

Tilburg University

De geboorte van het eerste kind

Vermunt, J.K.

Published in:
Gezin

Publication date:
1993

[Link to publication in Tilburg University Research Portal](#)

Citation for published version (APA):
Vermunt, J. K. (1993). De geboorte van het eerste kind: Uitstel of afstel? *Gezin*, 5(1), 31-52.

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal

Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

De geboorte van het eerste kind: uitstel of afstel?

J.K. Vermunt

Vakgroep Methoden en Technieken van Onderzoek, Katholieke Universiteit Brabant

Abstract

The first birth: are delays dangerous?

Birth statistics show that women of successive generations increasingly tend to postpone the first birth. Although a great part of the postponed births are caught up later, the proportion of childlessness is still increasing.

Economists explain the postponement of first births and the growing proportion of childlessness by the growing indirect costs of children caused by the increasing investments of women in education and work experience. On the other hand, sociologists stress the relevance of changing aspirations of women. Younger generations are more work oriented and therefore less family oriented than older generations. However, in fact both explanations are almost the same, because work orientedness and investment in human capital are difficult to separate.

A discrete-time hazard model was used to analyse data from the Netherlands Fertility Survey 1988. The variables age, educational level, participation in education, labour force participation, household position and church attendance had a significant effect on the annual probability of first birth. The interaction effects between age and labour force participation and age and educational level were also significant. Both a higher educational level and labour force participation may result in a delay of the first birth.

Although part of the postponed births are caught up later, great differences in the probability of remaining childless are found for women with different life courses. The most work oriented women have a probability of around 50% to remain childless, while this probability is less than 10% for the least work oriented women. In other words, delays may be dangerous.

1. Inleiding

Na een sterke daling in de jaren 70 is het jaarlijkse aantal eerste geboorten sinds 1983 onafgebroken gestegen. Deze stijging is niet zozeer het gevolg van een stijging in het percentage vrouwen dat uiteindelijk een eerste kind krijgt, maar van het inhalen van in het verleden uitgestelde geboorten. Dit valt op te maken uit de sterke stijging in de geboortencijfers voor vrouwen van boven de 26 jaar. Bij de nieuwste bevolkingsprognose van het Centraal Bureau voor de Statistiek wordt er van uit gegaan dat deze ontwikkeling nog enkele jaren zal doorgaan. Toch zal de uiteindelijke kinderloosheid voor de generaties die nu bezig zijn met het krijgen van kinderen iets hoger liggen dan voor de generaties die hen voorgingen (Vermunt 1992).

In de literatuur worden twee typen verklaringen aangedragen voor de verschuiving van de leeftijd waarop vrouwen hun eerste kind krijgen en voor de toename van de uiteindelijke kinderloosheid. Economen benadrukken het belang van kosten-baten-analyses bij de gezinsvorming. Door het gestegen opleidingsniveau van vrouwen nemen de relatieve kosten van kinderen toe waardoor partners vaker zullen beslissen tot uitstel of zelfs afstel van kinderen (Becker 1981). Sociale wetenschappers wijzen daarentegen op het belang van maatschappelijke processen als individualisering en secularisering, die hebben geleid tot veranderingen in de waarden en normen rond huwelijk, ouderschap en rolverdeling (Lesthaege e.a 1986, 1988). De emancipatie van de vrouw, die ervoor heeft gezorgd dat vrouwen andere aspiraties hebben gekregen naast het stichten van een gezin, is een belangrijke exponent van deze processen.

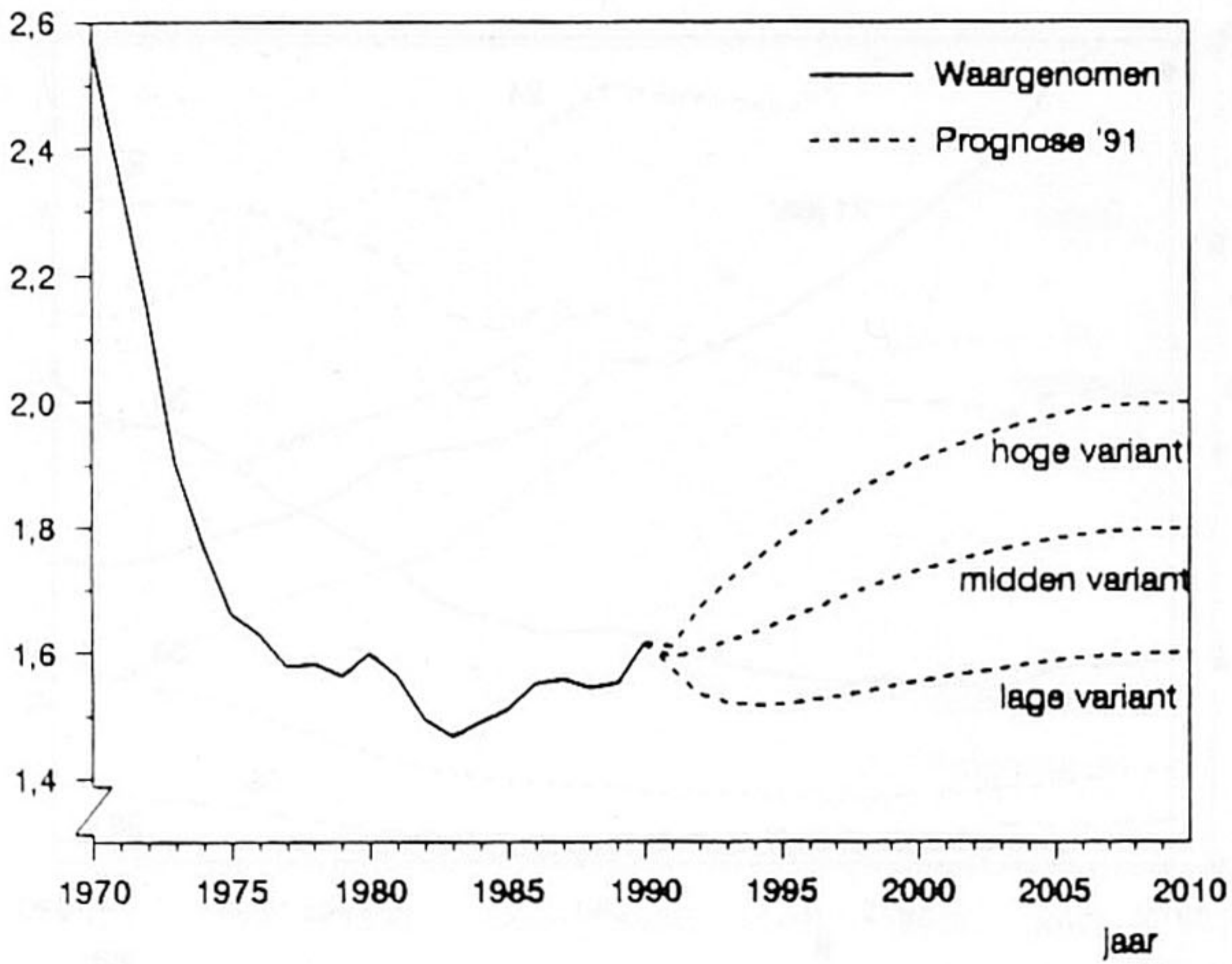
In hun artikel in *Gezin* vol. 4, nr. 1 van 1992 concluderen Groot en Pott-Buter dat het spreekwoord 'van uitstel komt afstel' niet van toepassing is op het krijgen van het eerste kind. In het onderhavige artikel wordt aangetoond dat het spreekwoord wel degelijk van toepassing is. Daartoe wordt in tegenstelling tot bij de door Groot en Pott-Buter verrichte analyses gebruik gemaakt van longitudinale gegevens voor diverse geboortegeneraties vrouwen. Deze gegevens zijn afkomstig uit de geboortestatistieken van het CBS en uit het door het CBS georganiseerde Onderzoek Gezinsvorming 1988 (CBS 1990). Bovendien zal bij de analyses een ander type hazardmodel worden gebruikt, namelijk een model dat tevens niet proportionele hazard-rates toelaat. Daarmee kunnen de verschillen in timing en in eindintensiteit in de eerste geboorten beter uit elkaar kunnen worden gehaald, hetgeen noodzakelijk is om een uitspraak te doen met betrekking tot de stelling 'van uitstel komt wel/ geen afstel'.

In dit artikel zal allereerst worden ingegaan op de ontwikkelingen in de geboorte van eerste kinderen sinds 1970 en sinds geboortegeneratie 1935. Vervolgens zullen enkele in de literatuur aangedragen verklaringen voor het proces van uitstel en inhaal van eerste geboorten en voor de toename van uiteindelijke kinderloosheid worden besproken. Daarna zal het model dat is gebruikt worden uiteengezet. Vervolgens zal worden ingegaan op de operationalisering van de in het model opgenomen variabelen. Ten slotte zullen de uitgevoerde hazard-analyses worden gepresenteerd.

2. Ontwikkeling in de geboorte van eerste kinderen

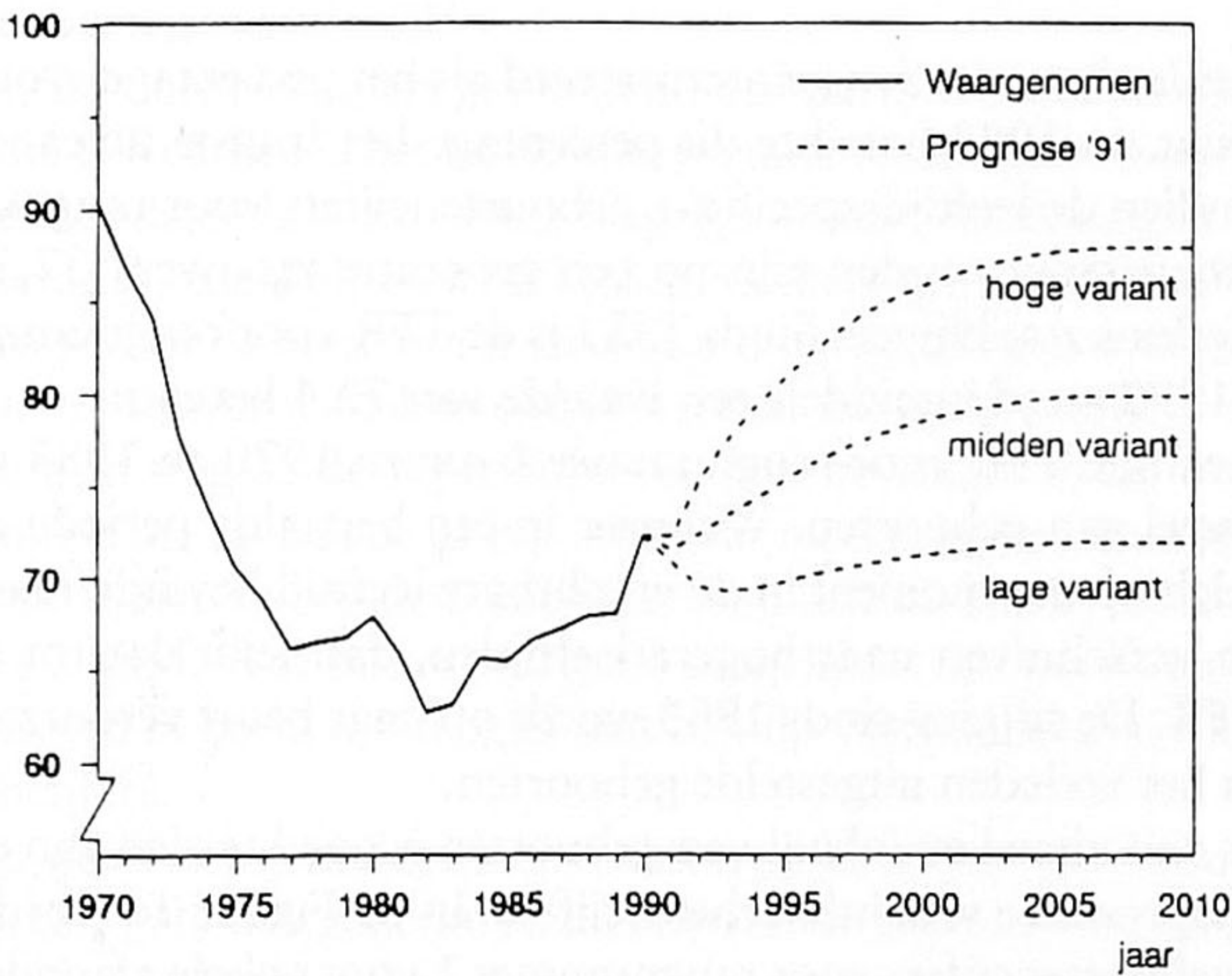
2.1. Sinds 1970

De jaarlijkse ontwikkeling in de geboorte kan het beste worden weergegeven met behulp van het totaal leeftijdsspecifiek vruchtbaarheidscijfer. Dit cijfer – ook wel aangeduid met de afkorting TFR (total fertility rate) – geeft het gemiddelde aantal kinderen weer dat een generatie vrouwen zou krijgen als de leeftijdsspecifieke vruchtbaarheidscijfers van het desbetreffende jaar voor hen van toepassing zouden zijn. In Figuur 1a wordt het verloop van de TFR sinds 1970 weergegeven. Hierin is te zien dat de TFR tussen 1970 en 1983 steeds een dalende trend vertoont, hoewel de mate van daling na 1974 kleiner is dan daarvoor. Het jaarlijkse gemiddelde



Bron: CBS

Fig. 1a. Totaal leeftijdsspecifiek vruchtbaarheidscijfer (TFR).

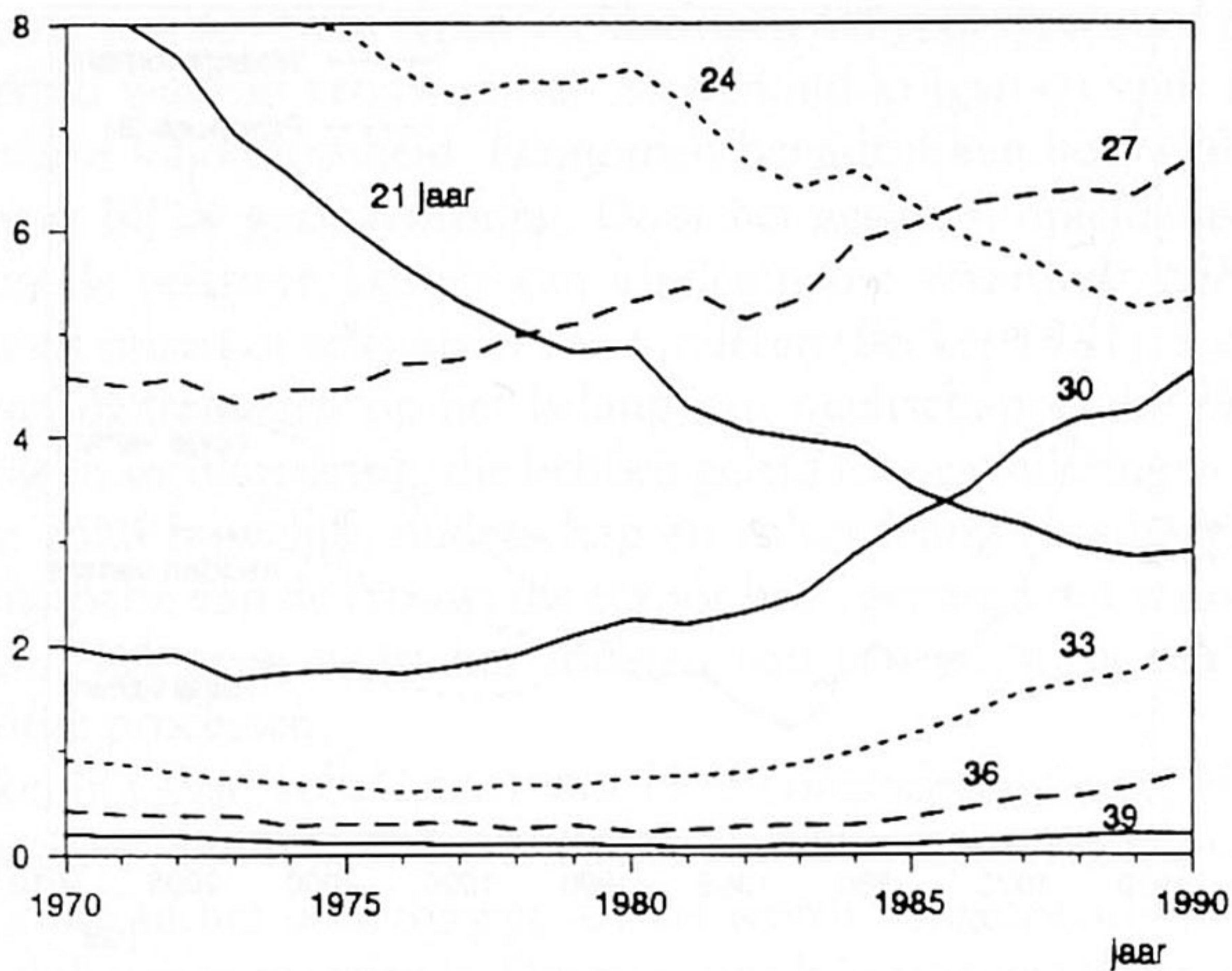


Bron: CBS

Fig. 1b. Percentage vrouwen met tenminste 1 kind (TFR voor rangnummer 1).

kindertal per vrouw daalde in die periode van 2,6 naar 1,47, hetgeen neerkomt op bijna een halvering. Sindsdien is de TFR weer gaan stijgen. In 1990 was de TFR inmiddels gestegen tot 1,62, de hoogste waarde sinds 1975.

In Figuur 1b wordt de ontwikkeling in de TFR weergegeven voor de eerste



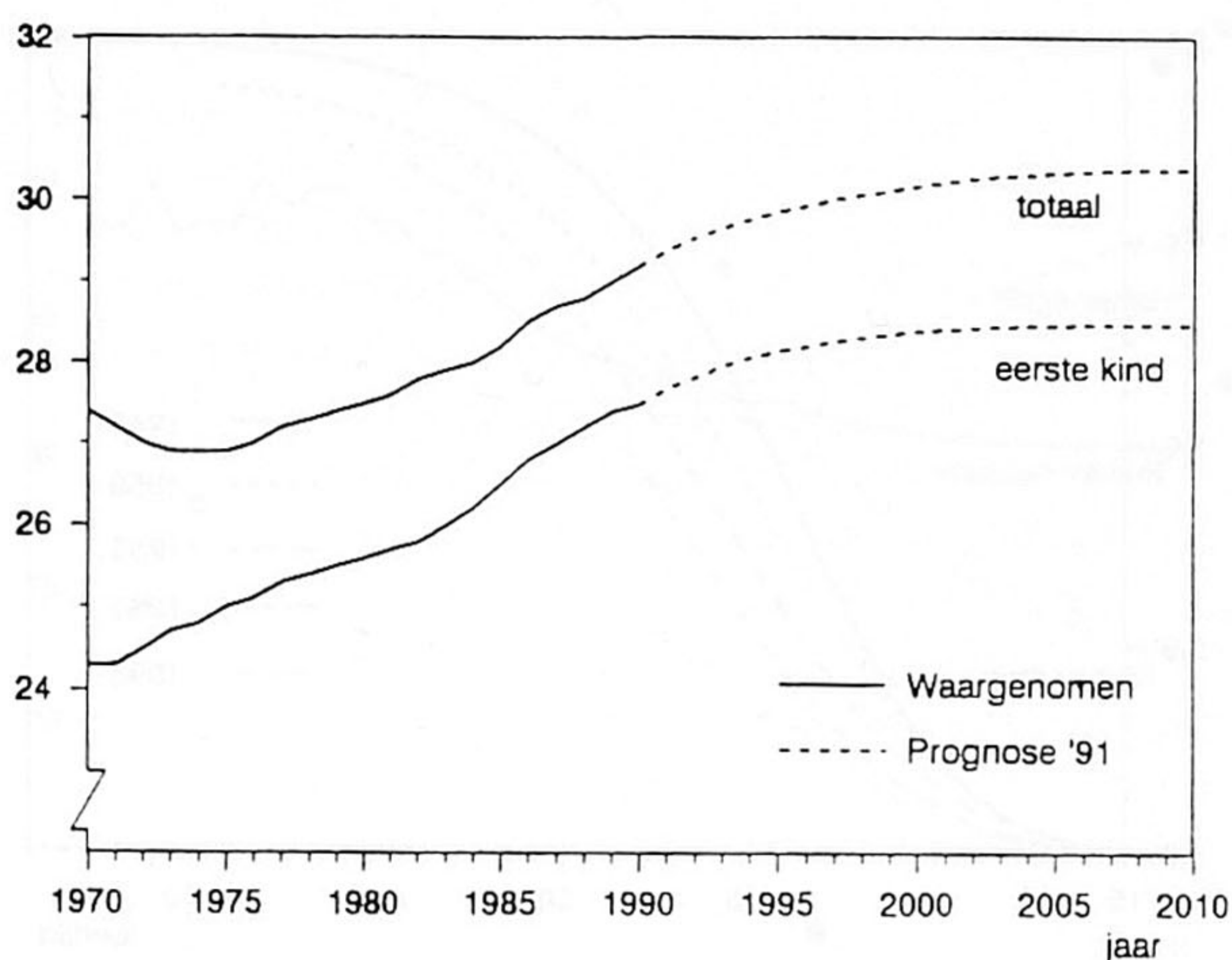
Bron: CBS

Fig. 1c. Het aantal eerste geboorten per 100 vrouwen voor enkele leeftijden.

geboorte. Dit cijfer kan worden geïnterpreteerd als het percentage vrouwen dat een eerste kind krijgt. In 1982 bereikte dit percentage het laagste niveau: 62,7%. Dit betekent dat indien de leeftijdsspecifieke geboortecijfers voor rangnummer 1 van dat jaar van toepassing zouden zijn op een generatie vrouwen, 37,3% van deze vrouwen kinderloos zou blijven. Sinds 1982 is de TFR voor rangnummer 1 aan het toenemen. In 1990 werd inmiddels een waarde van 72,4 bereikt.

De daling van de TFR voor rangnummer 1 tussen 1970 en 1983 werd veroorzaakt door uitstel van geboorten. Wanneer in een bepaalde periode de generaties vrouwen die zich op dat moment in de vruchtbare leeftijd bevinden het krijgen van kinderen gaan verschuiven naar hogere leeftijden, dan leidt dat tot een tijdelijke daling in de TFR. De stijging sinds 1983 wordt op haar beurt veroorzaakt door het inhalen van in het verleden uitgestelde geboorten.

Het proces van uitstel en inhaal van geboorten is goed te zien aan de ontwikkeling in leeftijdsspecifieke vruchtbaarheidscijfers. In de Figuur 1c wordt de ontwikkeling van de geboortecijfers voor rangnummer 1 voor enkele afzonderlijke leeftijden weergegeven. Door het uitstellen van eerste geboorten dalen in de periode 1970-1990 de geboortecijfers voor de leeftijden onder de 26 jaar. De inhaal van eerste geboorten is te zien aan de stijging van de cijfers voor de leeftijden boven de 26 jaar, met name vanaf het begin van de jaren '80. De sterkste stijging doet zich voor onder vrouwen van tussen de 29 en 31 jaar. Ook aan de gemiddelde leeftijd waarop vrouwen hun kinderen krijgen is goed te zien hoe de timing in de geboorte is veranderd (*grafiek 1d*). In 1970 was de gemiddelde leeftijd waarop vrouwen het eerste kind kregen nog 24,3 jaar. In 1990 is die inmiddels gestegen tot 27,5 jaar.



Bron: CBS

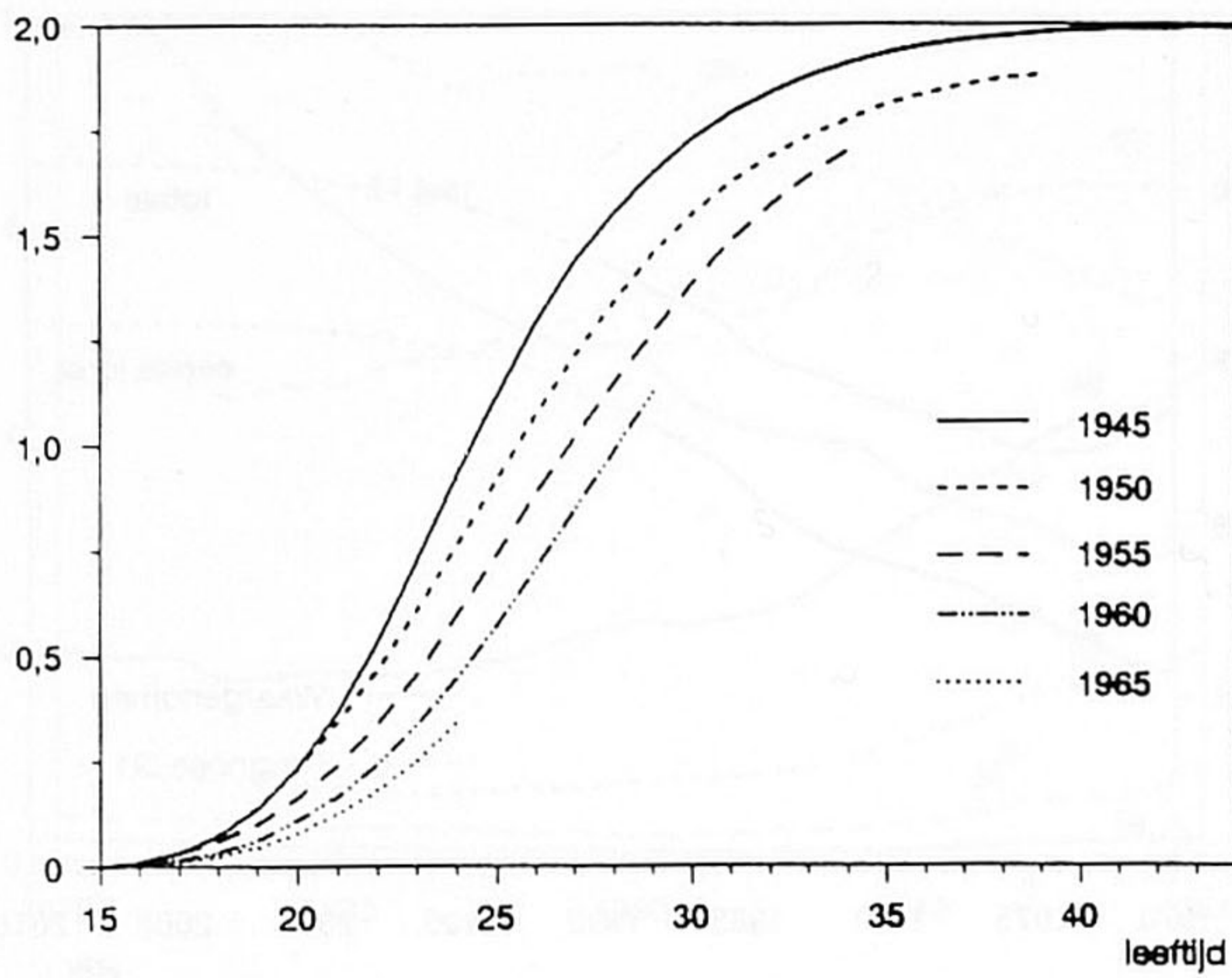
Fig. 1d. Gemiddelde leeftijd van de vrouw bij de geboorte.

2.2. Sinds geboortegeneratie 1935

Jaarlijkse vruchtbaarheidscijfers geven maar een partieel beeld van de ontwikkeling in de geboorte. Bovendien is het bij de interpretatie van de jaarlijkse ontwikkelingen vrijwel altijd noodzakelijk om terug te grijpen naar verklaringen in termen van geboortegeneraties, zoals bij voorbeeld de verandering in de timing van geboorten. Het ligt daarom voor de hand om tevens naar ontwikkelingen over geboortegeneraties vrouwen te bekijken. Cohortcijfers hebben echter als nadeel dat ze voor de cohorten die zich nog in de reproductieve fase bevinden maar tot een bepaalde leeftijd bekend zijn. Hierdoor is het voor de meeste cohorten niet mogelijk om samenvattende maten te bepalen, zoals het gemiddelde kindertal of het percentage vrouwen met 1 kind. Wat echter wel goed mogelijk is om het kindertal voor zover dat is gerealiseerd in beeld te brengen met behulp van cumulatieve leeftijdsspecifieke geboortencijfers.

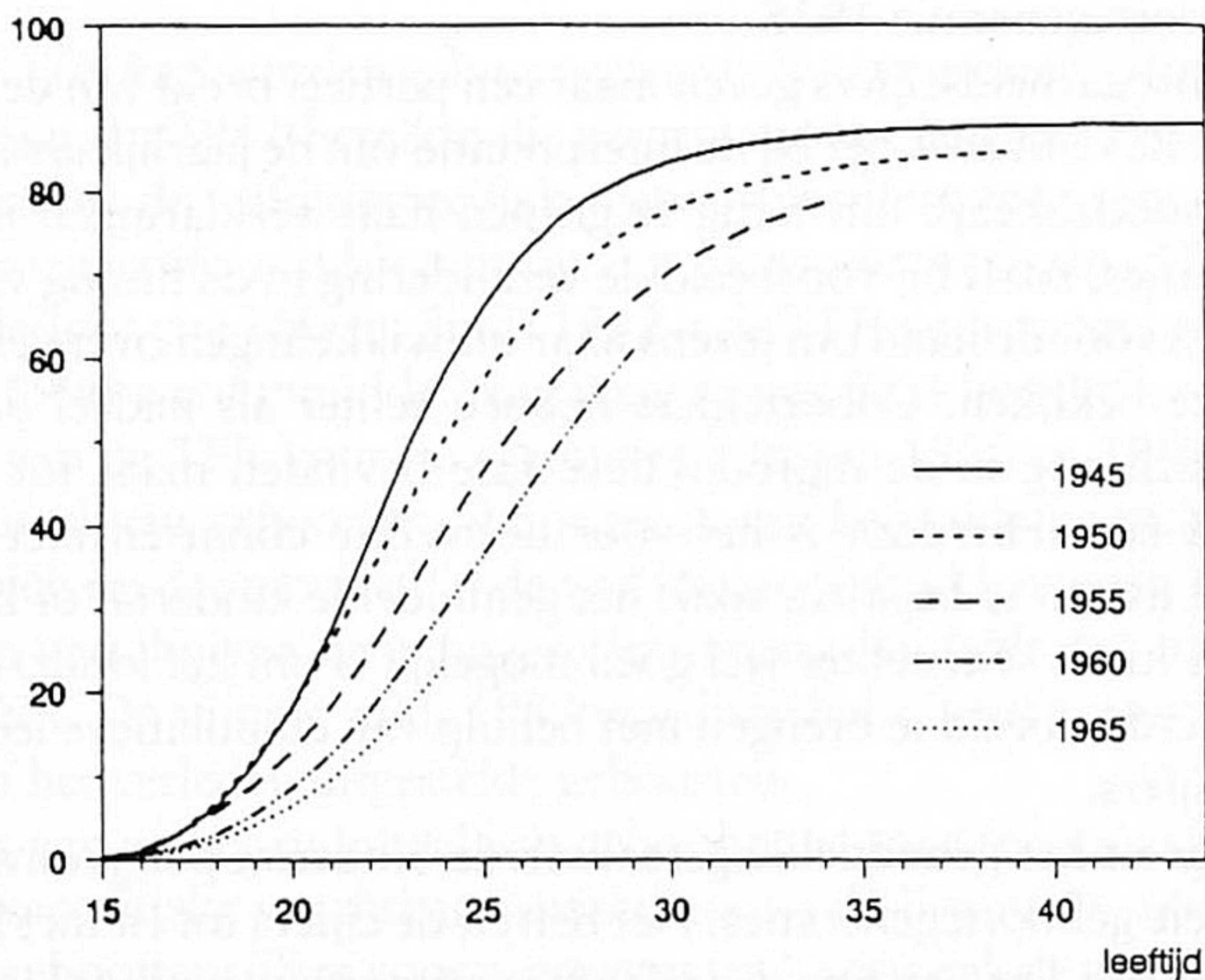
Figuur 2a geeft het gemiddelde gerealiseerde kindertal per vrouw naar leeftijd weer voor enkele geboortegeneraties. Het betreft de cijfers tot en met het jaar 1990. In deze figuur is goed te zien hoe de leeftijd waarop vrouwen hun kinderen krijgen verschuift. Vrouwen behorende tot cohort 1945 hadden rond hun 29ste gemiddeld 1,65 kind, terwijl de generaties 1950 en 1955 dit kindertal pas bereikten op respectievelijk 31,5- en 33-jarige leeftijd. Cohort 1960 zal dat kindertal op nog hogere leeftijd bereiken. Uit de figuur kan tevens worden afgeleid in welke mate de uitgestelde geboorten op latere leeftijd worden ingehaald. Aan de helling van het laatste gedeelte van de lijnen is het zien dat cohort 1955 nog aan het inhalen is op cohort 1950, en dat cohort 1960 inloopt op 1955.

In Figuur 2b wordt het percentage vrouwen dat een eerste kind heeft gehad, weergegeven. Het patroon lijkt sterk op dat van het totale kindertal, alleen is hier het



Bron: CBS

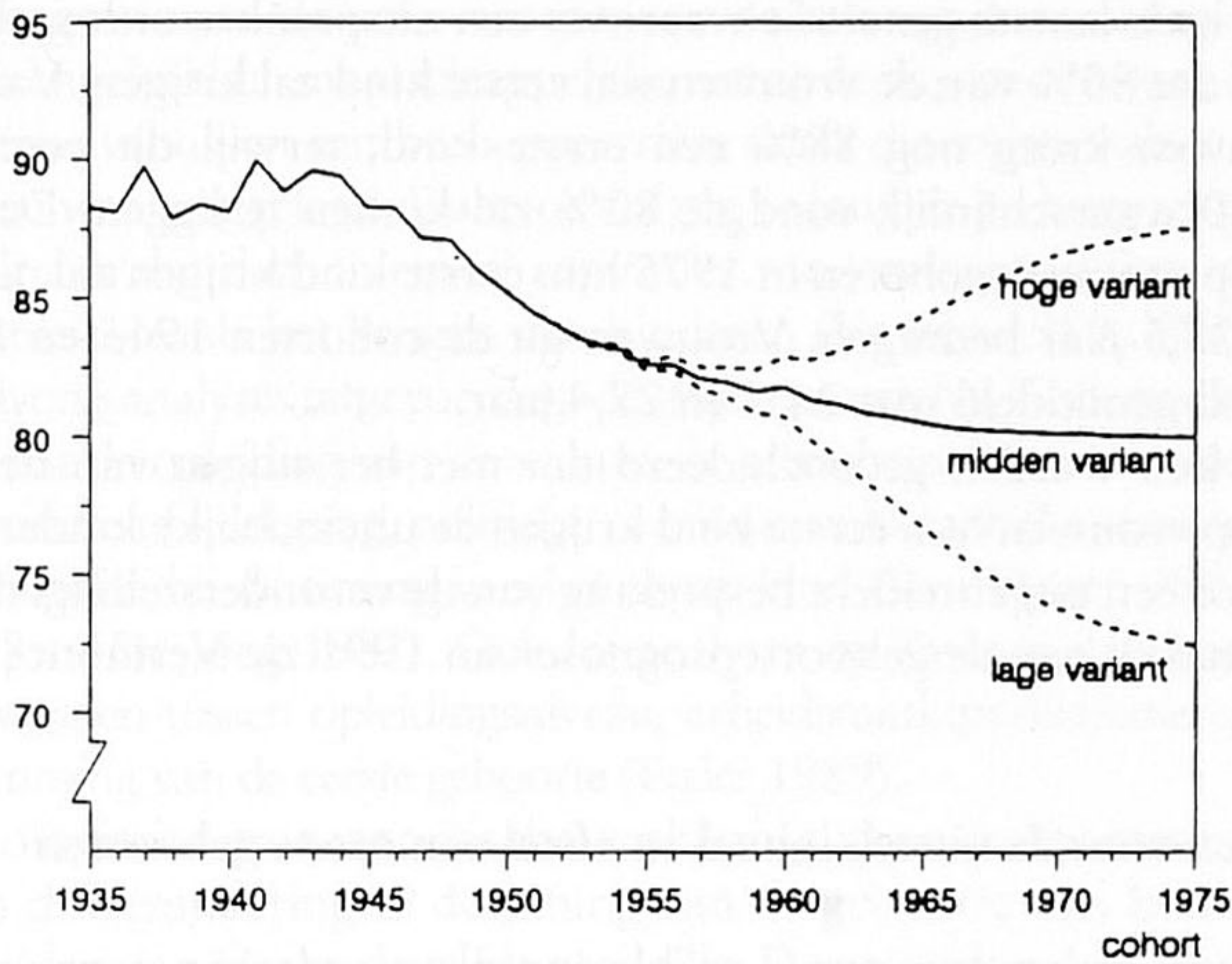
Fig. 2a. Kindertal naar leeftijd voor enkele cohorten



Bron: CBS

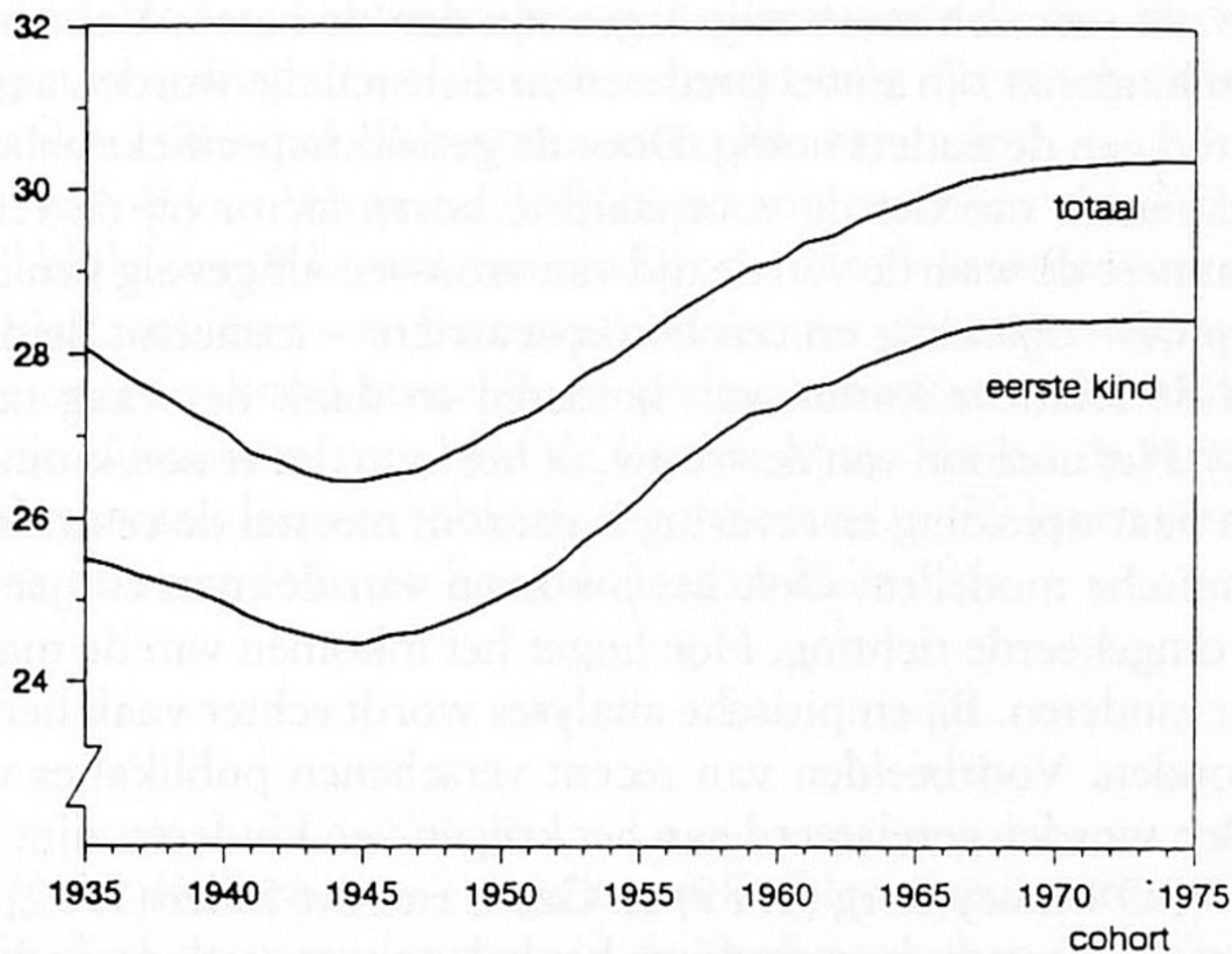
Fig. 2b. Percentage vrouwen met ten minste 1 kind naar leeftijd.

proces van uitstel en inhaal nog iets beter te zien. De afstand tussen de opeenvolgende lijnen in de grafiek wordt eerst groter en daarna weer kleiner. Zo verschilt bij voorbeeld het percentage vrouwen dat een eerste kind heeft gehad tussen cohort 1955 en cohort 1945 op 25-jarige leeftijd nog 20%. Op 34-jarige leeftijd is dat



Bron: CBS

Fig. 2c. Percentage vrouwen met ten minste 1 kind volgens prognose 1991.



Bron: CBS

Fig. 2d. Gemiddelde leeftijd van de vrouw bij de geboorte volgens prognose 1991.

verschil inmiddels teruggelopen tot 8% en verwacht wordt dat het verschil uiteindelijk rond de 5% zal liggen.

Bij de Nationale Bevolkingsprognose van 1991 wordt er van uit gegaan dat zowel de uiteindelijke kinderloosheid als de gemiddelde leeftijd waarop vrouwen hun eerste kind krijgen nog iets zal toenemen (zie grafieken 2c en 2d). Voor genera-

tie 1975 – dit is de laatste generatie waarover een uitspraak wordt gedaan – wordt verondersteld dat 80% van de vrouwen een eerste kind zal krijgen. Van de in 1945 geboren vrouwen kreeg nog 88% een eerste kind, terwijl dit percentage voor generatie 1960 waarschijnlijk rond de 82% zal komen te liggen. De gemiddelde leeftijd waarop vrouwen geboren in 1975 hun eerste kind krijgen zal naar verwachting rond de 28,5-jaar bedragen. Vrouwen uit de cohorten 1945 en 1960 krijgen hun eerste kind gemiddeld met 24,5 en 27,4 jaar.

Al met al kan worden geconcludeerd dat met het stijgen van de gemiddelde leeftijd waarop vrouwen hun eerste kind krijgen de uiteindelijke kinderloosheid iets toeneemt. Voor een uitgebreidere bespreking van de veronderstellingen en de werkwijze bij het maken van de geboorteprognose van 1991 zie Vermunt (1992).

3. Verklaringen voor de uitstel, inhaal en afstel van eerste geboorten

In de literatuur worden twee typen verklaringen aangedragen voor veranderingen in demografisch gedrag van opeenvolgende generaties, zoals de timing van het eerste kind.

Micro-economische theorieën zoals de 'New Home Economics' wijzen op het belang van kosten-baten-analyses bij het demografische gedrag. Uitgangspunt bij deze theorieën is dat partners zullen beslissen tot het krijgen van kinderen wanneer de kosten die dat met zich meebrengt lager zijn dan de baten. Voor het krijgen en verzorgen van kinderen zijn zowel goederen en diensten die worden aangeboden op de markt als tijd van de ouders nodig. Door de geslachtsspecifieke arbeidsverdeling vormt de tijd van de moeder de voornaamste kostenfactor bij de verzorging van kinderen. Wanneer de waarde van de tijd van vrouwen als gevolg van investeringen in human capital – opleiding en een beroeps carrière – toeneemt, leidt dat tot een toename van de relatieve kosten van kinderen en daalt de vraag naar kinderen (Becker 1981). Het uurloon van de vrouw, of het loon dat ze zou kunnen verdienen op grond van haar opleiding en ervaring is daarom meestal de centrale variabele in micro-economische modellen. Ook het inkomen van de man zou een rol spelen, maar dan in omgekeerde richting. Hoe hoger het inkomen van de man hoe groter de vraag naar kinderen. Bij empirische analyses wordt echter vaak het omgekeerde verband gevonden. Voorbeelden van recent verschenen publikaties waarin inkomensvariabelen worden gerelateerd aan het krijgen van kinderen zijn: Heckman en Walker (1989), O'Malley Borg (1989) en Groot en Pott-Buter (1992).

Sociale wetenschappers benadrukken het belang van veranderende waarden en normen als gevolg van maatschappelijke veranderingen die zich voordoen in onze moderne samenleving. Het proces van individualisering en secularisering heeft er toe bijgedragen dat de traditionele waarden en normen ten aanzien van relaties, ouderschap en rolverdeling aan het afbrokkelen zijn (Lesthaege e.a 1986 en 1988, Van de Giessen 1985, Niphuis-Nell 1981 en Latten 1992). Religie speelt voor steeds minder mensen een beslissende rol bij de keuzen die ze maken. Partners zijn steeds vrijer om op hun eigen manier hun relatie in te richten. Het krijgen van kinderen is niet meer vanzelfsprekend en ook de geslachtsspecifieke taakverdeling staat ter discussie.

De emancipatie van de vrouw is een van de belangrijkste uitingsvormen van de hierboven aangehaalde maatschappelijke veranderingsprocessen. In toenemende mate ambiëren vrouwen een beroeps carrière zoals die in het nabije verleden alleen voor mannen was weggelegd. Daartoe volgen ze langere en hogere opleidingen. Het zal duidelijk zijn dat deze 'nieuwe' aspiraties van vrouwen zullen concurreren met andere aspiraties zoals het krijgen van kinderen (Vossen 1989, Willekens 1989).

Uit de diverse analyses uitgevoerd op de gegevens van het Onderzoek Gezinsvorming 1982 blijkt dat de opleiding van de vrouw, de arbeidsmarktparticipatie van de vrouw, kerkelijk gezindte of kerkgang, politieke voorkeur en burgerlijke staat (of huwelijksleeftijd) een rol spelen bij de timing van het eerste kind (Van Hoorn 1985, Beets en Van Hoorn 1988 en De Jong 1987). Ook bij analyses op Zweeds datamateriaal werd een verband gevonden tussen opleidingsniveau, arbeidsmarktparticipatie en samenlevingsvorm en de timing van de eerste geboorte (Etzler 1989).

De sociologische en economische verklaring voor de toename van de kinderloosheid en de verandering in de timing van de geboorte van kinderen vormen in feite twee zijden van één en dezelfde medaille. De veranderingen in de uitkomst van de kosten-baten-analyses zijn het gevolg van de veranderde kosten en baten van kinderen. De toename van de kosten is het gevolg van veranderende aspiraties van vrouwen, waardoor vrouwen meer dan in het verleden investeren in een opleiding en een beroeps carrière. De baten van kinderen zijn afgenomen als gevolg van veranderde normen omtrent relativorming en ouderschap. Aan de andere kant kunnen veranderende waarden en normen alleen maar dienen als verklaring voor veranderingen in gedrag als ook wordt verondersteld dat er een rationele afweging wordt gemaakt tussen met elkaar concurrerende aspiraties.

Uit een analyse van Vermunt (1991b) waarin vrouwen worden onderverdeeld naar leefstijl blijkt dat de kosten van kinderen – ofwel de mate waarin vrouwen een beroeps carrière ambiëren – en baten van kinderen – ofwel de mate waarin vrouwen traditionele waarden rond huwelijk en gezin aanhangen – duidelijk verschillende dimensies zijn. Vrouwen voor wie de kosten hoog zijn en de baten laag blijken inderdaad de grootste kans te hebben om kinderloos te blijven en vrouwen voor wie de kosten laag zijn en de baten hoog de laagste kans.

4. Model

Ter toetsing van de hierboven aangedragen verklaringen voor de toename van de kinderloosheid en de veranderingen in de timing van het eerste kind zal gebruik worden gemaakt van een hazardmodel (Cox en Oakes 1981, Allison 1984). Dit model – ook wel aangeduid met de term duurmodel of event history model – is zeer geschikt voor de analyse van de intensiteit en de timing van gebeurtenissen, zeker wanneer zoals hier sprake is van gecensureerde waarnemingen. Er is in ons geval sprake van een gecensureerde waarneming wanneer een vrouw op het moment van interview geen kinderen heeft. Voor zo'n vrouw is geen gemiddelde leeftijd bij geboorte van het eerste kind bekend. Een hazardmodel neemt echter de informatie dat zo'n vrouw op de leeftijd die ze heeft op het moment van interview nog geen kind heeft, mee bij het schatten van de modelparameters.

Er zijn verschillende typen hazardmodellen. Hier zal gebruik worden gemaakt van een discrete-duurmodel. Dit model heeft als belangrijkste voordeel dat er gemakkelijk interacties in kunnen worden opgenomen tussen de duurvariabele – in ons geval leeftijd van de vrouw – en andere verklarende variabelen, zoals bij voorbeeld het opleidingsniveau. Bij deze aanpak hoeft er dus in tegenstelling tot bij de proportional hazardmodellen niet van uit te worden gegaan dat het effect van het opleidingsniveau voor elke leeftijd hetzelfde is. Dit maakt het mogelijk uitstel en inhaal van geboorten correct te modelleren. Een ander belangrijk voordeel van het hier gehanteerde model is dat er zeer eenvoudig tijdsvariërende of dynamische variabelen in kunnen worden opgenomen. Een voorbeeld van zo'n variabele is het al dan niet in opleiding zijn. De waarde van dit kenmerk is niet vast: vrouwen veranderen immers op een gegeven moment van de status onderwijsvolgend naar niet-onderwijsvolgend. Voor een uitgebreidere bespreking van de voor- en nadelen van de diverse typen hazardmodellen zie Vermunt (1991a).

Hieronder zal het gehanteerde model kort uiteen worden gezet. Het model dat grote gelijkenis vertoont met het loglineaire model voor frequentietabellen wordt uitgebreid besproken door Laird en Olivier (1981) en Trussell en Hammerslough (1983). Stel we hebben drie variabelen: 1] de duurvariabele leeftijd, 2] opleidingsniveau, 3] het al dan niet in opleiding zijn. Dan zou het model in loglineaire vorm er bij voorbeeld als volgt uit kunnen zien:

$$(1) \ln(m_{ijk}/N_{ijk}) = u + u_{1(i)} + u_{2(j)} + u_{3(k)} + u_{12(ij)} + u_{13(ik)}$$

en in multiplicatieve vorm:

$$(2) m_{ijk}/N_{ijk} = w * w_{1(i)} * w_{2(j)} * w_{3(k)} * w_{12(ij)} * w_{13(ik)}$$

m_{ijk} geeft hierin het aantal eerste geboorten weer in een bepaald jaar onder degenen die behoren tot leeftijdscategorie i , categorie j van de variabele opleiding en categorie k voor wat betreft het volgen van onderwijs. N_{ijk} geeft de risicobevolking in die cel weer in persoonsjaren. De afhankelijke variabele in het model m_{ijk}/N_{ijk} – is dus de jaarlijkse kans op een geboorte van een eerste kind. In de demografie wordt dit ook wel aangeduid met de term geboortequotiënt.

Elke w -parameter in vergelijking (2) is gelijk aan de exponent van de bijbehorende u -parameter in (1). De parameters van vergelijking (2) zijn het gemakkelijkste te interpreteren omdat de logaritmische transformatie van de afhankelijke variabele achterwege is gelaten. De gemiddelde jaarlijkse kans op de geboorte van een eerste kind wordt aangeduid met w . $w_{1(i)}$ geeft aan hoeveel de geboortequotiënten in leeftijdscategorie i afwijken van het gemiddeld niveau. De $w_{2(j)}$'s geven de verschillen in de jaarlijkse kans op een eerste kind voor vrouwen met verschillende opleidingsniveaus weer. Het interactie-effect van opleiding met leeftijd $w_{12(ij)}$ beschrijft de verschillen in het effect van opleiding voor de diverse leeftijdscategorieën. Om de interpretatie van de interactie-effecten te vereenvoudigen zal bij de presentatie van de resultaten zoveel mogelijk gebruik worden gemaakt van grafische voorstellingen. De parameters van het hier gehanteerde hazardmodel kunnen worden geschat met behulp van standaardprogrammatuur voor loglineaire-analyse (Haberman 1978 en Vermunt 1991a).

Voor de toetsing van de diverse modellen is gebruik gemaakt van de zogenaamde log-likelihoodratio-statistic G_2 (Bonnett en Bentler 1983).

$$(3) G^2 = 2 * \sum_i \sum_j \sum_k n_{ijk} * \ln(n_{ijk}/m_{ijk})$$

Met behulp van deze toetsingsgrootte kunnen tevens geneste modellen met elkaar worden vergeleken. Dit zijn modellen waarbij het uitgebreidere model alle parameters bevat van het beperkte model plus nog enkele meer.

5. Data en variabelen

Bij de analyses is gebruik gemaakt van gegevens uit het Onderzoek Gezinsvorming 1988 (CBS 1990). Dit is een enquêteonderzoek onder 5900 vrouwen uitgevoerd door het Centraal Bureau voor de Statistiek. Bijna de helft van de ondervraagde vrouwen heeft één of meerdere kinderen.

Bij een eerdere wat uitgebreidere analyse (Vermunt 1991a) werd voor een aantal variabelen nagegaan of ze een significante invloed uitoefenen op de jaarlijkse kans op de geboorte van het eerste kind. Daarbij waren de volgende variabelen betrokken: leeftijd bij de geboorte van het eerste kind, huishoudenspositie (gehuwd, samenwonend, rest), arbeidsmarktparticipatie van de vrouw (onderwijsvolgend, werkend en niet-werkend), opleidingsniveau van de vrouw, opleidingsniveau van de man, politieke voorkeur, kerkgang, ouderlijke gezinsgrootte, urbanisatiegraad van de woongemeente, geboorteperiode van het eerste kind en geboorteperiode van de vrouw (cohort).

Hier zal alleen gebruik worden gemaakt van de variabelen die het meest van belang bleken te zijn, te weten leeftijd bij de geboorte van het eerste kind, huishoudenspositie, arbeidsmarktparticipatie, opleidingsniveau van de vrouw en kerkgang. Opvallend is dat het effect van de variabele cohort niet meer significant bleek te zijn bij constanthouding voor de andere in het model opgenomen kenmerken. Dit betekent dat de verschillen tussen geboortegeneraties in de timing van eerste geboorten verklaard kunnen worden door veranderingen die optreden in de andere kenmerken.

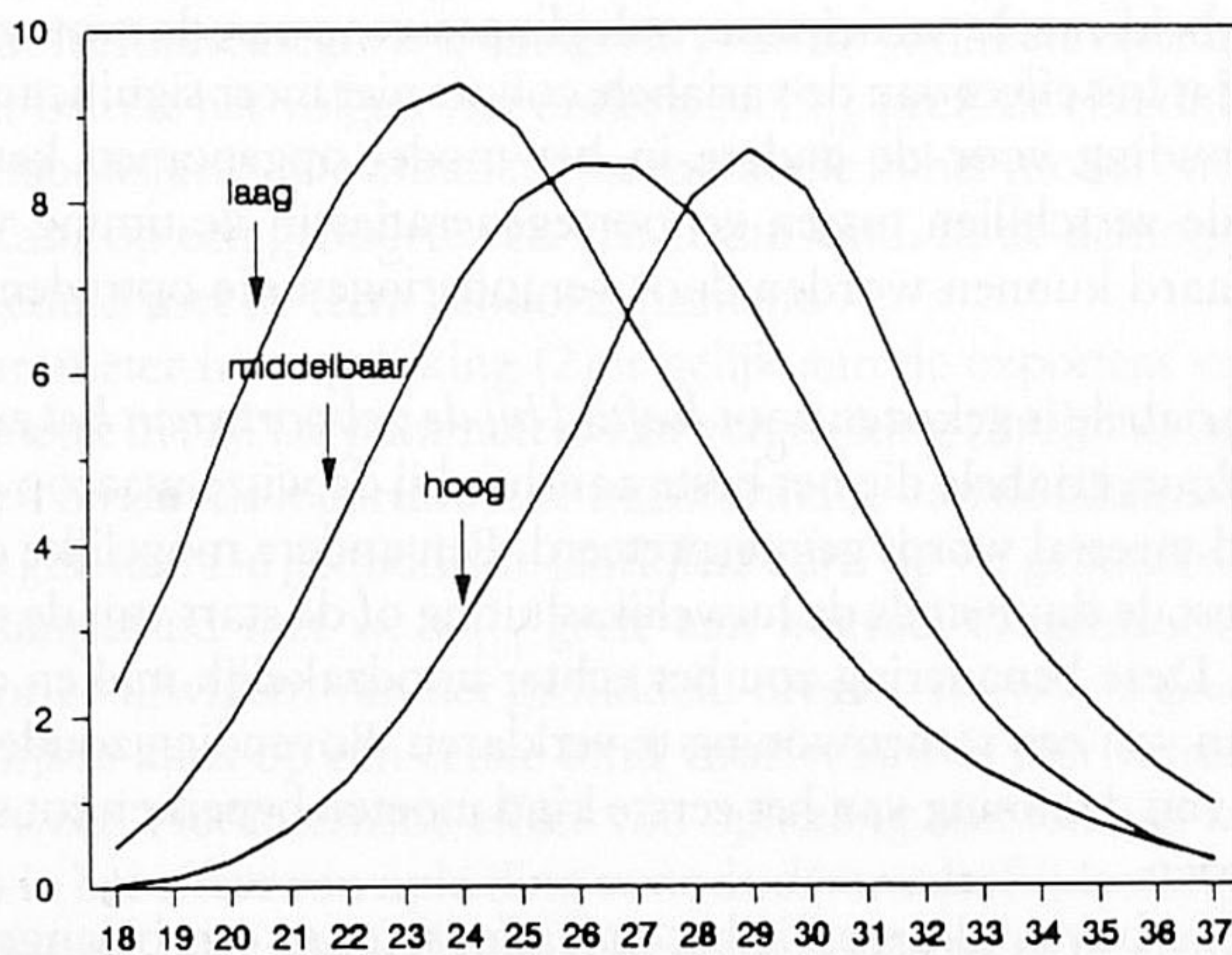
Als duurvariabele is gekozen voor *leeftijd bij de geboorte van het eerste kind*. Dit is immers de duurvariabele die het beste aansluit bij de wijze waarop de timing van het eerste kind meestal wordt geïnterpreteerd. Een andere mogelijke duurvariabele zou zijn geweest de duur sinds de huwelijkssluiting of de start van de samenwoning (Etzler 1989). Deze benadering zou het echter noodzakelijk maken om de leeftijd bij het aangaan van een samenwoning te verklaren. Bovendien zouden we ons dan bij de analyse van de timing van het eerste kind moeten beperken tot samenwonenden en gehuwden.

Zoals we hierboven al zagen is het *opleidingsniveau* een belangrijke variabele voor het toetsen van zowel de economische als de sociologische theorieën. De hoogte van de opleiding kan immers zowel als een indicator worden gezien voor de kwaliteit van het menselijk kapitaal als voor de mate waarin vrouwen een beroeps-carrière ambiëren. Eerder werd echter al gesteld dat deze twee aspecten zeer nauw

met elkaar verbonden zijn, waardoor ze dan ook moeilijk uit elkaar te halen zijn. Duidelijk is in ieder geval dat naarmate de opleiding van de vrouw hoger is, ook de kosten van kinderen hoger zullen zijn. Daarom mag ook worden verwacht dat hoog opgeleide vrouwen minder vaak een eerste kind zullen krijgen dan laag opgeleide vrouwen. Bovendien zullen ze hun kind gemiddeld wat later krijgen.

In Figuur 3 zijn de leeftijdspatronen voor de geboorte van het eerste kind weergegeven voor laag, middelbaar en hoog opgeleide vrouwen. De oppervlakte onder de curve geeft het percentage vrouwen weer dat een eerste kind krijgen. Dit percentage is voor de laag, middelbaar en hoog opgeleide vrouwen respectievelijk 89, 82 en 72. Hoger opgeleide vrouwen krijgen dus beduidend minder vaak een eerste kind dan laag opgeleide vrouwen.

In de figuur is duidelijk te zien dat naarmate het opleidingsniveau hoger is, de leeftijd waarop vrouwen hun kind krijgen toeneemt. De top van de leeftijdscurve ligt voor laag, middelbaar en hoog opgeleide vrouwen op respectievelijk 24, 26,5 en 29 jaar. De vraag is echter of dit uitstellen van kinderen het gevolg is van de hoogte van het opleidingsniveau of van het *'al dan niet in opleiding zijn'*. Blossfeld en Huinink (1991) spreken in dit verband van het institutionele effect van opleiding. Vrouwen die opleiding volgen zijn over het algemeen nog niet klaar voor het krijgen van kinderen. Doordat hoger opgeleide vrouwen langer opleiding volgen, zullen zij later beginnen met kinderen krijgen. Om het effect van het opleidingsniveau en het al dan niet in opleiding zijn uit elkaar te halen, is *'het al dan niet in opleiding zijn'* als een tijdsvariërende variabele in het model opgenomen. Voor vrouwen die op het moment van interview nog in opleiding waren, is het niveau van de opleiding die ze op dat moment volgden gebruikt als opleidingsniveau.



Bron: Onderzoek Gezinsvorming 1988 (CBS)

Fig. 3. Het aantal eerste geboorten per 100 vrouwen naar leeftijd voor laag, middelbaar en hoog opgeleide vrouwen.

De *arbeidsmarktparticipatie van de vrouw* zegt zowel iets over de aspiraties van vrouwen als over de kosten van kinderen. Over de richting van het causale verband tussen werken en kinderen krijgen, zijn demografen echter verdeeld (Van Hoorn 1991). Er zijn diverse pogingen ondernomen om via statistische modellen de richting van dit verband te bepalen (Klijzing e.a. 1988, Magdalinos e.a. 1989). De gevonden richting blijkt nogal gevoelig te zijn voor de wijze waarop de variabelen werken en kinderen krijgen worden geoperationaliseerd. In de hier uitgevoerde analyse is het causaliteitsprobleem 'opgelost' door deze variabelen zo te operationaliseren dat ze in de tijd na elkaar volgen. De arbeidsmarktparticipatie op 1 januari van een bepaald jaar zal van invloed zijn op de geboorte van het eerste kind in dat jaar, terwijl de omgekeerde relatie minder plausibel is. Theoretisch kan er weliswaar ook een omgekeerde relatie bestaan, namelijk indien vrouwen geruime tijd voor de geboorte van het eerste kind stoppen met werken, maar deze zal zeer zwak zijn omdat de meeste werkende vrouwen die stoppen met werken dat pas doen na de geboorte van het eerste kind.

Te verwachten is dat werkende vrouwen minder vaak een eerste kind zullen krijgen dan niet-werkende vrouwen en bovendien later (interactie met leeftijd). Het al dan niet werken is samen met het al niet in opleiding zijn in het model opgenomen als één tijdsvariërende variabele, namelijk met de categorieën 'onderwijsvolgend', 'niet-werkend' en 'werkend'.

De variabele *huishoudenspositie* meet zowel het type relaties dat mensen verkiezen als de levensfase waarin mensen zich bevinden. Evenals bij arbeidsmarktparticipatie is de causale relatie tussen trouwen en kinderen niet altijd even duidelijk, zeker nu het steeds meer in raakt om pas te gaan trouwen wanneer men toe is aan kinderen of nog sterker wanneer de vrouw zwanger is. Bij de interpretatie van de effecten van deze tijdsvariërende variabele zal daarom enige voorzichtigheid moeten worden betracht.

Te verwachten is dat niet-gehuwden (samenwonenden, alleenstaanden en thuiswonenden) een kleinere kans hebben op een eerste kind dan gehuwden.

De variabele *kerkgang* is een goede indicator voor de waarden en normen ten aanzien van huwelijk en ouderschap (Lesthaege e.a. 1988, Vermunt 1991b). Er is gebruik gemaakt van de tweedeling 'niet of zelden naar de kerk' versus 'meer dan eens per maand naar de kerk'. Verwacht wordt dat vrouwen die vaak naar de kerk gaan minder vaak kinderloos zullen blijven en dus een grotere jaarlijkse kans hebben op een eerste kind dan degenen die zelden of nooit naar de kerk gaan.

6. Resultaten

De waarde voor de toetsingsgrootte G^2 bedraagt voor het model met alleen de eerste-orde-effecten 422 met 233 vrijheidsgraden (df). Wanneer één van deze effecten wordt weggelaten verslechtert het model significant. Dit is op zich geen verrassend resultaat, omdat de in het model opgenomen kenmerken juist zijn gekozen omdat ze bij een eerdere analyse van belang bleken te zijn.

Zowel het opnemen in het model van de interactie tussen opleiding en leeftijd als die tussen werken en leeftijd levert een aanzienlijke verbetering van de fit op

($G^2 = 254$, $df = 218$). Dit houdt in dat zowel de invloed van het opleidingsniveau als van het participeren op de arbeidsmarkt afhankelijk is van de leeftijd van de vrouw.

De invloed van 'het al dan niet in opleiding zijn' blijkt niet leeftijdsafhankelijk te zijn ($G^2 = 254$, $df = 216$). Ook het opnemen van de interactie tussen huishoudenspositie en leeftijd ($G^2 = 250$, $df = 208$) of die tussen kerkgang en leeftijd ($G^2 = 247$, $df = 213$) levert geen duidelijke verbetering van het model op.

Omdat de fit van het model met de interacties tussen opleiding en leeftijd en arbeidsmarktparticipatie en leeftijd – zeker gezien de omvang van de steekproef – al vrij goed is en er bovendien geen theoretische gronden zijn om andere interacties te veronderstellen, is dat model als definitief model gekozen.

In Tabel 1 worden de parameters weergegeven voor het definitieve model. De loglineaire parameters u geven de afwijking van een bepaalde categorie van een verklarende variabele ten opzichte van het gemiddelde niveau van de logaritmes van de jaarlijkse kans op een eerste kind weer. De som van de parameters behorende bij de verschillende categorieën van één variabele is dan ook nul. Zo ligt de jaarlijkse kans op de geboorte van een eerste kind in de leeftijdscategorieën 18-20 jaar en 33 jaar en ouder onder het gemiddelde niveau, terwijl die onder 30-32-jarigen het hoogste is. Het risico op de geboorte van een eerste kind volgt het patroon dat te verwachten was: het stijgt geleidelijk tot en met de categorie 30-32-jaar en daalt daarna weer.

Omdat het hier gaat om effecten in een multivariaat model, dient er bij te worden vermeld dat het gaat om leeftijdseffecten onder constanthouding van de andere in het model opgenomen kenmerken. Dit laatste geldt natuurlijk voor alle te bespreken resultaten en zal daarom niet steeds opnieuw worden herhaald.

De multiplicatieve effecten w zijn eenvoudiger te interpreteren dan de loglineaire parameters. Ze hebben echter als nadeel dat ze niet symmetrisch zijn: een vier keer zo grote kans levert een waarde voor w op van 4 terwijl een 4 keer zo kleine kans een parameterwaarde van 0,25 oplevert. Dit pleit ervoor om steeds beide typen parameters gezamenlijk te bekijken. Vanwege hun symmetrie zullen de loglineaire parameters worden gebruikt in de grafieken.

De interpretatie van de multiplicatieve parameters zal worden toegelicht aan de hand van de leeftijdseffecten. Zo is in de leeftijdscategorie 18-20 jaar de kans op een eerste kind in een bepaald jaar 0,45 maal het gemiddelde niveau van 0,03. Bij de 30-32-jarigen is dat 1,77 maal het gemiddelde niveau. Wanneer deze twee categorieën onderling worden vergeleken, blijkt dat 30-32-jarigen een bijna 4 – ofwel $1,77/0,45$ – maal zo grote jaarlijkse kans hebben op de geboorte van een eerste kind als 18-20-jarigen.

Lager opgeleiden hebben jaarlijks een 1,2 ($1,36/1,11$) maal zo grote kans op een eerste kind als middelbaar opgeleide vrouwen en een 2 maal zo grote kans als hoog opgeleide vrouwen. Het effect van het opleidingsniveau is echter niet voor alle leeftijdsgroepen gelijk. Om de interpretatie van de interactietermen te vereenvoudigen is onderaan in de staat en in Figuur 4a het gecombineerde effect van opleiding en de interactie van leeftijd met opleiding weergegeven. Dit is in feite het effect van opleiding voor de afzonderlijke leeftijdscategorieën. In Figuur 4a is goed te zien hoe het opleidingsniveau de timing van het kind beïnvloedt. Op jonge leeftijd hebben vrouwen die laag zijn opgeleid een veel grotere kans op een eerste kind dan hoog

Tabel 1. Loglineaire en multiplicatieve parameters voor het definitieve model.

	u	w				
hoofdeffect	-3.44	0.03				
leeftijd bij geboorte eerste kind						
18-20	-0.79	0.45				
21-23	0.01	1.01				
24-26	0.24	1.28				
27-29	0.38	1.46				
30-32	0.57	1.77				
33 en ouder	-0.41	0.67				
opleidingsniveau						
laag	0.31	1.36				
middelbaar	0.10	1.11				
hoog	-0.41	0.67				
onderwijs- en arbeidsmarktparticipatie						
onderwijsvolgend	-0.78	0.46				
niet-werkend/huisvrouw	0.67	1.96				
werkend	0.11	1.11				
huishoudenspositie						
gehuwd	1.47	4.33				
samenwonend	0.03	1.03				
anders	-1.50	0.22				
kerkgang						
geen kerkelijke gezindte of minder dan 1 maal per maand	-0.14	0.87				
1 maal per maand of meer	0.14	1.15				
leeftijd X opleidingsniveau			middel-		middel-	
	laag	baar	hoog	laag	baar	hoog
18-20	1.09	0.42	-1.52	2.98	1.53	0.22
21-23	0.14	0.06	-0.20	1.14	1.07	0.82
24-26	0.02	-0.06	0.04	1.02	0.94	1.04
27-29	-0.23	-0.03	0.27	0.79	0.97	1.31
30-32	-0.55	-0.17	0.72	0.58	0.85	2.05
33 en ouder	-0.47	-0.22	0.69	0.63	0.80	1.99
leeftijd X onderwijs- en arbeids- marktparticipatie	onder- wijs- volgend	niet- werkend	werkend	onder- wijs- volgend	niet- werkend	werkend
18-20	0.00	0.19	-0.19	1.00	1.21	0.83
21-23	0.00	0.29	-0.29	1.00	1.33	0.75

Tabel 1 (vervolg)

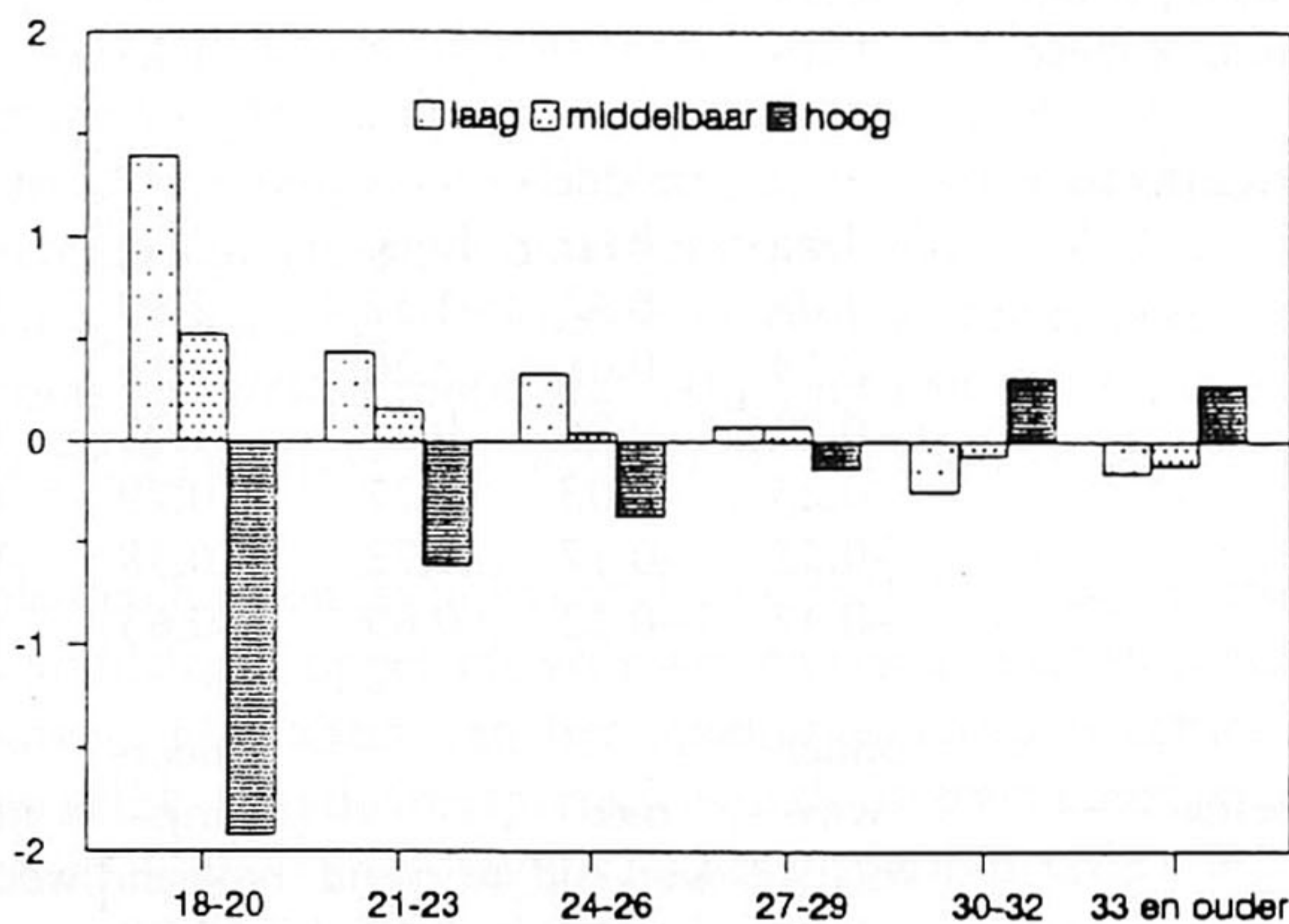
Tabel 1 (vervolg)

24-26	0.00	0.12	-0.12	1.00	1.13	0.88
27-29	0.00	-0.05	0.05	1.00	0.96	1.05
30-32	0.00	-0.09	0.09	1.00	0.91	1.09
33 en ouder	0.00	-0.46	0.46	1.00	0.63	1.59

gecombineerde effecten

opleidingsniveau + leeftijd X opleidingsniveau	middel-			middel-		
	laag	baar	hoog	laag	baar	hoog
18-20	1.40	0.53	-1.92	4.05	1.69	0.15
21-23	0.44	0.16	-0.61	1.55	1.18	0.55
24-26	0.33	0.04	-0.37	1.39	1.04	0.69
27-29	0.07	0.07	-0.14	1.08	1.07	0.87
30-32	-0.25	-0.07	0.31	0.78	0.94	1.36
33 en ouder	-0.16	-0.12	0.28	0.85	0.89	1.33

onderwijs- en arbeidsmarkt- participatie + leeftijd X onderwijs- en arbeidsmarkt- participatie	onder-			onder-		
	wijs- volgend	niet- werkend	werkend	wijs- volgend	niet- werkend	werkend
18-20	-0.78	0.86	-0.08	0.46	2.37	0.92
21-23	-0.78	0.96	-0.18	0.46	2.62	0.83
24-26	-0.78	0.80	-0.02	0.46	2.22	0.98
27-29	-0.78	0.63	0.15	0.46	1.87	1.16
30-32	-0.78	0.58	0.20	0.46	1.79	1.22
33 en ouder	-0.78	0.21	0.57	0.46	1.23	1.77



Bron: Onderzoek Gezinsvorming 1988 (CBS)

4a. Effecten van opleidingsniveau per leeftijdscategorie.

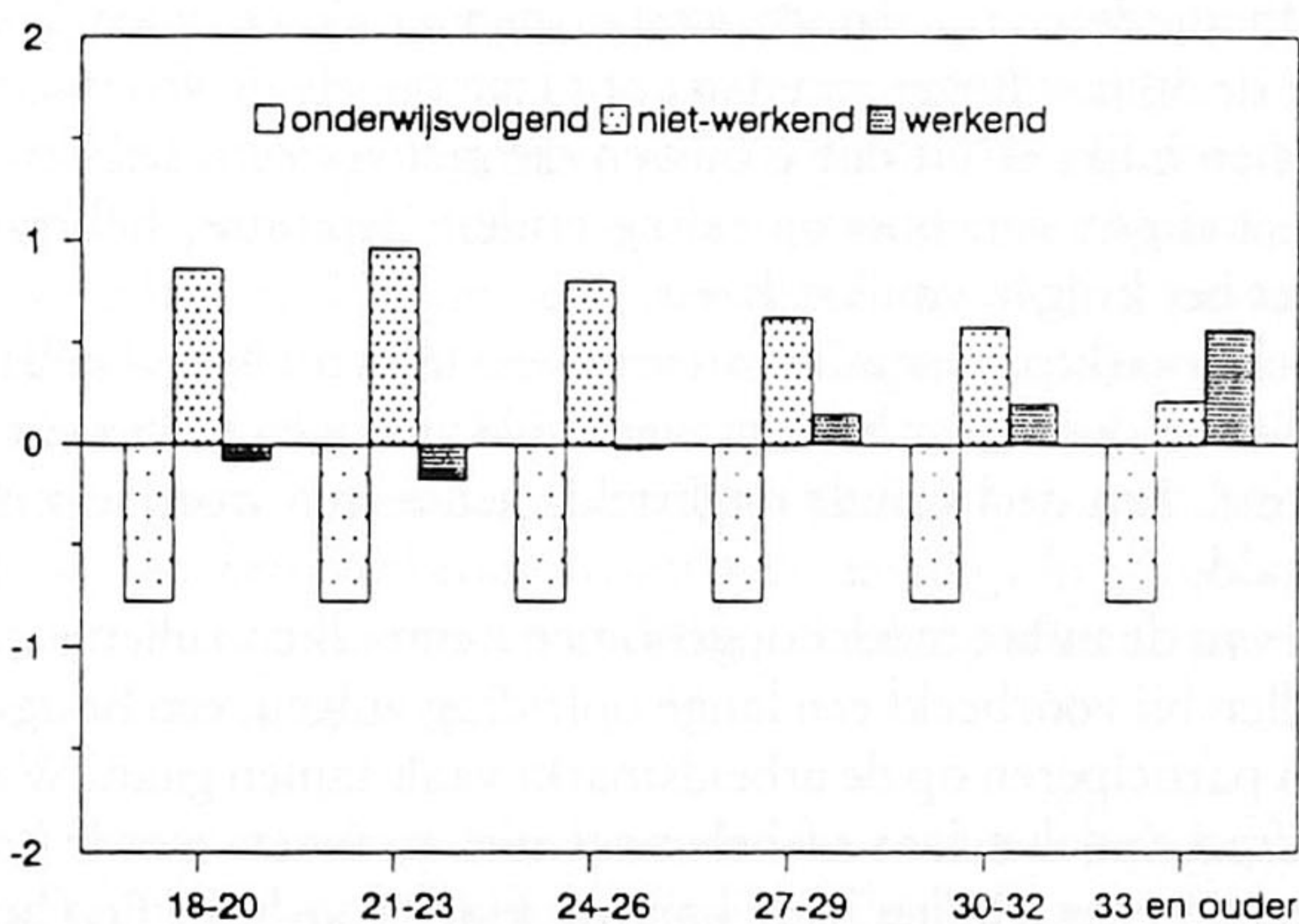
opgeleide vrouwen, maar naarmate ze ouder worden wordt het verschil kleiner. Boven de 30 jaar hebben hoog opgeleide vrouwen zelfs de grootste kans op een eerste kind, hetgeen duidt op inhaal van geboorten die op jongere leeftijd zijn uitgesteld.

Zoals verwacht hebben vrouwen die onderwijs volgen een veel kleinere kans op een eerste kind dan vrouwen die niet meer in opleiding zijn, namelijk 0,23 maal het niveau van niet-werkenden en 0,42 maal het niveau van werkende vrouwen.

Zowel het onderwijsniveau als het onderwijs volgen blijkt dus van invloed te zijn op de kans op een eerste geboorte in een bepaald jaar. Opvallend is dat het uitstellen van geboorten door vrouwen die hoog opgeleid zijn niet in zijn geheel kan worden verklaard door het langer opleiding volgen. Dit is duidelijk in tegenspraak met hetgeen Blossfeld en Huinink (1991) vinden voor Duitsland. Het is echter wel in overeenstemming met de eerder besproken sociologische en economische verklaringen waarin het onderwijsniveau respectievelijk als een indicator wordt gezien voor aspiraties ten aanzien van een beroeps carrière en investering in human capital.

Niet-werkende vrouwen hebben jaarlijks een 1,75 keer zo grote kans op een eerste kind als werkende vrouwen. Ook hier is echter duidelijk sprake van een verschil in timing. Op jonge leeftijd is het verschil tussen niet-werkenden en werkenden het grootst. Naarmate vrouwen ouder worden neemt het verschil af, om boven de 32 jaar om te slaan qua richting. Het is dus duidelijk dat vrouwen die werken het krijgen van kinderen uitstellen. Uit de hogere geboortequotienten voor werkende vrouwen van 33 jaar en ouder blijkt dat een deel van de uitgestelde geboorten op hogere leeftijd wordt ingehaald.

Zoals te verwachten was vertoont het type huishouden waar een vrouw van deel uitmaakt een sterke samenhang met de jaarlijkse kans op de geboorte van een eerste



Bron: Onderzoek Gezinsvorming 1988 (CBS)

4b. Effecten van onderwijs- en arbeidsmarktparticipatie per leeftijdscategorie.

kind. Voor gehuwde vrouwen is deze kans 4,5 keer zo groot als voor samenwonende vrouwen en 22 keer zo groot als voor vrouwen behorende tot de restcategorie (alleenstaanden/thuiswonenden).

Frequente kerkbezoekers hebben een 1,3 keer zo grote jaarlijkse kans op een eerste kind als vrouwen die zelden of nooit naar de kerk gaan. De mate waarin traditionele waarden rond huwelijk en gezin worden aangehangen – en daarmee samenhangend de baten van kinderen – is dus van invloed op de kans op een eerste kind.

7. Conclusies

Uit de analyse van het statistische materiaal blijkt dat opeenvolgende generaties vrouwen het krijgen van kinderen steeds langer uitstellen. Hoewel een groot gedeelte van de uitgestelde geboorten op hogere leeftijd wordt ingehaald, is er tevens sprake van een aanzienlijke toename van de uiteindelijke kinderloosheid. De uiteindelijke kinderloosheid lag voor de generaties van vóór 1945 nog rond de 10%, terwijl vrouwen geboren na 1960 een kans van 20% hebben om kinderloos te blijven.

Zowel de economische als de sociologische verklaringen voor verschillen tussen vrouwen in de eerste geboorte blijken houdbaar te zijn. Verschillen in timing van het eerste kind en in uiteindelijke kinderloosheid kunnen worden verklaard door verschillen in opleidingsniveau, onderwijs- en arbeidsmarktparticipatie, relatievorming en kerkgang.

Zolang vrouwen onderwijs volgen hebben ze een kleine kans op een eerste kind. Verder blijkt dat hoger opgeleide vrouwen iets minder vaak een eerste kind krijgen en bovendien dat ze hun eerste kind gemiddeld veel later krijgen dan laag opgeleide vrouwen, zelfs wanneer rekening wordt gehouden met het feit dat ze langer onderwijs volgen. Dit duidt er op dat de kosten van kinderen voor hoog opgeleide vrouwen onder de 30 jaar hoger zijn dan voor laag opgeleide vrouwen van dezelfde leeftijd. Bovendien blijkt er uit dat vrouwen die geïnvesteerd hebben in een opleiding na het beëindigen van hun opleiding andere aspiraties hebben die moeten concurreren met het krijgen van kinderen.

Ook de arbeidsmarktparticipatie van vrouwen leidt tot het uitstellen en afstellen van kinderen. Boven de 32 jaar hebben werkende vrouwen echter een grotere kans op een eerste kind. Een deel van de uitgestelde geboorten wordt op hogere leeftijd dus nog ingehaald.

De effecten van de in het model opgenomen kenmerken zullen vaak cumulatief werken. Zo zullen bij voorbeeld een lange opleiding volgen, een hoog opleidingsniveau hebben en participeren op de arbeidsmarkt vaak samen gaan. Wanneer hierbij ook nog het effect van het laat of helemaal niet trouwen wordt betrokken dan ontstaan aanzienlijke verschillen in de kans op kinderloosheid. Een hoog opgeleide vrouw die blijft participeren op de arbeidsmarkt en niet trouwt maar blijft samenwonen heeft bij voorbeeld een kans van ongeveer 50 procent om kinderloos te blijven, terwijl die kans voor een laag opgeleide vrouw die op haar 27e trouwt en stopt met werken minder dan 10 procent bedraagt. Uit dit voorbeeld blijkt dat

vrouwen die tot de categorie uitstellers behoren – hoog opgeleid, participerend op de arbeidsmarkt en laat of niet trouwend – tevens een grote kans hebben om het eerste kind af te stellen.

Deze conclusies zijn duidelijk in tegenspraak met de bewering van Groot en Pott-Buter (1992) dat het spreekwoord 'van uitstel komt afstel' niet van toepassing is op de geboorte van het eerste kind. Economische variabelen (opleidingsniveau en arbeidsmarktparticipatie) blijken wel degelijk van invloed te zijn op de kans om kinderloos te blijven. Voor de verschillen tussen de uitkomsten van hun onderzoek en die van het onderhavige onderzoek zijn vier mogelijke oorzaken aan te wijzen. Ten eerste hebben zij bij hun analyses geen gebruik gemaakt van longitudinale data, hetgeen mijns inziens een essentiële voorwaarde is om conclusies te mogen trekken met betrekking tot uitstel en afstel van geboorten.

Bovendien hebben zij bij hun analyses alleen vrouwen betrokken die met een man gehuwd waren of ongehuwd samenwoonden. Dit betekent dat hun conclusies alleen van toepassing zijn voor deze groep vrouwen – hetgeen de auteurs overigens niet duidelijk vermelden –, terwijl hier uitspraken worden gedaan over alle vrouwen, ongeacht hun huishoudenspositie.

Ten derde hebben zij bij hun analyses een zogenaamd proportional hazardmodel gebruikt. Met zo'n model is het echter niet goed mogelijk om een onderscheid te maken tussen verschillen in de timing en de intensiteit van een gebeurtenis (uitstel en afstel). Het veronderstelt dat de verhouding in de jaarlijkse kans op de geboorte van een eerste kind tussen subgroepen vrouwen (bij voorbeeld hoog opgeleiden versus laag opgeleiden) op elke leeftijd dezelfde is, terwijl deze juist moet kunnen variëren om uitstel en inhaal van geboorten door een bepaalde groep vrouwen correct te modelleren.

Ten slotte is de wijze waarop Groot en Pott-Buter hun conclusie trekken op basis van het door hen gepresenteerde materiaal nogal dubieus. Zij constateren dat de kans dat een niet-werkende vrouw ten minste één kind heeft op 40-jarige leeftijd daalt van 98 naar 97 wanneer haar loonvoet met 10% stijgt. Ten eerste is het vreemd om het effect van de loonvoet van de vrouw juist vast te stellen door het vergelijken van de (geschatte) loonvoet van twee niet-werkenden vrouwen. Ten tweede is een verschil van 10% in de loonvoet wel erg klein. Het komt neer op een verschil van ongeveer 1 gulden, waardoor in feite twee vrijwel identieke situaties met elkaar worden vergeleken. Wanneer zij echter twee minder op elkaar lijkende posities zouden hebben vergeleken – bij voorbeeld een niet-werkende vrouw met een lage loonvoet met een werkende vrouw met een hoge loonvoet – dan zouden zij wel degelijk grote verschillen in uiteindelijke kinderloosheid tussen verschillende typen vrouwen hebben gevonden.

Wat kan er op grond van de resultaten van deze studie worden gezegd over de te verwachten toekomstige ontwikkelingen in de geboorte van eerste kinderen?

Enerzijds zien we dat het onderwijsniveau en de arbeidsmarktparticipatie van vrouwen nog steeds toeneemt. Anderzijds kan er vanuit worden gegaan dat ook de in toekomst de meeste vrouwen in principe best kinderen zullen willen, of in economische terminologie, dat de baten van kinderen niet verder zullen afnemen.

Dit betekent dat steeds meer vrouwen zullen worstelen met de vraag of ze wel of geen kinderen zullen krijgen. Daar staat echter tegenover dat de mogelijkheden om een beroeps carrière te combineren met het krijgen en verzorgen van kinderen geleidelijk aan het toenemen zijn. Het aantal voorzieningen voor kinderopvang is de laatste jaren sterk toegenomen. Daarnaast is sinds 1 januari 1991 het recht op ouderschapsverlof van kracht. Bovendien is er sprake van geleidelijke veranderingen in de traditionele taakafbakening tussen mannen en vrouwen. Verdere verbetering van de voorzieningen en verdere mentaliteitsverandering bij de mannen kan er toe bijdragen dat de indirecte kosten van kinderen niet evenredig hoeven toe te nemen met de nog steeds groeiende investeringen van vrouwen in een beroeps carrière. In dat geval is te verwachten dat de uiteindelijk kinderloosheid niet sterk meer zal toenemen. Een uiteindelijk kinderloosheid van rond de 20% voor de generaties geboren rond 1975 – zoals bij de bevolkingsprognose van 1991 wordt voorspeld – lijkt heel plausibel.

Samenvatting

Uit de geboortencijfers van het CBS blijkt dat opeenvolgende generaties vrouwen de geboorte van het eerste kind steeds langer uitstellen. Ofschoon een groot deel van de uitgestelde geboorten op latere leeftijd wordt ingehaald, neemt de uiteindelijk kinderloosheid nog steeds toe.

Volgens economen is zowel het uitstellen van de eerste geboorte als de toegenomen kans op kinderloosheid het gevolg het feit dat vrouwen steeds meer investeren in opleiding en werkervaring, hetgeen leidt tot hogere indirecte kosten van kinderen. Sociologen wijzen daarentegen op het belang van veranderende aspiraties van vrouwen. Jongere generaties vrouwen zouden meer georiënteerd zijn op werken terwijl de hen voorafgaande generaties meer gericht waren op het gezin. Overigens komen beide verklaringen vrijwel op hetzelfde neer. De gerichtheid op een arbeidsloopbaan en de mate waarin geïnvesteerd wordt in human capital zijn immers moeilijk van elkaar te scheiden.

Gegevens afkomstig uit het Onderzoek Gezinsvorming 1988 zijn geanalyseerd met behulp van een hazardmodel. De variabelen leeftijd, opleidingsniveau, opleiding volgen, arbeidsmarktparticipatie, huishoudenspositie en kerkgang bleken een significant effect te hebben op de jaarlijkse kans op de geboorte van een eerste kind. Ook de interactie-effecten tussen leeftijd en opleidingsniveau en leeftijd en arbeidsmarktparticipatie waren significant. Zowel hoog opgeleiden als vrouwen die participeren op de arbeidsmarkt stellen de geboorte van hun eerste kind uit. Ofschoon een deel van de uitgestelde geboorten later wordt ingehaald, worden er grote verschillen gevonden in de kans op uiteindelijk kinderloosheid voor vrouwen met verschillende levenslopen. Zo heeft de meest op werken georiënteerde groep vrouwen een kans van rond de 50% om kinderloos te blijven terwijl deze kans voor de minst op werken gerichte vrouwen minder dan 10% bedraagt. Met andere woorden, van uitstel kan afstel komen.

Curriculum vitae

Jeroen K. Vermunt is Universitair docent bij de vakgroep Methoden en Technieken van Onderzoek, Faculteit Sociale Wetenschappen, Katholieke Universiteit Brabant. Was tot en met juni 1992 werkzaam als wetenschappelijk medewerker bij de Hoofdafdeling Bevolkingsstatistiek van het Centraal Bureau voor de Statistiek.

Literatuur

- Allison, P.D. (1984). *Event history analysis: regression for longitudinal event data*. Sage Publications, Beverly Hills, London.
- Becker, G.S. (1981). *A treatise on the family*. Harvard University Press, Cambridge, Mass.
- Beets, G.C.N., W.D. van Hoorn (1988). Vrijwillig kinderloze vrouwen geportretteerd. *In: Maandstatistiek van de Bevolking 88/6*, jrg. 36, pag. 11-16. CBS, Voorburg.
- Blossfeld, H.P., J. Huinink (1991). Human capital investment or norms of role transition? How women's schooling and career affect the process of family formation. *American Journal of Sociology*, 97, 143-168.
- Bonnet, D.G., P.M. Bentler (1983). Goodness-of-fit procedures for the evaluation and selection of log-linear models. *Psychological Bulletin*, 93, 149-166.
- CBS (1990). *Onderzoek Gezinsvorming 1988: samenwonen, trouwen, geboorteregeling, werken en kinderen krijgen*. Staatsuitgeverij, 's-Gravenhage.
- Cox, D.R., D. Oakes (1984). *Analysis of survival data*. Chapman and Hall, London.
- Etzler, C. (1987). Education, cohabitation and the first child. In: *Proceedings of a Workshop on Lifestyles, Contraception and Parenthood organized by N.I.D.I.* Amsterdam.
- Giessen, G.J. van de (1985). Sociale normen ten aanzien van de gezinsgrootte. *Maandstatistiek van de Bevolking 85/9*, 33, 60-64. CBS, Voorburg.
- Groot, W., H. Pott-Buter (1992). Loon en moederschap: de invloed van economische en sociale factoren op de komst van het eerste kind. *Gezin*, 4, 3-16.
- Haberman, S.J. (1978). *Analysis of qualitative data, Volume 1, Introduction topics*. Academic Press, New York, San Francisco, London.
- Heckman, J.J., J.R. Walker (1989). Forecasting aggregate period-specific birth rates: the time series properties of a microdynamic neoclassical model of fertility. *Journal of the American Statistical Association*, 84, 958-965.
- Hoorn, W.D. van (1985). *Onderzoek Gezinsvorming 1982: leeftijd van de vrouw bij het eerste huwelijk en bij de geboorte van het eerste kind naar sociale variabelen*. *Maandstatistiek van de Bevolking 85/11*, 33, 35-45. CBS, Voorburg.
- Hoorn, W.D. van (1991). De invloed van werken van de vrouw op het aantal kinderen. *Maandstatistiek van de Bevolking 91/10*, 39, 17-26. CBS, Voorburg.
- Jong, A.H. de (1987). Het eerste en tweede geboorte-interval nader belicht. *Maandstatistiek van de Bevolking 87/5*, 35, 14-23. CBS, Voorburg.
- Klijzing, E., J. Siegers, N. Keilman, L. Groot (1988). Static versus dynamic analysis of the interaction between female labour-force participation and fertility. *European Journal of Population*, 4, 97-116.
- Laird, N., D. Oliver (1981). Covariance analysis of censored survival data using log-linear analysis techniques. *Journal of the American Statistical Association*, 76, 231-240.

- Latten, J.J. (1992). Relatie- en gezinsvorming in transitie. In: H.J. Bronsema en R.F. van der Erf (red.), *Emancipatie en bevolkingsontwikkeling: hechte partners?* Nederlandse vereniging voor Demografie, 's-Gravenhage.
- Lesthaege, R., D. Meekers (1986). Value changes and the dimensions of familism. *European Journal of Population*, 2, 225-268.
- Lesthaege, R., J. Surkyn (1988). Cultural dynamics of fertility change. *Population and Development Review*, 14, 1-45.
- Magdalinos, M., H. Symeonidou (1989). Modelling the fertility-employment relationship: simultaneity and misspecification testing. *European Journal of Population*, 5, 119-143.
- Niphuis-Nell, M. (1981). Motivatie voor ouderschap: een onderzoek naar de invloed van attitudes op het proces van gezinsvorming. Van Loghum Slaterus.
- O'Malley Borg, M., 1989, The income-fertility relationship: effect on the net price of a child. *Demography*, 26, 301-310.
- Trussell, J., C. Hammerslough (1983). A hazard-model analysis of the covariates of infant and child mortality in Sri Lanka. *Demography*, 20, 1-26.
- Vermunt, J.K. (1991a). Een multivariaat model voor de geboorte van het eerste kind. *Maandstatistiek van de Bevolking* 91/5, 39, 22-33. CBS, Voorburg.
- Vermunt, J.K. (1991b). Leefstijl en demografisch gedrag: een toepassing van latente-klasse-analyse. *Maandstatistiek van de Bevolking* 91/11, 39, 13-25. CBS, Voorburg.
- Vermunt, J.K. (1992). Geboorte: ontwikkelingen in het verleden en toekomstverwachtingen. *Maandstatistiek van de Bevolking* 92/1, 40, 18-28. CBS, Voorburg.
- Vossen, A.P. (1989). Naar een referentiekader voor vruchtbaarheidsscenario's: de introductie van het concept leefstijl. *Bevolking en Gezin*, 135-156.
- Willekens, F. (1989). Understanding the interdependence between parallel careers.