

Departement Politieke
en Sociale Wetenschappen
Universiteit Antwerpen - UIA

PSW - papers

1999/4

**Determinanten en
gevolgen van de leeftijd
van vrouwen bij de
geboorte van het eerste
kind**

Sven De Bruyn



PSW-Paper

1999/4

Colofon

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

Redactie:

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

Redactieadres:

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

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

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

Bijkomende exemplaren kunnen aan de hand van het ingesloten formulier worden besteld op bovenstaand adres aan de prijs van 100 BEF (incl. verzending). De betaling gebeurt door het vereiste bedrag over te schrijven op het rekeningnummer 001-1354227-86 met vermelding van 'psw-papers'. Studenten kunnen op het redactiesecretariaat nummers verkrijgen aan 50 BEF.

ISSN: 1373-0770

V.U.: Herman VAN PELT

**Determinanten en gevolgen van de leeftijd van vrouwen bij de
geboorte van het eerste kind**

Sven De Bruyn

1 maart 1999

Sven De Bruyn is licentiaat in de Politieke en Sociale Wetenschappen. Hij werkt sedert 1994 op het UIA. Vandaag doet hij onderzoek naar de overgang naar volwassenheid en sociale ongelijkheid met ondersteuning van een beurs van het Fonds voor Wetenschappelijk Onderzoek.

1. Inleiding

De geboorte van een kind is een van de meest betekenisvolle gebeurtenissen in het leven van een jonge volwassene. De komst van een eerste kind en het opnemen van de ouderschapsrol, neemt beslag op behoorlijk wat resources, zowel financieel als wat betreft tijd en betekent veelal een volledige ommezwaai in het leven. De impact op parallelle loopbanen zoals vooral de arbeidscarrière kan moeilijk overschat worden. Voorts beïnvloedt de timing van de eerste geboorte zaken zoals het verwerven van consumptiegoederen en kapitaal, de risico's op een echtscheiding en het uiteindelijke bereikte kinderaantal (Rindfuss and St. John, 1983, 553). Op macro-niveau heeft de timing van de eerste geboorte dan ook een grote impact op periodieke fertiliteitstrends, de snelheid van sociale verandering (Rindfuss and St. John, 1983) en het uiteindelijke maatschappelijke reproductieniveau (Rindfuss et al., 1984, 359).

In het eerste deel van deze paper¹ bekijken we de determinanten van de timing van de eerste geboorte. Aangezien de eerste geboorte zulk een grote gevolgen heeft zowel op micro- als op macro-niveau, lijkt het ons niet meer dan logisch dat we ons in een eerste stap concentreren op het begrijpen van de variatie die er in deze timing vast te stellen valt.

In een tweede deel gaan we na in hoeverre de theoretisch te verwachten consequenties van een verschillende timing van de eerste geboorte opgaan voor de data-set waarmee we werken (PSBH). In een aantal bivariate cross-sectionele analyses kijken we of er een samenhang is tussen enerzijds de leeftijd bij de geboorte van een eerste kind en anderzijds een aantal variabelen die mogelijk een impact ondervinden van het moment waarop overgegaan wordt tot ouderschap.

¹ Deze paper kwam tot stand in het kader van een beurs van het FWO (G008797) ter ondersteuning van onderzoek naar de timing van transitie naar volwassenheid en het reproduceren van sociale ongelijkheid.

In het laatste deel tenslotte willen we onderzoeken in hoeverre er een verband blijft bestaan tussen de timing van de eerste geboorte en het hebben van werk op een later moment in het leven, wanneer we controleren voor een van de sterkste determinanten van de timing van de eerste geboorte zelf, namelijk opleiding. Hier is het er ons om te doen om te onderzoeken of de timing van de eerste geboorte zelf, onafhankelijk van de genoten opleiding, een direct effect blijft behouden op een variabele die in een bivariate analyse (tweede deel) sterk samenhangt met haar.

2 Welke factoren beïnvloeden de timing van het krijgen van het eerste kind ?

2.1 Inleiding

In dit deel van de paper is het de bedoeling dat we een aantal determinanten van de timing van de eerste geboorte identificeren. We gaan daarbij als volgt te werk. Allereerst formuleren we een aantal hypothesen omtrent variabelen die in aanmerking komen om de variatie in de leeftijd bij de eerste geboorte te verklaren. In kruistabellen gaan we na of er een samenhang bestaat en of deze strookt met onze hypothesen. Vervolgens gaan we onze hypothesen verder toetsen in een multivariate analyse. Met andere woorden we willen vaststellen of onze hypothesen blijven gelden wanneer we controleren voor andere mogelijke verklarende variabelen.

2.2 Data

De data gebruikt voor deze studie werden verzameld in het kader van de Panel Studie van Belgische Huishoudens (PSBH). De PSBH bestaat eigenlijk uit drie clustersteekproeven van huishoudens, een voor elk gewest. De clusters werden voor elke steekproef verdeeld over alle gemeenten op zodanige wijze dat elke gemeente een kans had om clusters

toegewezen te krijgen, die proportioneel was aan het aantal inwoners in de gemeente. Bij weigering tot deelname van de huishoudens werd er vervangen naar leeftijd van het gezinshoofd en gezinstype. Voor meer informatie omtrent methode van steekproeftrekking, non-respons en representativiteit kan Jacobs *et al.* (1994) geraadpleegd worden.

Elk lid van 16 jaar of ouder van een meewerkend huishouden wordt geacht jaarlijks een persoonlijke vragenlijst in te vullen. Bovendien wordt door elk huishouden een huishoudenlijst ingevuld en worden gegevens omtrent de gezinssamenstelling opgetekend in het contactenblad. Uit het totaal van deze informatie selecteerden we een sub-dataset van vrouwen van minstens 35 jaar oud in de eerste golf (1992, N=2926). De dataset is na weging representatief voor België. We gebruikten de leeftijdsgrens van 35 om geen gecensureerde gevallen te hebben. Wanneer we immers jongere vrouwen in onze analyse zouden opnemen, weten we niet of en wanneer zij tot een eerste geboorte zouden overgaan en dit kan onze schattingen beïnvloeden. Door de leeftijdsgrens van 35 jaar te gebruiken, hebben we de vrouwen in principe genoeg tijd gegeven om een eerste kind te krijgen: de meeste vrouwen die ooit een kind krijgen doen dit immers voor hun 35.

2.3 Hypothesen en bivariante analyse

2.3.1 Levensbeschouwelijk klimaat in het ouderlijk gezin

Het is onze hypothese dat vrouwen die katholiek zijn opgevoed in mindere mate op jonge leeftijd een eerste kind zullen krijgen. Katholieke doctrine verbiedt sex voor het huwelijk. Naargelang de mate waarin dit verbod wordt nageleefd, vermindert de kans op een geboorte voor het huwelijk en bijgevolg verhoogt de leeftijd bij de geboorte van het eerste kind. Bekijken we het opgroeien in een katholiek gezin als het gesocialiseerd worden in eerder traditionele waarden, waarin de nadruk op de vrouwelijke rol in de

private sfeer komt te liggen (bijvoorbeeld het opvoeden van kinderen), dan kunnen we verwachten dat katholieke vrouwen minder kinderloos zullen blijven dan niet katholieke.

Katholiek opgevoed	21 of jonger	22-25	26-29	30 of ouder	geen kind	N
ja	22.5	34.7	19.9	10.2	12.7	2587
nee	29.6	25.9	16.5	11.5	16.5	328

Tabel 2.1: vrouwen die ouder zijn dan 35, naar levensbeschouwelijk klimaat in ouderlijk gezin en naar leeftijd bij geboorte eerste kind²

We merken op dat er een grotere spreiding van de timing van de eerste geboorte is bij niet-katholiek opgevoede vrouwen (wanneer we de leeftijd bij de geboorte van het eerste kind uitdrukken in dagen is de standaard deviatie 1594.9 voor katholieken en 1767.7 voor niet katholieken). Ook de door ons verwachte grotere kinderloosheid bij deze vrouwen is bivariaat vast te stellen. Tevens krijgen vrouwen die niet katholiek zijn opgevoed op jongere leeftijd hun eerste kind.

2.3.2 opleidingsniveau van de ouders

De sociale status van het gezin van herkomst, hier geoperationaliseerd als het opleidingsniveau van de ouders, wordt verondersteld op verschillende wijzen het moment van aanvang met het eigen nageslacht te beïnvloeden. Enerzijds is er de economische dimensie: in gezinnen met een lagere sociale status zullen er minder middelen ter beschikking zijn om er voor te zorgen dat hun kinderen een langere tijd financieel afhankelijk kunnen blijven met het oog op het volgen van bijvoorbeeld hoger onderwijs (voor de gevolgen hiervan zie 2.3.4). Anderzijds worden er ook verschillende normen die eigen zijn aan een verschillende sociale status doorgegeven aan

² chi kwadraat = 17.393 prob < 0.002 4 df

de kinderen. Zo kan het bijvoorbeeld zijn dat het in gezinnen met een lagere sociale status meer aanvaard is al op jongere leeftijd met kinderen te beginnen. De verwachting is dan ook dat hoe hoger de vader, respectievelijk de moeder is opgeleid, hoe later de dochters hun eerste kind zullen krijgen.

opleiding vader	21 of jonger	22-25	26-29	30 of ouder	geen kind	N
max LSO	23.9	33.7	19.9	10.0	12.5	2040
HSO	16.5	39.9	19.3	10.8	13.6	226
HO	14.0	32.6	24.8	14.3	14.2	270
ander	24.5	30.7	20.0	8.0	16.9	58
weet niet	32.1	32.0	14.0	9.7	12.1	281

Tabel 2.2: vrouwen die ouder zijn dan 35, naar opleidingsniveau van vader en naar leeftijd bij geboorte eerste kind³

opleiding moeder	21 of jonger	22-25	26-29	30 of ouder	geen kind	N
max LSO	23.8	34.3	19.5	10.1	12.3	2265
HSO	16.2	32.9	23.4	13.8	13.7	185
HO	12.1	34.1	28.2	8.2	17.5	109
ander	23.4	15.0	30.1	16.6	14.9	36
weet niet	27.7	34.7	14.4	10.8	12.4	248

Tabel 2.3: vrouwen die ouder zijn dan 35, naar opleidingsniveau van moeder en naar leeftijd bij geboorte eerste kind⁴

³ chi kwadraat = 38.802 prob < 0.001 16 df

⁴ chi kwadraat = 30.631 prob < 0.015 16 df

Er blijkt inderdaad een positieve samenhang te bestaan tussen de opleiding van de vader of de moeder enerzijds en de leeftijd waarop vrouwen hun eerste nakomeling op de wereld zetten.

2.3.3 kans op vroeg ouderschap en kinderloosheid naargelang de gezinsstructuur

Vrouwen die tijdens hun jeugd in een gebroken gezin leefden, hebben een grotere kans op een vroege zwangerschap. Verschillende redenen worden hiervoor aangehaald (Huinink, 1987): in een eenoudergezin is de ouderlijke begeleiding kleiner dan in een twee-oudergezin wat kan resulteren in ongewenste vroege zwangerschappen, bovendien zijn kinderen uit een eenoudergezin sneller zelfstandig. Economisch gezien kunnen er in een eenoudergezin minder middelen ter beschikking staan van de kinderen om te beantwoorden aan hogere aspiraties met betrekking tot de gewenste opleiding, waardoor het starten van een eigen gezin en de moederschapsrol alternatieve wegen voor zingeving worden voor jonge vrouwen. Het leven thuis in een eenoudergezin kan minder aangenaam zijn, zodat men vroeger het ouderlijk huis verlaat en dus vroeger kinderen krijgt. Dit kan ook het effect hebben dat vrouwen die uit zulk een gezinssituatie komen minder geneigd zijn om een eigen gezin te starten en dus in hogere mate kinderloos zullen blijven.

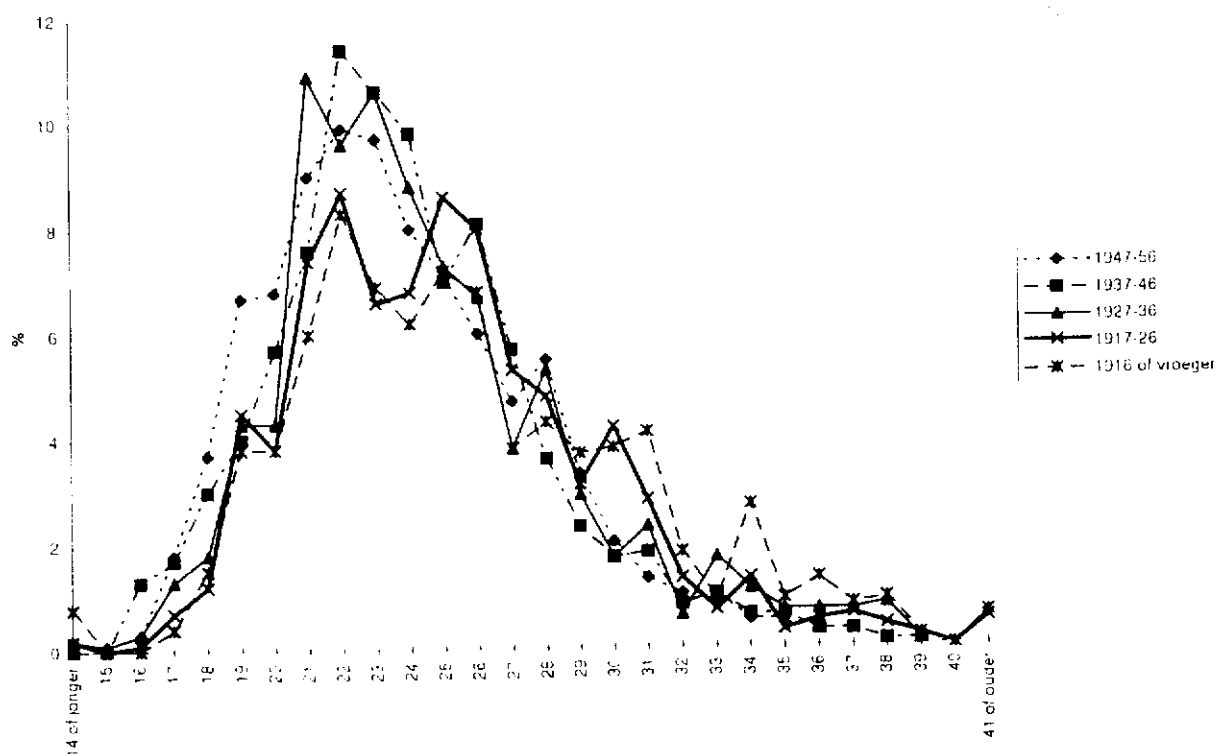
> 1 jaar bij één ouder	21 of jonger	22-25	26-29	30 of ouder	geen kind	N
ja	28.7	28.5	15.9	11.1	15.9	330
nee	22.7	34.5	20.1	10.2	12.6	2550

Tabel 2.4: vrouwen die ouder zijn dan 35, naar of ze voor hun zestien langer dan een jaar bij slechts een van de ouders hebben gewoond en naar leeftijd bij geboorte eerste kind⁵

⁵ chi kwadraat = 12.240 prob < 0.016 4df

Onze hypothesen worden bivariaat bevestigd, zowel wat betreft de hogere kinderloosheid van vrouwen die zijn opgegroeid in een gebroken gezin als wat betreft hun grotere kans op een vroegere zwangerschap.

In de rand kunnen we hier ook aanhalen dat we de bivariante verbanden die we vaststellen tussen enerzijds de sociaal-structurele variabelen 'katholiek of niet katholiek opgevoed zijn' en 'komen uit een gebroken gezin' en anderzijds 'de leeftijd bij de geboorte van het eerste kind', kunnen situeren in de discussie omtrent standaardlevensloop en keuzebiografie (du Bois-Reymond and de Jong Gierveld, 1993). Zo is de leeftijd waarop men het eerste kind krijgt niet alleen substantieel gedaald in de loop van deze eeuw, maar is ook de spreiding ervan afgenomen: men kan spreken van een standaardisering van de leeftijd bij de geboorte van het eerste kind. Vanaf de jaren zestig krijgt het proces van de individualisering van de levensloop dan de overhand. We kunnen dit illustreren aan de hand van de grafiek waarin het percentage vrouwen dat een eerste kind kreeg per leeftijd wordt uitgezet.



Grafiek 2.1: Procentuele verdeling van de leeftijd bij de eerste geboorte naar geboortecohorte

We zien duidelijk hoe de leeftijd bij het krijgen van het eerste kind naar de geboortecohorte 1937-1946 toe steeds uniformer wordt (deze personen waren over het algemeen tussen de 20 en 30 jaar oud in de jaren zestig) en hoe in de jongste geboortecohorte de spreiding opnieuw toeneemt. Er wordt aangenomen dat het juist die personen zijn die niet tot de modale groep behoren (in de statistische zin), die het meest hun eigen levensloop zullen bepalen en bijgevolg een grotere variatie zullen kennen in de leeftijd bij de eerste geboorte. We hebben aangetoond dat dit opgaat voor vrouwen die niet katholiek zijn opgevoed als voor vrouwen die tijdens hun jeugd minimaal een jaar bij slechts een van beide ouders hebben geleefd.

2.3.4 opleidingsniveau

De hoogte van het bereikte opleidingsniveau van de vrouw wordt verondersteld de eerste geboorte uit te stellen omdat de hoeveelheid opleiding die zij geniet een invloed heeft op het moment wanneer zij vrij zal zijn van de eisen die aan haar gesteld worden als studente. Deze rol wordt in het algemeen als niet te verzoenen beschouwd met de ouderschapsrol die te veel resources opeist, zowel qua tijd als geld. De hoogte van de genoten opleiding heeft tevens een impact op de waarschijnlijkheid dat zij na het beëindigen van haar studies een carrière in het publieke domein (arbeidsmarkt) zal ambiëren. We onderscheiden hier dus twee effecten van de opleiding, enerzijds het institutionele effect van het in opleiding zijn (de concurrerende rollen student en moeder) en anderzijds het effect van de hoogte van de opleiding die differentiële kansen op de arbeidsmarkt weerspiegelt. Tabel 2.5 bevestigt de verwachtingen: vrouwen met een lager opleiding hebben veel vroeger kinderen dan vrouwen met een hogere opleiding. Bovendien blijven ze ook minder kinderloos.

hoogst behaalde diploma	21 of jonger	22-25	26-29	30 of ouder	geen kind	N
max LSO	29.8	32.5	16.0	10.2	11.6	1701
HSO	18.4	38.2	20.6	9.6	13.4	538
HO	9.4	34.3	28.6	11.0	16.7	652

Tabel 2.5: vrouwen die ouder zijn dan 35, naar hoogst behaalde diploma en naar leeftijd bij geboorte eerste kind⁶

2.4 Multivariate analyse: conditionele logistische regressie

2.4.1 Methode

We schatten voor elk leeftijdsinterval de waarschijnlijkheid dat een vrouw overgaat tot een eerste geboorte, waarbij we alleen die vrouwen in de analyse opnemen die in de vorige leeftijdsintervallen nog geen kind kregen. Door de keuze van dit analysemodel voor de bestudering van het proces van de eerste geboorte, namelijk een serie van conditionele kansen geschat door een logistische regressie voor afzonderlijke leeftijdsklassen, besteden we expliciet aandacht aan het feit dat de individuele leeftijd van de vrouw een invloed kan hebben op dit proces. De onderzoeksvraag luidt dan bijvoorbeeld: hoe groot is de kans dat een vrouw in de leeftijdscategorie van 22 tot en met 25 een kind krijgt, op voorwaarde dat ze daarvoor nog kinderloos was? De verklarende variabelen zijn de geboortecohorten en verscheidene sociaal-structurele variabelen zoals we die in de voorgaande bivariate analyses gedefinieerd hebben. Binnen elke afzonderlijke conditionele analyse gaan we na of er interactie optreedt tussen de geboortecohorte en de sociaal-structurele variabelen. Zo kunnen we vaststellen of de effecten van deze sociaal-structurele variabelen

⁶ chi kwadraat = 140.587 prob < 0.001 8 df

onderhevig zijn aan geaggregeerde tijd (periode of cohorte). Of de individuele leeftijd van de vrouw een invloed heeft op het proces van het krijgen van een eerste kind, kunnen we afleiden door de effecten van zowel de sociaal-structurele variabelen als de cohorte-effecten te vergelijken over de verschillende conditionele modellen.

2.4.2 Variabelen

Een eerste verklarende variabele (W1A602) is het levensbeschouwelijk klimaat waarin men is opgegroeid: katholiek (referentiecategorie) of niet-katholiek. Vervolgens namen we in ons model een variabele op die het antwoord bevat op de vraag of de vrouwen in kwestie tijdens hun jeugd (voor ze zestien waren) langer dan een jaar bij slechts een van hun ouders hadden verbleven (W1A028, ja is referentiecategorie).

We besloten de opleiding van de vrouw als variabele met drie categorieën in ons model op te nemen: (1) geen diploma, diploma van lager onderwijs en diploma van lager secundair onderwijs; (2) diploma van hoger secundair onderwijs (EDUCAT2) en (3) diploma van hoger onderwijs van het korte type, diploma van hoger onderwijs van het lange type of universiteitsdiploma (EDUCAT3). Het laagste opleidingsniveau dient als referentiecategorie.

Vijf geboortecohorten namen we ook op als verklarende variabele voor geaggregeerde tijd. De jongste cohorte 1947-1956 fungeerde daarbij als referentiecategorie. De overige cohorten zijn respectievelijk 1937-1946 (COH3), 1927-1936 (COH4), 1917-1926 (COH5) en geboren voor 1917 (COH6).

Voor de verklarende variabele regio tenslotte was de referentiecategorie Wallonië, REGIO1 stond voor Brussel en REGIO2 voor Vlaanderen.

Alvorens we de resultaten bekijken van de eigenlijke analyse is het noodzakelijk nog enkele methodologische zaken uit te klaren. Allereerst haal ik enkele variabelen aan die mogelijk een verklaringswaarde kunnen hebben voor de variatie in de leeftijd waarop er over wordt gegaan tot de eerste geboorte en die we toch niet opnemen in ons model. Dit kan als gevolg hebben dat ons logistisch regressiemodel niet volledig juist gespecificeerd is. Het gaat hier ten eerste om de leeftijd bij het huwelijk. Aangezien leeftijd bij eerste huwelijk en leeftijd bij de geboorte van het eerste kind zowel normatief als empirisch een sterk verband vertonen en er kan geargumenteed worden dat beide het resultaat zijn van gelijkaardige exogene factoren (Rindfuss et al., 1980), kunnen we er vanuit gaan dat beide transities het gevolg zijn van een beslissingsmoment. Het weglaten van de leeftijd bij het eerste huwelijk heeft dan, vertrekkende vanuit deze veronderstellingen, niet tot gevolg dat onze schattingen vertekend zullen worden.

Een andere, mogelijk belangrijke determinant van de timing van de geboorte van het eerste kind is de parallele loopbaan die vrouwen uitbouwen op de arbeidsmarkt. Met ons databestand is het echter niet mogelijk om deze variabele (tijdstip van eerste werk) in ons model op te nemen⁷. Bij het opnemen van de variabele opleiding hebben we impliciet de veronderstelling gemaakt dat de waarschijnlijkheid dat de vrouw een carrière uitbouwt, afhangt van haar hoogst behaalde diploma en in die zin kunnen onze schattingen voor het effect van de gevolgde opleiding naar boven vertekend worden.

⁷ Deze variabele is wel aanwezig in golf 3 (1994).

2.4.3 Resultaten

Vrouwen Variabele	Leeftijdsklasse				
	<22	22-25	26-29	30-34	<35
intercept	-0.048	0.152	0.367	-1.169	2.346
W1A602	0.3**	-0.188	-0.516***	-0.186	-0.372**
W1A028	-0.147	0.128	0.133	0.49*	0.279*
HSO	-0.981***	-0.038	0.028	-0.192	-0.352**
HO	-1.79***	-0.504***	0.168	-0.427*	-0.706***
COH3	-0.303**	-0.032	-0.067	-0.067	-0.15
COH4	-0.726***	-0.079*	-0.253	-0.141	-0.467***
COH5	-1.102***	-0.657***	-0.447**	-0.247	-0.955***
COH6	-1.25***	-0.898***	-0.832***	-0.047	-1.201***
REGIO1	-0.272°	-0.171	-0.101	-0.311	-0.403**
REGIO2	-0.3***	0.035	0.064	0.06	-0.036
likelihood ratio (p)	0.9381	0.4585	0.1204	0.4924	0.6025

Tabel 2.6: conditionele logistische regressie voor het krijgen van een eerste kind in een bepaalde leeftijdsklasse⁸

In tabel 2.6 vinden we de resultaten terug van de schattingen van de parameters van onze logistische regressiemodellen voor de waarschijnlijkheid op het krijgen van een eerste kind. Variabelen met positieve coëfficiënten covariëren positief met de geschatte voorwaardelijke waarschijnlijkheden van de geboorte van eerste kind in de

⁸ *** $p < 0.001$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, ° $p < 0.15$. Merk op dat er in onze modellen geen sprake meer is van de variabele opleiding van de vader of opleiding van de moeder. Na introductie van het eigen hoogst behaalde diploma verloor deze variabele zijn statistische significantie zodat we moeten concluderen dat deze variabelen slechts een effect hebben op de timing van het krijgen van het eerste kind via hun invloed op de opleiding van de vrouwen zelf.

onderzochte leeftijdsklasse. Voor de negatieve coëfficiënten geldt het tegenovergestelde.

2.4.3.1 Algemeen model

We begonnen onze analyse met een logistische regressie waarin we de kans schatten op het krijgen van een kind voor de leeftijd van 35 jaar bereikt werd. Vermits meer dan 85 % van de vrouwen (na weging) in onze steekproef tegen deze leeftijd een kind gekregen had en kansen op het krijgen van een eerste kind na 35 zeer laag zijn, kunnen we dit, bij omkering, ook interpreteren als het schatten van de kansen op blijvende kinderloosheid (Rindfuss et al., 1984, 363).

In een reeks van modellen (niet weergegeven) gingen we na of de door ons onderzochte structurele variabelen een interactie vertoonden met cohorte in hun effect op de kans op een eerste geboorte. De toevoeging van de respectieve interactietermen vergrootte de goodness of fit van ons model echter nooit op significante wijze, zodat we kunnen concluderen dat de effecten van de structurele variabelen op het krijgen van een eerste kind voor de leeftijd van 35 jaar niet veranderd zijn in de loop van deze eeuw.

In tegenstelling tot Rindfuss e.a. vinden we wel dat de additieve effecten van de onderzochte structurele variabelen een goed verklaringsmodel bieden voor het feit of een vrouw wel of niet een eerste kind heeft gekregen voor haar 35.

Het feit of men van thuis uit katholiek is opgevoed, heeft wel degelijk een significante invloed op het al dan niet kinderloos blijven. De odds om een

eerste kind te krijgen voor 35 is 1.45⁹ groter voor katholieke vrouwen dan voor niet-katholieke vrouwen.

We vinden ook aanwijzingen voor de hypothese dat vrouwen die voor hun zestiende een jaar of langer bij slechts een van beide ouders geleefd hebben, minder geneigd zijn over te gaan tot ouderschap. De odds voor vrouwen die deze ervaring niet hebben meegemaakt om een kind te hebben voor hun 35 is 1.32 keer groter dan voor die vrouwen die wel uit een op een of andere manier gebroken gezin komen.

De genoten opleiding is zoals verwacht een determinerende factor voor het kinderloos blijven. Vrouwen die maximaal een diploma hebben van lager secundair onderwijs hebben 1.42 keer zoveel kans als vrouwen die een diploma hebben van hoger secundair onderwijs om een kind te krijgen voor hun 35ste en dubbel zoveel kans als vrouwen die hoger onderwijs hebben gevolgd. Het zijn deze laatste vrouwen die door hun genoten opleiding het uitzicht hebben op een mooie carrière. Het uitbouwen van dergelijke carrière vergt inspanningen die mogelijk niet te rijmen vallen met het krijgen van kinderen.

Ook het gewest speelt een rol. Vrouwen in Brussel blijven tot anderhalf keer meer kinderloos dan vrouwen in de rest van het land.

Het cohorte-effect op het kinderloos blijven is zeer duidelijk: cohorten met relatief weinig kinderloze vrouwen zijn deze die in de 'golden sixties' hun piek-vruchtbaarheidsperiode kenden (COH4) en ook de jongste cohorte in onze analyse. De cohorten met de grootste kinderloosheid voor hun 35 maakten tijdens hun twintiger jaren de grote depressie of de Tweede Wereldoorlog mee (COH4 en COH5).

⁹ $\frac{1}{e^{-0.342}} = \frac{1}{0.68} = 1.45$

2.4.3.2 Conditionele modellen

Na het algemene model waarin we de kansen schatten van vrouwen op een kind krijgen voor hun 35, besteden we nu aandacht aan onze conditionele modellen, afzonderlijk geschat voor de leeftijdscategorieën: tot en met 21 jaar, van 22 tot en met 25 jaar, van 26 tot en met 29 jaar en tenslotte van 30 tot en met 34 jaar. In een eerste stap onderzochten we of er interactie was tussen de cohorde-effecten en elk van de sociaal-structurele variabelen.

Voor elk van de leeftijdsintervallen geldt hetzelfde: geen enkele van de in acht genomen interactie-effecten bleek significant op het waarschijnlijkheidsniveau van 0.05. Onze conclusie moet dan ook zijn dat de effecten van de sociaal-structurele variabelen voor de verschillende tijdsintervallen niet veranderd zijn over de geaggregeerde tijd (periode en cohorde). De enige (en dan nog slechts enigszins suggestieve) uitzondering hierop vormt het interactie-effect tussen het levensbeschouwelijk klimaat (katholiek of niet katholiek) waarin men is grootgebracht en het cohorde-effect. Hierop komen we later nog terug.

Wanneer we dan de directe effecten in onze conditionele modellen per leeftijdscategorie onder de loep nemen, stellen we veralgemenend vast dat de effecten van de sociaal-structurele variabelen veranderen naargelang de individuele leeftijd toeneemt. Dit gaat zowel op voor de richting als voor de sterkte van de effecten.

Niet katholieke vrouwen hebben 1.35 keer meer kans een kind te krijgen op zeer jonge leeftijd (21 jaar of jonger) dan katholieke vrouwen. Katholieke vrouwen maken echter een inhaalbeweging in de leeftijdscategorie van 26 tot en met 29 jaar, zij hebben dan 1.67 keer meer kans om een kind te krijgen dan niet katholieke vrouwen. Ook in de andere leeftijdscategorieën hebben katholieke vrouwen meer kans op het krijgen van een eerste kind.

Onze hypothesen (zie 2.3.1) worden ook in de multivariate analyse bevestigd.

Het opgroeien in een eenoudergezin lijkt ondanks onze hypothesen niet echt een invloed te hebben op het krijgen van een eerste kind. In overeenstemming echter met onze hypothesen lijkt de richting van coëfficiënten: in de jongste leeftijdscategorie is de kans groter voor vrouwen uit een gebroken gezinssituatie om tot een eerste geboorte over te gaan. Duidelijker echter is het positieve effect in de hoogste leeftijdscategorie. Dit ondersteunt onze hypothese dat er voor kinderen uit een eenoudergezin tegenover een verhoogd risico op een vroege zwangerschap ook een verhoogd risico op blijvende kinderloosheid is.

De effecten van de gevolgde opleiding zijn zeer duidelijk te interpreteren. Vrouwen met een opleiding die hoger is dan lager secundair onderwijs verschuiven de geboorte van een eerste kind naar de leeftijdscategorie van 26 tot en met 29 jaar. Dit inhaalmanoeuvre is echter helemaal niet sterk genoeg om ervoor te zorgen dat de graad van kinderloosheid hetzelfde wordt.

Wat betreft de regio kunnen we ook eenvoudige conclusies trekken: in Brussel en vooral in Vlaanderen is de waarschijnlijkheid voor vrouwen op een eerste geboorte op zeer jonge leeftijd significant kleiner dan in Wallonië. In Brussel blijft de kans op een eerste geboorte in alle leeftijdscategorieën kleiner dan die van Wallonië zodat er een significant verschil ontstaat qua kinderloosheid in de twee regio's. In Vlaanderen is er vanaf 22 jaar een inhaalbeweging te bespeuren ten opzichte van Wallonië, zodat op het einde van de rit de graad van kinderloosheid in Wallonië en Vlaanderen niet significant verschilt.

Vervolgens bekijken we de effecten van geaggregeerde tijd (periode of cohorte). De coëfficiënten van de cohorte-effecten op de eerste geboorte

waarschijnlijkheden op jonge leeftijd reflecteren het uitstellen van het krijgen van kinderen van de oudste cohorten tijdens de jaren van depressie en de Tweede Wereldoorlog.

De fit van onze conditionele modellen gaat naar beneden met toenemende leeftijdsklassen. Twee mogelijke verklaringen kunnen we hiervoor aanhalen. Ten eerste is de door ons gehanteerde goodness of fit maat afhankelijk van de grootte van onze deel data sets. Vermits onze deel data sets steeds kleiner worden in elke toenemende leeftijdsklasse (omdat vrouwen die voordien een kind kregen niet meer in aanmerking komen), is het niet meer dan normaal dat onze goodness of fit maat naar beneden gaat. Wanneer we onze maat corrigeren voor de grootte van de steekproeven, blijft de fit echter afnemen met toenemende leeftijdsklassen (niet weergegeven). Een alternatieve verklaring dringt zich dus op. De wetenschap dat onze variabelen een goed verklaringsmodel bieden voor de geboorte van het eerste kind op zeer jonge leeftijd gecombineerd met het feit dat de coëfficiënten over de leeftijdscategorieën van sterkte en in sommige gevallen zelfs van richting veranderen en het feit (dat we reeds boven aanhaalden) dat we geen weet hebben van bijvoorbeeld een eventuele parallelle loopbaan van de vrouwen op de arbeidsmarkt doet ons vermoeden dat er in de hogere leeftijdsklassen andere mechanismen beginnen te spelen die de waarschijnlijkheid bepalen van het krijgen van een eerste kind. Het gaat hier om niet geobserveerde heterogeniteit.

Boven haalden we reeds aan dat het enige (suggestieve) interactie-effect voor onze conditionele modellen dit tussen de levensbeschouwing van het gezin van oorsprong en de cohorte was. Zonder de coëfficiënten weer te geven lijkt het er op dat het opgroeien in een niet-katholieke omgeving bij de drie jongste cohorten een sterker positief effect had op het krijgen van een kind op zeer jonge leeftijd dan in de twee oudste cohorten¹⁰.

¹⁰ significantie van het interactie-effect voor de leeftijdscategorie jonger dan 22 is 0.1547 en voor de leeftijdscategorie tussen 22 en 25 is 0.0553

Omgekeerd hebben katholiek opgevoede vrouwen van de drie jongste cohorten een grotere kans om een kind te krijgen in de leeftijdscategorie 22 tot 25 jaar dan op basis van de enkelvoudige effecten kon verwacht worden.

3. Wat zijn de consequenties van de leeftijd waarop het eerste kind geboren wordt ?

3.1 Data

We beperkten onze dataset hier tot vrouwen van de na-oorlogse generatie die reeds een kind kregen en die minstens 35 jaar oud waren. In concreto gaat het hier dus over vrouwen die geboren zijn tussen 1946 en 1956 (N=807). Op deze manier schakelen we het gevaar uit dat periode-effecten onze bivariate analyses komen verstoren. Van de leeftijd bij de eerste geboorte maakten we opnieuw een categoriale variabele wat het gemakkelijker maakte om een chi-kwadraat test te gebruiken om samenhang te constateren.

Leeftijd bij geboorte eerste kind	een kind	twee kinderen	drie kinderen	vier of meer kinderen
21 of jonger	18.9	41.1	22.1	18.0
tussen 22 en 25	17.2	47.4	25.8	9.7
tussen 26 en 29	24.4	54.4	15.7	5.6
ouder dan 29	51.1	37.4	10.3	1.2

Tabel 3.1: vrouwen geboren vanaf 1 januari 1946 die reeds kind kregen en ouder zijn dan 35, naar leeftijd bij geboorte eerste kind en het aantal kinderen dat ze hebben gekregen¹¹

¹¹ chi kwadraat = 67.565 prob < 0.001 voor 9 df

Hoewel we niet met honderd procent zekerheid kunnen afleiden uit voorgaande tabel dat het uiteindelijk bereikte kindertal beïnvloed wordt door de leeftijd bij de geboorte van het eerste kind omdat nog niet vaststaat voor deze vrouwen of ze niet na het moment van bevraging nog kinderen zullen krijgen, zijn er omwille van de hoge significantie en omwille van de leeftijdsgrens van 35 jaar toch zeer sterke aanwijzingen in deze richting. Het lijkt er zeer sterk op dat hoe vroeger een vrouw begint met het krijgen van kinderen, hoe hoger het uiteindelijk bereikte totale kinderaantal wordt. Vrouwen die op late leeftijd met kinderen beginnen houden het veelal op een, maximaal twee kinderen.

Leeftijd bij geboorte eerste kind	hebben geen werk	hebben werk (ook in onderbreking) in 1992
21 of jonger	50.9	49.1
tussen 22 en 25	33.2	66.8
tussen 26 en 29	26.1	74.9
ouder dan 29	26.7	73.3

Tabel 3.2: vrouwen geboren vanaf 1 januari 1946 die reeds kind kregen en ouder zijn dan 35, naar leeftijd bij geboorte eerste kind en of ze werk hebben of niet¹²

In de inleiding stelden we dat de leeftijd bij de geboorte van het eerste kind een impact had op de gevolgde arbeidsloopbaan van de vrouw. In tabel 3.2 gingen we cross-sectioneel na of er een samenhang is met het feit of de vrouw werkte op het moment van de bevraging (1992). We gingen ervan uit dat vrouwen die op zeer jonge leeftijd een eerste kind kregen, relatief minder carrièrericht zijn en met als gevolg proportioneel minder werk hebben. We stellen een zeer significante samenhang vast.

¹² chi kwadraat = 36.55 prob < 0.001 voor 3 df

In tabel 3.3 en tabel 3.4 onderzochten we of er een verband bestond tussen de leeftijd bij de geboorte van het eerste kind en het huishoudelijk inkomen. Zowel voor wat betreft de hoogte van het huishoudelijk inkomen (gemeten als het behoren tot een bepaald inkomenskwartiel) als wat betreft de mogelijkheden die dit inkomen biedt (hoe gemakkelijk men rondkomt, of men een betaalde hulp heeft in het huishouden voor poetsen en schoonmaken en of men regelmatig kan sparen) vinden we een samenhang in de verwachte richting. Het is vooral opvallend dat vrouwen die op zeer jonge leeftijd een eerste kind kregen slechts zeer zelden in het hoogste inkomenskwartiel terechtkomen. Deze vrouwen hebben het ook veruit het minst makkelijk om rond te komen met hun huishoudelijk inkomen.

Leeftijd bij geboorte eerste kind	Q1	Q2	Q3	Q4
21 of jonger	34.5	31.6	20.8	13.1
tussen 22 en 25	19.5	26.7	27.9	26.0
tussen 26 en 29	20.1	20.1	26.0	33.8
ouder dan 29	24.6	16.90	25.0	33.7

Tabel 3.3: vrouwen geboren vanaf 1 januari 1946 die reeds kind kregen en ouder zijn dan 35, naar leeftijd bij geboorte eerste kind en naar huishoudelijk inkomenskwartiel¹³

Leeftijd bij geboorte eerste kind	eerder tot zeer moeilijk	eerder tot zeer makkelijk
21 of jonger	36.7	63.4
tussen 22 en 25	30.3	69.7
tussen 26 en 29	28.9	71.1
ouder dan 29	19.2	80.8

Tabel 3.4: vrouwen geboren vanaf 1 januari 1946 die reeds kind kregen en ouder zijn dan 35, naar leeftijd bij geboorte eerste kind en hoe ze rondkomen met hun huishoudelijk inkomen¹⁴

¹³ chi kwadraat = 47.225 prob < 0.001 voor 9 df

Verder bouwend op het inzicht dat vrouwen die op jonge leeftijd een kind krijgen het in het verdere leven moeten zien te rooien met minder middelen, gaan we in tabel 3.5 de samenhang na tussen de leeftijd bij de eerste geboorte en het feit of het huishouden waartoe de vrouw behoort regelmatig kan sparen. Zoals verwacht is er ook hier weer associatie die significant is en in de verwachte richting.

Leeftijd bij geboorte eerste kind	ja	neen	neen om andere redenen dan financiële
21 of jonger	60.1	33.5	6.4
tussen 22 en 25	69.8	20.3	9.9
tussen 26 en 29	76.0	17.7	6.3
ouder dan 29	78.5	15.7	5.9

Tabel 3.5: vrouwen geboren vanaf 1 januari 1946 die reeds kind kregen en ouder zijn dan 35, naar leeftijd bij geboorte eerste kind en of hun huishouden het zich kan veroorloven regelmatig te sparen¹⁵

Bestaat er een samenhang tussen de aanwezigheid van een betaalde hulp in het huishouden en de leeftijd waarop een vrouw haar eerste kind kreeg? Tabel 3.6 geeft ons het antwoord: hoe jonger de leeftijd was waarop vrouwen hun eerste kind kregen, des te minder frequent hebben ze een betaalde hulp in het huishouden, het verband is zeer significant.

¹⁴ chi kwadraat = 8.496 prob < 0.05 voor 3 df

¹⁵ chi kwadraat = 24.874 prob < 0.001 voor 6 df

Leeftijd bij geboorte eerste kind	betaalde hulp	onbetaalde hulp	geen hulp
21 of jonger	6.9	1.5	91.6
tussen 22 en 25	14.3	3.0	82.7
tussen 26 en 29	24.3	0	75.8
ouder dan 29	26.3	1.2	72.6

Tabel 3.6: vrouwen geboren vanaf 1 januari 1946 die reeds kind kregen en ouder zijn dan 35, naar leeftijd bij geboorte eerste kind en naar aanwezigheid betaalde hulp in het huishouden voor poetsen en schoonmaken¹⁶

In de inleiding formuleerden we ook de hypothese dat er een verband bestond tussen het verwerven van eigendom (assets) en de leeftijd bij de geboorte van een eerste kind. Volgende tabellen tonen ons dat zulk een positief significant verband afhankelijk is van het soort eigendom dat we bekijken. Zo gaat het bijvoorbeeld wel op voor het verwerven van een huis (Tabel 3.7) maar niet voor het aantal auto's in gebruik in het huishouden (Tabel 3.8). Een opmerking is hier op zijn plaats. Bij het verwerven van een woning gaat het duidelijk niet om een lineair verband en het verwachte verband tussen het aantal wagens in een huishouden en de leeftijd bij de geboorte van het eerste kind is er niet. Wellicht duidt dit er op dat er verschillende preferenties aan het werk zijn die er voor zorgen dat het bestedingspatroon niet analoog is aan de verschillende financiële situatie van huishoudens.

¹⁶ chi kwadraat = 37.000 prob < 0.001 voor 6 df

Leeftijd bij geboorte eerste kind	(mede-)eigenaar	huurder	gratis
21 of jonger	67.4	28.6	4.0
tussen 22 en 25	82.6	15.8	1.6
tussen 26 en 29	76.6	20.2	3.2
ouder dan 29	71.8	25.0	3.2

Tabel 3.7: vrouwen geboren vanaf 1 januari 1946 die reeds kind kregen en ouder zijn dan 35, naar leeftijd bij geboorte eerste kind en naar eigendomsstatus van woning¹⁷

Leeftijd bij geboorte eerste kind	nul	een	twee	drie of vier
21 of jonger	3.3	63.2	26.5	7.0
tussen 22 en 25	5.6	57.1	33.2	4.1
tussen 26 en 29	3.2	60.1	34.6	2.2
ouder dan 29	6.2	56.2	35.2	2.5

Tabel 3.8: vrouwen geboren vanaf 1 januari 1946 die reeds kind kregen en ouder zijn dan 35, naar leeftijd bij geboorte eerste kind en naar het aantal auto's in gebruik in huishouden¹⁸

Vrouwen die op zeer jonge leeftijd een eerste kind kregen, hebben een significant grotere kans om een echtscheiding mee te maken dan vrouwen die na hun 21^{ste} verjaardag voor het eerst moeder worden. Opvallend is ook het verband tussen ongehuwd moederschap en de latere leeftijd bij de geboorte van een eerste kind.

¹⁷ chi kwadraat = 18.673 prob < 0.005 voor 6 df

¹⁸ chi kwadraat = 12.374 prob < 0.2 voor 9 df

Leeftijd bij geboorte kind	gehuwd en nooit gescheiden	ooit gescheiden	nooit gehuwd
21 of jonger	74.7	25.0	0.3
tussen 22 en 25	85.2	14.3	0.5
tussen 26 en 29	84.5	12.6	3.0
ouder dan 29	67.8	22.9	9.4

Tabel 3.9: vrouwen geboren vanaf 1 januari 1946 die reeds kind kregen en ouder zijn dan 35, naar leeftijd bij geboorte eerste kind en naar ervaring met scheiding¹⁹

4. De leeftijd bij de geboorte van het eerste kind en het effect op het hebben van werk

Nu we enkele belangrijke determinanten van de variatie in de leeftijd waarop vrouwen hun eerste kind krijgen, hebben geïdentificeerd in het eerste deel van deze paper en in het tweede deel bivariate verbanden hebben onderzocht tussen de leeftijd waarop vrouwen deze overgang maken en enkele belangrijke indicator-variabelen van sociale ongelijkheid, is het de bedoeling in dit laatste deel na te gaan in hoeverre het effect van de leeftijd waarop men het eerste kind krijgt intermediair is of in hoeverre het een directe invloed blijft behouden.

Een eerste manier om dit na te gaan is de bivariate relaties die we in het tweede deel van deze paper hebben onderzocht aan een verdere analyse te onderwerpen, bijvoorbeeld door middel van het kiezen van een juiste controlevariabele. Vermits we in het eerste deel van deze paper hebben vastgesteld dat het hoogste behaalde diploma een determinant bleek voor de leeftijd waarop een vrouw haar eerste kind kreeg en in het tweede deel

¹⁹ chi kwadraat = 46.122 prob < 0.001 voor 6 df

er associatie vastgesteld werd tussen die leeftijd en het feit of men op het moment van bevraging betaald werk had, kunnen we ons de vraag stellen of die associatie blijft bestaan wanneer we het niveau van de genoten opleiding constant houden, wanneer we met andere woorden controleren voor de gevolgde opleiding.

Leeftijd bij geboorte eerste kind	hebben werk	geen werk	hebben werk (ook in onderbreking)
21 of jonger	55.8		44.2
tussen 22 en 25	51.7		48.4
tussen 26 en 29	39.4		60.6
ouder dan 29	14.6		85.4

Tabel 4.1: vrouwen geboren vanaf 1 januari 1946 die reeds kind kregen en ouder zijn dan 35, naar leeftijd bij geboorte eerste kind en of ze werk hebben of niet, hoogste diploma is maximaal LSO²⁰

Leeftijd bij geboorte eerste kind	hebben werk	geen werk	hebben werk (ook in onderbreking)
21 of jonger	43.2		56.8
tussen 22 en 25	28.4		71.6
tussen 26 en 29	30.6		69.4
ouder dan 29	46.2		43.8

Tabel 4.2: vrouwen geboren vanaf 1 januari 1946 die reeds kind kregen en ouder zijn dan 35, naar leeftijd bij geboorte eerste kind en of ze werk hebben of niet, hoogste diploma is HSO²¹

²⁰ chi kwadraat = 11.404 prob < 0.01 voor 3 df

²¹ chi kwadraat = 4.183 prob < 0.242 voor 3 df

Leeftijd bij geboorte eerste kind	hebben werk	geen werk (ook in onderbreking)
21 of jonger	32.8	67.2
tussen 22 en 25	17.8	82.2
tussen 26 en 29	17.1	82.9
ouder dan 29	22.6	77.4

Tabel 4.3: vrouwen geboren vanaf 1 januari 1946 die reeds kind kregen en ouder zijn dan 35, naar leeftijd bij geboorte eerste kind en of ze werk hebben of niet, hoogste diploma is HO²²

De associatie tussen de leeftijd bij de geboorte van het eerste kind en het hebben van werk in 1992 blijft slechts bestaan voor de laagste opleidingscategorie²³. Nu is de elaboratie van kruistabellen met variabelen die meer dan twee categorieën bevatten niet meteen de meest elegante techniek om te controleren voor interactie. We stellen bijvoorbeeld vast dat de associatie tussen de leeftijd bij het eerste kind en het hebben van werk verdwijnt in de hoogste opleidingscategorieën, wil dit dan zeggen dat er, controlerend voor opleidingsniveau geen associatie meer is? Of dat er interactie is?

Vermits we veronderstellen dat er een causaal verband is tussen de leeftijd bij de eerste geboorte en het hebben van werk op het moment van bevraging in 1992, kunnen we een logistische regressie uitvoeren waarin we de kans op het hebben van werk regresseren op de leeftijdsklasse waarin men het eerste kind krijgt én op de genoten opleiding. Onder de assumptie dat ons model juist gespecificeerd is, kunnen we dan nagaan of de leeftijd bij de eerste geboorte, onafhankelijk van de genoten opleiding, een direct effect blijft behouden op het hebben van werk.

²² chi kwadraat = 4.029 prob < 0.258 voor 3 df

²³ Opleiding verklaarde in alle andere gevallen de associatie weg tussen de leeftijd bij de eerste geboorte en de outcome variabelen. De opleiding correleert gelijktijdig met de leeftijd bij de eerste geboorte en de outcomevariabelen.

We beperken onze deel data set deze keer tot alle vrouwen geboren tussen 1 januari 1932 en 31 december 1956, vrouwen die dus in 1992 tussen de 35 en 60 jaar oud zijn. We kunnen ons deze uitbreiding permitteren omdat we in ons logistisch regressiemodel expliciet kunnen controleren voor de geboortecohorte en aldus rekening houden met eventuele cohorde- of periode-effecten die in een bivariate analyse zelfs onder controle van opleiding niet vast te stellen vallen. Anderzijds nemen we als bovengrens zestig jaar aangezien dit over het algemeen de officiële pensioenleeftijd is voor vrouwen en we dus zeer weinig vrouwen zullen aantreffen die na deze leeftijd nog werken.

Vrouwen variabele	model 1	model 2	model 3
intercept	0.1576	0.1298	-0.1712
1952-1956			
1947-1951	-0.3646*	-0.3419*	-0.332*
1942-1946	-0.4186*	-0.3137°	-0.3477*
1937-1941	-1.5346***	-1.3784***	-1.4418***
1932-1936	-2.2182***	-1.9777***	-2.0532***
21 of jonger			
22-25	0.7504***		0.4661**
26-29	0.8852***		0.3878*
30 of ouder	1.0337***		0.6704**
geen kind	1.3129***		0.9312***
max LSO			
HSO		0.7047***	0.6169***
HO		1.5314***	1.3915***
model chi kwadraat	275.468	357.702	381.316
	8 DF	6 DF	10 DF

Tabel 4.4: logistische regressie voor de kans werk in 1992²⁴

In tabel 4.4 hebben we drie modellen weergegeven. Model 1 regresseert het hebben van werk op de geboortecohorte en de leeftijd bij de geboorte van het eerste kind. De effecten zijn hoogst significant en in de verwachte richting. Hoe ouder de geboortecohorte en hoe later op leeftijd de vrouwen dus zijn, hoe kleiner de kans is dat zij werken. Hoe later vrouwen een eerste kind kregen hoe groter de kans is dat zij werken. Vrouwen die voor hun 35 nog geen kind kregen, hebben de grootste kans om te werken. Model 2 heeft naast de geboortecohorte de genoten opleiding als verklarende variabele. Ook hier zijn de effecten significant en in de verwachte richting. In model drie voegen we de twee verklarende variabelen samen, we kunnen nu het effect van de leeftijd bij de eerste geboorte op het hebben van werk nagaan, onder controle van de gevolgde opleiding. De leeftijd bij de geboorte van het eerste kind blijkt een direkt effect te hebben voor vrouwen op het hebben van werk. De coëfficiënten worden weliswaar kleiner (niet verwonderlijk aangezien we weten dat de gevolgde opleiding een determinant is van de leeftijd bij de eerste geboorte en daarmee dus correleert), maar hun richting blijft dezelfde. Bovendien is er een significante verbetering van het model.

We controleerden ook of er interactie was tussen het hoogst behaalde diploma en de leeftijd bij de eerste geboorte, maar dit interactie-effect was niet significant en de fit van het model was beter zonder.

Het hoogst behaalde diploma heeft een duidelijke invloed of men in 1992 werk heeft. Ook de leeftijd bij de geboorte van het eerste kind heeft dit en niet alleen omdat deze leeftijd beïnvloed wordt door de genoten opleiding.

²⁴ *** $p < 0.001$ ** $p < 0.01$ * $p < 0.05$ ° $p < 0.1$

5. Besluit

Het krijgen van het eerste kind is een van de sleutelmomenten in de overgang naar de volwassenheid. Meer nog dan het zelfstandig gaan wonen of het huwen, heeft dit moment een irreversibel karakter en is het nog sterker roldefiniërend en -veranderend. Het heeft, zoals we ook in deze paper hebben kunnen aantonen een grote impact op het verdere leven. Het leek ons dan ook belangrijk om te begrijpen welke variabelen van invloed zijn op het tijdstip waarop wordt overgegaan tot het krijgen van kinderen en hoe deze verklarende variabelen zich verhouden tot die uitkomstvariabelen die verondersteld worden een invloed van de leeftijd bij de eerste geboorte te ondergaan. Als voorbeeld hebben we het hebben van werk in 1992 genomen. We stelden vast dat opleiding een van de sterkste determinanten was van de timing van de geboorte van het eerste kind. Uiteraard is de genoten opleiding ook een determinant van het hebben van werk. De vraag die we ons stelden was dan ook of de leeftijd bij de eerste geboorte een invloed bleef hebben op het hebben van werk als we de opleiding constant zouden houden. Het antwoord was positief zodat we kunnen concluderen dat bij het verder onderzoek naar de creatie van sociale ongelijkheid (zij het tussen de geslachten of tussen verschillende sociale milieus) het interessant kan zijn om de verschillende transitie naar volwassenheid in rekening te brengen en te zien in welke mate zij een rol spelen.

Bibliografie

- BLOSSFELD, H. P., 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*, jg. 97, 1: 143-168.
- BLOSSFELD, H. P., JAENICHEN, U. (1992) 'Educational expansion and changes in women's entry into marriage and motherhood in the Federal Republic of Germany', in: *Journal of Marriage and the Family*, jg. 54, may: 302-315.
- CORIJN, M. (1995) *De overgang naar volwassenheid in Vlaanderen. Resultaten van het NEGO V-onderzoek*. Brussel: Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap; 260.
- 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 birth of the first child', in: *Journal of Marriage and the Family*, jg. 58, february: 117-126.
- DU BOIS-REYMOND, M., DE JONG GIERVELD, J. (ed.) (1993) *Volwassen worden. Generaties toen en nu: transities in de levensloop*. Houten/Zaventem: Bohn Stafleu Van Loghum; 122.
- HUININK, J. (1987) 'Soziale Herkunft, Bildung und das Alter bei der Geburt des ersten Kindes', in: *Zeitschrift für Soziologie*, jg. 16, 5: 367-384.
- JACOBS, T., MARYNISSEN, R. (1993) 'Panel Studie van Belgisch Huishoudens: methodebericht golf 1', Antwerpen
- KALMIJN, M. (1996) 'Effecten van opleidingsniveau, duur en richting op het tijdstip waarop paren hun eerste kind krijgen', in: *Bevolking en Gezin*, jg. 1: 41-71.
- MARINI, M. M. (1985) 'Determinants of the timing of adult role entry', in: *Social Science Research*, jg. 14, 309-350.
- MARINI, M. M. (1984) 'Women's educational attainment and the timing of entry into parenthood', in: *American Sociological Review*, jg. 49, 491-511.
- RINDFUSS, R. R., ST. JOHN, C. (1983) 'Social determinants of age at first birth', in: *Journal of Marriage and the Family*, jg. 45, august: 553-565.

RINDFUSS, R. R., MORGAN, S. P., SWICEGOOD, C. G. (1984) 'The transition to motherhood: the intersection of structural and temporal dimensions', in: *American Sociological Review*, jg. 49, june: 359-372.

RINDFUSS, R. R., BUMPASS, L., ST. JOHN, C. (1980) 'Education and fertility: implications for the roles women occupy', in: *American Sociological Review*, jg. 45, june: 431-447.

STOKES, M. E., DAVIS, C. S., KOCH, G. G. (1995) *Categorical data analysis using the SAS system*. Cary: SAS Institute Inc.; 499.

1997/1	BW	Geografische spreiding van de inkomsten uit rust- en overlevingspensioenen van de openbare sector, beheerd door de administratie der pensioenen	M. Matheusens
1997/2 UITGEPUT	CW	M/V in beeld. Een evaluatie van het emancipatiebeleid van openbare omroepen	S. Spee
1997/3	IP	Loose and Tight Policy Networks in EU Decision-Making	P. Bursens B. Kerremans
1997/4	SW	De verdeling van de huishoudelijke arbeid: introductie van een interactiemodel	S. De Bruyn
1998/1	BW	Profiel van de Vlaamse gemeentesecretaris	K. De Leemans Y. Plees
1998/2	CW	De juf is streng: attitudes omtrent kindertaal en onderwijsgerichtheid	A. De Houwer
1998/3	IP	Symbiosis or Controversy? Governmental appraisal of lobbying and lobbying regulation in the EU and USA	D. Crikemans
1998/4	SW	Pijnbeleving bij mammografie	E. Bruyninckx
1998/5	BW	Sturen op kerncompetenties: een troefkaart voor de bedrijvige overheid	S. Loeman
1998/6	CW	De bescherming van de landelijke en de regionale niet-openbare zenders in het kabeldecreet van 1987: Een toetsing van feiten en argumenten	D. Stoffelen
1998/7	IP	Noord-Ierland en het Goede Vrijdag Akkoord: een analyse	J. Manssens

1998/8	SW	Netwerkanalyse: 2 concrete toepassingen	E. Bruyninckx P. Van Aelst
1998/9	BW	Asbest in gebouwen. Ook voor bestuurders niet goed zichtbaar?	I. Loots A. Bergmans
1998/10	CW	De populaire en de kwaliteitspers in Vlaanderen: een empirische toetsing n.a.v. de zaak-Dutroux	S. Walgrave J. Manssens
1998/11	IP	De totstandkoming van het Partnerschap voor de vrede herbekeken	N. Neyt
1998/12	SW	Chanel No 5 goes MTV: on the popularization of the luxury perfume market	D. Mortelmans
1999/1	BW	Het cordon sanitair rond het Vlaams Blok gewikt en gewogen	S. Damen
1999/2	CW	Een mening hebben over prostitutie. Een kritische kijk op de prostitutie-uitzending van Jan Publiek aan de hand van de theorieën van Foucault en Laclau & Mouffe	N. Carpentier S. Spee
1999/3	IP	Rusland en het westen. Een cyclische beweging van toenadering en afkeer	S. Helsen
1999/4	SW	'Determinanten en gevolgen van de leeftijd van vrouwen bij de geboorte van het eerste kind'	S. De Bruyn



PSW-Papers Bestelformulier

Naam:

Adres:

.....

.....

Stuur mij aub de volgende PSW-Papers:

No	Auteur en titel	Aantal
.../....
.../....
.../....
.../....

Totaal: 100 Bfr X

Gelieve dit formulier terug te sturen naar:
Redactiesecretariaat Psw-papers,
Departement Politieke en Sociale Wetenschappen, UIA,
Universiteitsplein 1, B-2610 Wilrijk, België
Fax: ++ 32 (0)3 820 28 82 Email: pswpaper@uia.ua.ac.be
Bestelling wordt verzonden na betaling (rekeningnummer 001-1354227-86)



PSW-Papers Order form

Name:

Address:

.....

.....

Please send me the following PSW-Papers:

No	Author and title	Quantity
.../....
.../....
.../....
.../....

Total: 100 Bfr X

Please return this form to:

Redactiesecretariaat Psw-papers,

Departement Politieke en Sociale Wetenschappen, UIA,

Universiteitsplein 1, B-2610 Wilrijk, België

Fax: ++ 32 (0)3 820 28 82 Email: pswpaper@uia.ua.ac.be

Paper(s) will be mailed after payment (account number: 001-1354227-86)