

Uit de figuren blijkt dat vrouwen met ten hoogste een diploma hoger niet-universitair onderwijs die vaak 's avonds werken, meer kans hebben op het krijgen van een derde kind dan gelijkgeschoolde vrouwen die nooit of zelden 's avonds werken. Vrouwen met een LSO diploma die vaak 's avonds werken, hebben een kansverhouding op een derde geboorte die ongeveer 2.7 keer groter is dan deze van vrouwen met een diploma LSO die

nooit of zelden 's avonds werken. Voor vrouwen met een diploma HSO en HOBU bedragen de odds ratio's respectievelijk 1.75 en 1.13. Vrouwen met een universitair diploma daarentegen hebben juist minder kans op een derde geboorte naarmate zij meer 's avonds werken. De odds ratio bedraagt in dit geval 0.72. De hypothese dat vrouwen met aangepaste arbeidsuren meer kans hebben op een derde geboorte dan vrouwen met een 'nine-to-five'-job lijkt te kloppen voor de meerderheid van de vrouwen. Opnieuw zijn hoogopgeleide vrouwen de vreemde eenden in de bijt.

Een andere vaststelling, die reeds naar voren komt uit een vergelijking van de figuren 6.14 t.e.m. 6.21, is dat vrouwen met een hoger diploma in het algemeen een grotere kans lijken te hebben op een derde kind in vergelijking met vrouwen met een lager opleidingsniveau. Dit blijkt ook uit model 6, tabel 6.3, dat een significant hoofdeffect van opleiding rapporteert. Dit wil zeggen dat, voor vrouwen uit de baseline groep, de kans op een derde geboorte toeneemt naarmate het opleidingsniveau toeneemt. Uit model 6 (tabel 6.3) blijkt verder nog dat noch het bijberoep, noch het werken op onregelmatige uren, noch de mate van tevredenheid met het vervoer van en naar het werk een significante invloed hebben op kans op een derde geboorte.

6.5.3 Het finale model

Model 7 in tabel 6.3 stelt het finaal geschatte hazard rate model voor m.b.t. de timing van het derde kind. De variabelen die een significante invloed hebben op de kans op een derde geboorte worden hierin behouden. Hoewel de houding t.o.v. arbeid slechts minimaal bijdraagt tot de verklaring van de variantie wordt deze substantiële variabele toch behouden in het uiteindelijk model. In de volgende alinea worden de resultaten m.b.t. de substantiële variabelen samengebracht in een overzichtstabel.

6.6 De resultaten op een rijtje

Vele resultaten zijn reeds de revue gepasseerd. Om door de bomen het bos nog te blijven zien, worden de belangrijkste hier in een overzicht gepresenteerd vooraleer in hoofdstuk 7 dieper in te gaan op de gevonden verbanden.

Variabele	Eerste geboorte	Tweede geboorte	Derde geboorte
SZ-statuu	ambtenaar > werknemer		
Attitude t.o.v. werk	<26j: neg. att. > neutr. att. >26j: neg. att. < neutr. att		neg. att > neutr. att.
Arbeidsinkomen			
Soc.-prof. Cat.			
Werkervaring	LSO : neg. verband HSO: = HOBUNIV: pos.	werkerv. 0-1j < werkerv. +1j	
Uren werk/week	LSO-HSO: 30-40u > +40u HOBUNIV: 30-40u < +40u	20-30u > 30-40u	LSO: 20-30u > 30-40u HSO: 20-30u = 30-40u HOBUNIV: 20-30u < 30-40u
Bijberoep	<31j: bijberoep < gn bijberoep >31j: bijberoep > gn bijberoep		
Onregelmatige uren	LSO-HSO-HOBUNIV: flex. uren > vaste uren UNIV: flex. uren < vaste uren	veranderl. uren > vaste uren flex. uren < vaste uren	
Ongewone uren			LSO-HSO-HOBUNIV: vaak avond > nooit avond UNIV: vaak avond < nooit avond
Vervoer	tevreden vervoer: pos.		

Tabel 6.4 Overzicht van de resultaten m.b.t. de kans op een eerste, tweede en derde kind.

7 Discussie

In dit hoofdstuk worden de resultaten teruggekoppeld naar de theorie. In eerste instantie worden de modellen van verschillende pariteit kort vergeleken. Daarna wordt kritisch stilgestaan bij resultaten die uit de verschillende modellen naar voren komen.

7.1 Vergelijking van de modellen m.b.t. kinderen van verschillende pariteit

Omdat de risicopopulatie m.b.t. de eerste geboorte verschilt van deze m.b.t. de tweede of derde geboorte kan niet formeel getest worden of vrouwen bepaalde arbeidsgerelateerde variabelen wel (of niet) in rekening brengen in hun beslissing om een eerste kind te krijgen, terwijl zij hiermee geen (of juist wel) rekening houden bij de komst van hun eventueel tweede of derde kind (zie 3.2). Anders geformuleerd, het bestaan van een sequential-decision-model kan hier niet formeel worden getest.

Inspectie van de overzichtstabel lijkt er wel op te wijzen dat arbeidsgerelateerde kenmerken de komst en de timing van het eerste kind meer beïnvloeden dan deze van kinderen van hogere pariteit. Deze vaststelling ligt in de lijn van de verwachtingen. Zowel sociaal-psychologische als micro-economische als roltheoretische overwegingen spelen blijkbaar een rol in het al dan niet krijgen en de timing van het eerste kind. Eens de normatieve drempel van twee kinderen overschreden werd verwacht dat de arbeidssituatie van de vrouw opnieuw een grotere rol speelt bij de komst van het derde kind. Deze hypothese lijkt niet te worden bevestigd. Bij beslissingen m.b.t. de komst van het tweede en van het derde kind lijken wel andere factoren in rekening te worden gebracht. De sociaal-psychologische variabele speelt geen rol van betekenis in de kans op een tweede geboorte terwijl micro-economische overwegingen de kans op een derde geboorte dan weer niet lijken te beïnvloeden. Hoewel niet aan een formele test onderworpen, lijkt dit onderzoek toch tenminste in de richting te wijzen van een sequential-decision-model van vruchtbaarheid.

Er dient opgemerkt te worden dat het mogelijk en zelfs waarschijnlijk is dat bij de bestudering van de kans op een (additioneel) kind een grote bron van ongeobserveerde heterogeniteit aanwezig is. Er wordt in de analyses namelijk niet expliciet gecontroleerd voor de wens of de houding van een vrouw m.b.t. een (bijkomend) kind, een variabele die in het PSBH niet voorhanden is. Dit vormt minder een probleem bij de analyse van

de eerste en tweede geboorte dan bij deze van de derde geboorte. Immers, waar het aannemelijk is dat de meeste vrouwen twee kinderen willen (getuige daarvan de twee-kinderen-norm), wensen veel minder vrouwen een derde kind. Nochtans worden alle vrouwen die nog geen 40 zijn, die minstens 2 kinderen hebben en die werken in loondienst in de analyse betrokken. Er zijn in de risicopopulatie wellicht een aantal vrouwen die inderdaad een derde kind wensen of die hierover nog niet zeker zijn. De steekproef omvat echter ook al diegenen die misschien al lang voor zichzelf beslist hebben geen derde kind meer te willen. Niet alleen draagt deze kinderwens wellicht zelf substantieel bij tot de verklaring van vruchtbaarheidsgedrag, tevens is het waarschijnlijk dat deze kinderwens sterk interageert met een aantal arbeidsgerelateerde variabelen. Hoem en Hoem (1989, p.64) verwijzen in dit verband naar een 'personality dimension'. Voor deze 'personality dimension' wordt deels gecontroleerd door de leeftijd waarop een vrouw haar eerste kind kreeg en het interval tussen de eerste en tweede geboorte. Immers, vrouwen die (minsten) drie kinderen wensen, zullen hun twee eerste kinderen eerder krijgen dan vrouwen die maar één of twee kinderen wensen. Anderzijds pikt ook een negatieve attitude t.o.v. arbeid een deel van deze voorkeur op. Het is aannemelijk dat vrouwen die een derde kind wensen zich minder sterk identificeren met hun beroepsrol dan vrouwen die geen derde kind meer wensen. Toch wordt voor deze kinderwens slechts gedeeltelijk gecontroleerd door de variabelen die in de analyse werden opgenomen.

Indien gecontroleerd wordt voor de kinderwens, is het mogelijk dat de invloed van arbeidsgerelateerde factoren inderdaad een grotere rol spelen in de timing van het derde in vergelijking met deze van het tweede kind, tenminste, voor die vrouwen die effectief ergens in de toekomst een derde kind wensen. Inclusie van de variabele 'kinderwens' (als tijdsvariërende variabele) zou een belangrijk pluspunt vormen in verder onderzoek.

7.2 Een job in de publieke sector

Een interessante vaststelling komt voort uit de opname van het sociale zekerheidsstatuut als controlevariabele in het model m.b.t. de eerste geboorte. Vrouwen die als ambtenaar aan de slag zijn, blijken een veel grotere kans te hebben op het krijgen van een eerste kind dan vrouwen die als werknemer tewerkgesteld zijn. Deze variabele blijft sterk significant wanneer gecontroleerd wordt voor andere arbeidsgerelateerde variabelen.

Een verklaring voor dit sterke verband moet wellicht gezocht worden in de specifieke kenmerken van een job in de publieke sector. Adsera (2003, p. 8) wijst er bijvoorbeeld op dat werk in de publieke sector veelal wordt gekenmerkt door werkzekerheid en een heel aantal mogelijkheden om het werk tijdelijk te onderbreken zonder daarvoor ‘gestraft’ te worden (bijvoorbeeld in de vorm van loonreductie, of het mislopen van promotie). Bovendien blijkt uit de cijfers van het WAV (Geurts & Van Woensel, 2005, p. 109) dat de publieke sector in België (en dan vooral de onderwijs- en zorgsector) grotendeels bemand - of beter bevrouwd - wordt door vrouwen. Anderzijds wordt in ditzelfde rapport opgemerkt dat het aandeel deeltijdse arbeid het grootst is, ook bij mannen, in die sectoren waar vrouwen het meest vertegenwoordigd zijn. Deeltijdse arbeid is in deze sectoren heel gewoon en aanvaard. Nochtans, als deeltijdse arbeid de verklaring vormt voor de grotere kans op een eerste kind bij ambtenaren, zou de invloed van het sociale zekerheidsstatuut op het risico op het krijgen van een eerste kind moeten verdwijnen wanneer gecontroleerd wordt voor het aantal werkuren. Dit is niet het geval. Het lijkt erop dat *de optie om na de komst van het eerste kind deeltijds te gaan werken* voor vrouwelijke ambtenaren een belangrijk pluspunt vormt om snel aan kinderen te beginnen.

Een andere, meer economische, verklaringsgrond kan worden gevonden in het typische inkomensprofiel van een werknemer in de publieke sector, meer bepaald de onderwijs- en zorgsector. Deze sector wordt over het algemeen gekenmerkt door weinig promotiekansen, de zogenaamde ‘vlakke loopbaan’, waarbij ook het inkomen slechts minimaal stijgt gedurende de loopbaan (Hay Group, 2001). Wanneer het inkomensprofiel relatief vlak is en de carrièreperspectieven gering is het niet echt nodig in het begin van de loopbaan veel te investeren in de job. Een gevolg hiervan is dat het krijgen van het eerste kind minder wordt uitgesteld door ambtenaren dan door werknemers. Anders gezegd, micro-economische overwegingen spelen wellicht een minder grote rol bij vrouwen in de publieke sector dan bij vrouwen in de private sector. Zoals blijkt uit het overzicht heeft deze variabele geen invloed op de komst van het tweede of derde kind.

7.3 De rol van een negatieve attitude t.o.v. werk

Voor wat betreft de sociaal-psychologische variabele, wordt de hypothese dat een sterk positieve attitude t.o.v. werk leidt tot uitstel of zelfs afstel van het eerste, tweede of derde kind niet bevestigd door de data. Vrouwen die zich in sterke mate identificeren met hun beroepsrol onderscheiden zich in hun vruchtbaarheidsgedrag niet van vrouwen met een neutrale houding. Vrouwen met een negatieve attitude daarentegen hebben in de eerste jaren van hun vruchtbare carrière significant méér kans op een eerste geboorte dan vrouwen met een neutrale attitude. Deze bevinding ondersteunt de vooropgestelde hypothese. Dit verband keert na een aantal jaren evenwel om.

Een mogelijke verklaring voor het interactie-effect tussen negatieve attitude en leeftijd is een schending van de ‘geen-ongeobserveerde-heterogeniteitsassumptie’ zoals die in 7.1 al naar voren kwam. Impliciet werd tot nog toe aangenomen dat er een negatief verband bestaat tussen de attitude t.o.v. arbeid en de attitude t.o.v. het krijgen van kinderen. Dit verband is in werkelijkheid wellicht niet zo strikt aanwezig. Het is plausibel te stellen dat vrouwen die een zeer sterke kinderwens koesteren er een relatief negatieve houding t.o.v. van hun werk op na houden en omgekeerd, dat vrouwen die zich heel sterk met hun rol op de arbeidsmarkt identificeren eerder negatief zullen staan t.o.v. gezinsuitbreiding. Nochtans sluit een negatieve houding t.o.v. de arbeidsrol een negatieve houding t.o.v. de moederrol niet uit.

Verondersteld kan worden dat die vrouwen die er een negatieve houding t.o.v. de beroepsrol op na houden maar positief staan t.o.v. kinderen, hun eerste kind erg vroeg in hun vruchtbaarheids carrière zullen krijgen. Immers, deze jonge vrouwen wensen niet langer ‘dan nodig’ te ‘moeten’ werken. Vandaag de dag wordt van vrouwen verwacht dat zij, na hun opleiding, actief een rol spelen op de arbeidsmarkt. Voor vrouwen die hier echter niet veel voor voelen, kan de moederrol een dankbaar alternatief zijn. Bovendien is zich terugtrekken uit de arbeidsmarkt om voor de kinderen te zorgen ook maatschappelijk aanvaard. Deze vrouwen vallen reeds op jonge leeftijd uit de risicoset.

De vrouwen met negatieve houding t.o.v. werk die dan nog overblijven, zijn dan mogelijk net die vrouwen die er ook een negatieve houding t.o.v. het krijgen van kinderen op na houden. Dit kan bijvoorbeeld te maken hebben met hoge consumptieaspiraties (een andere vorm van ‘rivaliserend gedrag’ die Barber (2001, p.104) benoemt) die door het krijgen van kinderen bedreigd zouden worden. Ook om

deze hypothese te testen zou de houding t.o.v. kinderen (of de kindervens) als controlevariabele in de analyse moeten worden betrokken.

De kans op een derde geboorte wordt eveneens beïnvloed door een negatieve houding t.o.v. de beroepsrol. Ook hier geldt dat vrouwen met een negatieve attitude (zwak) significant meer kans hebben op een derde geboorte dan vrouwen met een neutrale houding. Hier is dit effect echter niet afhankelijk van de leeftijd van de vrouw of de duurtijd in de risicostaat. Werkende vrouwen met een negatieve houding die reeds twee kinderen hebben, hebben steeds meer kans op een derde kind dan vrouwen met een neutrale houding.

7.4 De invloed van micro-economische kenmerken van de job

7.4.1 Het arbeidsinkomen en de socio-professionele categorie als proxy voor carrièreperspectieven

De hypothese dat het arbeidsinkomen van de vrouw een negatieve invloed heeft op het risico op een (additioneel) kind kan, op basis van deze data, niet worden bevestigd. Ook de socio-professionele categorie waartoe een vrouw behoort, als proxy voor haar carrièreperspectieven, heeft geen significante invloed. Gezien de nadruk die de New Home Economics leggen op deze concepten, lijkt dit resultaat eerder merkwaardig. Een voor de hand liggende verklaring is dat deze concepten in deze analyse niet op adequate manier gemeten worden. Zoals reeds werd opgemerkt bij de operationalisering van het arbeidsinkomen wordt geen rekening gehouden met de algemene stijging in de levensstandaard gedurende de looptijd van de panelstudie. Dit maakt dat vrouwen die in 1992 misschien net in de categorie ‘laag inkomen’ vallen, enkele jaren later, enkel en alleen door de loonindexering, misschien in de categorie ‘laag gemiddeld inkomen’ vallen. Getracht werd om aparte analyses uit te voeren die slechts gebruik maken van de data van twee opeenvolgende kalenderjaren. De standaardfouten waren in de meeste gevallen echter zo groot dat geen significant verband gevonden werd. Ook de operationalisatie van de ‘carrièreperspectieven’ van een vrouw kan in vraag gesteld worden. Een onderscheid naar socio-professionele categorie is zeer algemeen, waardoor de verschillende categorieën vrouwen met heel heterogene carrièreperspectieven in hun rangen tellen.

Hoewel databeperkingen aangehaald kunnen worden om het afwezige verband tussen inkomen en de kans op een geboorte te verklaren, komt ook uit onderzoek dat niet te kampen heeft met deze beperkingen niet steeds het verwachte verband naar voren. White en Kim (1987, p. 275) vinden bijvoorbeeld geen significant verband van het arbeidsinkomen van de vrouw op de komst van een eerste, tweede of hogere orde kind. In zijn onderzoek naar de timing van het eerste kind in Noorwegen komt ook Kravdal (1994, p.262) tot de conclusie dat ‘actual or predicted wages seem to have no effect’. Het kan dan ook niet worden uitgesloten dat het arbeidsinkomen van de vrouw inderdaad geen invloed heeft op de timing van kinderen. Onderzoek dat deze variabele beter meet, is nodig om uitsluitsel te geven.

Kravdal (1994, p.265) vindt wel een, zij het bescheiden, effect van de aard van het beroep, als proxy voor de verwachte loontoename, op de hazard rate m.b.t. het eerste kind. Het concept ‘verwachte loontoename’ kan gelijkgesteld worden aan het concept ‘carrièreperspectieven’ dat in dit onderzoek gehanteerd wordt. Ook Edwards (2002, p.440) rapporteert een bescheiden effect van ‘higher prestige occupations’ (die gepaard gaan met een steiler loonprofiel) op de timing van het eerste kind in de Verenigde Staten. Deze onderzoekers maken evenwel gebruik van meer precieze meetinstrumenten.

7.4.2 Werkervaring: carrière-investeringen en carrièreperspectieven

De hypothese dat vrouwen die veel in hun carrière investeren een kleinere kans hebben op kinderen, lijkt ondersteund te worden door de analyse m.b.t. het krijgen van een eerste kind - tenminste, dit verband geldt voor lager opgeleide vrouwen. Deze vrouwen hebben een heel grote kans op een eerste geboorte indien ze geen of weinig werkervaring hebben. Naarmate de werkervaring toeneemt, neemt het risico op een eerste kind af. Vanuit micro-economisch oogpunt kan dit mechanisme als volgt begrepen worden: vrouwen met een diploma lager of hoger secundair onderwijs stappen in de arbeidsmarkt met een relatief beperkt menselijk kapitaal. De opportuniteitskosten verbonden aan het krijgen van het eerste kind zijn op dat moment laag. Laagopgeleide vrouwen die kinderen wensen, zullen wellicht ook snel na het verlaten van de school aan kinderen beginnen. Naarmate laagopgeleide vrouwen meer menselijk kapitaal verwerven doorheen hun ‘on-the-job’-training, wordt hun tijd kostbaarder en de

opportuïteitskosten verbonden aan het krijgen van kinderen groter. De kans op een eerste geboorte bij laagopgeleide vrouwen die reeds lang in een bepaalde job tewerkgesteld zijn, is dan ook veel kleiner.

Opgemerkt dient te worden dat, omwille van het reeds eerder aangehaalde sterke verband tussen opleiding, leeftijd en werkervaring, een zekere mate van ongeobserveerde heterogeniteit ook hier niet kan worden uitgesloten. Dezelfde logica als die werd geopperd bij een negatieve houding t.o.v. werk kan hier toegepast worden. Stellen we ons bijvoorbeeld twee laagopgeleide vrouwen voor. Welnu, de eerste vrouw heeft een sterke kinderwens en begint meteen na haar opleiding aan kinderen. Immers, de opportuïteitskosten zijn dan het laagst. De andere vrouw wenst geen kinderen. Zij vindt een job en bouwt hierin werkervaring op. We zouden dan kunnen besluiten dat de eerste vrouw haar eerste kind reeds vroeg kreeg omdat zij nog geen werkervaring had. Dit lijkt te kloppen. We kunnen echter niet zomaar besluiten dat de tweede vrouw geen kinderen kreeg omdat zij reeds lang in haar huidige job tewerkgesteld is (en de opportuïteitskosten dus zijn toegenomen). Zowel haar opgebouwde werkervaring als de hazard op een eerste kind hangen in dat geval samen met het feit dat de tweede vrouw geen kinderen wenst. Indien inderdaad sprake is van ongeobserveerde heterogeniteit dient het negatieve verband tussen werkervaring en de kans op een eerste geboorte bij laagopgeleiden voorzichtig geïnterpreteerd te worden. Interpretaties van dit verband, enkel en alleen op basis van de micro-economische theorie, lijken dan voorbarig. Opnieuw zou een variabele die de attitude t.o.v. het krijgen van kinderen, of de sterkte van de kinderwens, meet meer duidelijkheid scheppen.

Dit probleem van ongeobserveerde heterogeniteit vormt veel minder een probleem bij de interpretatie van het interactie-effect tussen werkervaring en leeftijd bij hoogopgeleiden. Immers, ongeobserveerde heterogeniteit heeft steeds tot gevolg dat de hazard rate functie *afneemt* naarmate de risicoduur (of in dit geval de daarmee sterk correlerende variabele werkervaring) toeneemt (Singer & Willett, 2003, p. 462). Uit de figuren 6.7 en 6.8 blijkt duidelijk dat de kans op een eerste geboorte bij vrouwen met een diploma HOBU of UNIV juist toeneemt naarmate de werkervaring toeneemt.

Dit positieve verband tussen werkervaring en het risico op een eerste geboorte bij hogeropgeleiden lijkt in eerste instantie de vooropgestelde hypothese niet te bevestigen. Als de opleiding echter mee in rekening wordt gebracht als alternatieve vorm van investering in de carrière, kan de hypothese ook gedeeltelijk bevestigd worden voor hoger opgeleide vrouwen. Een hoogopgeleide vrouw stapt immers in de arbeidsmarkt

met een grotere stock aan menselijk kapitaal dan haar lager opgeleide collega. Deze investering in menselijk kapitaal, in de vorm van opleiding, moet renderen. Resultaat: een zeer lage kans op een eerste geboorte in het begin van de carrière. Ondanks de investeringen in opleiding en carrière en de daarmee gepaard gaande hoge opportunitetskosten, zijn de meeste van deze vrouwen wellicht niet bereid hun kinderwens voorgoed op te bergen. Getuige hiervan het veel hogere risico op een eerste geboorte na een aantal jaren werkervaring, wat wijst op een inhaalbeweging.

Dit interactie-effect tussen opleiding en werkervaring kan eveneens geïnterpreteerd worden vanuit het concept 'carrièreperspectieven'. Hoger opgeleide vrouwen, zo merken Liefbroer en Corijn (1999, p.54) op, hebben door hun steiler loonprofiel en betere carrièreperspectieven meer te verliezen bij het krijgen van een kind in het begin van hun carrière dan laagopgeleiden. Immers, het krijgen van een kind vroeg in de carrière kan door het management opgevat worden als een signaal dat deze vrouwen niet zo carrièregericht zijn als ze 'zouden moeten' zijn. De opportunitetskosten zijn dan erg hoog. Het krijgen van kinderen later in de carrière is dan minder schadelijk voor de verdere uitbouw van de carrière omdat deze vrouwen dan reeds een relatief hoge positie hebben bereikt of omdat zij hun strepen al hebben verdiend (Liefbroer & Corijn, 1999, p.54).

De resultaten m.b.t. de eerste geboorte lijken er inderdaad op te wijzen dat vrouwen met een hoger opleidingsniveau eerst een plaats op de arbeidsmarkt wensen te veroveren vooraleer ze hun kinderwensen concreet vorm geven. Naarmate zij een stevige positie binnen hun bedrijf verworven hebben, kunnen ook deze vrouwen zich het krijgen van een eerste kind 'veroorloven' en gaan zij hun initiële achterstand weer goedmaken. Ook de resultaten van de hazard rate analyse m.b.t. de tweede geboorte sluiten aan bij deze interpretatie, met dat verschil dat zowel laag- als hoogopgeleide vrouwen het krijgen van hun tweede kind uitstellen in het begin van hun nieuwe job. Eens de grens van 2 jaar overschreden, is hun kans op een tweede geboorte gelijk aan deze van vrouwen die reeds lang in dienst zijn van dezelfde werkgever. Opnieuw lijkt het erop dat vrouwen eerst hun job wensen te veilig stellen vooraleer aan een tweede kind te denken. Omdat dit geldt voor alle vrouwen, ongeacht hun opleidingsniveau, suggereert dit resultaat dat niet enkel de carrièreperspectieven op zich, maar ook de factor 'werkzekerheid' een belangrijke invloed heeft op de timing van het eerste en tweede kind.

7.4.3 De mediërende rol van werkervaring in de relatie tussen opleiding en de timing van het eerste kind

Bij de resultaten m.b.t. de kans op het krijgen van een eerste kind werd opgemerkt dat in één van de eerste modellen een sterk interactie-effect tussen leeftijd en opleiding op de kans op een eerste geboorte wordt teruggevonden. Dat de invloed van het opleidingsniveau op de hazard rate afhankelijk is van de leeftijd van de vrouw, werd verklaard aan de hand van de (normatieve) onverenigbaarheid tussen de studentenrol enerzijds en de moederrol anderzijds. Vrouwen die langer studeren stellen het krijgen van kinderen uit, maar hebben dan veelal op oudere leeftijd een grotere kans op een eerste kind. Nochtans, de verklaring voor het interactie-effect tussen opleiding en leeftijd is niet zo eenduidig, zo blijkt uit de vele pogingen van onderzoekers om te achterhalen welk mechanisme dan wel precies aan het werk is (zie o.a. Blossfeld & Huinink, 1991; Kravdal, 1994; Edwards, 2002; Bratti, 2003).

Edwards (2002) onderscheidt drie mechanismen waardoor opleiding een invloed op de timing van het eerste kind kan uitoefenen. In de eerste plaats wijst ook hij op de onverenigbaarheid tussen de studentenrol en de moederrol. Ten tweede kunnen vrouwen hun opleiding zien als een investering in menselijk kapitaal. Zij kunnen dan menen dat deze investering moet ‘opbrengen’ (zij het uit rationele overwegingen of omdat zij niet willen dat hun opleiding door anderen bestempeld wordt als een ‘verspilling’ van tijd en geld) d.m.v. tenminste een aantal jaren fulltime werk direct na de opleiding. Hij noemt dit de ‘investment-through-delay’-verklaring (Edwards, 2002, p. 426). Tenslotte kan de opleiding ook de carrièreambities van vrouwen aanwakkeren, wat op zijn beurt het uitstel van de eerste geboorte in de hand kan werken. De drie mechanismen sluiten elkaar niet uit, integendeel, samen produceren ze wellicht het vaak (ook in dit onderzoek) gesignaleerde interactie-effect tussen leeftijd en opleiding op de hazard rate. Het is echter niet eenvoudig de verschillende mechanismen van elkaar te onderscheiden (Edwards, 2002, p.427).

Interessant is dan dat dit interactie-effect zijn significantie verliest wanneer gecontroleerd wordt voor de werkervaring en zijn interactie met het opleidingsniveau van de vrouw. Dit wijst er namelijk op dat hoogopgeleide vrouwen de komst van hun eerste kind niet alleen uitstellen omdat zij nu éénmaal langer in het onderwijssysteem participeren. Integendeel, dit interactie-effect suggereert dat er (ook) minstens één van de andere mechanismen aan het werk is. Het significante interactie-effect tussen

werkervaring en opleidingsniveau betekent namelijk dat de kans op een eerste geboorte bij hoogopgeleiden - in tegenstelling tot bij laagopgeleiden - positief samenhangt met hun werkervaring. Zoals reeds toegelicht in de vorige alinea kan dit er enerzijds op wijzen dat hoogopgeleiden hun opleiding inderdaad zien als een investering in menselijk kapitaal die moet renderen door minstens een aantal jaren na hun opleiding betaalde arbeid te verrichten. Anderzijds kan dit ook betekenen dat hoogopgeleide vrouwen meer carrièreambities hebben en bereid zijn het krijgen van kinderen uit te stellen totdat zij in hun bedrijf 'een voet binnen de deur' hebben. In ieder geval wijst dit onderzoek erop dat werkervaring in de huidige job een belangrijke mediërende factor is in de relatie tussen opleiding en de timing van het eerste kind.

7.5 Jobkenmerken die de onverenigbaarheid tussen arbeid en gezin beïnvloeden

7.5.1 Het bijberoep

De normatieve theorie stelt dat factoren die het externe rollenconflict tussen de moederrol en de beroepsrol verzachten een positieve invloed hebben op de timing van een kind, en omgekeerd, dat factoren die dit rollenconflict versterken, uitstel van kinderen in de hand zullen werken. Een bevestiging hiervan kan gezien worden in het negatieve verband tussen het bijberoep en de hazard rate m.b.t. het eerste kind. Hoewel het negatieve verband afhankelijk is van de leeftijd van de vrouw, geldt zeker voor de eerste helft van de vruchtbare carrière dat vrouwen die een bijberoep uitoefenen minder kans hebben op een eerste geboorte dan vrouwen die geen bijberoep uitoefenen. Het bijberoep kan onder verschillende regimes vallen. Zo kunnen vrouwen meerdere loontrekkende jobs met elkaar combineren of het kan gaan om een bijberoep als zelfstandige (Vermandere & Stevens, 2002, p.82-83). Vrouwen die bovenop hun job een bijberoep uitoefenen, ongeacht of dit als loontrekkende is of als zelfstandige, hebben wellicht minder tijd ter beschikking voor de opvoeding van kinderen dan vrouwen die geen bijberoep uitoefenen. Bovendien kan, voor wat betreft het opstarten van een bijberoep op zelfstandige basis, worden geargumenteed dat dit vaak in de eerste jaren een extra investering vraagt, zowel qua tijd als qua geld, wat het krijgen van kinderen op dat moment minder aantrekkelijk maakt. Vanaf de leeftijd van 30 jaar wordt echter vastgesteld dat vrouwen met bijberoep een grotere kans hebben op een eerste geboorte

dan vrouwen die geen bijberoep uitoefenen. Dit wijst op een inhaalbeweging van vrouwen die, omwille van hun bijberoep, het krijgen van kinderen in hun jonge jaren hebben uitgesteld.

7.5.2 De tevredenheid met het vervoer

De normatieve theorie wordt eveneens bevestigd door de vaststelling dat vrouwen die tevreden zijn met hun vervoerssituatie een grotere kans hebben op een eerste geboorte dan vrouwen die helemaal niet tevreden zijn. Deze factor lijkt niet echt bepalend voor de beslissing om al dan niet een eerste kind te krijgen, gegeven dat de regressiecoëfficiënt slechts zwak significant is. Toch kan gesteld worden dat vervoersoverwegingen een (zij het minieme) rol spelen in de beslissing om al dan niet een eerste kind te krijgen. Dit kan begrepen worden vanuit het idee dat een vrouw die dicht bij huis (of van thuis uit) werkt of een gemakkelijke verbinding heeft met haar werk de tijdsinvesteringen die zowel gepaard gaan met de beroepsrol als met de moederrol gemakkelijker kan combineren. Een gunstige vervoerssituatie vermindert met andere woorden het externe rollenconflict.

7.5.3 Het aantal werkuren per week

7.5.3.1 Een bevestiging van de onverenigbaarheidsthese

Uit de resultaten m.b.t. het aantal werkuren komen een aantal vaststellingen naar voren die de roltheoretische onverenigbaarheidsthese lijken te bevestigen. De kans op een eerste geboorte is bijvoorbeeld lager voor laagopgeleide vrouwen die minder dan 40 uur per week werken, in vergelijking met gelijkgeschoolde vrouwen die meer dan 40 uur per week werken.

Voor wat betreft de komst van het tweede kind wordt dan weer een significant positief verband vastgesteld met parttime werk. Meer specifiek hebben vrouwen die tussen de 20 en 30 uur per week werken meer kans op een tweede geboorte dan vrouwen die tussen de 30 en de 40 uur per week werken. Dit geldt eveneens voor laagopgeleide vrouwen m.b.t. hun kans op een derde geboorte. Dit lijkt in de richting te wijzen van de

roltheoretische stelling dat factoren die het rollenconflict verzachten (meer bepaald de conflicterende tijdsinvesteringen) leiden tot een grotere kans op het krijgen van een kind. Waarom vrouwen die minder dan 20 uur per week werken niet significant meer kans hebben op een tweede en derde geboorte blijft een vraagteken. Een mogelijke verklaring zou kunnen zijn dat er zoiets bestaat als een optimale balans tussen financiële inkomsten en tijdsinvesteringen. Koppels waarvan de vrouw minder dan halftijds werken kunnen zich financieel een extra kind misschien moeilijker veroorloven, terwijl koppels waarvan de vrouw meer werkt dan 30u per week dan weer te weinig tijd ter beschikking hebben om aan de opvoeding van een tweede kind te besteden.

7.5.3.2 De onverenigbaarheidsthese op de helling

Doorheen de bespreking van de resultaten werd al duidelijk dat de invloed van het aantal werkuren op de hazard rate m.b.t. het krijgen van een eerste of derde kind minder eenduidig is als wat verwacht mag worden op basis van de onverenigbaarheidsthese. Zoals reeds opgemerkt bij de resultaten leidt de opdeling parttime - fulltime niet tot significante resultaten voor wat betreft de kans op een eerste kind. Dit is onverwacht, gezien Liefbroer en Corijn (1999, p. 68) in hun onderzoek naar de timing van het eerste kind in Nederland en Vlaanderen wel een positief verband tussen parttime werk (gedefinieerd als een aantal werkuren van minder dan 20u/week) en het risico op een eerste kind terugvinden. Hun onderzoek maakt gebruik van retrospectieve levensloopdata, verzameld in het begin van de jaren '90, bij vrouwen uit de geboortecohorte 1961-1965.

In dit onderzoek is de geboortecohorte 1961-1965 ook vertegenwoordigd maar met dat verschil dat, omdat het PSBH prospectieve data verzameld, dit enkel de vrouwen zijn die rond hun dertigste nog géén eerste kind hebben gekregen. Voor de reconstructie van vruchtbaarheidsbeslissingen vóór de leeftijd van 30 jaar gebruikt dit onderzoek jongere geboortecohorten. Een mogelijke verklaring voor de discrepantie tussen de resultaten is dan dat er een cohorte-effect optreedt. Het is mogelijk dat de jongere generaties meer dan oudere generaties fulltime werken voor de komst van hun eerste kind en fulltime werk niet ervaren als onverenigbaar met het krijgen van kinderen. Onderzoek dat leeftijds- en cohorte-effecten van elkaar kan onderscheiden, is nodig om deze hypothese te testen.

Voor wat betreft de interpretatie van de significante verbanden tussen het aantal uren dat gewerkt wordt en de kans op een eerste en derde geboorte in termen van een extern rollenconflict, blijken hoogopgeleide vrouwen telkens roet in het eten te sturen. Het positieve verband tussen het ‘méér-dan-fulltime’ werken en de kans op een eerste geboorte bij vrouwen met een diploma HOBU of UNIV bijvoorbeeld plaatst de onverenigbaarheidsthese op de helling. Immers, deze vrouwen hebben *minder* tijd ter beschikking en hebben toch *meer* kans op een eerste kind. Hetzelfde geldt voor hoogopgeleide vrouwen die fulltime werken in vergelijking met gelijkgeschoolden die parttime werken in hun kans op een derde geboorte.

Een aantal verklaringen kunnen hiervoor worden aangehaald. Ten eerste is het mogelijk dat hoogopgeleide vrouwen, met het oog op het krijgen van een kind, extra investeren in hun werk om op die manier hun positie binnen het bedrijf veilig te stellen of om de kans te reduceren dat zij promotie mislopen omdat zij tijdelijk afwezig zijn. In dit geval is er sprake van een omgekeerde causale relatie tussen de arbeidssituatie en de timing van het eerste, respectievelijk derde kind. Immers, het is net omdat vrouwen in de nabije toekomst een kind plannen dat zij de investeringen in hun werk zullen verhogen.

Een andere mogelijke verklaring voor het positieve verband tussen ‘méér-dan-fulltime’ werken en de kans op een eerste geboorte wordt aangereikt door White en Kim (1987, p. 276). Zij komen in hun onderzoek tot de vaststelling dat hoogopgeleide vrouwen en vrouwen die erg tevreden zijn in hun beroepsrol een grotere kans hebben op een eerste kind. ‘These positive results suggest a limited “super-mom” phenomenon’, zo stellen zij (White & Kim, 1987, p. 276). ‘Our data suggest that women who have been succesfull and who experience intrinsic rewards from their careers are more apt than other childless women to have a child.’ (White & Kim, p. 277) Het hier voorgestelde onderzoek vindt een negatief verband tussen opleiding en de hazard op een eerste kind, en komt ook tot de vaststelling dat vrouwen met een positieve attitude t.o.v. werk niet significant meer kans hebben op een eerste geboorte dan vrouwen met een neutrale houding. Toch kan het positieve verband tussen ‘méér-dan-fulltime’ werken en de kans op een eerste geboorte geïnterpreteerd worden als een uiting van een ‘super-mom’ fenomeen. Hoogopgeleide vrouwen die veel tijd investeren in hun job kunnen het krijgen van een kind ervaren als een uitbreiding van hun competentieveld. Er kan dan geargumenteed worden dat de combinatie van de opvoeding van 2 kinderen en fulltime werk eveneens een ‘super-mom’ vereist. Dit lijkt toch al eerder ver gezocht.

Een perspectief dat dit ‘super-mom’ fenomeen op een andere manier kan verklaren is het ‘doing gender’-perspectief (Potuchek, 2001). Vrouwen en mannen, zo stelt dit perspectief, zijn voortdurend bezig met het definiëren en herdefiniëren van hun genderidentiteit. De beroepsrol is een rol die traditioneel in de mannelijke publieke sfeer wordt gesitueerd. Deze rol is ‘gendered male’ (Potuchek, 2001, p. 364). Zorgtaken binnen het gezin daarentegen worden traditioneel gekarakteriseerd als vrouwelijk (gendered female). Hays (in Potuchek, 2001, p. 364) merkt op dat, in tegenstelling tot de verwachtingen, tewerkgestelde vrouwen er een sterkere ‘intensive mothering’-ideologie (d.w.z. moeders zijn de belangrijkste zorgverstrekkers voor hun kinderen) op na houden dan vrouwen die thuis blijven voor hun kinderen. Welnu, binnen dit denkkader is het mogelijk dat vrouwen die zich ‘méér-dan-fulltime’ in de ‘mannelijke’ publieke sfeer begeven, zich in hun vrouwelijke identiteit bedreigd voelen en dit compenseren door sterk te gaan investeren op een bij uitstek vrouwelijk terrein: nl. door het krijgen van kinderen.

Een laatste verklaring voor de vaststelling dat fulltime werkende, hoogopgeleide vrouwen meer kans hebben op een derde geboorte dan parttime werkende vrouwen wordt geopperd door Hoem en Hoem (1989, p.64). ‘Women with high education may be better able to combine childbearing with labour market participation, and more resourceful parents can be shown to make better use of public child-care and other relevant services. One of the advantages of an education is that it opens up new opportunities and allows the individual greater control over his or her circumstances.’ Ook in België is het zo dat vrouwen met een hogere opleiding meer gebruik maken van kinderopvangvoorzieningen dan vrouwen met een lagere opleiding (voor cijfers m.b.t. Vlaanderen, zie Vanpee e.a., 1999, p.36). Dit heeft mogelijkwijze een invloed op de kans op een derde kind bij hoogopgeleide vrouwen die fulltime werken.

Onderzoek dat zich specifiek richt op de motieven van hogeropgeleide vrouwen om op een welbepaald tijdstip aan kinderen te beginnen of gezinsuitbreiding te denken, is nodig om de verschillende geopperde verklaringen tegenover elkaar af te wegen.

7.5.4 De uurregeling

Tot slot wordt de aandacht gericht op de invloed van de uurregeling op de hazard rate m.b.t. het krijgen van kinderen. In de analyse wordt vastgesteld dat een flexibele

uurregeling de komst van het eerste kind bij vrouwen met een diploma LSO, HSO en HOBU stimuleert, maar dat deze remmend werkt bij vrouwen met een universitair diploma. Een gelijkaardige vaststelling komt voort uit de hazard rate analyse m.b.t. de derde geboorte. Vrouwen met een diploma LSO, HSO of HOBU hebben meer kans op een derde kind naarmate zij frequenter 's avonds werken, dit in tegenstelling tot universitair opgeleide vrouwen die in dit geval de komst van een derde kind uit stellen. In eerste instantie lijkt het positieve verband tussen een aangepaste uurregeling en de kans op een eerste of derde kind dat bij de meerderheid van de vrouwen vastgesteld wordt, de hypothese dat factoren die de onverenigbaarheid tussen arbeid en gezin verminderen de kans op een eerste kind vergroten, te bevestigen. De vraag die zich dan (alweer) opdringt is: waarom vermindert deze onverenigbaarheid niet bij hoger opgeleide vrouwen? Hun kans op het krijgen van kinderen is immers kleiner naarmate zij meer op onregelmatige en ongewone uren tewerkgesteld zijn.

Er kan geargumenteed worden dat vrouwen met een universitair diploma die werken met een flexibele uurregeling in heel andere jobs tewerkgesteld zijn dan vrouwen met een lagere opleiding. Evenzeer zou men kunnen stellen dat laagopgeleide vrouwen die vaak 's avonds werken een heel ander jobprofiel hebben dan hoogopgeleiden met die vaak 's avonds werken. Zo denken we bij een flexibele uurregeling en avondwerk bij lagergeschoolden bijvoorbeeld aan ploegenarbeid, kassiersters in een grootwarenhuis, werk in de horeca, verzorgenden in rusthuizen of werk in de verpleging. De werkneemster in kwestie heeft geen of weinig inbreng in haar uurrooster, de 'flexibiliteit' in vooral ten voordele van de werkgever. Het merendeel van deze jobs vereisen bovendien weinig kwalificaties en zijn, bij een eventueel ontslag, gemakkelijk inwisselbaar voor een andere job. Bij hogeschoolden denken we bij flexibele jobs, (met al dan niet avondwerk) veelal aan 'carrièrebanen', denken we maar aan een kaderlid dat te allen tijde beschikbaar moet zijn van het bedrijf. Deze beschikbaarheid wordt vaak gehonoreerd met een hoog loon.

Het is dan niet onmogelijk dat het interactie-effect tussen opleiding en 'onregelmatige en ongewone uren' eerder een maat is voor de 'goodness' van de job dan wel voor de specifieke arbeidsvoorwaarden waaronder iemand werkt. Als dit het geval is, kan het opgemerkte verband tussen uurregeling, opleidingsniveau en de hazard rate m.b.t. het eerste en derde kind verklaard worden in termen van micro-economische directe en indirecte kosten. Laagopgeleide vrouwen met een flexibele uurregeling bijvoorbeeld, hebben dan wellicht minder carrièreperspectieven dan hun gelijkgeschoolde collega's

met een vast uurrooster, wat hun grotere kans op een eerste kind verklaart. Hoogopgeleide vrouwen met een flexibel uurrooster daarentegen hebben meer te verliezen bij de komst van een eerste kind dan hun gelijkgeschoolde collega's met een 'nine-to-five' job.

Het mechanisme dat het interactie-effect tussen de uurregeling en het opleidingsniveau en de kans op een eerste of derde geboorte produceert, is dus niet geheel duidelijk. Zowel de normatieve theorie als de micro-economische theorie bieden aanknopingspunten om het geobserveerde verband te verklaren. Bovendien heeft het werken op *ongewone uren* geen significante invloed op de hazard rate m.b.t. het eerste kind. Noch heeft het werken op *onregelmatige uren* een invloed op de kans op een derde geboorte. Voor de tweede geboorte worden dan weer twee tegengestelde effecten gerapporteerd. Enerzijds werkt een veranderlijk uurrooster de komst van een tweede kind in de hand, anderzijds heeft een flexibel uurrooster dan weer een remmend effect op de kans op een tweede kind. De resultaten wijzen in verschillende richtingen, een duidelijk patroon is niet herkenbaar.

Een voor de hand liggende kritiek is dat een uurregeling 'die de combinatie arbeid en gezin faciliteert' niet voor iedereen dezelfde is. Sommige vrouwen vinden een vaste uurregeling in dagverband misschien ideaal omdat de kindercrèche om de hoek net op deze uren opvang voorziet. Andere vrouwen zijn dan weer eerder gebaat bij nachtwerk omdat hun partner dan in de opvang van de kinderen kan voorzien. Nog andere vrouwen vinden weekendwerk misschien ideaal omdat de grootmoeder dan vrij is om op de kinderen te passen. Deze kritiek is terecht en maakt het moeilijk tot een zinvolle interpretatie van de gevonden verbanden te komen.

Een variabele die de subjectieve beleving van vrouw m.b.t. de uurregeling meet, kan in dit geval meer duidelijkheid scheppen. Anderzijds zou de inclusie van een aantal arbeidsgerelateerde karakteristieken van de partner een belangrijke meerwaarde vormen in toekomstig onderzoek.

Besluit

Dit onderzoek gaat na of de timing van kinderen wordt beïnvloed door een aantal arbeidsgerelateerde kenmerken van de vrouw. Het onderzoek heeft betrekking op Belgische vrouwen in loondienst die in de jaren '90 tussen de 18 en de 40 jaar zijn of worden en die nog geen eerste, respectievelijk tweede of derde kind hebben gekregen. Vanuit verschillende theoretische invalshoeken werden een aantal dimensies van de arbeidssituatie van de vrouw onderscheiden die mogelijk een invloed hebben op de hazard rate m.b.t. het krijgen van een kind. Meer specifiek werd vanuit de sociaal-psychologische benadering van vruchtbaarheid de attitude t.o.v. het werk naar voren geschoven als mogelijke determinant van de timing van het eerste, tweede of derde kind. De micro-economische theorie wijst op het belang van het arbeidsinkomen, de carrièreperspectieven en de carrière-investeringen van een vrouw. Tenslotte wijst de normatieve theorie erop dat factoren die de combinatie arbeid en gezin vergemakkelijken een invloed kunnen hebben op het al dan niet krijgen en de timing van een (bijkomend) kind. Het gaat dan met name over het aantal werkuren, de uurregeling en de afstand en tijd tot het werk.

Een geschikte analysemethode werd gevonden in de klasse van de event history analyse, meer bepaald gaat het dan om de discrete-time logit benadering. De afhankelijke variabele kan begrepen worden als de *kans* of de *hazard* - concepten die zowel informatie over het al dan niet optreden van een event als de timing daarvan in zich dragen - op een geboorte. Deze kans wordt dan gemodelleerd in functie van de verschillende arbeidsdimensies die werden onderscheiden, waarbij gecontroleerd wordt voor een aantal relevante achtergrondvariabelen.

Zowel de sociaal-psychologische, als de micro-economische als de normatieve theorie dragen bij aan het beslissingsproces m.b.t. de kans op eerste, tweede en derde geboorte. In de eerste plaats leidt een negatieve attitude t.o.v. arbeid tot een significant grotere kans op een eerste geboorte in het begin van de vruchtbare jaren. Bovendien heeft een negatieve attitude t.o.v. arbeid een positieve invloed op de kans op een derde kind. Dit wijst erop dat de sociaal-psychologische component bij vruchtbaarheidsbeslissingen niet verwaarloosd mag worden.

De micro-economische theorie draagt bij aan de verklaring van de kans op een kind door te wijzen op het belang van investeringen in menselijk kapitaal. Uit dit onderzoek

komt duidelijk naar voren dat vrouwen die veel geïnvesteerd hebben in hun opleiding of carrière de komst van hun eerste kind uitstellen tot op latere leeftijd. Van belang daarbij is dat uit de analyse blijkt dat dit uitstel niet enkel een gevolg is van de extra jaren onderwijsparticipatie door hogeropgeleiden. Dit uitstel wordt ook bewerkstelligd door de manier waarop vrouwen met verschillende opleidingsniveaus de werkervaring in rekening brengen in het beslissingsproces. Bovendien blijkt het belang van werkervaring ook uit de kans op een tweede kind. Vrouwen die nog maar net een nieuwe job hebben, wachten eerst een aantal jaren vooraleer zij hun tweede kind krijgen. Werkzekerheid is hier waarschijnlijk een belangrijke determinant, een factor die ook naar voren komt uit de vaststelling dat vrouwelijke werknemers aanzienlijk minder kans hebben op een eerste kind dan vrouwelijke ambtenaren. Wanneer we bereid zijn aan te nemen dat het werken op onregelmatige of ongewone uren al naargelang het opleidingsniveau een aanwijzing geeft over de “goodness” van de job, kan geargumenterd worden dat ook carrièreperspectieven een invloed hebben op het krijgen van kinderen. Vrouwen met betere carrièreperspectieven stellen de komst van hun eerste, respectievelijk derde kind uit tot op latere leeftijd, terwijl vrouwen met weinig of geen carrièreperspectieven dit kind al eerder krijgen. Dat vrouwen die werken in de publieke sector, een sector gekenmerkt door een vlakke loopbaan, aanzienlijk eerder overgaan tot het krijgen van hun eerste kind, kan eveneens vanuit micro-economisch oogpunt verklaard worden.

Factoren die het externe rollenconflict tussen de beroeps- en moederrol verzachten of juist versterken, dragen ook bij tot de verklaring van de timing van kinderen. Vrouwen die een bijberoep uitoefenen bijvoorbeeld, hebben aanzienlijk minder kans om hun eerste kind te krijgen op jonge leeftijd dan vrouwen die geen bijberoep uitoefenen. Zij lijken dit echter wel te compenseren door op latere leeftijd een groter risico te lopen op een eerste kind. Een gunstige vervoerssituatie lijkt het rollenconflict dan weer te verzachten. Vrouwen die erg tevreden zijn met de afstand en tijd tot het werk zijn iets meer geneigd hun eerste kind op jonge leeftijd te krijgen. M.b.t. de tweede geboorte lijkt parttime werk eveneens het externe rollenconflict te verzachten.

Niet alle vooropgestelde hypothesen worden echter bevestigd. Hoewel een negatieve attitude t.o.v. arbeid duidelijk een positief effect heeft op de kans op een eerste geboorte, wordt het omgekeerde verband tussen een positieve attitude en de timing van kinderen niet teruggevonden.

Ook het arbeidsinkomen, toch een centrale variabele in de New Home Economics, draagt in dit onderzoek niet bij aan de verklaring van de kans op een (bijkomend) kind. Dit geldt ook voor de socio-professionele categorie waartoe een vrouw behoort. Bij de bespreking van beide variabelen werd geopperd dat zij mogelijk de vooropgestelde concepten niet goed meten. Waar dit bij de socio-professionele categorie een plausibele verklaring is voor de afwezigheid van een effect van de ‘carrièreperspectieven’, kan niet uitgesloten worden dat het arbeidsinkomen inderdaad geen invloed heeft.

Ook werd geen effect gevonden van deeltijds werk op de hazard rate m.b.t. de eerste geboorte. Dit is merkwaardig omdat recent onderzoek met Vlaamse data wél een verband optekent. Echter, dat onderzoek baseert zich op andere data die het vruchtbaarheidsgedrag van een aantal oudere geboortecohortes reconstrueren. Is het mogelijk dat vandaag de dag jonge vrouwen de onverenigbaarheid tussen fulltime werk (vóór de geboorte van hun eerste kind) en het krijgen van kinderen minder ervaren? Een andere merkwaardige vaststelling is dat hoogopgeleide vrouwen die ‘méér-dan-fulltime’ werken een grotere kans hebben op het krijgen van een eerste kind dan vrouwen die fulltime werken en dat hoogopgeleide vrouwen die fulltime werken meer kans hebben op een derde kind dan vrouwen met een parttime job. Hiervoor werden een aantal mogelijke verklaringen aangereikt, maar dit rijtje kan wellicht nog worden aangevuld. Tenslotte zijn ook de resultaten m.b.t. ‘aangepaste arbeidsuren’ gemixt. Mogelijk is dit te wijten aan het feit dat een ‘uurregeling die de combinatie arbeid en gezin faciliteert’ niet voor iedereen dezelfde invulling krijgt.

De resultaten wijzen erop dat zowel de arbeidssituatie van de vrouw als een aantal achtergrondvariabelen bijdragen aan het beslissingsproces m.b.t. de timing van kinderen. Dit lijkt echter in sterkere mate te gelden voor het krijgen van het eerste kind dan voor kinderen van tweede of derde orde. We sluiten ons dan ook aan bij de reeds eerder aangehaalde stelling van Hofferth (1983, p.543) dat de belangrijkste beslissing de beslissing is om het eerste kind te krijgen. Dat de timing van dit kind belangrijke implicaties heeft op het uiteindelijk gerealiseerde kindertal blijkt uit de sterk significante invloed van de leeftijd van de vrouw bij de geboorte van het eerste kind op de timing van het tweede en derde kind. Vrouwen nemen in hun beslissingen m.b.t. het krijgen van het tweede of derde kind eveneens bepaalde arbeidsgerelateerde kenmerken in overweging. Vooral de werkzekerheid en deeltijds werk lijken een belangrijke rol te spelen in de kans op een tweede geboorte. Deeltijds werk is ook voor laagopgeleiden een factor die de komst van een derde kind stimuleert.

Eén van de belangrijkste beperkingen van dit onderzoek is dat het sequential-decision-model niet formeel getest kon worden. Een andere belangrijke beperking is de schending van de ‘geen-ongeobserveerde-heterogeniteitsassumptie’ door het ontbreken van een variabele die de kinderwens of de houding t.o.v. een additioneel kind meet. De gevolgen van deze schending wegen waarschijnlijk het zwaarst door in de analyse van de kans op een derde geboorte. Waar mogelijk werden de gevolgen van de niet-opname van deze ‘personality dimension’ verduidelijkt. Ten slotte is een belangrijke beperking dat cohorte- en leeftijdseffecten niet van elkaar onderscheiden kunnen worden omdat de duur van de looptijd van het PSBH te ‘cross-sectioneel’ is om de hele vruchtbaarheids carrière van vrouwen uit verschillende geboortecohorten prospectief in beeld te brengen. Een veel langere looptijd van de panel studie zou nodig zijn om een vergelijkbare dataset m.b.t. hele cohorten ter beschikking te krijgen. Hiervoor wordt uiteraard een prijs betaald - zowel letterlijk als figuurlijk. Figuurlijk komt het erop neer dat men moet wachten totdat verschillende cohorten heel hun vruchtbare carrière doorlopen hebben om een accuraat beeld te krijgen van het gedrag van de verschillende cohorten. Dit is uiteraard niet interessant voor beleidsmakers.

Ondanks deze beperkingen levert deze verhandeling een bijdrage aan het inzicht in het vruchtbaarheidsgedrag van Belgische vrouwen in loondienst in de jaren ‘90. Enerzijds wordt gewezen op een aantal microsociologische factoren die de komst van het eerste, tweede of derde kind stimuleren, maar anderzijds wordt ook de vinger gelegd op een aantal factoren die remmend werken op de timing van een (bijkomend) kind. Deze factoren kunnen, gezien de actualiteit van het thema ‘combinatie van arbeid en gezin’, belangrijke aanknopingspunten vormen voor een gezinsbeleid dat de economische noden van de actieve welvaartstaat tracht af te stemmen op de noden en het welzijn van het gezin. Een aantal stappen in de juiste richting zijn reeds gezet. De laatste jaren zijn bijvoorbeeld de mogelijkheden tot deeltijds werk met de omvorming van het stelsel van loopbaanonderbreking en het tijdskrediet toegenomen. Dat dit geen overbodige luxe is in een tijd waarin het TVC zich handhaaft onder het vervangingsniveau, mag blijken uit het feit dat in de jaren ’90 deeltijds werk zowel tot een grotere kans op een tweede geboorte leidt, als de kans op een derde geboorte bij laagopgeleiden in de hand werkt. Ook de interesse voor telewerken, een vorm van werken die de afstand tussen arbeid en gezin (letterlijk) verkleint, is de laatste jaren, ook vanuit het beleid, toegenomen (Buisson, 2005). Gegeven het positieve verband tussen de tevredenheid met de vervoerssituatie en de kans op een eerste kind, is ook dit een

ontwikkeling die de spanning tussen arbeid en gezin kan reduceren. Naast de mogelijkheden tot deeltijds werk en telewerk is het raadzaam dat een gezinsvriendelijk werkgelegenheidsbeleid (of arbeidsvriendelijk gezinsbeleid) aandacht heeft voor de werkzekerheid van vrouwen die pas in een nieuwe job starten. Al deze factoren samen hebben mogelijk een belangrijke impact op de gerealiseerde vruchtbaarheid en dus op de vergrijzing van de bevolking.

Referenties

- ADSERÀ, A. (2003) Labor market performance and the timing of births: A comparative analysis across European countries. In *Discussion Paper Series* [10.08.2006, The Population Research Centre, University of Chicago <http://www.spc.uchicago.edu/orgs/prc/pdfs/adsera03.pdf>].
- ADSERÀ, A. (2004) Changing fertility rates in developed countries. The impact of labor market institutions. In *Journal of Population Economics*, 17, pp.17-43.
- ALDOUS, J. (1996) *Family careers. Rethinking the developmental perspective*. Thousand Oaks: Sage. 301p.
- ALLISON, P. D. (1984) *Event history analysis. Regression for longitudinal event data*. Beverly Hills and London: Sage Publications. 88p.
- ALLISON, P. D. (1995) *Survival analysis using SAS®: A practical guide*. Cary, NC: SAS Institute Inc. 292p.
- BARBER, J. S. (2001) Ideational influences on the transition to parenthood: Attitudes toward childbearing and competing alternatives. In *Social Psychology Quarterly*, 64 (2), pp.101-127.
- BAGOZZI, R. P. & VAN LOO, M. F. (1978) Fertility as Consumption: Theories from the Behavioral Sciences. In *The Journal of Consumer Research*, 4(4), pp.199-228.
- BAGOZZI, R. P. & VAN LOO, M. F. (1979) Comments on "Fertility as Consumption: Theories from the Behavioral: Rejoinder. In *The Journal of Consumer Research*, 5(4), pp.297-302.
- BECKER, G. (1991) *A treatise on the family*. Cambridge: Harvard University Press. 424p.
- BECKMAN, L. J. (1978) The relative rewards and costs of parenthood and employment for employed women. In *Psychology of Women Quarterly*, 2(3), pp.215-234.
- BECKMAN, L. J., AIZENBERG, R., FORSYTHE, A. B. & DAY, T. (1983) A theoretical analysis of antecedents of young couple's fertility decisions and outcomes. In *Demography*, 20(4), pp.519-533.
- BEEL, V. (25.10.2005) Eén loket voor kinderopvang. In *De Standaard*. [30.10.2005, De standaard online, <http://www.standaard.be>]
- BEETS, G. (2004) De timing van het eerste kind: een overzicht. In *Bevolking & Gezin*, 33(1), pp.115-142.

- BERK, R. A. & BERK, S. (1983) Supply-side sociology of the family: The challenge of the New Home Economics. In *Annual Review of sociology*, pp.375-395.
- BERNARDI, L. (2003) Channels of social influence on reproduction. In *Population Research and Policy Review*, 22, pp.527-555.
- BIDDLE, B.J. (1986) Recent developments in role theory. In *Annual Review of sociology*, 12, pp.67-92.
- BLACKBURN, M. L., BLOOM, D., NEUMARK, D. (1993) Fertility Timing, Wages and Human Capital. In *Journal of Population Economics*, 6(1), pp.1-30.
- BLOSSFELD, H. & HUININK, J. (1991) Human capital investments or norms of role transition? How women's schooling and career affect the process of family formation. In *American Journal of Sociology*, 97(1), pp.143-168.
- BOX-STEFFENSMEIER, J.M. & JONES, B.S. (2004) *Event history Modelling. A guide for social scientists*. Cambridge: Cambridge University Press. 218p.
- BOX-STEFFENSMEIER, J.M. & JONES, B.S. (1997) Time is of the essence: Event history models in political science. In *American Journal of Political Science*, 41(4), pp.1414-1461
- BRATTI, M. (2003) Labour force participation and marital fertility of Italian women: The role of education. In *Journal of Population Economics*, 16, pp.525-554.
- BRETON, F. & PRIOUX, D. (2005) Two children or three? Influence of family policy and sociodemographic factors. In *Population*, 60(4), pp.489-522.
- BUISSON, A. L. (2005) Is telewerk een wondermiddel? In *Ada-Nieuwsbrief*. [20.08.2006, http://www.ada-online.be/nlada/rubrique.php?id_rubrique=122]
- BULATAO, R. A. (1981) Values and disvalues of children in successive childbearing decisions. In *Demography*, 18(1), pp.1-25.
- BUMPASS, L. L., RINDFUSS, R. R. & JANOSIK, R. B. (1978) Age and marital status at first birth and the pace of subsequent fertility. In *Demography*, 15(1), pp.75-86.
- BURR, W. (1972) Role transitions. A reformulation of theory. In *Journal of Marriage and the family*, 34(3), pp.407-416.
- CORIJN, M., LIEFBROER, A. C. & DE JONG GIERVELD, J. (1996) It takes two to tango, doesn't it? The influence of couple characteristics on the timing of the first birth. In *Journal of Marriage and the family*, 56, pp.193-203.
- DEMEY, D. (2005) *Vruchtbaarheid, kinderopvang en de spanning tussen gezin en arbeid*. [Licentiaatsthesis] Leuven: Katholieke Universiteit Leuven.

- EASTERLIN, R. A. (1976) The conflict between aspirations and resources. In *Population and Development Review*, 2, pp.417-425.
- EDWARDS, M. E. (2002) Education and occupations: Reexamining the conventional wisdom about later first births. In *Sociological Forum*, 17(3), pp. 423-443.
- EUROSTAT (2003) *European social statistics. Labour force survey results 2002*. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- FRIEDMAN, D., HECHTER, M. & KANAZAWA, S. (1994) A theory of the value of children. In *Demography*, 31(3), pp.375-401.
- GEURTS, K. & VAN WOENSEL A. (2005) *Genderzakboekje. Zij en hij op de arbeidsmarkt*. Leuven: Steunpunt Werkgelegenheid Arbeid & Vorming. 162p.
- GLORIEUX, I., KOELET, S. & MOENS, M. (2001) Een kwestie van tijd. Tijdsbesteding in Vlaanderen anno 1999. In *Belgisch tijdschrift voor Sociale Zekerheid*, 3, pp.533-555.
- HANK, K. (2002) Regional social contexts and individual fertility decisions: A multilevel analysis of first and second births in Western Germany. In *European Journal of Population*, 18, pp.281-299.
- HANK, K. & KREYENFELD, M. (2003) A multilevel analysis of child care and women's fertility decisions in Western Germany. In *Journal of Marriage and the Family*, 65(3), pp.584-596.
- HAPPEL, S. K., HILL, J. K. & LOW, S. A. (1984) An economic analysis of the timing of childbirth. In *Population Studies*, 38(2), pp.299-311.
- HAY-GROUP (2001) *Een nieuw integraal beloningsbeleid voor het onderwijspersoneel. Eerste fase: vergelijkende loonstudie en eerste aanbevelingen*. [15.08.2006, http://www.ond.vlaanderen.be/schooldirect/Bijlagen/loonstudie_volledig.pdf#search=%22hay-group%20onderwijs%22]
- HOEM, B. & HOEM, J. M. (1989) The impact of women's employment on second and third births in modern Sweden. In *Population Studies*, 43, pp.47-67.
- HOFFERTH, S. L. (1983) Childbearing decision making and family well-being: A dynamic, sequential model. In *American Sociological Review*, 48(4), pp.533- 543.
- HOFMANN STEFFENSMEIER, R. (1982) A role model of the transition to parenthood. In *Journal of Marriage and the Family*, 44(2), pp.319-334.
- JACCARD, J. (2001) *Interaction effects in logistic regression*. Thousand Oaks: Sage. 70p.

- JACOBS, T., LOOTS, I., MARYNISSEN, R. & SCHEIPERS, T. (1991) *Onderzoeksplan*. Wilrijk: Steunpunt Gezinsdemografisch Panel, Universiteit Antwerpen (CD-ROM PSBH)
- JACOBS, T. & MARYNISSEN, R. (1993) *Methodiebericht. Golf 1 (1992)*. Wilrijk: Steunpunt Gezinsdemografisch Panel, Universiteit Antwerpen (CD-ROM PSBH)
- JACOBS, T., BERGGS, K. & MARYNISSEN, R. (1995) *Methodiebericht. Golf 2 (1993)*. Wilrijk: Steunpunt Gezinsdemografisch Panel, Universiteit Antwerpen (CD-ROM PSBH)
- JONES, E. F. (1981) The impact of women's employment on marital fertility in the U.S. In *Population Studies*, 35(2), pp.161-173.
- KALMIJN, M. (2003) Sociologische analyse van levensloopeffecten: een overzicht van economische, sociale en culturele gevolgen. In *Bevolking en Gezin*, 31, pp.3-46.
- KALWIJ, A. S. (2000) The effect of female employment status on the presence and number of children. In *Journal of Population Economics*, 13(2), pp.221-239.
- KIND EN GEZIN (2002) *Het kind in Vlaanderen 2002*. Brussel: Kind & Gezin. 116p.
- KOHLER, H. P., BEHRMAN, J. R. & SKYTTHE, A. (2005) Partner + children = happiness? The effect on fertility and partnerships on subjective well-being. In *Population and Development Review*, 31(3), pp.407-445.
- KOO, H. P., SUCHINDRAN, C.M. & GRIFFITH, J.D. (1987) The completion of childbearing: Change and variation in timing In *Journal of Marriage and the family*, 49(2), pp.281-294.
- KRAVDAL, Ø. (1994) The importance of economic Activity, economic potential and economic resources for the timing of first births in Norway. In *Population Studies*, 48, pp.249-267.
- LAMBERTS, M., DELMOTTE, J. (2004) *Knelpunten op de arbeidsmarkt, kansen voor vrouwen?* Leuven, Katholieke Universiteit Leuven. Hoger Instituut voor de Arbeid, 273p.
- LESTHAEGHE, R. & VAN DE KAA, D. (1986) Twee demografische transitities? In R. LESTHAEGHE & D. VAN DE KAA (eds.) *Bevolking, groei en krimp*. pp. 9-24. Deventer: Van Loghum Slaterus.
- LESTHAEGHE, R. (2001) Postponement and recuperation: Recent fertility trends and forecasts in six Western European countries. In *IUSSP International*

- Perspectives on low fertility: Trends theories and policies.* Working Paper Series, Paris, International Union for the Scientific Study of Population.
- LEHRER, E. & NERLOVE, M. (1986) Female labor force behavior and fertility in the United States. In *Annual Review of Sociology*, 12, pp.181-204.
- LIEFBROER, A. C. (2005) The impact of perceived costs and rewards of childbearing on entry into parenthood: Evidence from a panel study. In *European Journal of Population*, 21, pp.367-391.
- LIEFBROER, A. C. & CORIJN, M. (1999) Who, what, where, and when? Specifying the impact of educational attainment and labour force participation on the impact of family formation. In *European Journal of Population*, 15, pp.45-75.
- LIEFBROER, A. C. & DYKSTRA, P.A. (2000) *Levenslopen in verandering: een studie naar ontwikkelingen in de levenslopen van Nederlanders geboren tussen 1900 en 1970.* Den Haag: Sdu Uitgevers, 255p. [10.5.2006, NIDI: <http://www.nidi.knaw.nl/en/output/2000/wrr-voorstudie-v107.pdf>]
- MORGAN, P. S. (1981) Intention and uncertainty at later stages of childbearing: The United States 1965 and 1970. In *Demography*, 18(3), pp.267-285.
- MORGAN, P. S. (1982) Parity-specific fertility intentions and uncertainty: The United States, 1970 to 1976. In *Demography*, 19(3), pp.315-334.
- MORGAN, P. S. (2003) Is low fertility a twenty-first-century demographic crisis? In *Demography*, 40(4), pp.589-603.
- MORGAN, P. S. & TAYLOR, M. G. (2006) Low fertility at the turn of the twenty-first century. In *Annual Review of Sociology*, 32, pp.375-399.
- MORRIS, B. (1971) Reflections on role analysis. In *British Journal of Sociology*, 22(4), pp.395-409.
- NEELS, K. (2006) *Reproductive strategies in Belgian Fertility: 1960-1990.* Brussel-Den Haag: NIDI-CBGS [10.08.2006, samenvatting, NIDI/CBGS:<http://www.cbgs.be>]
- OINONEN, E. (2004) Starting the first family. Changes in patterns of family formation and demographic trends in Finland and Spain. In *European Societies*, 6(3), pp.319-346.
- OPPENHEIMER, V.K. (1997) Women's employment and the gain to marriage: The specialization and trading model. In *Annual Review of Sociology*, 23, pp.431- 453.
- OTTOY, W., VERSTREKEN, M., MARYNISSEN, R. & MORTELMANS, D. (2004) *Methodebericht. Golf 11 (2002).* Wilrijk: Steunpunt Gezinsdemografisch Panel, Universiteit Antwerpen (CD-ROM PSBH)

- PAMPEL, F. C. & PETERS, H. E. (1995) The Easterlin effect. In *Annual Review of Sociology*, 21, pp. 163-194.
- PARSONS, T. (1963) *The social system*. Glencoe: Free Press. 575p.
- POTTER, R. G. & PARKER, M. P. (1964) Predicting the time required to conceive. In *Population Studies*, 18(1), pp.99-116.
- POTUCHEK, J. L. (2001) The new gender scholarship: Recent books on gender and parenting. Review. In *The New Sociological Forum*, 16(2), pp. 361-372.
- RAM, B. & RAHIM, A. (1993) Enduring effects of women's early employment experiences on child-spacing; The Canadian evidence. In *Population Studies*, 47, pp.307-317.
- RINDFUSS, R. R. & BUMPASS, L. L. (1976) How old is too old? Age and the sociology of fertility. In *Family Planning Perspectives*, 8(5), pp.226-230.
- RINDFUSS, R. R. & ST. JOHN, C. (1983) Social determinants of age at first birth. In *Journal of Marriage and the Family*, 45 (3), pp.553-565.
- RINDFUSS, R. R., ST. JOHN, C. & BUMPASS, L. L. (1984) Feedback. Education and the timing of motherhood: Disentangling causation. In *Journal of Marriage and the Family*, 46, pp.981-984.
- RINDFUSS, R. R., MORGAN, P. S. & SWICEGOOD, G. (1988) *First births in America. Changes in the timing of parenthood*. Berkeley: University of California Press. 291p.
- SCHOEN, R., ASTONE, N. M., KIM, Y. J., NATHANSON, C. A. & FIELDS, J. M. (1999) Do fertility intentions affect fertility behaviour? In *Journal of Marriage and the Family*, 61(3), pp.790-799.
- SCHOEN, R., KIM, Y. J., NATHANSON, C. A., FIELDS, J. M. & ASTONE, N. M. (1997) Why do Americans want children? In *Population and Development Review*, 23(2), pp.333-358.
- SIEGERS, J. J. (1985) *Arbeidsaanbod en kindertal: een micro-economische analyse*. [Doctoraatsthesis] Groningen: Rijksuniversiteit Groningen.
- SINGER, J. D. & WILLETT, J. B. (2003) *Applied longitudinal data analysis*. New York: Oxford University Press. 644p.
- SLEEBOS, J. (2003) Low fertility rates in OECD countries. Facts and policy responses. In *OECD Labour market occasional papers 15*. Parijs: OECD Directorate for Employment, Labour and Social Affairs. [10.11.2005, <http://www.sourceoecd.org/10.1787/568477207883>]

- SMETS, J. (2003) *Alle hens aan dek voor werk. Onze jobachterstand op Europa inhalen.* [15.11.2005, <http://meta.fgov.be/pdf/pd/nldf29a.pdf>, werkgelegenheidsconferentie 2003]
- STOLZENBERG, R. M. & WAITE, L. J. (1977) Age, fertility expectations and plans for employment. In *American Sociological Review*, 42(5), 769-783.
- STRYKER, S. & MACKE, A. S. (1978) Status inconsistency and role conflict. In *Annual Review of Sociology*, 4, pp.57-90.
- SULLIVAN, S. (1991) The Effects of the Recession on Women's Employment and Fertility with Particular Reference to the Birth of a Third Child. In *Dissertation Abstracts International, A: The Humanities and Social Sciences*, 51(9), pp.3234A
- UDRY, R. J. (1983) Do couples make fertility plans one birth at a time? In *Demography*, 20(2), pp.117-128.
- VAN BAVEL, J. (2002) Vrouwen op de arbeidsmarkt en de daling van de vruchtbaarheid in het Westen, 1850-2000. Chronologie, correlatie en causaliteit. (*Working paper*)
- VAN BAVEL, J. (2004) Beroepsarbeid van vrouwen en de daling van de vruchtbaarheid in het Westen 1850-2000: Is er een oorzakelijk verband? In *Bevolking en Gezin*, 33 (1), pp.61-90.
- VAN BAVEL, J. & BASTIAENSSEN, V. (2006) *De evolutie van de vruchtbaarheid in het Vlaamse Gewest tussen 2001 en 2005.* Brussel: VUB [Interface Demography Working Paper 2006-1]. 58p.
- VAN DE KAA, D. (1996) Anchored narratives: The story and findings of half a century research into the determinants of fertility. In *Population Studies*, 50(3), pp.389-432
- VAN DONGEN, W. (1998) *Het kostwinnersmodel voorbij? Naar een nieuw basismodel voor de arbeidsverdeling binnen de gezinnen.* Leuven: Garant. 223p.
- VAN DONGEN, W. (2001) *Beroepsleven en gezinsleven: het combinatiemodel als motor voor een actieve welvaartstaat?* Leuven: Garant. 274p.
- VANPEE, K., SANNEN, L. & HEDEBOUW, G. (1999) *Kinderopvang in Vlaanderen. Gebruik, keuze van de opvangvorm en evaluatie door de ouders.* Leuven: HIVA, 348p.
- VAN PEER, C. (2002) Kinderwens en realiteit: een analyse van FFS-gegevens met beschouwingen vanuit een macro-context. In *Bevolking en Gezin*, 1, pp.79-123.

- VAN PEER, C. (2005) *Vlamingen en hun kinderwens*. Brussel: CBGS [17.05.2006, <http://www.cbgs.be> - uit het onderzoek]
- VERMANDERE, C. & STEVENS, E. (2002) Een volgende aflevering in het datawarehouse-feuilleton. In *Over.werk*, 1-2, 2002.
- WELKENHUYSEN-GYBELS, J. & LOOSVELDT, G. (2002) *Regressieanalyse: een introductie in de multivariabelenanalyse*. Leuven: Acco. 518p.
- WHITE, L. K. & KIM, H. (1987) The family-building process. Childbearing choices by parity. In *Journal of Marriage and the Family*, 19(2), pp.271-279.
- YAMAGUCHI, K. (1991) *Event history analysis*. Newbury Park: Sage. 182p.

Bijlage 1 Illustratie van de samenhang tussen leeftijd en cohorte in de risicopopulatie m.b.t. het eerste kind

Jaar Leeftijd	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
18	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983
19	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982
20	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981
21	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980
22	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979
23	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
24	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
25	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976
26	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975
27	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974
28	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973
29	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972
30	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971
31	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970
32	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969
33	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968
34	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967
35	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966
36	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965
37	1956	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964
38	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963
39	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961	1962
40	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961

Legende

Cohorte '70
Cohorte '60
Cohorte '50