

EFFECTEN VAN OPLEIDINGSNIVEAU, DUUR EN RICHTING OP HET TIJDSTIP WAAROP PAREN HUN EERSTE KIND KRIJGEN¹

Matthijs KALMIJN

*Vakgroep Sociologie, Universiteit Utrecht, Heidelberglaan 1, 3584 CS
Utrecht, Nederland*

Abstract. Hoewel de relatie tussen opleiding en fertiliteit dikwijls is onderzocht, laat het bestaande sociaal-demografische onderzoek een aantal belangrijke vragen onbeantwoord. In dit artikel wordt de relatie tussen opleiding en fertiliteit geanalyseerd aan de hand van nieuwe gegevens over huishoudens in Nederland. Vier vragen worden hierbij beantwoord: (a) Kan de rol van opleiding uiteengelegd worden in onafhankelijke effecten van de opleidingsduur, het opleidingsniveau en de opleidingsrichting? (b)

¹ Het survey *Huishoudens in Nederland 1994* waarop dit paper is gebaseerd werd uitgevoerd in het kader van het PIONIER-programma "The Management of Matches" van J. Weesie en W. Raub (NWO 50-370) en werd mede mogelijk gemaakt door stimuleringsgelden van de onderzoekschool ICS/Utrecht. Een eerdere versie van dit artikel werd besproken op het PIONIER-Huishoudseminar van de Universiteit Utrecht. Wilma Smeenk en Jeroen Weesie wil ik daarbij graag bedanken voor zinvolle suggesties. De probleemstelling en theorievorming in dit artikel zijn deels gebaseerd op een gezamenlijke onderzoeksaanvraag van Matthijs Kalmijn en Rina F. de Vries (1994).

Hoe verschillen de effecten van opleiding tussen mannen en vrouwen? (c) Verandert de invloed van opleiding tijdens de individuele levensloop van mannen en vrouwen? (d) Is de invloed van opleiding veranderd over generaties? Deze vragen worden beantwoord aan de hand van een gebeurtenissenanalyse van het tijdstip waarop paren hun eerste kind krijgen. De data zijn afkomstig uit het survey *Huishoudens in Nederland 1994*. In de eerste plaats bevestigen de analyses dat de invloed van opleiding verloopt langs drie kanalen: de duur, het niveau en de richting. Al deze aspecten hebben een zelfstandige invloed op de fertiliteit. In de tweede plaats blijken de opleidingskenmerken van de man geen zelfstandige invloed te hebben op de fertiliteit. Er bestaat wel een samenhang tussen het opleidingsniveau van de man en de fertiliteit, maar deze kan geheel worden toegeschreven aan het feit dat hoger opgeleide mannen doorgaans met hoger opgeleide vrouwen zijn getrouwd. In de derde plaats wijzen de effecten van opleidingsniveau meer op uitstel dan op afstel. Onder kinderloze vrouwen van rond de dertig hebben hoger opgeleide vrouwen juist een grotere kans om een kind te krijgen dan lager opgeleide vrouwen. In de vierde plaats blijkt na een vergelijking van generaties geboren na 1923 tot en met generaties geboren in 1975 dat het negatieve effect van het opleidingsniveau van de vrouw pas in naoorlogse cohorten naar voren is gekomen.

Effects of educational level, school enrollment and type of schooling on the timing of the first birth. Although the relationship between education and fertility has often been studied, existing social demographic research leaves several questions open. In this article, the relationship between education and fertility is analyzed using new data on households in the Netherlands: the survey *Households in the Netherlands 1994*. Four questions are answered: (a) Can the effect of education be decomposed into independent effects of school enrollment, educational level, and type of schooling? (b) Do educational effects differ between men and women? (c) Does the impact of education change across the individual life course of men and women? (d) Has the effect of education changed across generations? These questions are answered using discrete time event history analyses of the timing of the first birth of couples. The analyses first show that there are independent and significant effects of educational level, type of schooling, and school enrollment. Second, the analyses show that the educational characteristics of men have no independent effect on the timing of the first birth once the educational characteristics of women are taken into account. The association between the educational characteristics of men and the timing of the first birth can entirely be attributed to positive assortative mating on education. Third, the effects of educational level on fertility turn from negative to positive as women grow older, suggesting

that the impact of education has more to do with delayed childbearing than with permanent childlessness. Finally, when comparing cohorts born in the 1920s with cohorts born in the 1970s, it appears that the often observed negative effect of women's educational level on the timing of the first birth is a relatively new phenomenon.

Keywords: vruchtbaarheid; opleiding; Nederland.

1 | Inleiding en probleemstelling

Bij onderzoek naar individuele verschillen in vruchtbaarheid heeft opleiding een centrale rol gespeeld. Dat de opleidingsvariabele vrijwel nooit ontbreekt in analyses van sociaal-demografisch gedrag heeft verschillende achtergronden. In de eerste plaats is er een praktische reden. Veel survey onderzoek naar vruchtbaarheid wordt gehouden onder vrouwen en bij vrouwen is het opleidingsniveau een meer voor de hand liggende indicator van sociaal-economische status dan beroep en inkomen. Een tweede reden waarom er veel aandacht is voor de opleidingsvariabele is empirisch: tussen opleiding en fertiliteit bestaat een sterke relatie. Het Onderzoek Gezinsvorming van het CBS (1990) laat bij voorbeeld zien dat vier van de vijf Nederlandse vrouwen met een wetenschappelijke of hogere beroepsopleiding kinderloos waren op de leeftijd van 28 jaar, tegen één op de drie vrouwen met een diploma middelbaar algemeen voortgezet onderwijs (MAVO) of lager. Hoger opgeleide vrouwen beginnen over het algemeen later met kinderen (Van Hoorn, 1985) en verwachten minder kinderen te krijgen en vaker kinderloos te blijven dan laag opgeleide vrouwen (De Graaf, 1995). Een derde reden waarom de rol van opleiding zo belangrijk is ligt in het debat over de 'tweede demografische transitie' (Lesthaeghe en Van de Kaa, 1986). Zo wordt de in de afgelopen decennia sterk toegenomen leeftijd waarop vrouwen hun eerste kind krijgen door veel auteurs in verband gebracht met het in die tijd toegenomen opleidingsniveau van vrouwen (Vermunt, 1993).

In dit artikel wordt de relatie tussen opleiding en fertiliteit geanalyseerd aan de hand van nieuwe gegevens over huishoudens in Nederland. Hoewel deze relatie dikwijls is onderzocht, laat het bestaande sociaal-demografische onderzoek een aantal belangrijke vragen onbeantwoord. Vier van deze vragen komen in dit artikel aan de orde.

In de eerste plaats is in het verleden vooral gekeken naar het effect van opleidingsniveau en zijn andere aspecten van opleiding, zoals opleidingsduur en opleidingsrichting onderbelicht gebleven. Omdat vrouwen die op school

zitten doorgaans nog niet aan kinderen beginnen, rijst de vraag in hoeverre de invloed van het opleidingsniveau moet worden toegeschreven aan de daarmee samenhangende duur van de onderwijsloopbaan. Op deze vraag heeft het onderzoek tot nu toe geen eenduidig antwoord gegeven. In een landenvergelijkend onderzoek concludeert Blossfeld (1993) dat het effect van opleidingsniveau in Nederland vrij zwak is als men controleert voor de onderwijsduur. Vermunt (1993) vindt echter dat er een sterk effect van opleidingsniveau blijft bestaan na controle voor de invloed van opleidingsduur. Een ander aspect van opleiding dat meer aandacht verdient is de opleidingsrichting. Dat hoger opgeleide vrouwen later kinderen krijgen wordt dikwijls in verband gebracht met de grotere verdien capaciteit van zulke vrouwen. Als een dergelijke interpretatie juist is, zou er ook binnen het hoger opgeleide segment van de bevolking differentiatie kunnen bestaan in de fertiliteit. Tussen de verschillende studierichtingen bestaan immers duidelijke verschillen in het inkomen dat mensen later kunnen verdienen (Kalmijn en Van der Lippe, 1996). In hoeverre zulke verschillen gevolgen hebben voor de fertiliteit is niet bekend. De eerste vraag van dit artikel luidt daarom in hoeverre de rol van opleiding uiteengelegd kan worden in onafhankelijke effecten van de opleidingsduur, het opleidingsniveau en de opleidingsrichting.

In de tweede plaats heeft recent onderzoek zich vrijwel uitsluitend gericht op vrouwen. In empirisch onderzoek uit de jaren vijftig en zestig werden sociaal-economische variabelen doorgaans afgemeten aan kenmerken van de man. Met de toegenomen arbeidsmarktparticipatie van vrouwen werd de invloed van vrouwen bij het demografische gedrag steeds vaker onderzocht, maar werd nagelaten de als meer traditioneel beschouwde rol van mannen hierbij te betrekken (Kalmijn, 1994). In hoeverre de verbanden tussen de sociaal-demografische kenmerken van de vrouw en de leeftijd waarop zij hun eerste kind krijgen blijven bestaan als gecontroleerd wordt voor de invloed van de kenmerken van de partner is slechts incidenteel onderzocht (Corijn, Liefbroer en De Jong Gierveld, 1996). Dat kenmerken van de man een invloed hebben lijkt voor de hand te liggen; over kinderen besluiten de partners immers gezamenlijk. Omdat de opleidingskenmerken van partners met elkaar samenhangen rijst de vraag of de kenmerken van mannen en vrouwen onafhankelijk van elkaar een invloed hebben op de fertiliteit, en zo ja, welk van de twee invloeden dan het belangrijkste is.

Een derde vraag die nog niet afdoende is beantwoord heeft te maken met het onderscheid tussen uitstel en afstel. Als in gebeurtenissenanalyses wordt gevonden dat het opleidingsniveau een negatief effect heeft op de kans om een eerste kind te krijgen kan dit twee dingen betekenen: hoog opgeleide vrouwen krijgen later kinderen of hoog opgeleide vrouwen krijgen minder

vaak kinderen. Als het laatste het geval is zullen de kansen op een kind voor hoger opgeleide vrouwen op alle leeftijden lager liggen dan de kansen voor lager opgeleiden. Als er daarentegen sprake is van uitstel zullen de kansen voor hoger opgeleide vrouwen op latere leeftijd hoger komen te liggen dan de kansen voor lager opgeleiden. De reden hiervoor is dat onder laag opgeleide vrouwen die op latere leeftijd kinderloos zijn zich relatief meer afstellers bevinden dan onder hoog opgeleide vrouwen die op die leeftijd nog geen kind hebben gekregen. Om na te gaan of de invloed van opleiding werkt via een effect op het tijdstip waarop vrouwen kinderen krijgen (uitstel), of via een effect op het al of niet kinderen krijgen (afstel) wordt in dit artikel nagegaan hoe de invloed van opleiding verandert tijdens de individuele levensloop van mannen en vrouwen.

De vierde en laatste beperking van eerder onderzoek is dat de conclusies betrekking hebben op een relatief korte tijdspanne. Veel onderzoek onder Nederlandse vrouwen is gebaseerd op gegevens uit het Onderzoek Gezinsvorming van het CBS, en deze gegevens hebben doorgaans betrekking op relatief jonge vrouwen (tussen de 18 en 42 jaar). Als een wat groter aantal cohorten in ogenschouw wordt genomen rijst de vraag of en in hoeverre het effect van het opleidingsniveau van de vrouw op de fertiliteit is veranderd. Omdat de arbeidsmarktparticipatie van de vrouw in de vijftiger en zestiger jaren relatief gering was, en omdat moderne normen over gezin en carrière toen minder wijd verbreid waren, is het mogelijk dat het opleidingseffect in die tijd niet zo sterk was. In dat geval zouden opleidingsverschillen in de fertiliteit een 'modern' verschijnsel zijn. De vierde vraag luidt daarom of en in welke richting de invloed van opleiding over generaties is veranderd.

Bovenstaande vier vragen worden beantwoord aan de hand van een gebeurtenissenanalyse van gegevens afkomstig uit het survey *Huishoudens in Nederland 1994* [HIN94] (Weesie en Ganzeboom, 1994; Kalmijn en Giesen, 1995). Het HIN94 is een telefonisch survey onder 1035 personen tussen de 21 en 65 jaar. De gegevens zijn gebaseerd op een gestratificeerde random steekproef uit de Nederlandse bevolking. De stratificatie was erop gericht om een oversample van ongehuwd samenwonende paren te verkrijgen. Na weging is de steekproef representatief voor de Nederlandse bevolking. Eén van de voordelen van het HIN94 is dat vrij specifieke informatie beschikbaar is over de timing van verschillende gebeurtenissen. Zo is niet alleen gevraagd naar het tijdstip van eerste geboorte, maar ook naar het tijdstip van verkering en het tijdstip van schoolverlaten. Een tweede voordeel is dat gedetailleerde opleidingskenmerken van beide partners in grotendeels identieke vorm in de data beschikbaar zijn. Een derde voordeel is dat meerdere cohorten in de analyse kunnen worden opgenomen. Het eerste cohort waarover gegevens

beschikbaar zijn betreft vrouwen geboren in 1923, het laatste cohort betreft vrouwen geboren in 1973. Deze cohorten bestrijken de periode vanaf het eind van de naoorlogse geboortegolf. Voor wat betreft de afhankelijke variabele beperk ik me tot de geboorte van het eerste kind omdat de daling van het geboortecijfer in de afgelopen twee decennia hoofdzakelijk zijn oorzaak vindt in de gestegen leeftijd bij eerste geboorte (Vermunt, 1993). Voordat de modellen en analyses worden gepresenteerd zet ik in de volgende paragraaf uiteen op welke manieren opleiding een invloed zou kunnen hebben op de fertiliteit.

Tegenover de voordelen van het HIN94 staan ook nadelen. Het HIN94 bevat retrospectieve gegevens over paren die op het moment van survey —in 1994— met elkaar samenwoonden. Als men met behulp van dergelijk cross-sectioneel materiaal generaties vergelijkt krijgt men te maken met uitval. Zo hebben we geen retrospectieve informatie over paren die inmiddels uit elkaar zijn gegaan en ontbreken gegevens over respondenten uit vorige generaties die inmiddels zijn overleden. Een dergelijke uitval zal vooral bij de wat oudere generaties niet triviaal zijn. Of, en in welke richting deze uitval de effecten van opleiding in die generaties vertekent kan op voorhand niet worden gezegd. Ten tweede hebben we in het HIN94 slechts één van de partners ondervraagd. Het is mogelijk dat mensen fouten maken bij het beantwoorden van vragen over hun partner, maar bij redelijk basale kenmerken zoals het opleidingsniveau en de opleidingsrichting is dat niet bijzonder waarschijnlijk.

2 | Achtergrond en hypothesen

In de hedendaagse theoretische literatuur over demografische patronen en trends staan twee benaderingen tegenover elkaar. Aan de ene kant is er een economische benadering die veranderingen in het demografische gedrag toeschrijft aan veranderingen in de kosten en baten van de keuze om te trouwen, te scheiden en kinderen te krijgen (Easterlin, 1980; Becker, 1981). Hiertegenover staat een culturele benadering waarin ideologische en normatieve veranderingen verantwoordelijk worden geacht voor het moderne demografische patroon (Lesthaeghe en Van de Kaa, 1986). In dit artikel gebruiken we inzichten uit beide benaderingen om hypothesen te formuleren over de relatie tussen opleiding en fertiliteit (volgens, Kalmijn en De Vries, 1994). Binnen de culturele benadering wordt de invloed van opleiding vooral gerelateerd aan verschillen in normen en waarden over de primaire levenssfeer. Binnen de economische benadering wordt het belang van opleiding

Hypothesen over effecten van opleiding op de kans op eerste geboorte

Variabele/effect	Economische benadering	Culturele benadering
Effect opleidingsniveau		
Man	++ ^a	—
Vrouw	---	---
Effect richting (economisch vs. cultureel)		
Man	+	0
Vrouw	—	0
Effect onderwijsdeelname		
Man	---	—
Vrouw	—	---
Verloop effect opleidingsniveau tijdens levensloop		
Man	van + naar ++	0
Vrouw	van --- naar +	0
Trend in effect opleidingsniveau		
Man	0	0
Vrouw	van — naar ---	van — naar ---

- ^a
- ++ = sterk positief effect;
 - + = positief effect;
 - 0 = geen effect;
 - = negatief effect;
 - = sterk negatief effect.

gerelateerd aan de financieel-economische vooruitzichten die mensen hebben. Onderstaand schema geeft een overzicht van de hypothesen.

2.1 Hypothesen over effecten van opleidingsniveau

Volgens de economische theorie zal opleiding een invloed hebben op de fertiliteit omdat het één van de belangrijkste determinanten is van het individueel inkomen. Hierbij kunnen twee hypothesen worden onderscheiden: de prijs- en de inkomenshypothese. De inkomenshypothese luidt dat naarmate een huishouden over meer inkomen beschikt, men gemakkelijker een gezin kan onderhouden en dus meer en eerder kinderen zal krijgen (Easterlin, 1980). De prijshypothese is hieraan tegengesteld en luidt dat naarmate men een hoger inkomen kan verdienen, men meer inkomen heeft te verliezen als

men een deel van zijn of haar tijd aan de opvoeding van kinderen besteedt. De opportuniteitskosten van het krijgen van kinderen zijn dan hoger (Becker, 1981).

Gezien de relatief traditionele taakverdeling binnen het huishouden, zullen mannen een groter deel van de geldelijke kosten van kinderen op zich nemen en zullen vrouwen een groter deel van de tijdskosten dragen. Op grond hiervan zouden we verwachten dat de investering die een vrouw heeft gedaan in haar opleiding via het prijseffect een negatieve invloed heeft op de fertiliteit. Het prijseffect voor vrouwen komt op twee manieren tot stand (Joshi, 1990; Groot, Schippers en Siegers, 1990). In de eerste plaats onderbreken ze hun werk rond de zwangerschap en geboorte en gaan ze doorgaans minder uren werken enkele jaren na de geboorte (onmiddellijke opportuniteitskosten). In de tweede plaats lopen ze werkervaring mis en kan de waarde van eerder gedane onderwijsinvesteringen dalen. Deze depreciatie van menselijk kapitaal heeft een negatieve invloed op de loonvoet als vrouwen na de geboorte weer gaan werken (uitgestelde opportuniteitskosten). Terwijl het opleidingsniveau van de vrouw een negatieve invloed heeft op de fertiliteit, zal het opleidingsniveau van de man —en het daarmee samenhangende potentiële inkomen van het huishouden— via het inkomenseffect een positieve invloed hebben op de fertiliteit. Hierbij gaat het niet alleen om het inkomen dat de man heeft bij de geboorte van zijn eerste kind, maar tevens om zijn financieel-economische vooruitzichten op de langere termijn.

Volgens de culturele benadering heeft opleiding een effect via de normen en waarden die mensen erop na houden. Dat het opleidingsniveau een invloed heeft op iemands culturele oriëntatie is in het verleden dikwijls aangetoond. Het effect van opleiding is doorgaans sterker dan dat van inkomen of beroep, het heeft betrekking op een grote variëteit aan waarden, en het blijft bestaan lang nadat mensen hun opleiding hebben afgerond (Hyman en Wright, 1979). Ook in de primaire levenssfeer zijn dergelijke effecten gevonden. Zo wordt in het algemeen gevonden dat hoger opgeleiden meer waarde hechten aan het opbouwen van een carrière, minder snel geneigd zijn zich via een huwelijk aan een ander te binden, toleranter staan ten opzichte van echtscheiding en alternatieve leefvormen, en doorgaans meer ruimte voor zelfontplooiing en privacy opeisen binnen een relatie (Lesthaeghe en Meekers, 1986). Deze invloeden kunnen deels worden toegeschreven aan het feit dat hoger opgeleiden meer gesecculariseerd zijn, maar ook na controle van de mate van religiositeit blijken hoger opgeleiden anders te denken over de manier waarop zij hun relaties vormgeven (Liefbroer, 1991). Op grond van deze argumenten kan worden verwacht dat er een negatief effect is van het opleidingsniveau op de fertiliteit.

Hierbij is het de vraag of deze hypothese in dezelfde mate geldt voor mannen als voor vrouwen. Als we afgaan op verschillen in waarden zouden we voor beide seksen een effect verwachten. Onderzoek laat immers zien dat individuele verschillen in opvattingen over huwelijk en gezin zowel onder mannen als onder vrouwen gedifferentieerd zijn naar opleidingsniveau (Lesthaeghe en Meekers, 1986). Als we kijken naar de invloed van sociale normen, zouden we echter een sterker effect voor vrouwen verwachten. Vrouwen worden immers vaker geconfronteerd met de traditionele opvattingen van hun ouders en hun sociale omgeving dan mannen, zeker als het gaat om het krijgen van kinderen.

2.2 *Hypothesen over effecten van opleidingsrichting*

Een reden om tevens naar verschillen in onderwijsrichting te kijken is dat de culturele en economische benaderingen hier niet leiden tot identieke hypothesen. In eerder onderzoek is aangetoond dat er binnen het hoger onderwijs sprake is van een hiërarchie van richtingen. Deze hiërarchie komt onder meer tot uiting in verschillen in individueel inkomen (Kalmijn en Van der Lippe, 1997) en in verschillen wat betreft partnerkeuze (Uunk en Kalmijn, 1996). De volgorde tussen de studierichtingen is min of meer conform aan wat men zou verwachten: de letteren staan onderaan, gevolgd door sociaal-cultureel onderwijs, technisch onderwijs, economisch-juridisch onderwijs en geneeskunde.

Volgens de economische benadering zou men verwachten dat de studierichting een invloed heeft op de fertiliteit via het inkomen dat men op grond van de studie kan verdienen. Vrouwen die economisch-technische studierichtingen hebben voltooid, zoals medicijnen en rechten, zullen derhalve minder kinderen krijgen dan vrouwen die sociaal-culturele studierichtingen hebben voltooid zoals letteren en sociale wetenschappen. Op grond van de culturele benadering zouden we dergelijke verschillen echter niet verwachten. Het is niet bekend in hoeverre er verschillen bestaan in normen en waarden binnen het hoger onderwijs, maar voor zover ze bestaan, zou men in eerste instantie niet verwachten dat de economisch-technisch geschoolde studenten er meer moderne normen en waarden op na houden dan sociaal-cultureel geschoolde studenten. Met andere woorden, via de economische benadering verwachten we een significante invloed van de studierichting van de vrouw op de fertiliteit; via de culturele benadering verwachten we een dergelijke invloed niet.

Voor mannen verwachten we ook een effect van de studierichting op de fertiliteit. Mannen die economisch-technische studierichtingen hebben gedaan hebben betere perspectieven op de arbeidsmarkt en zullen derhalve via het

inkomenseffect eerder aan kinderen beginnen dan andere mannen. Vanuit de culturele benadering verwachten we hier wederom geen verschillen.

2.3 *Hypothesen over effecten van onderwijsdeelname*

Naast het effect van opleidingsniveau- en richting kan er een effect zijn van opleidingsduur. Hoger opgeleide vrouwen zitten gemiddeld langer op school dan lager opgeleide vrouwen en omdat vrouwen doorgaans geen kinderen krijgen als ze op school zitten, zullen hoger opgeleide vrouwen gemiddeld later kinderen krijgen. Dat opleidingsduur een effect heeft kan vanuit beide theoretische benaderingen worden verklaard. Vanuit de economische theorie kan men verwachten dat het effect van onderwijsdeelname werkt via het inkomenseffect. Mensen die nog op school zitten hebben het financieel minder ruim dan anderen en hebben nog minder zekerheid over hun toekomstige financiële situatie dan mensen die reeds begonnen zijn met hun beroepsloopbaan. Zolang de taakverdeling relatief traditioneel is zouden we hier vooral een effect verwachten van de onderwijsdeelname van de man.

Binnen de culturele benadering wordt het effect van onderwijsdeelname onder meer toegeschreven aan sociale normen over de inrichting van de levensloop (Hogan, 1978; Blossfeld en Huinink, 1991). Zo bestaan er normatieve verwachtingen dat vrouwen die nog op school zitten geen kinderen dienen te krijgen en er is sprake van een zekere incompatibiliteit tussen de rol van moeder en de rol van student. Hoewel het niet eenvoudig is om het bestaan van dergelijke normen over de levensloop aan te tonen, zijn hiervoor toch enkele aanwijzingen. In de publieke opinie komt men bij voorbeeld uitingen tegen van morele verontwaardiging over vrouwen die op 'te jonge' leeftijd kinderen krijgen. De opvatting dat 'kinderen' geen kinderen dienen te krijgen is sterk verbonden met het idee dat de fase van volwassenheid wordt ingeluid met het afronden van de studie. Een andere aanwijzing voor het bestaan van deze normen is dat vrouwelijke studenten die zwanger worden dikwijls voortijdig van school gaan (Upchurch en McCarthy, 1990). Op grond van deze normen zouden we derhalve verwachten dat de onderwijsdeelname van zowel mannen als vrouwen een negatieve invloed heeft op de geboorte van het eerste kind.

2.4 *Hypothesen over veranderingen tijdens de levensloop*

Wat kunnen we verwachten over hoe de effecten van opleidingsniveau veranderen tijdens de levensloop? Bij de economische benadering dienen we ons dan af te vragen hoe de opportunitetskosten van kinderen veranderen over de levensloop. Als hoog opgeleide vrouwen snel na het schoolverlaten kinderen krijgen betekent dit in praktijk dat het begin van de carrière wordt uitgesteld en dat zij een entree moeten maken op de arbeidsmarkt als ze

relatief jonge kinderen hebben. Arbeidsmarktonderzoek laat zien dat vrouwen dan relatief veel belemmeringen ondervinden. Als hoog opgeleide vrouwen echter laat beginnen met kinderen kunnen zij eerst meer zekerheid verkrijgen over de beroeps carrière, zullen ze vaker een vaste aanstelling hebben en heeft het onderbreken van de carrière minder nadelige gevolgen bij herintrede op de arbeidsmarkt. Bij een gegeven onderbreking van de carrière rond de geboorte van een kind zijn de opportuniteitskosten dus hoger als men vroeg aan kinderen begint dan als men laat aan kinderen begint. Volgens de economische benadering zou het effect van het opleidingsniveau van de vrouw op de kans om een kind te krijgen dus minder negatief worden tijdens de levensloop, en mogelijk op oudere leeftijd omslaan in een positief effect. Hoog opgeleide vrouwen maken als het ware een inhaalmanoeuvre.

De culturele benadering doet geen duidelijke voorspellingen over de vraag of hoger opgeleiden uitstellen of afstellen. Als hoger opgeleide vrouwen minder waarde hechten aan kinderen en zich minder sterk laten beïnvloeden door pro-natalistische normen zouden we verwachten dat hoog opgeleide vrouwen niet alleen uitstellen, maar ook vaker afstellen.

Hypothesen over hoe het effect voor mannen tijdens de levensloop verandert zijn niet op voorhand goed te formuleren. Wel zou men kunnen stellen dat het effect van het opleidingsniveau van de man tijdens de levensloop toeneemt. Een reden hiervoor zou kunnen zijn dat op vroege leeftijd, wanneer mannen aan het begin van hun loopbaan staan, inkomensverschillen tussen de verschillende opleidingsgroepen kleiner zijn dan op latere leeftijd. Met andere woorden, op latere leeftijd is de correlatie tussen inkomen en opleiding hoger, en zal het inkomenseffect op de fertiliteit sterker naar voren komen in het opleidingseffect.

2.5 *Hypothesen over veranderingen over generaties*

In hoeverre is de invloed van opleiding veranderd over de tijd? Om over deze vraag hypothesen te formuleren kunnen we in de eerste plaats kijken naar de economische benadering. Zoals bekend was de arbeidsmarktparticipatie van vrouwen in Nederland een paar decennia geleden vrij laag. Als de toegang tot de arbeidsmarkt onder gehuwde vrouwen beperkt is, zeker op de hogere niveaus, zouden we verwachten dat een hoge opleiding zich niet vertaalt in een hoog potentieel inkomen. In deze zin zijn verschillen in de opportuniteitskosten van kinderen tussen vrouwen van verschillend opleidingsniveau gering. Naarmate de toegang tot de arbeidsmarkt voor vrouwen gemakkelijker wordt, zouden opleidingsverschillen tussen vrouwen belangrijker moeten worden. Het is immers dan dat een hoog opleidingsniveau zich vertaalt in een hoog potentieel inkomen. Met andere woorden, vanuit de

theorie over prijseffecten van kinderen zouden we verwachten dat het effect van het opleidingsniveau van de vrouw op de kans op geboorte over de tijd sterker negatief is geworden (Butz en Ward, 1979).

Vanuit cultureel perspectief kan men tot eenzelfde voorspelling komen. Zo wordt in het algemeen gesteld dat de ontvankelijkheid voor moderne normen en waarden rond de primaire levenssfeer groter is onder hoger opgeleiden (De Feijter, 1991). Als dergelijke normen en waarden eerder doordringen in de hoger opgeleide segmenten van de samenleving zouden we ook hier een toenemend effect van opleidingsniveau op de fertiliteit kunnen verwachten. Of een dergelijke trend zich even sterk heeft voorgedaan onder mannen is overigens de vraag. Door de toegenomen emancipatie van vrouwen in gezin en samenleving zou men bij voorbeeld kunnen verwachten dat de waarden die vrouwen hechten aan het hebben van kinderen meer doorslaggevend zijn geworden in de beslissing van een paar om een kind te krijgen. Een dergelijke verschuiving kan zijn versterkt door de opkomst en verbreiding van de pil, een ontwikkeling die vooral de vrouw meer controle over de geboorte heeft gegeven. Op grond van deze argumenten zouden we dus vooral een toenemend effect van het opleidingsniveau van de vrouw verwachten.

3 | Gegevens en modellen

3.1 Gegevens

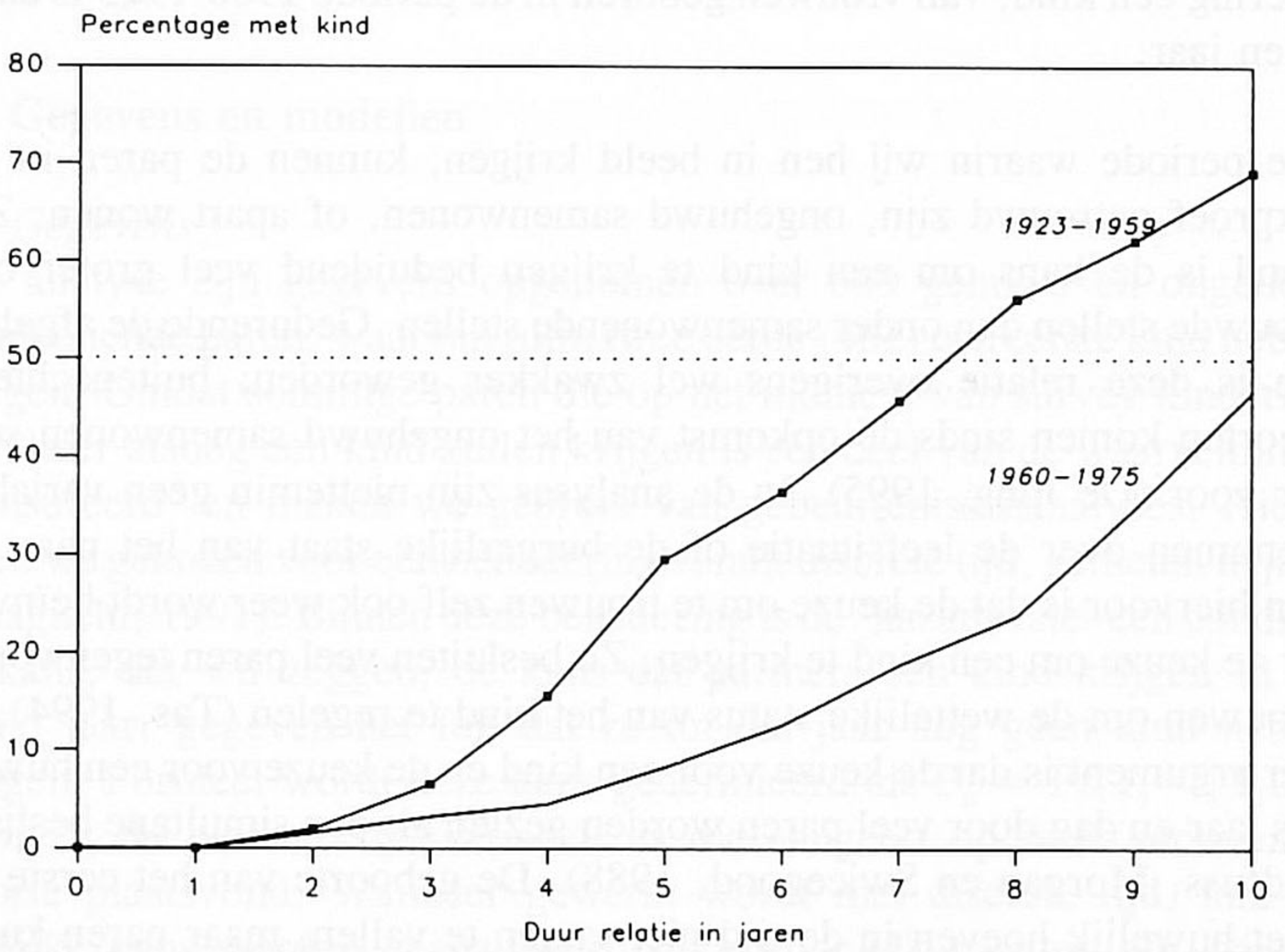
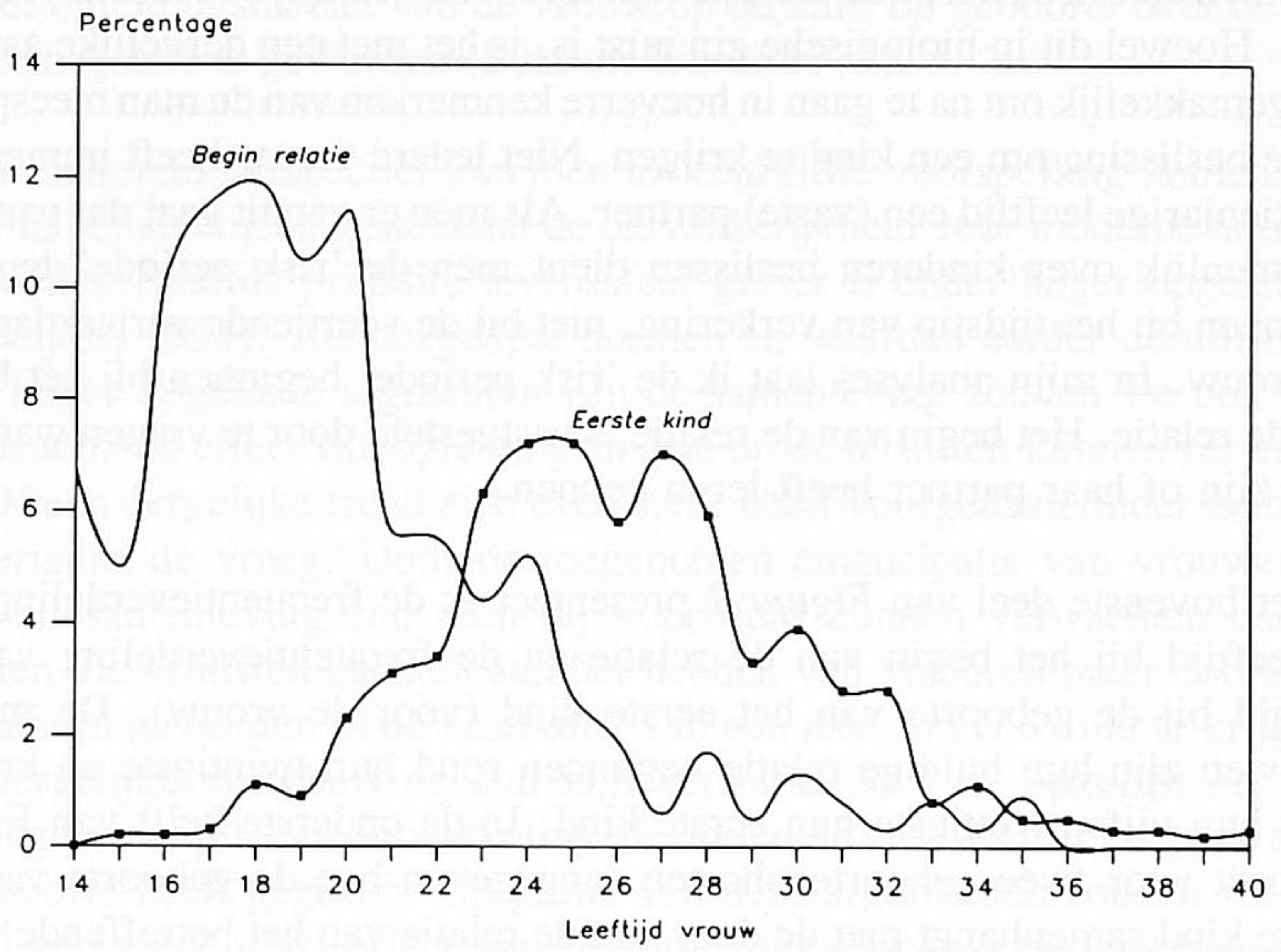
In de analyse zijn gegevens opgenomen over 649 gehuwd en ongehuwd samenwonende paren, waarvan ruim twee derde (482) een eerste kind hebben gekregen. Omdat sommige paren die op het moment van survey kinderloos waren later alsnog een kind zullen krijgen is een deel van de waarnemingen 'gecensureerd' en maken we gebruik van gebeurtenissenanalyses. Hierbij hebben we gekozen voor een benadering vanuit discrete tijd, gemeten in jaren (Yamaguchi, 1991). Binnen deze benadering is de 'hazard rate' een conditionele kans, dat wil zeggen, de kans dat partners een kind krijgen in een bepaald jaar, gegeven het feit dat ze tot dat jaar nog geen kind hebben gekregen. Formeel wordt deze kans gedefinieerd als $P_{it} = \Pr(T_i = t | T_i \geq t)$, waarbij T_i de discrete tijdsvariabele is die aangeeft op welk moment de geboorte plaatsvond. Wanneer gewerkt wordt met discrete tijd, kan een dergelijke kans worden geanalyseerd door voor elk paar en elk jaar een eenheid te maken tot en met het jaar waarin het betreffende paar een kind krijgt. Als een paar geen kind heeft gekregen blijft het in de analyse tot en met het jaar van survey.

In gebeurtenissenanalyses van de fertiliteit laat men de 'risk periode' meestal beginnen op één en dezelfde leeftijd voor alle vrouwen (bij voorbeeld veertien jaar). Hoewel dit in biologische zin juist is, is het met een dergelijke aanpak niet gemakkelijk om na te gaan in hoeverre kenmerken van de man meespelen bij de beslissing om een kind te krijgen. Niet iedere vrouw heeft immers op veertienjarige leeftijd een (vaste) partner. Als men er vanuit gaat dat partners gezamenlijk over kinderen beslissen dient men de 'risk periode' te laten beginnen bij het tijdstip van verkering, niet bij de veertiende verjaardag van de vrouw. In mijn analyses laat ik de 'risk periode' beginnen bij het begin van de relatie. Het begin van de relatie is vastgesteld door te vragen wanneer men zijn of haar partner heeft leren kennen.

In het bovenste deel van *Figuur 1* presenteer ik de frequentieverdeling van de leeftijd bij het begin van de relatie en de frequentieverdeling van de leeftijd bij de geboorte van het eerste kind (voor de vrouw). De meeste vrouwen zijn hun huidige relatie begonnen rond hun twintigste en krijgen rond hun vijfentwintigste hun eerste kind. In de onderste helft van *Figuur 1* wordt voor twee geboortecohorten aangegeven hoe de geboorte van het eerste kind samenhangt met de duur van de relatie van het betreffende paar. Van vrouwen geboren in de periode 1923-1959 heeft de helft na zeven jaar verkering een kind; van vrouwen geboren in de periode 1960-1975 is dat pas na tien jaar.

In de periode waarin wij hen in beeld krijgen, kunnen de paren in onze steekproef getrouwd zijn, ongehuwd samenwonen, of apart wonen. Zoals bekend is de kans om een kind te krijgen beduidend veel groter onder getrouwde stellen dan onder samenwonende stellen. Gedurende de afgelopen jaren is deze relatie overigens wel zwakker geworden; buitenechtelijke geboorten komen sinds de opkomst van het ongehuwd samenwonen steeds meer voor (De Jong, 1995). In de analyses zijn niettemin geen variabelen opgenomen over de leefsituatie of de burgerlijke staat van het paar. Eén reden hiervoor is dat de keuze om te trouwen zelf ook weer wordt beïnvloed door de keuze om een kind te krijgen. Zo besluiten veel paren tegenwoordig te trouwen om de wettelijke status van het kind te regelen (Tas, 1994). Een ander argument is dat de keuze voor een kind en de keuze voor een huwelijk sinds jaar en dag door veel paren worden gezien als een simultane beslissing (Rindfuss, Morgan en Swicegood, 1988). De geboorte van het eerste kind en het huwelijk hoeven in de tijd niet samen te vallen, maar paren kunnen hierover wel op één moment een beslissing hebben genomen. In dat geval is de vraag naar de invloed van het huwelijk op de fertiliteit geen zinnige onderzoeksvraag.

Figuur 1. Begin relatie, relatieduur en eerste geboorte



3.2 Modellen

Om de invloed van sociaal-demografische factoren op de conditionele geboortekansen te analyseren maak ik gebruik van logistische regressie-analyse. De analyses zijn gebaseerd op gewogen data teneinde de resultaten representatief te maken voor de Nederlandse bevolking. In de analyse gaan we uit van een basismodel waarin factoren worden opgenomen die het dynamische karakter van de conditionele geboortekansen representeren: de leeftijd van man en vrouw, de duur van de relatie, en het geboortecohort van de vrouw (*Tabel 1*). Het basismodel is als volgt gedefinieerd:

$$\ln(P_{it}/[1-P_{it}]) = \beta_0 + \beta_1 [\ln(\text{LEEFTIJD VROUW}_{it}-13)] + \beta_2 [\ln(45-\text{LEEFTIJD VROUW}_{it})] + \beta_3 [\ln(\text{LEEFTIJD MAN}_{it}-13)] + \beta_4 [\ln(60-\text{LEEFTIJD MAN}_{it})] + \beta_5 \text{RELATIEDUUR}_{it} + \beta_6 \text{GEBORTEJAAR}_i$$

Tabel 1. Logistische regressie van jaarlijkse conditionele kansen op de geboorte van een eerste kind: resultaten uit het 'basis'-model

Onafhankelijke variabele	
Geboortejaar vrouw (β_6) (in decennia)	-.347**
Duur relatie (β_5)	
0-4 jaar ^a	.000
5-9 jaar	.954**
10-14 jaar	1.031**
15-19 jaar	.716*
20 jaar of meer	.356
Leeftijd	
Ln (leeftijd vrouw - 13) (β_1)	.955*
Ln (45 - leeftijd vrouw) (β_2)	1.464**
Ln (leeftijd man - 13) (β_3)	3.695**
Ln (60 - leeftijd man) (β_4)	5.093**
Constante (β_0)	-35.919
Loglikelihood ratio χ^2 ^b	376.8

~ = $p < .10$, * = $p < .05$, ** = $p < .01$

^a Referentiegroep.

^b Verandering in Loglikelihood χ^2 ten opzichte van intercept-model.

Bij het effect van LEEFTIJD is rekening gehouden met het feit dat de kansen op een kind eerst toenemen en daarna afnemen naarmate vrouwen ouder worden. In navolging van Blossfeld en Huinink (1991, p. 153) is dit patroon gemodelleerd met behulp van twee leeftijdsvariabelen. Het effect van de tweede leeftijdsvariabele (β_2) bepaalt hoe sterk de initiële toename is van de conditionele geboortekansen, het effect van de eerste leeftijdsvariabele (β_1) bepaalt hoe sterk de latere afname is. Als de effecten aan elkaar gelijk zijn ($\beta_1 = \beta_2$) ligt het omslagpunt (de top van de curve) precies in het midden van het hier gekozen leeftijdsbereik (tussen de 13 en 45 jaar). Als het eerste effect sterker (zwakker) is dan het tweede, ligt het omslagpunt rechts (links) van het midden². De leeftijdsgrenzen zijn gesteld op het begin en het einde van de vruchtbare periode van de vrouw. Omdat de leeftijd van de man ook een relevante factor kan zijn in de beslissing van een paar om een kind te krijgen is ook de leeftijd van de man opgenomen. Gezien het feit dat mannen langer vruchtbaar blijven dan vrouwen zijn hier de grenzen gesteld op 13 en 60 jaar.

Bij de variabele RELATIEDUUR is uitgegaan van het aantal jaren sinds het begin van de relatie. We verwachten dat naast het effect van leeftijd, er een effect van relatieduur zal zijn. Naarmate men langer bij elkaar is, bij gegeven leeftijd, heeft men meer zekerheid over de relatie en zal men zich eerder via een kind aan elkaar verplichten. Omdat we op voorhand niet kunnen zeggen welke vorm dit effect zal hebben is gebruik gemaakt van een reeks dichotome variabelen (0-4 jaar, 5-9 jaar, 10-14 jaar, 15-19 jaar en 20 jaar of langer).

Tot slot is het GEBOORTEJAAR van de vrouw opgenomen om de dalende geboortekansen te modelleren. Het eerste cohort betreft vrouwen geboren in 1923, het laatste cohort betreft vrouwen geboren in 1973. Om de interpretatie van het effect te vergemakkelijken is het geboortejaar geschaald in decennia.

Ter beantwoording van de vraag welke aspecten van opleiding een rol spelen worden drie modellen geschat: het niveaumodel, het duurmodel en het richtingmodel. In het niveaumodel wordt alleen de variabele hoogst behaald opleidingsniveau opgenomen (*Tabel 2*). In het duurmodel wordt de opleidingsduur aan het niveaumodel toegevoegd (*Tabel 3*). In het richtingmodel, tot slot, worden variabelen toegevoegd die aangeven welke richting men heeft gevolgd (*Tabel 4*). In alle tabellen worden zowel 'eenzijdige' als 'tweezijdige'

² Meer precies geformuleerd, door de afgeleide te nemen naar LEEFTIJD en deze op nul te stellen kan men laten zien dat de top van de curve voor vrouwen ligt op punt LEEFTIJD = $(45 \times \beta_1 + 13 \times \beta_2) / (\beta_1 + \beta_2)$.

modellen geschat. In eenzijdige modellen worden kenmerken van alleen de man of alleen de vrouw opgenomen. Hierbij worden dus 'mannelijke' en 'vrouwelijke' versies onderscheiden. In tweezijdige modellen worden de kenmerken van beide geslachten tegelijkertijd opgenomen. Deze opbouw maakt het mogelijk na te gaan of en in hoeverre tweezijdige modellen tot andere conclusies leiden dan eenzijdige modellen.

Tabel 2. *Logistische regressie van jaarlijkse conditionele kansen op de geboorte van een eerste kind: resultaten uit het 'niveau'-model*

Onafhankelijke variabele	opgenomen in de analyse		
	vrouw (eenzijdig)	man (eenzijdig)	beide (tweezijdig)
Geboortjaar vrouw (in decennia)	-.268**	-.330**	-.267**
Duur relatie			
0-4 jaar ^a	.000	.000	.000
5-9 jaar	.915**	.939**	.916**
10-14 jaar	.960**	.987**	.963**
15-19 jaar	.550 ~	.623*	.556 ~
20 jaar of meer	.090	.234	.096
Leeftijd			
Ln (leeftijd vrouw - 13)	1.169**	1.056**	1.164**
Ln (45 - leeftijd vrouw)	1.525**	1.500**	1.522**
Ln (leeftijd man - 13)	3.493**	3.654**	3.491**
Ln (60 - leeftijd man)	4.645**	5.003**	4.641**
Opleidingsniveau			
Vrouw	-.194**		-.200**
Man		-.078*	.010
Constante	-34.341	-35.695	-34.314
Loglikelihood ratio chi ^{2b}	396.2	381.6	396.2

~ = $p < .10$, * = $p < .05$, ** = $p < .01$

^a Referentiegroep.

^b Verandering in Loglikelihood CHI² ten opzichte van intercept-model.

Tabel 3. *Logistische regressie van jaarlijkse conditionele kansen op de geboorte van een eerste kind: resultaten uit het 'niveau + duur'-model*

Onafhankelijke variabele	opgenomen in de analyse		
	vrouw (eenzijdig)	man (eenzijdig)	beide (tweezijdig)
Geboortejaar vrouw	-.266**	-.267**	-.266**
Duur relatie			
0-4 jaar ^a	.000	.000	.000
5-9 jaar	.902**	.913**	.898**
10-14 jaar	.948**	.961**	.945**
15-19 jaar	.546 ~	.558*	.549 ~
20 jaar of meer	.079	.100	.085
Leeftijd			
Ln (leeftijd vrouw - 13)	1.081**	1.153**	1.065**
Ln (45 - leeftijd vrouw)	1.464**	1.511**	1.449**
Ln (leeftijd man - 13)	3.448**	3.458**	3.406**
Ln (60 - leeftijd man)	4.594**	4.618**	4.562**
Opleidingsniveau			
Vrouw	-.182**	-.197**	-.178**
Man	.011	-.013	.014
Schoolgaand			
Vrouw	-.672*		-.691*
Man		-.211	-.255
Constante	-33.665	-34.091	-34.359
Loglikelihood ratio chi ^{2b}	401.4	396.9	402.4

~ = $p < .10$, * = $p < .05$, ** = $p < .01$

^a Referentiegroep.

^b Verandering in Loglikelihood CHI² ten opzichte van intercept-model.

Ter beantwoording van de vraag hoe de effecten van opleiding veranderen over generaties en over de individuele levensloop van een paar worden interactiemodellen geschat (Tabel 5). Hierin worden de verschillende opleidingsvariabelen voor mannen en vrouwen afzonderlijk geïnteracteerd met de variabelen geboortejaar en leeftijd.

Tabel 4. Logistische regressie van jaarlijkse conditionele kansen op de geboorte van een eerste kind: resultaten uit het 'niveau + duur + richting'-model

Onafhankelijke variabele	opgenomen in de analyse		
	vrouw (eenzijdig)	man (eenzijdig)	beide (tweezijdig)
Geboortjaar vrouw	-.271**	-.325**	-.269**
Duur relatie			
0-4 jaar ^a	.000	.000	.000
5-9 jaar	.898**	.918**	.899**
10-14 jaar	.940**	.971**	.949**
15-19 jaar	.538 ~	.624*	.556 ~
20 jaar of meer	.066	.234	.096
Leeftijd			
Ln (leeftijd vrouw - 13)	1.056**	.925**	1.043**
Ln (45 - leeftijd vrouw)	1.437**	1.413**	1.442**
Ln (leeftijd man - 13)	3.449**	3.518**	3.446**
Ln (60 - leeftijd man)	4.609**	4.816**	4.556**
Opleidingsniveau			
Vrouw			
LO/LBO/MAVO ^a	.000		.000
MBO	-.065		-.101
HAVO/VWO	-.408		-.471*
Cultureel HBO/WO	-.409*		-.493*
Economisch HBO/WO	-.745**		-.826**
Man			
LO/LBO/MAVO ^a		.000	.000
MBO		-.023	.074
HAVO/VWO		-.208	-.127
Cultureel HBO/WO		-.157	.089
Economisch HBO/WO		-.128	.204
Schoolgaand			
Vrouw	-.706*	-.834**	-.691*
Man	.253	-.331	-.250
Constante	-33.734	-34.188	-33.554
Loglikelihood ratio chi ²	405.2	405.7	408.6

~ = $p < .10$, * = $p < .05$, ** = $p < .01$

^a Referentiegroep.

^b Verandering in Loglikelihood CHI² ten opzichte van intercept-model.

Tabel 5. *Interacties van opleidingseffecten met leeftijd en geboortejaar: Loglikelihood CHI² toetsen*

Interactie-effect	CHI ^{2a}	Df
Opleidingsniveau x leeftijd		
Vrouw	12.4**	2
Man	8.3**	2
Opleidingsniveau x geboortejaar		
Vrouw	28.8**	1
Man	4.0*	1
Schoolgaand x leeftijd		
Vrouw	2.8	2
Man	1.9	2
Schoolgaand x geboortejaar		
Vrouw	6.4*	1
Man	.4	1

~ = $p < .10$, * = $p < .05$, ** = $p < .01$

^a Verandering in Loglikelihood CHI² ten opzichte van 'niveau+duur'-model (Tabel 3).

4 | Resultaten

4.1 Leeftijd, relatieduur, en geboortejaar

Uit het basismodel (Tabel 1) blijkt dat het klokvormige leeftijdseffect op de kans om een eerste kind te krijgen ook in onze gegevens wordt teruggevonden. De kansen om een eerste kind krijgen nemen eerst toe met het ouder worden van de vrouw. Rond het zesentwintigste levensjaar nemen de kansen op geboorte weer af, en deze afname is zwakker dan de daaraan voorafgaande stijging ($\beta_1 < \beta_2$). Verder zien we dat niet alleen de leeftijd van de vrouw, maar ook die van de man een effect heeft op de geboorte. Ondanks de hoge samenhang tussen de leeftijden van partners bij aanvang van de relatie ($r = .69$), blijken beide een zelfstandige en statistisch significante invloed te hebben op de kans op eerste geboorte. Bij mannen ligt de top van de curve zoals verwacht later in de levensloop dan bij vrouwen (32,7 jaar versus 25,6 jaar). Dat het geïmpliceerde leeftijdsverschil tussen de partners bij de geboorte relatief groot is komt doordat we in het model kijken naar de invloed van de leeftijd van de ene partner na controle voor de invloed van de leeftijd van de andere partner. Naast een effect van leeftijd vinden we tevens dat de kansen op geboorte toenemen naarmate de relatie langer heeft

geduurd. Deze toename vindt echter alleen plaats in de eerste vijftien jaar van de relatie; daarna nemen de conditionele kansen weer iets af. Een mogelijke interpretatie hiervoor is dat er ook permanent vrijwillig of onvrijwillig kinderloze paren bestaan. Deze nemen op den duur een steeds groter aandeel in van de overgebleven kinderloze paren. Het effect van geboortjaar, tot slot, laat de welbekende daling van de geboortecijfers zien. Het effect bedraagt $-.347$. Omdat de variabele geschaald is in decennia, betekent dit effect dat de odds op een eerste geboorte zijn afgenomen met 29 procent per decennium ($1 - \exp[-.347]$).

4.2 *De invloed van opleidingsniveau*

In het niveaumodel (Tabel 2) wordt de variabele opleidingsniveau aan het model toegevoegd. Het onderwijsniveau is geschaald in vijf niveaus: (1) LO/MAVO/LBO, (2) MBO, (3) HAVO/VWO, (4) HBO, (5) WO³. Omdat deze variabele discreet is zou haar effect moeten worden geschat met behulp van een reeks dummy-variabelen. Om na te gaan of het effect van het opleidingsniveau op een meer spaarzame manier kan worden gerepresenteerd, hebben we tevens een model geschat waarin opleidingsniveau als continue variabele wordt opgenomen, waarbij de niveaus geschaald zijn van 1 tot en met 5. Bij vergelijking van de twee modellen bleek het lineaire model niet een significant slechtere fit te hebben dan het discrete model⁴. Om deze reden wordt in het niveaumodel gebruikt gemaakt van de lineaire versie van de variabele opleidingsniveau.

Uit de eenzijdige modellen blijkt dat zowel het opleidingsniveau van de vrouw als het opleidingsniveau van de man een significant negatieve invloed heeft op de conditionele geboortekansen. Hoger opgeleide mannen en vrouwen hebben dus een kleinere kans om een kind te krijgen dan lager opgeleide mannen en vrouwen. Als we echter beide geslachten in de analyse opnemen blijkt het effect van de man te verdwijnen terwijl het effect van de vrouw blijft bestaan. Deze verandering moet worden gezocht in de relatief sterke correlatie tussen de opleidingsniveaus van partners ($r = .55$). Met andere woorden, dat hoger opgeleide mannen later kinderen krijgen kan geheel worden toegeschreven aan het feit dat zij doorgaans een relatie zijn

³ LO is lager onderwijs, MAVO is middelbaar algemeen voortgezet onderwijs, LBO is lager beroepsonderwijs, MBO is middelbaar beroepsonderwijs, HAVO is hoger algemeen voortgezet onderwijs, VWO is voorbereidend wetenschappelijk onderwijs, HBO is hoger beroepsonderwijs en WO is wetenschappelijk onderwijs.

⁴ De CHI²-toets voor de nul-hypothese dat het effect van opleiding lineair is bedraagt 1.2 voor vrouwen en 4.3 voor mannen. Beide toetsen zijn niet significant zodat de nul-hypothese niet kan worden verworpen.

aangegaan met een hoog opgeleide vrouw. Het effect van de vrouw is overigens vrij sterk, $-.20$. Dit betekent dat de odds om een eerste kind te krijgen afnemen met gemiddeld 18 procent per onderwijsniveau. Tussen het laagste en hoogste onderwijsniveau impliceert dit een oddsverhouding in de fertiliteit van 2,7 op 1.

Deze bevindingen zijn deels wel en deels niet in overeenstemming met de economische benadering van de fertiliteit. Kennelijk zijn er wel prijseffecten aanwezig, gezien het negatieve effect van de vrouw, maar geen inkomenseffecten, gezien het niet significante effect van de man. Hypothesen over normen en waarden ondervinden eveneens beperkte ondersteuning. Dat het effect van de vrouw negatief is, is consistent met de hypothese over meer traditionele normen en waarden onder laag opgeleiden. Voor mannen hadden we op grond van de culturele benadering ook een effect verwacht, zij het zwakker, maar volgens de analyse is het effect afwezig.

Een andere bevinding uit het niveaumodel is dat het effect van geboortjaar in het niveaumodel lager is dan in het basismodel. Tussen de twee modellen neemt het effect van geboortecohort af met 23 procent (van $-.347$ naar $-.267$). Dit betekent dat we ongeveer een kwart van de geboortedaling in de afgelopen decennia kunnen toeschrijven aan het toegenomen onderwijsniveau van vrouwen⁵. Dit is minder dan wat Vermunt (1993) heeft gevonden in een analyse van een kortere tijdsperiode. Dat driekwart van de geboortedaling niet door het model kan worden verklaard wijst erop dat naast de onderwijsexpansie, tal van andere factoren een rol hebben gespeeld bij de geboortedaling. Hierbij ligt het voor de hand te denken aan secularisering, de opkomst van effectieve geboortebeperving en exogene veranderingen op de arbeidsmarkt, dat wil zeggen, veranderingen op de arbeidsmarkt die onafhankelijk van de onderwijsexpansie hebben plaatsgevonden.

4.3 De invloed van opleidingsniveau en opleidingsduur

In het duurmodel (Tabel 3) voegen we variabelen toe die aangeven hoe lang men onderwijs heeft gevolgd. De opleidingsduur is gemodelleerd door een tijdsafhankelijke dichotome variabele op te nemen die aangeeft of men in het betreffende jaar voltijds onderwijs volgde. Ook hier worden weer eenzijdige en tweezijdige modellen geschat. Uit het eenzijdige model blijkt er een vrij sterk negatief effect te zijn van de onderwijsdeelname van de vrouw op de kansen op een eerste kind. Het effect van de man is ook negatief, maar

⁵ Dit percentage heeft betrekking op de afgenomen kansen om een eerste kind te krijgen (timing) en is in die zin niet direct te vertalen naar de daling van het geboortepil zelf.

zwakker en niet significant. Het tweezijdige model leidt in dit geval niet tot andere conclusies dan de eenzijdige modellen.

Bovenstaande bevindingen zijn deels in overeenstemming met de hypothese dat er sociale normen zijn die voorschrijven dat mensen nog niet aan kinderen toe zijn zolang ze op school zitten. De economische benadering vindt hier minder steun aangezien we op grond van de inkomenshypothese zouden verwachten dat het effect voor mannen sterker is dan het effect voor vrouwen. Volgens de gegevens is het effect voor mannen juist zwakker.

Een andere belangrijke bevinding uit het duurmodel is dat het effect van het opleidingsniveau van de vrouw afneemt zodra we controleren voor onderwijsdeelname (van $-.200$ in het niveaumodel naar $-.178$ in het duurmodel). Deze afname wijst erop dat een deel van het effect van opleidingsniveau kan worden toegeschreven aan het feit dat hoger opgeleide vrouwen langer op school zitten. Deze verklaring is echter verre van volledig —de afname bedraagt slechts tien procent. Dat het effect van opleidingsniveau statistisch significant blijft in het duurmodel is in overeenstemming met de hypothese over opportunitetskosten. Hoger opgeleide vrouwen hebben dus niet alleen een kleinere kans om een kind te krijgen omdat ze langer op school zitten, maar ook omdat ze een hoger niveau van onderwijs hebben bereikt. Deze bevinding komt overeen met eerdere bevindingen van Vermunt (1993) en is in tegenspraak met de hypothesen van Blossfeld en Huinink (1991).

4.4 De invloed van opleidingsrichting

In het richtingmodel (Tabel 4) worden verschillen in onderwijsrichting toegevoegd aan het duurmodel. Zoals eerder aangegeven zijn verschillen in studierichting vooral relevant binnen het tertiair onderwijs. Omdat het aantal hoog opgeleide personen in de steekproef niet erg groot is, beperk ik me tot een globaal onderscheid in sociaal-cultureel onderwijs aan de ene kant en economisch-technisch onderwijs aan de andere kant. Onder sociaal-cultureel onderwijs worden gerekend: kunsten, letteren, sociaal-culturele wetenschappen, onderwijs in de persoonlijke en sociale verzorging, en onderwijskundige richtingen. Onder economisch-technisch onderwijs worden gerekend: natuurwetenschappen, geneeskunde, rechten, economische wetenschappen en hoger technisch onderwijs. Om de invloed van onderwijsrichting te schatten is de variabele opleidingsniveau verdeeld in vier afzonderlijke categorieën, waarbij de hoogste categorie (HBO/WO) is onderverdeeld in sociaal-cultureel onderwijs enerzijds en economisch-technisch onderwijs anderzijds. Het laagste onderwijsniveau (LO/LBO/MAVO) is gebruikt als referentiecategorie.

Als deze variabelen in het model worden opgenomen blijkt dat er niet alleen tussen opleidingsniveaus, maar ook tussen richtingen verschillen bestaan in de geboortekansen. Deze verschillen zijn significant voor vrouwen maar niet voor mannen. Eénzijdige en tweezijdige modellen leiden hier niet tot andere inhoudelijke conclusies. De coëfficiënten laten zien dat naarmate het opleidingsniveau hoger is, de kansen op een eerste geboorte kleiner worden.

Binnen het tertiair onderwijs zijn de kansen echter weer kleiner voor economisch-technisch geschoolde vrouwen dan voor sociaal-cultureel geschoolde vrouwen. De coëfficiënt is $-.826$ voor de eerste groep en $-.493$ voor de tweede groep. Dit wijst erop dat de odds om een kind te krijgen 28 procent lager zijn voor economisch-technisch geschoolde vrouwen dan voor sociaal-cultureel geschoolde vrouwen ($1 - \exp[-.826 - (-.493)]$).

Deze bevinding ondersteunt de economische theorie over de fertiliteit en kan niet worden verklaard uit de culturele benadering. Economisch-technisch geschoolde vrouwen hebben immers betere financiële vooruitzichten dan sociaal-cultureel geschoolde vrouwen (Kalmijn en Van der Lippe, 1996), zonder dat zij meer moderne normen en waarden hebben ten aanzien van het gezinsleven.

4.5 *Interacties met leeftijd en geboortjaar*

In hoeverre veranderen de effecten van opleiding tijdens de levensloop? En in hoeverre zijn de opleidingseffecten veranderd over de tijd? Om deze vraag te beantwoorden zijn de opleidingsvariabelen uit het duurmodel geïnteracteed met de leeftijd van man en vrouw en het geboortjaar van de vrouw. Tabel 5 laat zien welke interacties statistisch significant zijn.

Uit de tabel blijkt dat de invloed van het opleidingsniveau zowel over generaties als over de levensloop verandert. Dit geldt zowel voor mannen als voor vrouwen. Omdat de samenhang tussen de opleidingsniveaus van partners vrij groot is, zijn tevens modellen geschat waarbij de interacties van mannen en vrouwen tegelijkertijd aan het model worden toegevoegd. Hieruit blijkt dat alleen de invloed van het opleidingsniveau van de vrouw significant verandert⁶. Als we kijken naar de invloed van opleidingsduur zijn er minder veranderingen te bespeuren. De enige significante interactie is die tussen de onderwijsdeelname van de vrouw en haar geboortjaar.

⁶ De interactie van het opleidingsniveau van de man met zijn leeftijd heeft dan een CHI^2 waarde van .4 en de interactie van het opleidingsniveau van de man met het geboortjaar heeft een CHI^2 waarde van 2.9. Beide zijn niet significant.

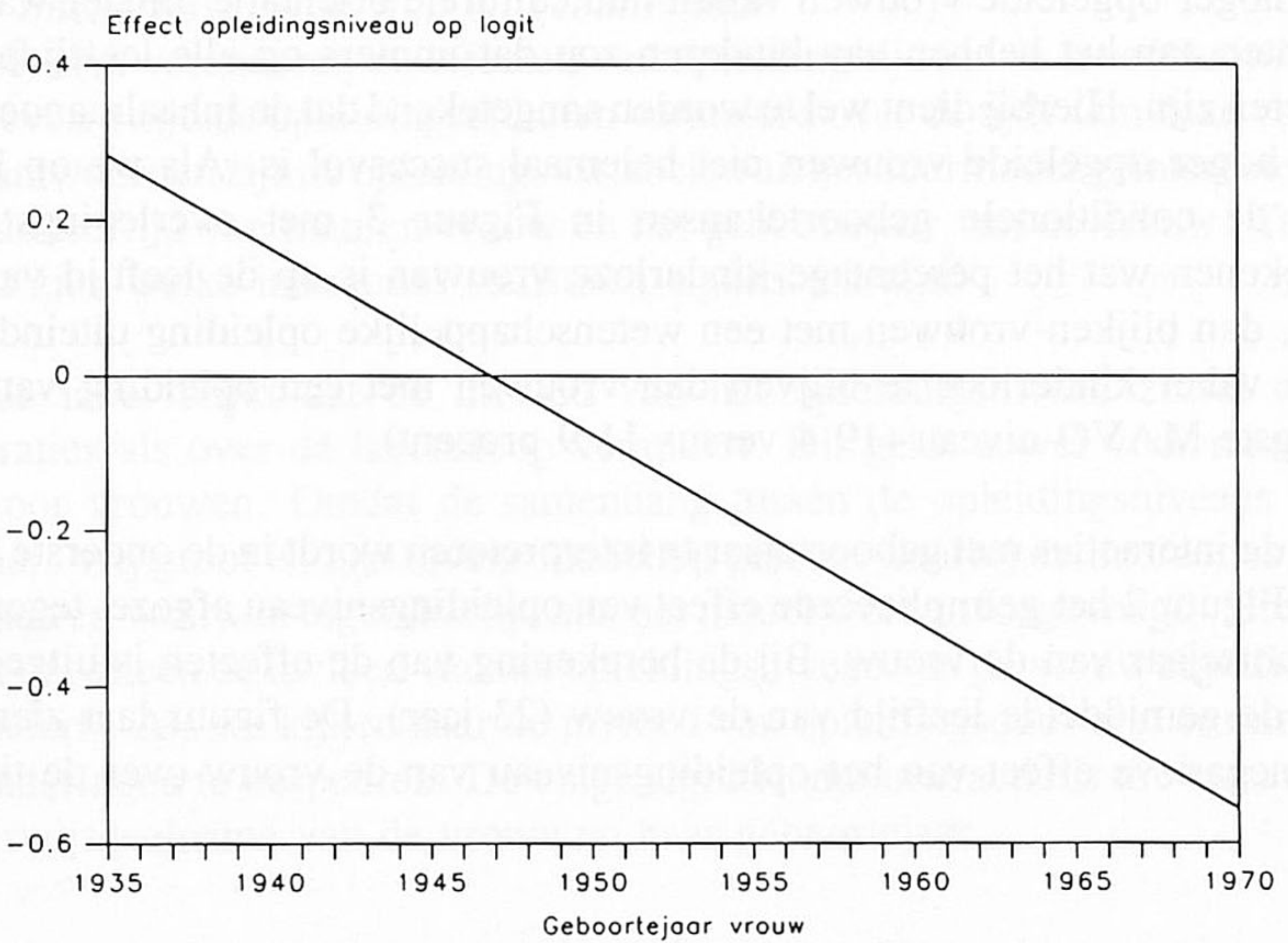
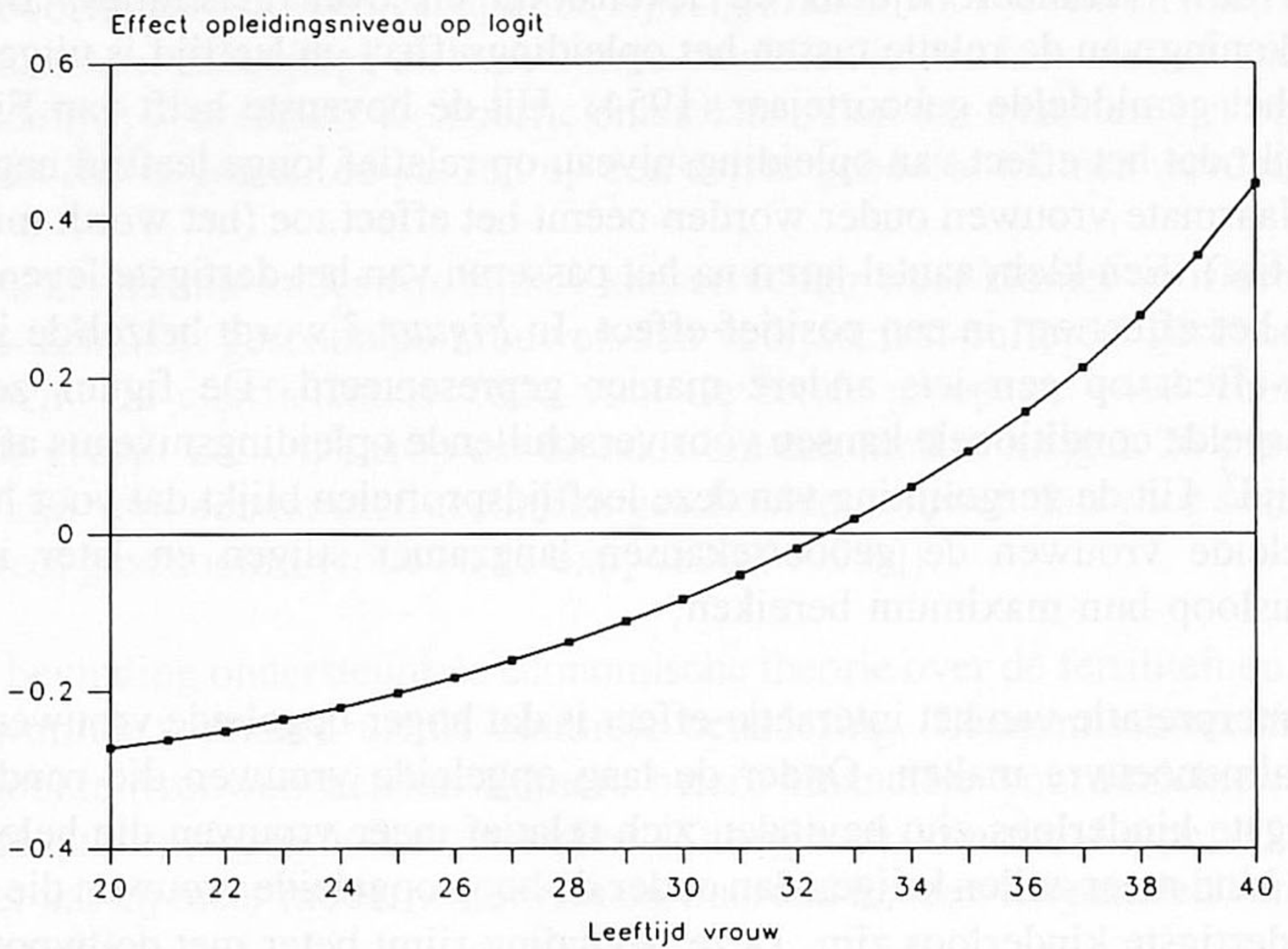
Om de interacties met leeftijd te interpreteren geef ik de resultaten grafisch weer. In *Figuur 2* laat ik zien hoe het effect van het opleidingsniveau van de vrouw verandert tijdens de levensloop en over generaties. Bij de berekening van de relatie tussen het opleidingseffect en leeftijd is uitgegaan van het gemiddelde geboortejaar (1954). Uit de bovenste helft van *Figuur 2* blijkt dat het effect van opleidingsniveau op relatief jonge leeftijd negatief is. Naarmate vrouwen ouder worden neemt het effect toe (het wordt minder negatief). Een klein aantal jaren na het passeren van het dertigste levensjaar slaat het effect om in een positief effect. In *Figuur 3* wordt hetzelfde interactie-effect op een iets andere manier gepresenteerd. De figuur zet de voorspelde conditionele kansen voor verschillende opleidingsniveaus af naar leeftijd⁷. Uit de vergelijking van deze leeftijdsprofielen blijkt dat voor hoger opgeleide vrouwen de geboortekansen langzamer stijgen en later in de levensloop hun maximum bereiken.

De interpretatie van het interactie-effect is dat hoger opgeleide vrouwen een inhaalmanoeuvre maken. Onder de laag opgeleide vrouwen die rond hun dertigste kinderloos zijn bevinden zich relatief meer vrouwen die helemaal geen kind meer zullen krijgen dan onder de hoog opgeleide vrouwen die rond hun dertigste kinderloos zijn. Deze bevinding rijmt beter met de hypothese over opportuniteitskosten dan met de hypothese over normen en waarden. Als hoger opgeleide vrouwen vanuit hun culturele oriëntatie minder waarde hechten aan het hebben van kinderen zou dat immers op alle leeftijden zo moeten zijn. Hierbij dient wel te worden aangetekend dat de inhaalmanoeuvre van hoger opgeleide vrouwen niet helemaal succesvol is. Als we op basis van de conditionele geboortekansen in *Figuur 3* met overlevingstafels berekenen wat het percentage kinderloze vrouwen is op de leeftijd van 45 jaar, dan blijken vrouwen met een wetenschappelijke opleiding uiteindelijk toch vaker kinderloos te blijven dan vrouwen met een opleiding van ten hoogste MAVO-niveau (19,4 versus 11,9 procent).

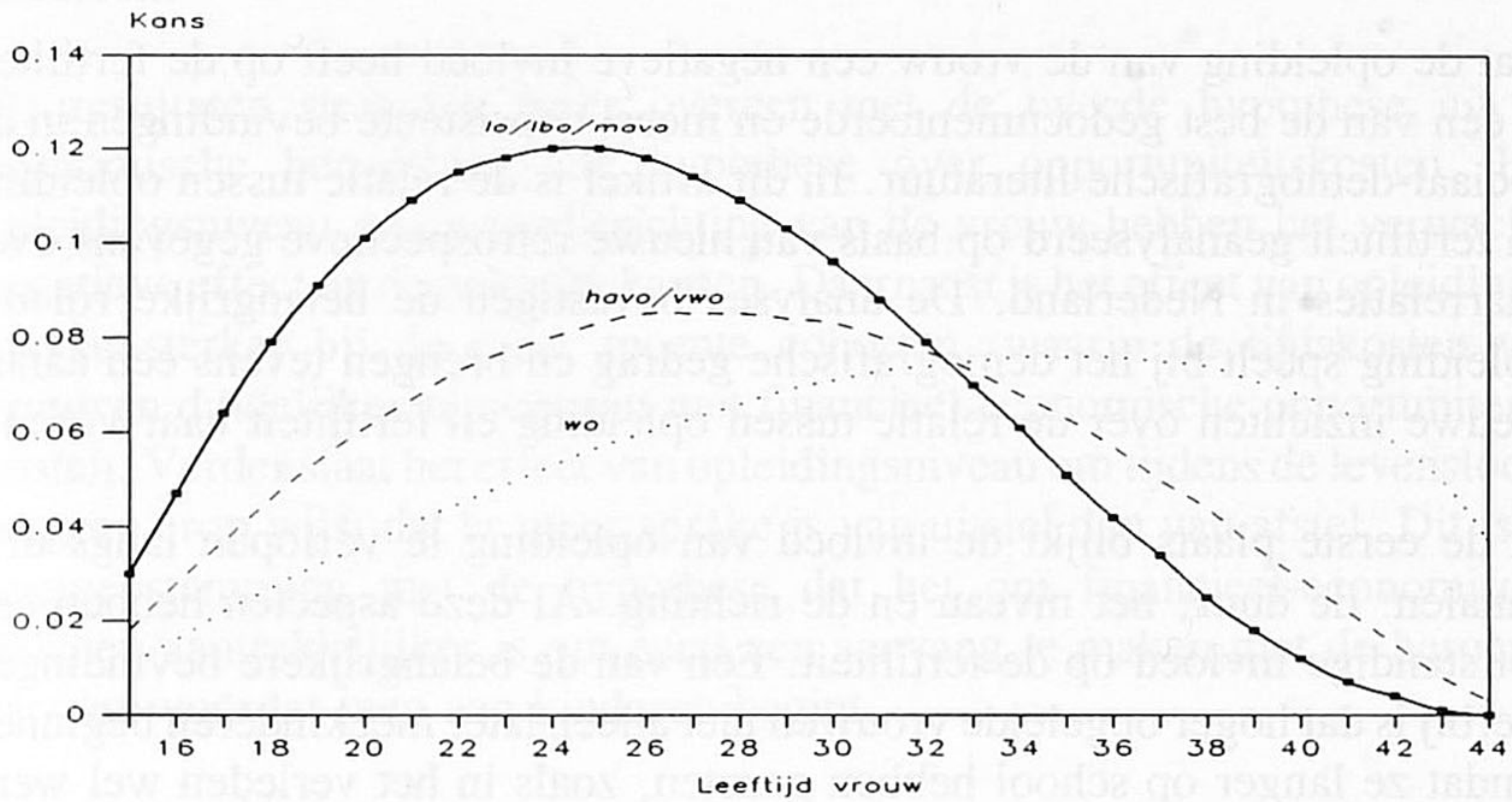
Om de interacties met geboortejaar te interpreteren wordt in de onderste helft van *Figuur 2* het geïmpliceerde effect van opleidingsniveau afgezet tegen het geboortejaar van de vrouw. Bij de berekening van de effecten is uitgegaan van de gemiddelde leeftijd van de vrouw (23 jaar). De figuur laat zien dat het negatieve effect van het opleidingsniveau van de vrouw over de tijd is

⁷ Hierbij is uitgegaan van de 'modale vrouw', dat wil zeggen, vrouwen die niet op school zitten, geboren zijn in 1954, en gedurende 5-9 jaar een relatie hebben met een 'modale man' (een man van gemiddelde leeftijd en gemiddeld opleidingsniveau).

Figuur 2. Voorspelde opleidingseffecten naar leeftijd en geboortjaar van de vrouw



Figuur 3. Voorspelde conditionele geboortekansen naar opleiding



toegenomen (in de zin dat het negatiever is geworden). Bij vrouwen geboren rond de Tweede Wereldoorlog is er nauwelijks een effect van opleiding; bij vrouwen geboren rond 1970 is het effect sterk negatief. Merk op dat bij de vaststelling van dit patroon rekening is gehouden met het feit dat het opleidingseffect minder negatief wordt tijdens de levensloop.

Dat opleidingsverschillen belangrijker zijn geworden kan onder meer worden verklaard uit de toegenomen arbeidsmarktparticipatie van vrouwen. Naarmate er meer vrouwen participeren op de arbeidsmarkt worden de opportuniteitskosten van het opvoeden van kinderen een belangrijkere overweging bij de beslissing om een kind te krijgen. In zo'n situatie wordt het opleidingsniveau een steeds belangrijkere indicator voor de hoogte van deze opportuniteitskosten.

De interactie tussen geboortjaar en opleidingsduur laat hetzelfde patroon zien (niet gerapporteerd). De interactie is negatief, hetgeen erop wijst dat de negatieve invloed van het op school zitten over de tijd sterker negatief is geworden. De interactie is overigens marginaal significant in het model waarin ook de andere interacties zijn opgenomen (de p -waarde is .07). Hoe de trend in dit effect dient te worden geïnterpreteerd is niet geheel duidelijk.

5 | Conclusies

Dat de opleiding van de vrouw een negatieve invloed heeft op de fertiliteit is één van de best gedocumenteerde en meest consistente bevindingen in de sociaal-demografische literatuur. In dit artikel is de relatie tussen opleiding en fertiliteit geanalyseerd op basis van nieuwe retrospectieve gegevens over paarrelaties in Nederland. De analyses bevestigen de belangrijke rol die opleiding speelt bij het demografische gedrag en brengen tevens een aantal nieuwe inzichten over de relatie tussen opleiding en fertiliteit naar voren.

In de eerste plaats blijkt de invloed van opleiding te verlopen langs drie kanalen: de duur, het niveau en de richting. Al deze aspecten hebben een zelfstandige invloed op de fertiliteit. Eén van de belangrijkste bevindingen hierbij is dat hoger opgeleide vrouwen niet alleen later met kinderen beginnen omdat ze langer op school hebben gezeten, zoals in het verleden wel werd verondersteld (Blossfeld en Huinink, 1991). Ook na controle voor de invloed van de onderwijsdeelname blijft er een relatief sterk effect van het opleidingsniveau bestaan. Verder zijn er ook binnen het hoger onderwijs verschillen in de fertiliteit: vrouwen die economisch-technische richtingen hebben gevolgd, hebben een kleinere kans om een eerste kind te krijgen dan vrouwen die sociaal-culturele richtingen hebben gevolgd. In de tweede plaats blijken de opleidingskenmerken van de man geen zelfstandige invloed te hebben op de fertiliteit. Er bestaat wel een samenhang tussen het opleidingsniveau van de man en de fertiliteit, maar deze kan geheel worden toegeschreven aan het feit dat hoger opgeleide mannen doorgaans met hoger opgeleide vrouwen zijn getrouwd. In de derde plaats wijzen de effecten van opleidingsniveau meer op uitstel dan op afstel. Onder kinderloze vrouwen van rond de dertig hebben hoger opgeleide vrouwen juist een grotere kans om een kind te krijgen dan lager opgeleide vrouwen. Tot slot blijkt het effect van het opleidingsniveau van de vrouw over generaties sterker te zijn geworden. Deze trend laat zien dat de vaak geobserveerde relatie tussen opleiding en fertiliteit in feite een relatief nieuw verschijnsel is in de Nederlandse samenleving.

Om tot een conclusie te komen vergelijk ik de bevindingen met de hypothesen uit het eerder gepresenteerde schema. De economische benadering wordt slechts ten dele ondersteund. In de eerste plaats zijn er geen aanwijzingen gevonden voor de inkomenshypothese. Het opleidingsniveau van de man heeft geen effect op de geboorte, de studierichting van de man heeft evenmin een effect, en het effect van de onderwijsdeelname van de man is zwakker dan het effect van de onderwijsdeelname van de vrouw. Deze resultaten zijn niet goed te verenigen met de gedachte dat paren die betere financieel-econo-

mische vooruitzichten hebben eerder zullen overgaan tot het krijgen van kinderen.

De resultaten stemmen beter overeen met de tweede hypothese uit de economische benadering, de hypothese over opportuniteitskosten. Het opleidingsniveau en de studierichting van de vrouw hebben het verwachte negatieve effect op de geboortekansen. Daarnaast is het effect van opleidingsniveau sterker bij de meer recente cohorten, waarin de tijdskosten van vrouwen duidelijker samengaan met financieel-economische opportuniteitskosten. Verder slaat het effect van opleidingsniveau om tijdens de levensloop, hetgeen erop wijst dat er meer sprake is van uitstel dan van afstel. Dit is in overeenstemming met de hypothese dat het om financieel-economische redenen aantrekkelijker is om eerst een aanvang te maken met de beroeps-carrière voordat men aan kinderen begint.

Sommige bevindingen kunnen ook worden verklaard uit de culturele benadering. Zo kan het negatieve effect van het opleidingsniveau van de vrouw deels worden toegeschreven aan het feit dat hoger opgeleiden minder traditionele waarden hebben ten aanzien van het gezinsleven. Het effect van onderwijsrichting kan hiermee echter niet worden verklaard. Het lijkt immers onwaarschijnlijk dat economisch-technisch geschoolde vrouwen modernere normen en waarden hebben dan sociaal-cultureel geschoolde vrouwen. Daarnaast kan de culturele hypothese niet verklaren waarom het effect van opleiding omslaat gedurende de levensloop. Een dergelijke inhaalmanoeuvre is immers slecht te rijmen met het idee dat hoger opgeleide vrouwen minder waarde hechten aan de rol van kinderen in hun leven.

Nader onderzoek zou zich kunnen richten op de vraag waarom de invloed van de man zo beperkt is. Dat hoger opgeleide mannen niet eerder kinderen krijgen dan lager opgeleide mannen zou kunnen worden verklaard doordat zij enerzijds betere financiële vooruitzichten hebben en anderzijds meer moderne waarden hebben. In zo'n geval werken de positieve inkomenseffecten en de negatieve culturele effecten elkaar tegen. Om deze interpretatie te toetsen dienen we de normen en waarden en de economische vooruitzichten van de man direct te meten, dienen we deze gegevens op verschillende momenten tijdens de relatie te verzamelen, en dienen we over identieke variabelen van de partner te beschikken. Dergelijke gegevens zijn vooralsnog niet beschikbaar.

Literatuur

- Becker, G.S. (1981), *A treatise on the family*. London/Cambridge: Harvard University Press.
- Blossfeld, H.P. en J. Huinink (1991), Human capital investments or norms of role transition? How women's schooling and career affect the process of family formation. *American Journal of Sociology*, 97, pp. 143-68.
- Blossfeld, H.P. (1993), Women's education and family formation: a comparative perspective. Working Paper of the *Institut für empirische und angewandte Soziologie*. Bremen: Universität Bremen.
- Butz, W.P. en M.P. Ward (1979), The emergence of countercyclical U.S. fertility. *American Economic Review*, 69, pp. 318-28.
- Centraal Bureau voor de Statistiek (1990), *Onderzoek Gezinsvorming: samenwonen, trouwen, geboortenregeling, werken en kinderen krijgen*. Den Haag: SDU.
- Corijn, M., A.C. Liefbroer en J. de Jong Gierveld (1996), It takes two to tango, doesn't it? The influence of couple characteristics on the timing of the birth of the first child. *Journal of Marriage and the Family*, 58, pp. 117-126.
- Easterlin, R.A. (1980), *Birth and fortune*. New York: Basic Books.
- Feijter, H. de (1991), *Voorlopers bij demografische veranderingen*. Den Haag: Nederlands Interuniversitair Demografisch Instituut.
- Graaf, A. de (1995), Vrouwen zijn minder onzeker over hun kindertal. *Maandstatistiek van de Bevolking*, 43, pp. 14-20.
- Groot, L.F.M., J.J. Schippers en J.J. Siegers (1990), The effect of unemployment, temporary withdrawals and part-time work on workers' wage rates. *European Sociological Review*, 6, pp. 257-73.
- Hogan, D.P. (1978), The variable order of events in the life course. *American Sociological Review*, 43, pp. 573-86.
- Hoorn, W.D. van (1985), Leeftijd van de vrouw bij eerste huwelijk en bij de geboorte van het eerste kind naar sociale variabelen. *Maandstatistiek van de Bevolking*, 33, pp. 35-45.
- Hyman, H.H. en C.R. Wright (1979), *Education's lasting influence on values*. Chicago: University of Chicago Press.
- Jong, A.H. de (1995), Sterke groei in het aantal ongehuwde paren met kinderen. *Maandstatistiek van de Bevolking*, 43, pp. 9-10.
- Joshi, H. (1990), The cash opportunity costs of childbearing. An approach to estimation using British data. *Population Studies*, 44, pp. 41-60.
- Kalmijn, M. (1994), Gehuwd of ongehuwd: ontwikkelingen en verklaringen van samenwonen sinds de Tweede Wereldoorlog. *Sociale Wetenschappen*, 37, pp. 34-64.
- Kalmijn, M. en R.F. de Vries (1994), In due time: educational differences in the timing of entry into motherhood. *Onderzoeksaanvraag bij de Stichting voor Economisch, Sociaal-Cultureel en Ruimtelijk Onderzoek*. Universiteit Utrecht: Vakgroep Sociologie/ICS.
- Kalmijn, M. en D. Giesen (1995), *Huishoudens in Nederland 1994 - Telefonisch Survey: Codeboek*. Utrecht: ISCORE/ICS.
- Kalmijn, M. en T. van der Lippe (1997), Type of schooling and sex differences in earnings in the Netherlands. *European Sociological Review*, te verschijnen.
- Lesthaeghe, R. en D. Meekers (1986), Value changes and the dimensions of familism in the European Community. *European Journal of Population*, 2, pp. 225-68.
- Lesthaeghe R. en D.J. van de Kaa (1986), Twee demografische transitie's? *Mens en Maatschappij*, 61 (boekaflevering), pp. 9-24.

- Liefbroer, A.C. (1991), *Kiezen tussen ongehuwd samenwonen en trouwen*. Amsterdam: Centrale Huisdrukkerij Vrije Universiteit.
- Rindfuss, R.R., S.P. Morgan en G. Swicegood (1988), *First births in America: changes in the timing of parenthood*. Berkeley: University of California Press.
- Tas, R.F.J. (1994), Door huwelijksluiting gewettigde kinderen. *Maandstatistiek van de Bevolking*, 42, pp. 12-13.
- Upchurch, D.M. en J. McCarthy (1990), The timing of a first birth and high school completion. *American Sociological Review*, 55, pp. 224-34.
- Uunk, W. en M. Kalmijn (1996), Wie trouwt met wie binnen de opleidingselite? De invloed van studierichting en onderwijsniveau. *Sociologische Gids*, 43, pp. 183-203.
- Vermunt, J.K. (1993), De geboorte van het eerste kind: uitstel of afstel? *Gezin*, 5, pp. 31-52.
- Weesie, J. en H.B.G. Ganzeboom (1994), *Huishoudens in Nederland 1994 - Telefonisch Survey*. [databestand]. Utrecht: ISCORE/ICS.
- Yamaguchi, K. (1991), *Event History Analysis*. Newbury Park: Sage.