

OVERSTERFTE VAN JONGE MEISJES IN NEDERLAND IN DE NEGENTIENDE EN EERSTE HELFT TWINTIGSTE EEUW

Excess mortality of girls in the Netherlands in the nineteenth and first half of the twentieth centuries

Until the late 1930s, almost all European countries were characterized by excess female mortality during childhood and adolescence. Most historical research on this topic has focused on excess female mortality in a rural setting, making use of published statistical data only. In our paper we study sex differences in mortality in age groups 1-19 in the period 1850-1930 by making use of individual level data for the Netherlands as a whole. We focus on the question whether culture (religion), social class and place of residence had an effect on the level of excess mortality. The main conclusion is that excess mortality was a phenomenon that was observed only among children of unskilled workers. Living in an agrarian region or having been born and raised in a peasant family were not associated with higher female death risks. We suggest that this more favorable position of girls is a consequence of the dominant position of small family farms, the preponderance of mixed or dairy farming, the well-integrated position of women in market production and more generally, the higher degree of equality between men and women.

In de discussie over de historische ontwikkeling van de levensstandaard en de leefsituatie van de bevolking wordt van een veelheid aan concepten en meet-instrumenten – inkomen, lengte, consumptieniveau – gebruik gemaakt. In veel gevallen zijn deze indicatoren fragmentarisch van karakter: ze betreffen maar een beperkt deel van de bevolking, of ze zijn slechts voor enkele regio's of korte periodes beschikbaar.¹ Onderzoekers zijn daarom verwoed op zoek naar alternatieve indicatoren voor de levensstandaard. Sterftegegevens hebben daarbij duidelijk aan populariteit gewonnen.

1. R.C. Allen, T. Bengtsson en M. Dribe, 'Introduction', in: R.C. Allen, T. Bengtsson en M. Dribe (eds.), *Living standards in the past: new perspectives on well-being in Asia and Europe* (Oxford 2005) 1-21, aldaar 8-10.

Of groepen mensen langer leven dan anderen is volgens Amartya Sen van wezenlijke betekenis voor de beantwoording van de vraag of zij ten opzichte van anderen in een gunstige of ongunstige positie verkeren.² Niet alleen wordt een lang leven op zich hoog gewaardeerd, er bestaat ook een nauwe samenhang tussen de levensduur en de meer gebruikelijke criteria voor de kwaliteit van het menselijke bestaan zoals inkomen en gezondheid. In vergelijking met inkomens- en lengtegegevens hebben sterftegegevens belangrijke voordelen. De dekingsgraad is groot want vanaf het begin van de negentiende eeuw bereikte de sterfteregistratie in een groot deel van Europa in principe elk huishouden. Het basismateriaal van de registratie, de overlijdensakte, is in min of meer gestandaardiseerde vorm beschikbaar en bevat voor de overledene informatie over geslacht, leeftijd en beroep. Daardoor zijn sterftecijfers goed bruikbaar voor comparatief onderzoek naar de leefsituatie, zowel voor vergelijkingen in de tijd, naar regio of bevolkingsgroepen. Dat betekent niet dat mortaliteit een perfecte indicator van de levensstandaard is. Tot ver in de negentiende eeuw waren de sterfterisico's in grote delen van Europa immers sterk afhankelijk van ecologische kenmerken en niet zelden ontbreekt zelfs een duidelijke samenhang tussen de sociaaleconomische positie en het sterfterisico.³

Hoewel sterfteverschillen als uitdrukking van een ongelijke positie en behandeling van mannen en vrouwen vooral met de naam van Amartya Sen worden geassocieerd, zijn historici al in de jaren zeventig van de vorige eeuw deze gegevens ook als indicator voor (veranderingen in) de positie van de vrouw gaan gebruiken. Pionierswerk werd verricht door Robert Kennedy met een studie naar het verband tussen sterfteverschillen en de positie van mannen en vrouwen in negentiende- en twintigste-eeuws Ierland.⁴ Ongeveer tegelijkertijd onderzochten Ryan Johansson voor Victoriaans Engeland en Tabutin voor Frankrijk en België historische verschillen in de positie van beide seksen aan de hand van sterftegegevens.⁵ Ook verschenen studies over

2. A. Sen, 'Mortality as an indicator of economic success and failure', *The Economic Journal* 108 (1998) 1-25, aldaar 4-5.

3. Zie bijvoorbeeld F. van Poppel, M. Jonker en K. Mandemakers, 'Differential infant and child mortality in three Dutch regions, 1812-1909', *Economic History Review* 58: 2 (2005) 272-309; Frans van Poppel en Ruben van Gaalen, 'Sociale klasse, sociale mobiliteit en sterfte in Nederland, 1850-2007', in: I. Maas, M.H.D. van Leeuwen en K. Mandemakers (eds.), *Honderdvijftig jaar levenslopen. De Historische Steekproef Nederlandse bevolking* (Amsterdam 2008) 203-236.

4. R.E. Kennedy, *The Irish: emigration, marriage, and fertility* (Berkeley 1973) 41-65.

5. S. Ryan Johansson, 'Sex and death in Victorian England. An examination of age- and sex-specific death rates, 1840-1910', in: M. Vicinus (ed.), *A widening sphere: Changing roles of Victorian women* (Bloomington 1977) 163-181; M. Poulain en D. Tabutin, 'La surmortalité des petites-filles en Belgique, aux XIXe et XXe siècles', *Annales de Démographie Historique* (Parijs 1981) 105-118; D. Tabutin, 'La surmortalité féminine en Europe avant 1940', *Population (INED)* 33 (1978) 121-148.

Zweden, Engeland, Italië, Duitsland, België en de vs.⁶ De historische positie van vrouwen en mannen in Nederland is in het debat slechts kort aangeroerd. Specifiek Nederlands onderzoek is schaars en sterk beschrijvend van aard.⁷

In dit artikel willen we een poging doen de Nederlandse situatie wat uitgebreider aan de orde te stellen, zowel aan de hand van gepubliceerd maar niet eerder voor dit doel gebruikt statistisch materiaal, als wel op basis van meer gedetailleerde oorspronkelijke bronnen. We beperken ons daarbij nadrukkelijk tot de leeftijden waarop met zwangerschap en bevalling samenhangende risico's geen of nog nauwelijks een rol spelen, dat wil zeggen tot leeftijden beneden de twintig jaar.⁸ Ons uitgangspunt daarbij is dat de sterfteverschillen tussen jongens en meisjes zowel uitdrukking zijn van systemen van sekseongelijkheid als van verschillen in risicofactoren tussen sociale klassen.

Vrouwen hebben in het algemeen een hogere levensverwachting en lagere sterftcijfers dan mannen. Dit heeft zijn wortels in biologische verschillen,

6. D. Tabutin en M. Willems, 'Differential mortality by sex from birth to adolescence: The historical experience of the West (1750-1930)', in: Department of Economic and Social Affairs (ed.), *Too young to die: Genes or gender?* (New York 1998) 17-52; S. Ryan Johansson, 'Welfare, mortality, and gender. Continuity and change in explanations for male/female mortality differences over three centuries', *Continuity and change* 6 (1991) 135-177; J. Humphries, "'Bread and a pennyworth of treacle": excess female mortality in England in the 1840s', *Cambridge Journal of Economics* 15 (1991) 451-473; K. McNay, J. Humphries en S. Klasen, 'Excess Female Mortality in Nineteenth-Century England and Wales. A Regional Analysis', *Social Science History* 29 (2005) 649-681; G. Mooney, 'Shifting sex differentials in mortality during urban epidemiological transition: The case of Victorian London', *International Journal of Population Geography* 8 (2002) 17-47; S. Willner, *Det svaga könet? Kön och vuxendödlighet i 1800-talets Sverige* (Linköping 1999); A. Pinnelli en P. Mancini, 'Différences de mortalité par sexe de la naissance à la puberté en Italie: un siècle d'évolution', *Population (French Edition)* 46 (1991) 1651-1676; S. Klasen, 'Marriage, bargaining, and intrahousehold resource allocation: Excess female mortality among adults during early German development, 1740-1860', *Journal of Economic History* 58 (1998) 432-467; I. Devos, 'La régionalisation de la surmortalité des jeunes filles en Belgique entre 1890 et 1910', *Annales de Démographie Historique* (Parijs 1996) 375-407; I. Devos, 'Te jong om te sterven. De levenskansen van meisjes in België omstreeks 1900', *Tijdschrift voor Sociale Geschiedenis* 26 (2000) 55-75; T. Eggerickx en D. Tabutin, 'La surmortalité des filles vers 1890 en Belgique: une approche régionale', *Population (INED)* 49 (1994) 657-684; C.A. Ginsberg en A.C. Swedlund, 'Sex-specific mortality and economic opportunities: Massachusetts, 1860-1899', *Continuity and change* 1 (1986) 415-445.

7. F. van Poppel, 'Long-term trends in relative health differences between men and women', *European Journal of Obstetrics and Gynecology and Reproductive Biology* 93 (2000) 119-122.

8. De doodsoorzakenstatistiek geeft voor de jaren 1869-1872 (het eerste jaar waarover uitgebreide gegevens beschikbaar zijn) voor de 14-19 jarige vrouwen 21 gevallen waarin de sterfte veroorzaakt werd door ziekten van zwangerschap en kraambeed. Dat komt neer op minder dan 0,4 procent van alle sterfgevallen in deze leeftijdsgroep (5467). Zie Departement van Binnenlandse Zaken, *Statistische bescheiden voor het Koninkrijk der Nederlanden* ('s-Gravenhage 1871, 1873, 1874, 1876).

maar is verder een gevolg van de omgeving en de uiteenlopende ervaringen waaraan mannen en vrouwen zijn blootgesteld.⁹ Historische studies wijzen uit dat gedurende een groot deel van de negentiende eeuw in West-Europa meisjes tijdens de kinder- en adolescentiejaren hogere sterfterisico's liepen dan jongens, een verschijnsel dat met fundamentele processen als modernisering van de landbouw en industrialisatie in verband werd gebracht. De mate waarin en de periode gedurende welke hogere sterfterisico's zich voordeden liepen echter sterk uiteen. Daarbij werd zoals Devos opmerkte, een tegenstelling zichtbaar tussen Angelsaksische en Franse studies. In Engeland en de vs werd het ontstaan van vrouwelijke oversterfte in verband gebracht met de modernisering van de landbouw, een proces waarin de economische positie van jonge vrouwen verslechterde, terwijl de verdwijning van de oversterfte gezien werd als gevolg van het industrialisatieproces. In de Franse studies werd oversterfte juist opgevat als resultaat van grotere risico's die vrouwen door het industrialisatieproces gingen lopen en werd de verdwijning ervan toegeschreven aan de verbetering van de sociale positie van de vrouw aan het begin van de twintigste eeuw.¹⁰

Nathanson heeft er in navolging van Oppenheim Mason op gewezen dat onderzoek naar de gevolgen van verschillen in de positie van vrouwen vergelijkend van karakter móet zijn. Het gaat er immers om systemen van sekseongelijkheid te vergelijken.¹¹ Historische vergelijkingen in de positie van vrouwen ten opzichte van mannen kunnen verhelderend werken. In de historische studies naar de sterfteverschillen tussen mannen en vrouwen is vooral gezocht naar regionale verschillen in de mate van oversterfte van vrouwen; die regionale verschillen in oversterfte zijn opgevat als uitdrukking van verschillen in de relatieve positie van vrouwen ten opzichte van die van mannen. Op hun beurt worden die veroorzaakt geacht door sociaaleconomische en culturele verschillen tussen regio's. Onder meer voor België en Engeland is deze benadering gevolgd. Het gaat echter meestal om uiterst simpele verge-

9. Voor uitstekende overzichten van relevante genetische en fysiologische verschillen kan men onder meer terecht bij I. Waldron, 'Sex differences in infant and early childhood mortality: Major causes of death and possible biological causes', in: Department of Economic and Social Affairs (ed.), *Too young to die: Genes or gender?* (New York 1998) 64-83; T.M. Wizeman en M.-L. Pardue, *Exploring the biological contributions to human health: Does sex matter?* (Washington 2001).

10. Bijvoorbeeld J. Vallin, 'Social change and mortality decline: women's advantage regained or achieved?', in: N. Federici, K. Oppenheim Mason en S. Sogner (eds.), *Women's position and demographic change in the course of development* (Oxford 1993) 190-212, vooral 197 en verder. Zie ook Tabutin en Willems, 1998, 49-50.

11. C.A. Nathanson, 'Mortality and the position of women in developed countries', in: A.D. Lopez, G. Caselli en T. Valkonen (eds.), *Adult mortality in developed countries: From description to explanation* (Oxford 1995) 135-157, in het bijzonder 136-137; K. Oppenheim Mason, 'The status of women: Conceptual and methodological issues in demographic studies', *Sociological Forum* 1 (1986) 284-300, vooral 290-292.



Kind op het doodsbed, Anoniem (Nederland) ca. 1810-1815 schilderij. Collectie Westfries Museum, Hoorn, inv. nr. 02157/A 189.

lijkingen en er zijn maar zelden meer geavanceerde analyses toegepast. Voor Nederland ontbreekt zelfs elke analyse, reden om in eerste instantie kort aandacht te besteden aan de vraag of en zo ja waar in Nederland oversterfte van meisjes voorkwam. De tweede weg die we inslaan is wat minder vaak betreden. Oppenheim Mason wijst erop dat complexe samenlevingen gekenmerkt worden door tenminste twee van elkaar onafhankelijke stratificatiesystemen. Het ene is gebaseerd op sekse, waarbij aan mannen en vrouwen verschillende rollen worden toegewezen en ze bijgevolg niet over dezelfde bestaansmiddelen beschikken. Het tweede is gebaseerd op sociale klasse, waarbij huishoudens en gezinnen verschillende posities in het proces van arbeidsdeling innemen. Het gelijktijdig bestaan van meerdere systemen van stratificatie betekent dat de positie van ieder individu de reflectie vormt van zijn of haar positie in elk van beide systemen. In de historische literatuur wordt dit onderscheid vaak veronachtzaamd waardoor sterftেকansen niet gelijktijdig met zowel sekse als sociale klasse in verband wordt gebracht. Daardoor blijft duister welke mechanismen de sterftেকansen beïnvloeden. Onderzoek waarbij beide stratificaties worden betrokken, kan alleen gebaseerd worden op gegevens op gezinsniveau: op dat niveau wordt de sociale klasse bepaald en het gezin is de plaats bij uitstek waar de beslissingen worden genomen die

gevolgen hebben voor de gezondheid en sterfte van jongens en meisjes. In historische samenlevingen zijn het de plaatsen waar de bestaansmiddelen werden gegenereerd en gedistribueerd en individuele levenskansen werden bepaald. Hoewel Devos er al weer jaren geleden op wees dat het belangrijk is sekseongelijkheid in sterfte in verband te brengen met de sociale achtergrond van de betrokkenen is dergelijk onderzoek tot nu toe uiterst schaars geweest.¹² Uitzonderingen betreffen studies met een zeer plaatselijk karakter.¹³

In dit artikel proberen we de sekseongelijkheid in sterfte te analyseren door gebruik te maken van de Historische Steekproef Nederlandse bevolking (HSN). Deze steekproef beslaat een veelheid van sociaalruimtelijke contexten en maken het mogelijk sekseongelijkheid in sterfte te bepalen per sociale klasse van het gezin waarin kinderen opgroeiden. Een bijkomend voordeel van dit databestand is dat er ook gegevens in voorkomen betreffende culturele normen en waarden die worden geassocieerd met geslachtsrollen en de daarmee samenhangende beperkingen in de kansen die mannen en vrouwen worden geboden. Dat geldt vooral informatie over de religie van de gezinnen waarin de kinderen opgroeien.

Nationaal patroon

In het midden van de achttiende eeuw toonden Nederlandse ‘statistici’ voor het eerst aan dat de levensduur van vrouwen die van mannen overtrof. De verzekeringswiskundige Willem Kersseboom (1691-1771) en de astronoom en mathematicus Nicolaas Struyck (1687-1769) ontdekten ongeveer tezelfdertijd op basis van sterfteregisters dat meisjes gemiddeld langer leefden dan jongens.¹⁴ Uit de door Struyck opgestelde tafels van levensduur viel af te leiden ‘dat het leeven van de mannen en de vrouwen veel verscheelt, zoo dat het de moeite wel waardig is, om dit in ‘t berekenen van de lijfrenten in agt te nemen; ’t geen, myns weetens, nog niemand gedaan heeft...’¹⁵

12. Devos, ‘Te jong om te sterven’, 55-75, aldaar 73.

13. A. Perrenoud, ‘Surmortalité féminine et condition de la femme (xviii-xixe siècles)’, *Annales de Démographie Historique* (Parijs 1981) 89-104; K. Johansson, ‘Sex-specific child mortality during the mortality decline: The case of Scania, Sweden in 1766-1894’, *Social Science History Association Meeting* (Miami 2008).

14. W. Kersseboom, *Eerste verhandeling tot een proeve om te weten de probable menigte des volks in de provincie van Hollandt en Westvrieslandt, en specialyk tot aanleidinge van verder onderzoek, in de steden Haarlem, Amsterdam en Gouda, als mede in ’s Gravenhage, waar by gevoegd is een tafel van de waardye van lyfrente in proportie van losrente, op alle gevallen van ouderdom, by vyf jaaren door malkander* (’s-Gravenhage 1738) 19.

15. N. Struyck, *Inleiding tot de algemeene geographie, benevens eenige sterrekundige [...] verhandelingen* (Amsterdam 1740) 186; N. Struyck, *Vervolg van de beschryving der staartsterren, en nader ontdekkingen omtrent den staat van ’t menschelyk geslagt* (Amsterdam 1753) 217.

De nationale sterftegegevens die vanaf het midden van de negentiende eeuw beschikbaar kwamen bevestigden de bevindingen van Kersseboom en Struyck. De *levensverwachting bij de geboorte* of de gemiddelde levensduur, dat is het cijfer dat aangeeft hoeveel jaar een man of vrouw gemiddeld kan verwachten te leven, lag na 1850 bij vrouwen elk jaar hoger dan bij mannen. De verschillen waren echter decennialang beperkt. Tot circa 1870 lag de levensverwachting van vrouwen circa 1,5-2,5 jaar boven die van mannen; na 1870 liep het verschil op tot 2,5-3,5 jaar. In de eerste helft van de twintigste eeuw lag de levensverwachting van vrouwen nog slechts 1,3-2,5 jaar hoger dan die van mannen. Vanaf het begin van de jaren vijftig steeg de levensverwachting van vrouwen echter aanzienlijk uit boven die van de mannen.¹⁶ Hoewel vrouwen ten opzichte van mannen dus over het totaal van de leeftijden gezien steeds in een gunstiger positie verkeerden, gold dat niet voor elke afzonderlijke leeftijd.

De kans van zuigelingen om binnen het jaar te overlijden lag bij vrouwen duidelijk lager dan bij mannen. Tot ongeveer het tiende levensjaar ontliepen de sterftetekansen van meisjes en jongens elkaar tot circa 1920-1930 niet veel. Tussen leeftijd 9-10 en 18 jaar liepen meisjes echter hogere sterfterisico's dan jongens en die situatie duurde tot circa 1925. Ook tussen de leeftijden van 27 en 42 jaar hadden vrouwen tot kort voor de Tweede Wereldoorlog hogere sterfte. Kortom, in elk geval tussen 1850 (voor die tijd weten we niet hoe de situatie was) en 1920 liepen meisjes op kinder- en adolescentenleeftijd hogere sterfterisico's dan jongens van die leeftijd. Na de Tweede Wereldoorlog is het patroon echter compleet veranderd en hebben zowel jonge meisjes als volwassen vrouwen lagere sterftetekansen dan hun mannelijke leeftijdsgenoten.

Achtergronden van oversterfte van meisjes

Sterfteverschillen tussen mannen en vrouwen zijn, behalve van biologische factoren, afhankelijk van de specifieke historische situatie waarin beide sekse zich bevinden. Het is de interactie tussen de cultureel bepaalde rechten, plichten en gedragspatronen van mannen en vrouwen met een naar tijd en plaats verschillende omgeving die de seksespecifieke patronen van blootstelling aan en weerstand tegen die ziekten bepaalt, patronen die op hun beurt consequenties hebben voor ziekte en sterfte.¹⁷ In de literatuur worden drie mechanismen genoemd via welke verschillen in sociale en economische omstandigheden zich vertaalden in hogere sterfte onder jonge meisjes.

Er kon sprake zijn van een verschillende mate van blootstelling aan infecties en andere gezondheidsrisico's doordat jongens en meisjes andere activi-

16. De gegevens zijn ontleend aan: E. Tabeau, F. Willekens en F. van Poppel, *Mortality in the Netherlands: The data base* ('s-Gravenhage 1994).

17. S. Ryan Johansson, 'Welfare, mortality, and gender', 135-177, aldaar 140-141.

teiten verrichtten, of onder meer of minder strikt toezicht stonden, of omdat voor hen andere hygiënische normen golden. Zo waren meisjes meer dan jongens belast met de zorg voor zieke broertjes, zusjes en ouders en kwamen ze daardoor vaker in aanraking met de zieken zelf, hun kleren en bedden-goed.¹⁸ Verschillen in de sekserol en cultureel bepaalde verschillen in kleding konden ook een verschillende mate van blootstelling aan ongevalrisico's veroorzaken.¹⁹ Willner voerde de grotere vrijheid die jongens genoten en het prestige dat vastzat aan allerlei riskante activiteiten als verklaring aan voor de hogere ongevalensterfte onder Zweedse mannelijke adolescenten.²⁰ Er zijn ook aanwijzingen (in elk geval voor Engeland) dat op het einde van de negentiende eeuw ouders meer aandacht hadden voor de properheid van jongens dan die van meisjes: bij schoolinspecties hadden jongens bijvoorbeeld minder vaak hoofdluis en zij waren vaker in het bezit van een zakdoek.²¹

Ook de mate waarin jongens en meisjes weerstand konden bieden aan infecties kon verschillend zijn. Daarbij speelden onder meer het voedingspatroon en verschillen in vaccinatie een rol. Wat de voeding betreft suggereerde Shorter dat vóór de Eerste Wereldoorlog meisjes minder goed werden gevoed dan jongens en vrouwen minder goed dan mannen.²² In Engeland werd voor doodsoorzaken die verband hielden met een slechte voedingstoestand of met verwaarlozing (onvolgroeidheid, rachitis (Engelse ziekte) en algemene uitputting) onder meisjes inderdaad een hogere sterfte gevonden dan bij jongens.²³ Wat vaccinatie betreft zijn er eveneens aanwijzingen dat meisjes minder bescherming genoten. Evers bevestigde op basis van zijn ervaringen in de jaren tachtig van de negentiende eeuw dat 'meer jongelingen dan meisjes gevaccineerd en gerevaccineerd worden'.²⁴ Rutten geeft indirecte aanwijzingen voor sekseverschillen in de mate waarin jongens en meisjes in Nederland werden gevaccineerd tegen pokken.²⁵

Er konden ook verschillen zijn in de wijze waarop gereageerd werd op de ziekte van jongens en meisjes, of in de wijze waarop men trachtte hun ziekte onder controle te krijgen. Dat kon zowel gaan om maatregelen die binnen

18. J.C.G. Evers, *Bijdrage tot de bevolkingsleer van Nederland* ('s-Gravenhage 1882) 81.

19. R. Wall, 'Inferring differential neglect of females from mortality data', *Annales de Démographie Historique* (1981) 119-140, aldaar 127-130.

20. Willner, *Det svaga könet?* (Linköping 1999) 292-293.

21. Wall, 'Inferring differential neglect', 119-140, aldaar 129.

22. E. Shorter, *History of women's bodies* (New York 1982) 237.

23. R. Wall, Some inequalities in the raising of boys and girls in nineteenth- and twentieth-century England and Wales, niet-gepubliceerd paper (Cambridge 1990) Cambridge Group for the History of Population and Social Structure.

24. Evers, *Bijdrage tot de bevolkingsleer*, 81.

25. Persoonlijke mededeling W. Rutten, gebaseerd op W. Rutten, "'De vreselijkste aller harpijen". Pokkenepidemieën en pokken bestrijding in Nederland in de achttiende en negentiende eeuw: een sociaal-historische en historisch-demografische studie' (Wageningen 1997).

het gezin getroffen werden (isolatie) als om het beroep dat op de gezondheidszorg werd gedaan. Tabutin en Willems menen dat in België meisjes in mindere mate dan jongens toegang hadden tot medische zorg maar gegevens verzameld door Van der Heijden in Tilburg over de jaren 1904-1906 wezen uit dat van de overleden zuigelingen en kleuters bij jongens en meisjes gelijke aantallen zonder geneeskundige behandeling overleden.²⁶

Het is voor historische populaties onmogelijk direct de werking van bovengenoemde mechanismen te toetsen. Noodgedwongen zijn daarom vooral indirecte aanwijzingen onderzocht voor de factoren die aan de basis liggen van de oversterfte van vrouwelijke kinderen en adolescenten in de negentiende eeuw. Men zocht vooral naar die karakteristieken waarop gebieden die door oversterfte van meisjes werden gekenmerkt afweken van die van gebieden waar van oversterfte geen sprake was. Daaruit direct afleiden welke mechanismen de oversterfte teweegbrachten is echter onmogelijk.

Het onderzoek dat langs deze lijnen in België en het Verenigd Koninkrijk is uitgevoerd wekt de suggestie dat oversterfte van meisjes zich in het bijzonder op het platteland voordeed. Devos en anderen suggereren dat in de negentiende-eeuwse plattelandsgebieden, waar als gevolg van de agrarische modernisering vrouwen steeds minder aan het gezinsinkomen bijdroegen, vrouwen in financieel opzicht sterk van de man afhankelijk waren. Deze afhankelijkheid zou zich vertalen in een relatief slechtere voedingstoestand van vrouwen. Statistische analyses van regionale sterftcijfers voor het jaar 1890 voor België als geheel konden echter geen duidelijke samenhang aantonen tussen de mate van verstedelijking, de arbeidsparticipatie van vrouwen, of de sectorale verdeling van de beroepsbevolking en de mate van oversterfte. Wel was in Wallonië inderdaad in de agrarische gebieden de hoogste oversterfte te vinden.²⁷

Een meer geavanceerde analyse van de vrouwelijke oversterfte in de jaren 1851-60 onder 10-19-jarigen in het Verenigd Koninkrijk werd gepubliceerd door McNay, Humphries en Klasen.²⁸ In gebieden waar een groot deel van de beroepsbevolking in de landbouw werkzaam was werd een significant hogere vrouwelijke oversterfte gevonden. Daarbovenop had ook de werkgelegenheid van vrouwen een specifiek, maar complex effect op de oversterfte. Hoe hoger het percentage vrouwen werkend in de landbouw, hoe lager de oversterfte van vrouwen, terwijl het percentage vrouwen werkzaam in de nijverheid een verhogend effect op de oversterfte had. De auteurs suggereren dat arbeid in de landbouw in agrarische gebieden compenserende effecten kon hebben op de vrouwelijke oversterfte.

26. Tabutin en Willems, 'Differential mortality by sex', 17-52, aldaar 49; Gebaseerd op data van C.G.W.P. van der Heijden, "*Het heeft niet willen groeien*". *Zuigelingen- en kindersterfte in Tilburg, 1820-1930. Omvang, oorzaken en maatschappelijke context* (Tilburg 1995).

27. Eggerickx en Tabutin, 'La surmortalité des filles', 657-684, aldaar 669-671.

28. McNay, Humphries en Klasen, 'Excess Female Mortality', 649-681, aldaar 669-673.

Regionale patronen van sekse-sterfteverschillen

Ook in Nederland waren in de negentiende eeuw ruimtelijke verschillen waar te nemen in de sekseongelijkheid in sterfte onder kinderen en adolescenten maar veel minder sterk dan elders in West-Europa. Statistisch materiaal (provinciale sterftetafels voor de jaren 1828-1829, 1850-1859, 1901-1902 en 1928-1930) dat is samengevat in tabel 1 wijst uit dat in de eerste decennia van de negentiende eeuw en in de jaren 1930 zich slechts bij hoge uitzondering oversterfte van meisjes voordeed.

Tabel 1 geeft de *relatieve verschillen* tussen de sterftetekansen van jongens en meisjes per provincie weer.²⁹ Cijfers groter dan 100 wijzen er daarbij op dat de sterftetekans van de jongens groter is dan die van de meisjes.³⁰

TABEL 1 *Relatieve verhouding van de sterftetekansen van jongens en meisjes (sterftetekans mannen gedeeld door sterftetekans vrouwen × 100), vier leeftijdsgroepen tussen 1-20 jaar, per provincie, vier periodes tussen 1827 en 1930*

| Provincie | 1827-28 | 1850-59 | 1901-02 | 1928-30 |
|---------------------|---------|---------|---------|---------|
| <i>1 tot 5 jaar</i> | | | | |
| Groningen | 105 | 103 | 115 | 127 |
| Friesland | 107 | 101 | 111 | 123 |
| Drenthe | 103 | 105 | 111 | 135 |
| Overijssel | 101 | 104 | 108 | 117 |
| Gelderland | 103 | 99 | 108 | 116 |
| Utrecht | 96 | 100 | 102 | 115 |
| N-Holland | 102 | 103 | 106 | 114 |
| Z-Holland | 98 | 104 | 107 | 120 |
| Zeeland | 97 | 96 | 103 | 94 |
| N-Brabant | 100 | 101 | 100 | 207 |
| Limburg | 102 | 101 | 95 | 117 |

29. Sterfteverschillen kunnen natuurlijk zowel door van het 'normale' patroon afwijkende sterftecijfers van mannen als door exceptioneel hoge of lage cijfers voor vrouwen zijn ontstaan.

30. De overledenen voor de jaren 1827 en 1828 zijn respectievelijk te vinden in: Commissie voor de Statistiek, Staat der overledenen volgens den ouderdom gedurende het jaar 1827, in het Koninkrijk der Nederlanden en in de Lijsten der Overledenen volgens den ouderdom over het jaar 1828 (handschrift). Een overzicht van de berekeningswijze en de gebruikte data is bij de eerste auteur verkrijgbaar. De sterftetafels voor het midden van de negentiende eeuw zijn te vinden in: Departement van Binnenlandse Zaken, *Bevolkingstafelen; twaalfjarige staten der levend geboren en sterfgevallen; levens- en sterftewet voor het Koninkrijk der Nederlanden* ('s-Gravenhage 1856).

| <i>Provincie</i> | 1827-28 | 1850-59 | 1901-02 | 1928-30 |
|-----------------------|---------|---------|---------|---------|
| <i>5 tot 10 jaar</i> | | | | |
| Groningen | 103 | 106 | 103 | 104 |
| Friesland | 102 | 104 | 97 | 115 |
| Drenthe | 129 | 108 | 83 | 115 |
| Overijssel | 123 | 94 | 92 | 102 |
| Gelderland | 116 | 100 | 85 | 124 |
| Utrecht | 91 | 98 | 112 | 123 |
| N-Holland | 114 | 91 | 112 | 121 |
| Z-Holland | 105 | 101 | 113 | 127 |
| Zeeland | 89 | 96 | 95 | 148 |
| N-Brabant | 116 | 91 | 112 | 119 |
| Limburg | 113 | 87 | 97 | 113 |
| <i>10 tot 15 jaar</i> | | | | |
| Groningen | 102 | 89 | 58 | 144 |
| Friesland | 130 | 90 | 50 | 158 |
| Drenthe | 126 | 89 | 52 | 105 |
| Overijssel | 116 | 80 | 57 | 127 |
| Gelderland | 116 | 81 | 48 | 104 |
| Utrecht | 100 | 88 | 66 | 78 |
| N-Holland | 104 | 79 | 57 | 137 |
| Z-Holland | 97 | 93 | 61 | 111 |
| Zeeland | 98 | 87 | 57 | 101 |
| N-Brabant | 94 | 75 | 94 | 88 |
| Limburg | 92 | 81 | 54 | 103 |
| <i>15 tot 20 jaar</i> | | | | |
| Groningen | 86 | 100 | 90 | 104 |
| Friesland | 110 | 88 | 81 | 136 |
| Drenthe | 123 | 91 | 97 | 80 |
| Overijssel | 125 | 94 | 109 | 122 |
| Gelderland | 106 | 93 | 113 | 108 |
| Utrecht | 107 | 94 | 94 | 146 |
| N-Holland | 115 | 176 | 100 | 104 |
| Z-Holland | 131 | 92 | 107 | 105 |
| Zeeland | 137 | 96 | 133 | 109 |
| N-Brabant | 82 | 100 | 120 | 98 |
| Limburg | 103 | 99 | 111 | 88 |

Bron: zie noot 30

Tussen 1850 en 1900 deed oversterfte van meisjes zich vooral voor op leeftijden tussen 10 en 15 jaar, in mindere mate tussen 15 en 20 jaar en tussen 5 en 10 jaar. Tussen 10 en 15 jaar was in alle provincies sprake van oversterfte

van meisjes en duidelijke regionale patronen lieten zich niet onderkennen. Iets vaker was oversterfte te vinden in Utrecht, Zeeland, Limburg en Noord-Brabant. Voor het midden van de negentiende eeuw konden we de sterfte van jongens en meisjes vergelijken naar stad, de 87 voormalige steden en het platteland (de overige 1.122 'plattelandsgemeenten').³¹ Er bleek nauwelijks verschil te vinden in de mate waarin zich in steden en op het platteland hogere sterfte onder meisjes voordeed. Dit komt overeen met de bevindingen van Devos voor België.

Voor de periode 1875-1884, precies in het midden van de periode waarin de oversterfte van meisjes het duidelijkst zichtbaar is, kunnen we de sterfte van jongens en meisjes ook op gemeentelijk niveau bekijken. Een duidelijk geografisch patroon waarbij aaneengesloten groepen van gemeenten door vergelijkbare niveaus van oversterfte van meisjes worden gekenmerkt werd daarbij echter niet zichtbaar.³² Evenmin waren duidelijke verschillen zichtbaar tussen stedelijke en niet-stedelijke gemeenten. Clusters van gemeenten met vergelijkbare hoge niveaus van vrouwelijke oversterfte werden aangetroffen voor de 14-19 jarigen in het zuiden van Limburg, het Noord-Brabants-Noord-Limburgs grensgebied, de Meierij van Den Bosch, oostelijk Zeeuws-Vlaanderen, Utrecht, Oost-Gelderland, Drenthe en Friesland.

Sekseverschillen in sterfte: de gezinscontext

Het historische onderzoek benadrukte voortdurend hoe belangrijk de kenmerken van de ruimere context waarin jongens en meisjes leefden voor de oversterfte van meisjes waren. De regionale sterftcijfers wekten de suggestie dat oversterfte van meisjes iets gebruikelijker was in de zuidelijke provincies en in Gelderland en Overijssel, maar een consistent patroon was dat niet. De status van vrouwen is echter niet alleen afhankelijk van contextuele factoren maar ook van specifiek op het niveau van het gezin werkende factoren. Op dit niveau, waar de beslissingen werden genomen die uiteindelijk de seksestratificatie van een samenleving tot uiting brengen, is tot nu toe weinig onderzoek naar sekseverschillen in sterfte verricht. Dergelijk onderzoek is echter wel van groot nut. Immers, als in agrarische samenlevingen de oversterfte van meisjes hoog is kan dat een gevolg zijn van de intrinsieke

31. Op basis van het tot 1848 grondwettelijk vastgelegde onderscheid tussen beide groepen van gemeenten. Zie S. Vissering, 'De gemeenten' in: Vereeniging voor de Statistiek in Nederland Algemeene statistiek van Nederland. Beschrijving van den maatschappelijken toestand van het Nederlandsche volk in het midden der negentiende eeuw (Leiden 1870) 359-368, vooral 361-362.

32. De betreffende kaarten zijn vanwege ruimtegebrek hier niet opgenomen maar zijn bij de eerste auteur op te vragen.

kenmerken van die samenleving maar het kan ook een compositie-effect zijn, dat wil zeggen veroorzaakt zijn doordat juist in gezinnen van boeren en landarbeiders, die de meerderheid van de plattelandsbevolking vormen, van oversterfte sprake is. Dat is in elk geval de impliciete boodschap die uit de eerder aangehaalde literatuur spreekt. Concreet zou dat betekenen dat de sterftetekansen van meisjes in gezinnen van boeren en landarbeiders relatief hoog zijn in vergelijking met die in andere gezinnen. Ook de bevinding dat in Engelse districten met een omvangrijke ongeschoolde arbeidersklasse de oversterfte van meisjes aanzienlijk is zou in gegevens op gezinsniveau moeten zijn terug te vinden.³³ Sociale klasse is nog maar zeer beperkt in verband gebracht met sekseverschillen in sterfte en de resultaten waren ook niet erg overtuigend. Perrenoud vergeleek de sterfte naar sociale afkomst van meisjes en jongens in zeventiende- en achttiende-eeuws Genève en constateerde dat in de bourgeoisie, onder ambachtslieden en onder arbeiders geen consistent patroon aanwezig was. Dat gold zowel de 5-10 als de 10-19 jarigen.³⁴ Johansson bestudeerde sekse-sterfteverschillen in negentiende-eeuws Skania (Zweden) en constateerde dat de sterfte onder jongens niet afhankelijk was van de sociaaleconomische status van het gezin, terwijl dat bij meisjes wel het geval was. Vooral meisjes uit gezinnen van landlozen bleken duidelijk hogere sterfterisico's te hebben dan kinderen uit gezinnen van kleine en grote boeren.³⁵ Een probleem is dat het Zweedse onderzoek een uitsluitend agrarische en daardoor sociaal weinig gedifferentieerde samenleving betrof terwijl de Zwitserse studie op een stad was gericht en een periode betrof waarin van oversterfte van meisjes veel minder sprake was. Voor de meer gedifferentieerde Nederlandse samenleving zijn we in staat op gezinsniveau na te gaan of in bepaalde sociale klassen meisjes, in verhouding tot jongens uit dezelfde klasse afkomstig, hogere of lagere risico's op overlijden lopen.

In verschillende studies is de relatief zwakke positie van meisjes binnen het gezin in de competitie om de schaarse bestaansbronnen als hoofdoorzaak van hun oversterfte aangewezen.³⁶ Als deze schaarstehypothese juist is, kan men verwachten dat de verschillen in sterftetekansen van jongens en meisjes niet alleen afhankelijk zijn van de sociale klasse maar ook van de gezinssamenstelling. Alter, Manfredini en Nystedt hebben in hun vergelijkende studie van Europese en Aziatische landen daarom de samenstelling van gezinnen naar sekse- en leeftijdscategorie als een verklarende variabele in hun modellen opgenomen. Ze vonden dat in vergelijking met jongens de

33. M. Anderson, 'The social implications of demographic change', in: F.M.L. Thompson (ed.), *The Cambridge social history of Britain, 1750-1950*. Vol. 2. *People and their environment* (Cambridge 1990) 1-70, aldaar 18-19.

34. Perrenoud, 'Surmortalité féminine', 89-104, aldaar 96-98.

35. Johansson, 'Sex-specific child mortality'.

36. Zie onder meer McNay, Humphries en Klasen, 664; Klasen, 438-439.

sterfterisico's van meisjes groter waren wanneer er meer personen beneden een leeftijd van vijftien jaar in het gezin aanwezig waren.³⁷ Ongelijkheid in de verdeling van middelen binnen het gezin speelde dus een rol.

We hebben ook getracht het effect van culturele opvattingen met betrekking tot de positie van mannen en vrouwen te bestuderen door gebruik te maken van gegevens over de kerkelijke gezindte van de hoofden van het huishouden. Chatters en Taylor wijzen op een aantal mechanismen via welke religieuze opvattingen en praktijken gedrag kunnen beïnvloeden. Een aantal daarvan kan relevant zijn voor de sterfteverschillen tussen mannen en vrouwen. Zo wijzen ze erop dat religies bepaalde gedragsvormen kunnen afkeuren en andere juist kunnen stimuleren die bevorderlijk zijn voor de onderlinge solidariteit en hulp aan gezinsleden. Religieuze opvattingen en normen kunnen de vervulling van bepaalde gezinsrollen versterken, en kunnen richtlijnen geven voor de oplossing van conflicten in gezinnen. Ook de religieuze context (scholen, kerken, massamedia) waarin personen opgroeien stelt kinderen en volwassenen bloot aan opvattingen en gedragsmodellen die van betekenis zijn voor de levenskansen van kinderen (en volwassenen).³⁸ Historisch onderzoek wees in Zwitserland bijvoorbeeld uit dat protestantse ouders relatief meer investeerden in de opvoeding van meisjes dan katholieke ouders.³⁹ Knippenberg vond voor Nederland echter dat in sommige gebieden van Noord-Brabant en Limburg meisjes ouder dan twaalf jaar naar verhouding meer naar school gingen dan jongens van dezelfde leeftijd.⁴⁰ Todd typeerde het gezinstype van Lutheranen en Katholieken als 'autoritair'. In de Katholieke gezinsmoraal werd de vaderlijke autoriteit benadrukt en werd de man zeer nadrukkelijk als hoofd van het gezin aangewezen.⁴¹ Andere historici hebben erop gewezen dat de Lutherse variant van de reformatie vrouwen terugwierp in een ondergeschikte positie.⁴² Ook in het voortplantingsmodel van Thomas van Aquino wordt de vrouw minderwaardig aan de man geacht.⁴³

37. G. Alter, M. Manfredini en P. Nystedt, 'Gender differences in mortality', in: T. Bengtson, C. Campbell en J.Z. Lee (eds.), *Life under pressure. Mortality and living standards in Europe and Asia, 1700-1900* (Cambridge, Mass. 2004) 327-358, daar 341-343.

38. L.M. Chatters en R.J. Taylor, 'Religion and families', in: V.L. Bengtson e.a., (eds.), *Sourcebook of family theory and research* (Londen en New Delhi 2005) 517-530, aldaar 519.

39. A.F. Praz, 'State institutions as mediators between religion and fertility: a comparison of two Swiss regions, 1860-1930', in: R. Derosas en F. van Poppel (eds.), *Religion and the Decline of Fertility in the Western World* (Dordrecht 2006) 147-176, vooral 160-168.

40. H. Knippenberg, *Deelname aan het lager onderwijs in Nederland gedurende de negentiende eeuw. Een analyse van de landelijke ontwikkeling en van de regionale verschillen* (Amsterdam 1986) 234-235.

41. E. Todd, *La troisième planète, structures familiales et systèmes idéologiques* (Parijs 1983).

42. L. Roper, *The Holy Household: Women and morals in reformation Augsburg* (New York 1989) 1.

43. F. Trzaskalik, 'Vrouwen in het rooms-katholicisme', in: M. Klöcker en M. Tworuschka (eds.), *Vrouwen in de religies* (Kampen 1997) 56-81, aldaar 65-67.

In de protestantse (lees: Lutherse) en joodse tradities zijn aanzetten tot een verandering van het relatiemodel tussen man en vrouw eerder en in sterkere mate terug te vinden dan bij katholieken.⁴⁴ Een één op één relatie tussen kerkelijke gezindte en positie van de vrouw en bij implicatie tussen kerkelijke gezindte en vrouwelijke oversterfte kan uit het bovenstaande niet worden afgeleid.⁴⁵ De vraag is ook in hoeverre de vooral door de opvattingen van Luther geïnspireerde hypothesen voor het Calvinistische Nederland opgeld doen. Als explorerende hypothese nemen we de kerkelijke gezindte van de ouders echter wel mee in de analyse.

Naast de informatie over kenmerken van gezinnen nemen we in de analyse ook beperkte informatie mee over de bredere context waarin de gezinnen leefden, te weten de beroepsstructuur en de mate van stedelijkheid van de gemeente waarin de personen geboren zijn.

Samenvattend, we toetsen of de sterfteverschillen van jongens en meisjes te verklaren zijn uit kenmerken van de woonplaats van de betrokkenen (agrarische versus stedelijke gemeenten), de sociale klasse van de betrokkenen, de samenstelling van het gezin waarin zij opgroeiden, en de kerkelijke gezindte waartoe ze behoorden. We bestuderen in eerste instantie de hoofdeffecten van deze kenmerken en gaan vervolgens voor een aantal van deze kenmerken na of ze per sekse een ander effect hebben. Omdat we verwachten dat er verschillen bestaan in de seksspecifieke situatie in de afzonderlijke leeftijdsintervallen en in de seksspecifieke oversterfte naar leeftijd verrichten we afzonderlijke analyses voor de 1-4 jarigen, de 5-9 jarigen en de 10-19 jarigen.

Dataset

Om onze hypothesen te toetsen is gebruik gemaakt van data van de Historische Steekproef Nederlandse bevolking (HSN), release 2008.01.⁴⁶

De sekse-sterfteverschillen kunnen in principe bestudeerd worden op basis van de verschillen in sterfterisico's tussen de mannelijke en vrouwelijke onderzoekspersonen die de basis vormen van de HSN. Dat heeft voordelen. Van belang is dat de onderzoekspersonen tot het eind van hun leven worden

44. A. Freund, 'Vrouwen in het protestantisme', in: Klöcker, *Vrouwen in de religies*, 82-103, aldaar 89-91; H.-J. Loth, 'Vrouwen in het jodendom', in: Klöcker, *Vrouwen in de religies*, 11-32, aldaar 23-26; C. Cornille, *Vrouwen in de wereldgodsdiensten: teksten, tradities en recente ontwikkelingen* (Rotterdam 1994) 36, 58-65.

45. Voor een hedendaags onderzoek zie C. Wilcox en T.G. Jelen, 'Catholicism and opposition to gender equality in Western Europe', *International Journal of Public Opinion Research* 5 (1993) 40-57.

46. K. Mandemakers, 'The Netherlands. Historical Sample of the Netherlands', in: P. Kelly Hall, R. McCaa en G. Thorvaldsen (eds.), *Handbook of International Historical Microdata for Population Research* (Minneapolis 2000) 149-177. Zie inleiding van dit themanummer.

gevolgd waardoor over ieder individu informatie over de uitkomstvariabele, de leeftijd bij overlijden, beschikbaar is. Uit een eerste analyse bleek echter dat het aantal waarnemingen in dat geval uiterst beperkt was; met name in de leeftijdsgroep waarin we het meest zijn geïnteresseerd, de 10-19-jarigen, waren zeer weinig sterfgevallen te vinden en was een analyse van *sterfteverschillen* niet goed mogelijk.⁴⁷ De HSN levert echter niet alleen informatie op over de onderzoekspersonen zelf maar ook over de levensloop van alle broers en zussen die gelijktijdig met de onderzoekspersoon in het gezin verblijven. Het kan daarbij gaan om oudere broers of zussen die op het moment van de geboorte van de onderzoekspersoon al bijna vijftien jaar oud waren en snel na de geboorte van de onderzoekspersoon het ouderlijk gezin verlieten maar ook om jongere broers of zussen die tot hun twintigste verjaardag met de onderzoekspersoon in het gezin verbleven. Het aantal waarnemingen, in de zin van het aantal jaren dat personen in de relevante leeftijdsgroep tot twintig jaar kunnen worden gevolgd, wordt op deze wijze zeer sterk uitgebreid.

Een nadeel van deze methode is wel, dat we over eenzelfde gezin meerdere, van elkaar afhankelijke, waarnemingen hebben. Kinderen uit hetzelfde gezin hebben bepaalde kenmerken met elkaar gemeen en als gevolg daarvan zal de samenhang tussen kenmerken van de kinderen uit hetzelfde gezin sterker zijn dan de samenhang tussen kenmerken van kinderen die uit verschillende gezinnen afkomstig zijn. De standaard statistische toetsen leunen op de veronderstelling dat waarnemingen onafhankelijk van elkaar zijn en wanneer die veronderstelling geweld wordt aangedaan leidt dat tot te lage schattingen van de standaardfouten van de parameters van de statistische modellen, dat wil zeggen tot onterecht als significant gekwalificeerde effecten. Hoewel (gecompliceerde) multilevel modellen feitelijk beter zouden zijn geweest, geven we er de voorkeur aan simpelere methoden te hanteren en daarbij uit te gaan van een lager significantieniveau.

Model en methode

Om de effecten van de geselecteerde kenmerken van de gezinnen en van de ruimere sociale context op sterfteverschillen op te sporen passen we duurmodellen toe. Duurmodellen (*event history* modellen: de *event* is in dit geval het overlijden) beogen het tijdstip te voorspellen waarop (demografische) gebeurtenissen (bijvoorbeeld overlijden) optreden. Het grote voordeel van deze modellen is dat ze de mogelijkheid bieden gebruik te maken van infor-

47. Het aantal persoonsjaren in deze leeftijdsgroep zou slechts 78.360 bedragen in plaats van 435.955 en geen enkele uitkomst zou meer statistisch significant zijn.

matie over personen die wel gedurende een specifieke tijdsduur in observatie zijn maar waarvan de overlijdensdatum niet bekend is.⁴⁸

Methoden voor de analyse van *event histories* zoals *proportional hazard* analyse zijn meestal gebaseerd op de veronderstelling dat de tijd tot overlijden, de duur, in ons geval de leeftijd, als een continue variabele is gemeten. Het is echter in sommige gevallen zinvol uit te gaan van simpeler veronderstellingen over het moment waarop gebeurtenissen kunnen plaatshebben. Bij zogenaamde *discrete time* modellen wordt slechts informatie gebruikt over het tijdsinterval waarbinnen de gebeurtenis, in ons geval het overlijden, heeft plaats gehad. Het voordeel van het gebruik van een dergelijk model is dat gemakkelijker rekening kan worden gehouden met het effect van mogelijk relevante kenmerken die gedurende de bestudeerde tijdsduur veranderen (bijvoorbeeld het aantal aanwezige broers en zussen van de onderzochte persoon). Omdat ook gecensureerde waarnemingen (personen die voor hun overlijden uit het bestand verdwijnen) zonder problemen in de discrete modellen gebruikt kunnen worden gebruiken we *discrete time* methoden voor de analyse van de sterfte. We gaan er daarbij vanuit dat een logistisch regressiemodel het beste specificeert hoe de *hazard rate*, de voorwaardelijke kans dat een persoon op tijdstip t overlijdt, afhankelijk is van het verstrijken van de tijd (in ons geval de tijdsduur sinds de geboorte) en van de verklarende kenmerken van de onderzochte personen.⁴⁹

Een centraal begrip in logistische regressie is de *kansverhouding*. De kansverhouding, die meestal met het Engelse *odds ratio* wordt aangeduid, is de verhouding tussen de kans op twee mogelijke uitkomsten. Als p de kans op de eerste uitkomst is, dan is $1-p$ de kans op de tweede uitkomst en $ODDS = p/(1-p)$. Het statistische model voor logistische regressie is

$$\text{Log}(p/(1-p)) = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_kx_k$$

Hierin is p een binomiale proportie en zijn x_1 tot x_k de verklarende variabelen. De parameters van het logistische model zijn b_0 tot en met b_k . In de tabellen zijn uitsluitend exponenten van de parameters of $\text{Exp}(b)$ weergegeven. Wan-

48. Dergelijke rechts *gecensureerde* observaties doen zich in ons geval relatief vaak voor, enerzijds omdat we de personen slechts volgen tot ze de twintigjarige leeftijd hebben bereikt, anderzijds omdat personen al voor die leeftijd soms niet meer te traceren zijn. Veel broers en zussen van de onderzochte persoon verdwijnen voortijdig uit het huishouden en oudere broers en zussen pikken we ook pas op vanaf het tijdstip van geboorte van de onderzochte persoon.

49. P.D. Allison, 'Discrete-Time methods for the analysis of event histories', *Sociological Methodology* 13 (1982) 61-98. Voor een uitgesproken pleidooi voor het gebruik van logistische regressie bij de analyse van tijdsduren zie B. Feron, 'Logistic regression, survival analysis and the Kaplan-Meier curve', *Journal of the American Statistical Association* 83 (1988) 414-425, aldaar 414.

neer de waarde van $\text{Exp}(b)$ groter is dan 1 is sprake van een positief (verhogend) effect op de sterfte van personen met dat kenmerk ten opzichte van de referentiecategorie; bij een verlagend effect op de sterfte ligt de waarde tussen de 0 en de 1. Als benadering van R^2 (de proportie van de variantie die door de regressie wordt verklaard) is in de tabellen Nagelkerke's R^2 opgenomen.⁵⁰

Variabelen

De uitkomstvariabele waarin we zijn geïnteresseerd is de leeftijd bij overlijden. Informatie daarover is afkomstig van de overlijdensakten, van de vermelding van het overlijden in het bevolkingsregister en van de persoonskaarten en persoonslijsten van de Gemeentelijke Basisadministratie (GBA). Een overlijdensdatum is maar voor een deel van de broers en zussen van de onderzoekspersoon beschikbaar, namelijk alleen wanneer de broers en zussen overleden zijn in de periode waarin ze met de onderzoekspersoon in het huishouden verbleven (bevolkingsregister) of wanneer hun overlijden genoteerd stond op de persoonskaart van de ouders waarop ook het overlijden van de onderzoekspersoon was vermeld. Is er geen datum van overlijden van broer of zus bekend dan wordt de laatste datum waarop een persoon in het bevolkingsregister werd vermeld, gebruikt als tijdstip waarop de persoon in elk geval nog in leven was.

De eenheid van analyse wordt niet gevormd door de personen op zich maar door de persoonsjaren van individuen. Dat betekent dat iedere individu net zoveel eenheden bijdraagt tot de analyse als het aantal jaren dat hij of zij in observatie is. Persoonsjaren beneden de eerste verjaardag en boven de twintigste verjaardag zijn uit de analyse weggelaten. De analyse is beperkt tot jongens en meisjes die tussen 1850 en 1930 hebben geleefd. Na 1930 was immers geen sprake meer van oversterfte van meisjes.

Vanzelfsprekend is de sekse de voornaamste variabele waarin we zijn geïnteresseerd. Daarnaast gebruiken we informatie over de sociale klasse waaruit de jongens en meisjes afkomstig zijn, de kerkelijke gezindte waartoe ze behoren, de tijdsperiode waarin de betrokkenen leven, de samenstelling van het huishouden waarin de betrokkenen hun jeugd doorbrengen, en de leeftijd van de moeder op het moment van geboorte van het kind. Verder hebben we een tweetal omgevingskenmerken in de analyse opgenomen.

Om de sociale klasse in het gezin van oorsprong te bepalen is gebruik gemaakt van de beroepsaanduidingen van de vader van het kind zoals vermeld in het bevolkingsregister. De daarin vermelde beroepen zijn gecodeerd met behulp van het HISCO-coderingsschema voor beroepstitels (*Historical*

50. Er is geen algemeen geaccepteerde maat voor R^2 bij logistische regressie omdat de variantie van een categorale afhankelijke variabele afhankelijk is van de frequentieverdeling van die variabele.

International Standard Classification of Occupations).⁵¹ De HISCO-codes zijn vervolgens geclassificeerd naar sociale status op basis van de SOCPO-indeling.⁵² Deze indeling is gebaseerd op de mate van 'sociale macht' die mensen uitoefenen. Sociale macht is de 'objectief' vaststelbare mogelijkheid van een persoon om de eigen levenskansen te beïnvloeden op basis van de controle over economische en culturele hulpmiddelen. Het merendeel van de beroepstitels kon zonder al te veel problemen in dit schema worden ondergebracht. We gaan uit van een indeling in zeven opeenvolgende groepen die we ter wille van de eenvoud aanduiden als de elite, de middenklasse, de geschoolde arbeiders, de laaggeschoolden en de ongeschoolden, een groep waarvan de vader of diens beroep onbekend is en de boeren.

De kerkelijke gezindte van de vader van de kinderen zoals vermeld in het bevolkingsregister is samengevoegd in een drietal categorieën: rooms-katholiek, Nederlands-hervormd en overige.

Om de veranderingen in de tijd te kunnen weergeven onderscheiden we acht periodes, lopend van 1850-69, 1870-79 tot en met 1930-39 waarbij de eerste periode als referentie fungeert.

De leeftijd van de ouders kan invloed hebben op de overleveringskansen van kinderen. Om dit te toetsen hebben we de leeftijd van de moeder als een variabele aan de analyse toegevoegd; we onderscheiden zes leeftijdsgroepen waarbij de referentiecategorie gevormd wordt door de 25-29-jarige moeders.

Om de effecten van de samenstelling van het gezin naar sekse op de verdeling van middelen te onderzoeken betrekken we het aantal in het huishouden opgenomen broers en zussen in de analyse. Dit kenmerk wordt gemeten voor ieder jaar voorafgaande aan het jaar van overlijden.

De boven besproken kenmerken hebben in wezen allen betrekking op de situatie van het huishouden. Ze geven informatie over mogelijke factoren die de relatieve status van meisjes binnen het huishouden bepalen. Daarnaast hebben we indicatoren in de analyse opgenomen die op het niveau van de gemeenschap een aanwijzing geven voor de relatieve sociale status van meisjes. Conform de inzichten uit de Engelse en Belgische studies hebben we daarvoor gezocht naar indicatoren voor de beroepsstructuur en het al of niet plattelandskarakter van de regio waarin de personen woonachtig waren. We gebruiken daarvoor de mate van verstedelijking van de geboortegemeente, gemeten aan de hand van de omvang van de grootste woonkern in de gemeente (in duizenden) in 1930, en de beroepsstructuur, gemeten met het percentage van de beroepsbevolking (mannen en vrouwen samen) dat in

51. M.H.D. van Leeuwen, I. Maas en A. Miles, *HISCO: Historical International Standard Classification of Occupations* (Leuven 2002).

52. B. van de Putte en A. Miles, 'A social classification scheme for historical occupational data: partner selection and industrialism in Belgium and England, 1800-1918', *Historical Methods* 38 (2005) 61-92.

1930 werkzaam was in de landbouw. Vanwege onduidelijke of onvolledige spelling van de geboorteplaats hebben we deze indicatoren voor ongeveer vijf procent van de kinderen niet kunnen uitrekenen.

TABEL 2 Beschrijvende kenmerken van het bestand: gemiddelden en percentages (van het aantal persoonsjaren)

| Variabele | 1-4 | 5-9 | 10-19 |
|---|---------|---------|---------|
| Sekse | | | |
| Meisjes | 49,6 | 49,5 | 49,3 |
| Jongens | 50,4 | 50,5 | 50,7 |
| Aantal broers in jaar t-1 | 2,07 | 2,54 | 2,56 |
| Aantal zusters in jaar t-1 | 2,02 | 2,48 | 2,50 |
| OP's | | | |
| Percentage van totaal | 17,0 | 16,4 | 17,6 |
| Periode | | | |
| 1850-1869 | 17,3 | 12,9 | 6,8 |
| 1870-1879 | 11,9 | 11,1 | 9,1 |
| 1880-1889 | 14,0 | 12,5 | 10,6 |
| 1890-1899 | 16,5 | 15,1 | 12,5 |
| 1900-1909 | 17,6 | 17,3 | 15,7 |
| 1910-1919 | 16,2 | 17,7 | 18,3 |
| 1920-1929 | 6,5 | 12,8 | 17,3 |
| 1930-1939 | 0,0 | 0,6 | 9,7 |
| Religie | | | |
| N.H. | 50,4 | 50,3 | 50,1 |
| R.K. | 36,5 | 36,4 | 36,3 |
| Andere religies | 13,1 | 13,3 | 13,6 |
| Sociale klasse | | | |
| Elite | 1,3 | 1,3 | 1,3 |
| Middenklasse (anderen) | 14,5 | 14,7 | 14,7 |
| Middenklasse (boeren) | 13,3 | 13,5 | 13,6 |
| Geschoolde arbeiders | 20,6 | 20,6 | 20,9 |
| Laaggeschoolde arbeiders | 11,8 | 11,8 | 11,9 |
| Ongeschoolde arbeiders | 33,0 | 32,7 | 32,3 |
| Zonder beroep en onbekend | 5,5 | 5,4 | 5,3 |
| Leeftijd moeder in jaren (gemiddeld) | | | |
| Verstedelijking in aantallen | 1011 | 1004 | 1017 |
| Percentage in landbouw | 32,2 | 32,2 | 31,9 |
| Aantal overledenen | 5119 | 1013 | 1108 |
| Aantal persoonsjaren | 248.140 | 278.487 | 445.817 |

Bron: Historische steekproef Nederlandse Bevolking (HSN), release 2008.01.

Om te zien in hoeverre er sprake is van selectie als gevolg van het opnemen van broers en zussen van de onderzookspersoon en om het effect van selectie op de sterfte onder controle te houden, hebben we in de analyse een dummy-variabele toegevoegd die aangeeft of het de onderzookspersoon betreft of niet.

Tabel 2 geeft een samenvatting van de kenmerken van het bestand, gesplitst in de drie leeftijdsgroepen, waarop de analyse is verricht. Vermeld zijn de gemiddelde waarden berekend op basis van de aantallen jaren gedurende welke personen in een bepaalde leeftijdsgroep zijn geobserveerd (persoons-jaren).

Kinderen van 1-4 jaar oud droegen 205.687 jaren bij aan de analyse, kinderen van 5-9 jaar oud 255.445 jaren en kinderen van 10-19 jaar 435.955 jaren. Er is een evenwichtige verdeling van het aantal jongens en meisjes in het bestand. Er is sprake van een redelijke verdeling over de tijd waarbij de vroegste en laatste periode het minst zijn vertegenwoordigd. Van meer dan de helft van de kinderen behoort de vader tot de Nederlands Hervormde kerk. Qua sociale klasse vormen kinderen van ongeschoolde arbeiders veruit de grootste groep maar een aanzienlijk deel behoort ook tot de boerengroep.

Resultaten

Tabel 3 geeft de effecten weer die sekse en de andere kenmerken van de betrokkenen hebben op het sterfterisico. Omdat we naast sekse ook andere relevante kenmerken in de analyse betrekken geven de tabellen antwoord op de vraag of de sekse-sterfteverschillen blijven bestaan wanneer ook met die andere kenmerken rekening wordt gehouden. In de modellen schatten we in eerste instantie alleen de zogenaamde hoofdeffecten van de geselecteerde variabelen zoals sekse en sociale klasse (tabel 3). Daarnaast schatten we ook zogenaamde interactie-effecten (tabel 4). Hiermee kunnen we nagaan in hoeverre er voor meisjes ook nog *binnen* een bepaalde categorie, bijvoorbeeld de sociale groep, meer of minder kans op een hogere sterfte is dan voor jongens.

Het eerste model in beide tabellen betreft de 1-4 jarigen. Meisjes hebben in overeenstemming met de verwachtingen op basis van de gegevens uit de nationale sterftestatistiek een lagere sterftekans dan jongens en dit verschil is significant. Er is een zeer sterk effect van het verstrijken van de tijd, ook nu weer sporend met de statistische gegevens: na 1880 is de sterfte onder de 1-4 jarigen teruggelopen naar uiteindelijk 50-60 procent van de waarde in het midden van de negentiende eeuw. Opmerkelijk is dat we een bevestiging vinden van de eerder waargenomen verhoogde sterfte van kinderen binnen rooms-katholieken gezinnen.⁵³ In hoeverre dat effect verdwijnt wanneer ook

53. F. van Poppel, J. Schellekens en A.C. Liefbroer, 'Religious differentials in infant and child mortality in Holland', *Population Studies* 56: 3 (2002) 277-290.

de woonprovincie in de analyse wordt betrokken – Zuid-Nederland werd lang door relatief hoge sterfte gekenmerkt – zou nader onderzoek verdienen. Ook de sociale klasse van het gezin oefent een zeer sterk effect uit op het sterfterisico bij 1-4 jarigen. Kinderen uit de elite, de middenklasse en de boeren kennen een 20-50 procent lagere sterftkans dan kinderen van ongeschoolde arbeiders. Hoe groter het aantal jongens en meisjes in het gezin, hoe hoger de sterfte. Iedere toevoeging van een broer doet de kans om te sterven met 10,4 procent $(=(1,104 - 1) \times 100\%)$ toenemen, terwijl de effecten van de toevoeging van een zus met 11,9 procent nog iets hoger liggen. Hoe ouder de moeder is hoe groter het effect van de leeftijd van de moeder is op de sterftkans van haar kinderen. De beide kenmerken van de ruimtelijk-economische context wijzen in dezelfde richting: kinderen die in landbouwgebieden woonachtig zijn hebben lagere sterfte, kinderen die in meer stedelijke gebieden woonachtig zijn hebben hogere sterfte.⁵⁴

TABEL 3 Logistische regressiemodellen: odds ratios (*Exp(B)*)

| Variabele | 1-4 | | 5-9 | | 10-19 | |
|----------------------------|---------------|-------|---------------|-------|---------------|-------|
| | <i>Exp(B)</i> | Sig. | <i>Exp(B)</i> | Sig. | <i>Exp(B)</i> | Sig. |
| Sekse | | | | | | |
| Meisjes | 0,926 | 0,018 | 0,931 | 0,313 | 0,973 | 0,686 |
| Jongens | 1,000 | - | 1,000 | - | 1,000 | - |
| Aantal broers in jaar t-1 | 1,104 | 0 | 1,011 | 0,621 | 0,991 | 0,656 |
| Aantal zusters in jaar t-1 | 1,119 | 0 | 1,031 | 0,176 | 0,973 | 0,205 |
| Periode | | | | | | |
| 1850-1869 (ref.) | 1,000 | - | 1,000 | - | 1,000 | - |
| 1870-1879 | 1,088 | 0,085 | 0,757 | 0,008 | 0,908 | 0,457 |
| 1880-1889 | 0,978 | 0,651 | 0,669 | 0,000 | 0,81 | 0,100 |
| 1890-1899 | 0,874 | 0,005 | 0,562 | 0,000 | 0,687 | 0,004 |
| 1900-1909 | 0,624 | 0,000 | 0,474 | 0,000 | 0,671 | 0,001 |
| 1910-1919 | 0,547 | 0,000 | 0,355 | 0,000 | 0,626 | 0,000 |
| 1920-1929 | 0,445 | 0,000 | 0,239 | 0,000 | 0,412 | 0,000 |
| 1930-1939 | - | - | 0,106 | 0,025 | 0,320 | 0,000 |
| Religie | | | | | | |
| N.H. (ref.) | 1,000 | - | 1,000 | - | 1,000 | - |
| R.K. | 1,108 | 0,001 | 1,049 | 0,508 | 1,013 | 0,849 |
| Andere religies | 0,903 | 0,030 | 0,941 | 0,546 | 0,947 | 0,568 |

54. Nagelkerke's R^2 heeft voor alle modellen een zeer lage waarde.

| Variabele | 1-4 | | 5-9 | | 10-19 | |
|-------------------------------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|
| | Exp(B) | Sig. | Exp(B) | Sig. | Exp(B) | Sig. |
| SOCPO | | | | | | |
| Elite | 0,528 | 0,000 | 0,729 | 0,286 | 0,808 | 0,438 |
| Middenklasse (anderen) | 0,782 | 0,000 | 0,978 | 0,817 | 0,993 | 0,938 |
| Middenklasse (boeren) | 0,674 | 0,000 | 0,727 | 0,006 | 0,981 | 0,841 |
| Geschoolde arbeiders | 0,930 | 0,070 | 0,950 | 0,579 | 0,826 | 0,036 |
| Laaggeschoolde arbeiders | 0,926 | 0,112 | 1,048 | 0,661 | 0,843 | 0,118 |
| Ongeschoolde arbeiders (ref.) | 1,000 | - | 1,000 | - | 1,000 | - |
| Zonder beroep en onbekend | 0,927 | 0,248 | 1,076 | 0,610 | 1,141 | 0,326 |
| Verstedelijking | 1,026 | 0,000 | 0,999 | 0,963 | 0,948 | 0,004 |
| Percentage in landbouw | 0,768 | 0,000 | 0,884 | 0,884 | 0,912 | 0,479 |
| Leeftijd (jaar) | | | | | | |
| 1 (ref.) | 1,000 | - | | | | |
| 2 | 0,383 | 0,000 | | | | |
| 3 | 0,201 | 0,000 | | | | |
| 4 | 0,130 | 0,000 | | | | |
| 5 | | | 1,000 | - | | |
| 6 | | | 0,692 | 0,000 | | |
| 7 | | | 0,596 | 0,000 | | |
| 8 | | | 0,492 | 0,000 | | |
| 9 | | | 0,382 | 0,000 | | |
| 10 | | | | | 1,000 | - |
| 11 | | | | | 0,972 | 0,825 |
| 12 | | | | | 0,876 | 0,329 |
| 13 | | | | | 0,857 | 0,262 |
| 14 | | | | | 0,985 | 0,909 |
| 15 | | | | | 1,039 | 0,776 |
| 16 | | | | | 1,072 | 0,608 |
| 17 | | | | | 1,019 | 0,891 |
| 18 | | | | | 1,246 | 0,105 |
| 19 | | | | | 1,527 | 0,001 |
| Leeftijd moeder | | | | | | |
| 15-24 | 0,829 | 0,024 | 0,363 | 0,315 | - | - |
| 25-29 | 1,000 | - | 1,000 | - | 1,000 | - |
| 30-34 | 1,331 | 0,000 | 1,076 | 0,617 | 1,000 | - |
| 35-39 | 1,613 | 0,000 | 1,568 | 0,002 | 1,120 | 0,531 |
| 40-44 | 1,921 | 0,000 | 1,705 | 0,000 | 1,334 | 0,101 |
| 45+ | 1,871 | 0,000 | 1,766 | 0,000 | 1,470 | 0,026 |
| Onderzoekspersoon (OP) | 2,664 | 0,000 | 1,836 | 0,000 | 1,258 | 0,002 |
| Constante | 0,026 | 0,000 | 0,006 | 0,000 | 0,003 | 0,000 |
| Aantal persoonsjaren | 248.140 | | 278.487 | | 445.817 | |
| Nagelkerke R ² | 0,104 | | 0,029 | | 0,011 | |

Bron: Historische steekproef Nederlandse Bevolking (HSN), release 2008.01.

Bij de kinderen van 5-9 jaar is er geen significant verschil in sterftetekans naar sekse (het tweede model in tabel 3). Ook hier hadden we op grond van de nationale statistieken geen wezenlijk ander beeld verwacht. Ten opzichte van de sterfte onder de 1-4 jarigen doen zich echter wel enkel opmerkelijke verschillen voor. Dat geldt niet voor het effect van het verstrijken van de tijd en dat van de kerkelijke gezindte; ook hier geldt dat in meer recente periodes het sterfterisico sterk is afgenomen en dat de sterfte onder katholieken hoger ligt. Het effect van de sociale klasse is echter zo goed als verdwenen; alleen voor kinderen uit boerengezinnen is nog duidelijk van een lager sterftenniveau in vergelijking met de referentiegroep sprake. De aanwezigheid van broers en zussen heeft bij de 5-9 jarigen geen effect op de sterfte, in tegenstelling tot de bevindingen bij de 1-4 jarigen.

Veruit de belangrijkste groep voor ons vormen de 10-19 jarigen omdat we hier op grond van de nationale statistiek oversterfte van meisjes verwachten. Het derde model in tabel 3 wijst echter uit dat daarvan geen sprake is. We gaan ervan uit dat dat te maken heeft met de ondervertegenwoordiging in het HSN-bestand van de regio's die in de hoogste mate door oversterfte werden gekenmerkt. Wel is er sprake van onafhankelijke effecten van andere kenmerken. Het verstrijken van de tijd resulteert in lagere sterfte onder de 10-19 jarigen. Geschoolde arbeiders hebben lagere sterfte dan de ongeschoolde arbeiders en dit effect is significant. De sterfte onder katholieken blijkt bij de 10-19 jarigen niet hoger te liggen dan bij andere kerkelijke gezindten. De aanwezigheid van grotere aantallen broers en zussen verhoogt de sterftetekansen van 10-19 jarigen niet. Regionale kenmerken hebben andere effecten dan in jongere leeftijdsgroepen: de sterfte is lager in de meer verstedelijkte woongemeenten.

Onze interesse gaat met name uit naar de vraag of er bepaalde sociale klassen, religies of regio's zijn waar de sekse-sterfteverschillen meer of veel minder uitgesproken zijn. Om dergelijke zogenaamde interactie-effecten tussen de sterftetekans en de kenmerken sekse en sociale klasse of sekse en kerkelijke gezindte op te sporen zijn meer gecompliceerde modellen geschat.⁵⁵ De uitkomsten zijn voor een deel opgenomen in tabel 4, namelijk voor zover we significante interacties met sekse vonden. Dat was uitsluitend voor sociale klasse (en dan nog alleen voor de 1-9 jarigen) het geval. Voor geen van de overige kenmerken troffen we statistisch significante interactie-effecten aan. Dat betekent bijvoorbeeld dat de verschillen in de kans op sterfte voor jongens en meisjes per kerkelijke groepering niet van elkaar verschillen. Ook voor de verschillen in de loop van de tijd en voor de regiokenmerken zijn er geen seksespecifieke effecten te zien.⁵⁶

55. A. DeMaris, 'A framework for the interpretation of first-order interaction in logit-modeling', *Psychological Bulletin* 110 (1991) 557-570.

56. Dat heeft ook te maken met het feit dat de analyse stopt in 1930; pas na dat jaar verdwijnt de meisjesoversterfte.

TABEL 4 Logistische regressiemodellen met interacties: odds ratios (Exp(B))

| Variabele | 1-4 | | 5-9 | | 10-19 | |
|---------------------------------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|
| | Exp(B) | Sig. | Exp(B) | Sig. | Exp(B) | Sig. |
| Sekse | | | | | | |
| Meisjes | 1,023 | 0,649 | 1,101 | 0,388 | 0,923 | 0,452 |
| Jongens | 1,000 | - | 1,000 | - | 1,000 | - |
| Aantal broers in jaar t-1 | 1,103 | 0,000 | 1,011 | 0,641 | 0,991 | 0,666 |
| Aantal zusters in jaar t-1 | 1,120 | 0,000 | 1,032 | 0,166 | 0,973 | 0,205 |
| Periode | | | | | | |
| 1850-1869 (ref.) | 1,000 | - | 1,000 | - | 1,000 | - |
| 1870-1879 | 1,087 | 0,088 | 0,758 | 0,008 | 0,908 | 0,454 |
| 1880-1889 | 0,978 | 0,647 | 0,669 | 0,000 | 0,810 | 0,099 |
| 1890-1899 | 0,873 | 0,000 | 0,561 | 0,000 | 0,687 | 0,004 |
| 1900-1909 | 0,624 | 0,000 | 0,473 | 0,000 | 0,671 | 0,001 |
| 1910-1919 | 0,547 | 0,000 | 0,355 | 0,000 | 0,625 | 0,000 |
| 1920-1929 | 0,445 | 0,000 | 0,239 | 0,000 | 0,412 | 0,000 |
| 1930-1939 | - | - | 0,107 | 0,010 | 0,320 | 0,000 |
| Religie | | | | | | |
| N.H. (ref.) | 1,000 | - | 1,000 | - | 1,000 | - |
| R.K. | 1,109 | 0,001 | 1,050 | 0,499 | 1,013 | 0,850 |
| Andere religies | 0,903 | 0,030 | 0,939 | 0,535 | 0,947 | 0,569 |
| socpo | | | | | | |
| Elite | 0,509 | 0,002 | 0,581 | 0,233 | 0,604 | 0,226 |
| Middenklasse (anderen) | 0,837 | 0,006 | 1,058 | 0,681 | 0,995 | 0,972 |
| Middenklasse (boeren) | 0,735 | 0,000 | 0,971 | 0,844 | 0,926 | 0,566 |
| Geschoolde arbeiders | 1,010 | 0,854 | 1,146 | 0,271 | 0,784 | 0,051 |
| Laaggeschoolde arbeiders | 0,998 | 0,981 | 0,941 | 0,698 | 0,832 | 0,214 |
| Ongeschoolde arbeiders (ref.) | 1,000 | - | 1,000 | - | 1,000 | - |
| Zonder beroep en onbekend | 0,993 | 0,936 | 1,381 | 0,082 | 1,079 | 0,689 |
| Interactie socpo * sekse | | | | | | |
| Elite | 1,098 | 0,764 | 1,564 | 0,454 | 1,783 | 0,293 |
| Middenklasse (anderen) | 0,871 | 0,130 | 0,854 | 0,409 | 0,995 | 0,980 |
| Middenklasse (boeren) | 0,837 | 0,085 | 0,525 | 0,005 | 1,127 | 0,527 |
| Geschoolde arbeiders | 0,843 | 0,028 | 0,674 | 0,027 | 1,116 | 0,534 |
| Laaggeschoolde arbeiders | 0,856 | 0,101 | 1,222 | 0,338 | 1,030 | 0,892 |
| Ongeschoolde arbeiders (ref.) | 1,000 | - | 1,000 | - | 1,000 | - |
| Zonder beroep en onbekend | 0,869 | 0,282 | 0,578 | 0,058 | 1,122 | 0,663 |
| Verstedelijking | 1,026 | 0,001 | 1,000 | 0,988 | 0,948 | 0,004 |
| Percentage in landbouw | 0,769 | 0,000 | 0,886 | 0,384 | 0,910 | 0,469 |

| Variabele | 1-4 | | 5-9 | | 10-19 | |
|---------------------------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|
| | Exp(B) | Sig. | Exp(B) | Sig. | Exp(B) | Sig. |
| Leeftijd (jaar) | | | | | | |
| 1 (ref.) | 1,000 | - | | | | |
| 2 | 0,383 | 0,000 | | | | |
| 3 | 0,201 | 0,000 | | | | |
| 4 | 0,130 | 0,000 | | | | |
| 5 | | | 1,000 | - | | |
| 6 | | | 0,693 | 0,000 | | |
| 7 | | | 0,596 | 0,000 | | |
| 8 | | | 0,492 | 0,000 | | |
| 9 | | | 0,382 | 0,000 | | |
| 10 | | | | | 1,000 | - |
| 11 | | | | | 0,972 | 0,824 |
| 12 | | | | | 0,876 | 0,328 |
| 13 | | | | | 0,857 | 0,261 |
| 14 | | | | | 0,984 | 0,907 |
| 15 | | | | | 1,038 | 0,779 |
| 16 | | | | | 1,071 | 0,610 |
| 17 | | | | | 1,019 | 0,894 |
| 18 | | | | | 1,245 | 0,106 |
| 19 | | | | | 1,526 | 0,001 |
| Leeftijd moeder | | | | | | |
| 15-24 | 0,829 | 0,024 | 0,363 | 0,315 | - | - |
| 25-29 (ref.) | 1,000 | - | 1,000 | - | 1,000 | - |
| 30-34 | 1,330 | 0,000 | 1,077 | 0,611 | 1,000 | - |
| 35-39 | 1,613 | 0,000 | 1,567 | 0,002 | 1,120 | 0,530 |
| 40-44 | 1,922 | 0,000 | 1,706 | 0,000 | 1,335 | 0,100 |
| 45+ | 1,872 | 0,000 | 1,766 | 0,000 | 1,472 | 0,026 |
| Onderzoekspersoon (OP) | 2,666 | 0,000 | 1,839 | 0,000 | 1,258 | 0,002 |
| Constante | 0,025 | 0,000 | 0,006 | 0,000 | 0,003 | 0,000 |
| Aantal persoonsjaren | 248.140 | | 255.445 | | 435.955 | |
| Nagelkerke R ² | 0,104 | | 0,030 | | 0,064 | |

Bron: Historische steekproef Nederlandse Bevolking (HSN), release 2008.01.

Bij de vaststelling van de interactie-effecten van de sociale klasse met sekse voor de leeftijdsgroepen 1-4 en 5-9 jaar zijn de ongeschoolde arbeiders als referentiegroep gebruikt. Statistisch gezien betekent dit dat het hoofdeffect van sekse in tabel 4 nu het effect is dat bij deze sociale klasse behoort. Het valt daardoor aanzienlijk hoger uit dan in tabel 3. De bij de interactie-effecten vermelde getallen drukken steeds uit hoe groot het effect op de sterfte van meisjes ten opzichte van de jongens uit dezelfde sociale klasse is (jongens

gelijk aan 1,000). We kunnen het totale effect van sekse op de sterfte per sociale klasse uitrekenen door de *odds* van sekse (hoofdeffect) te vermenigvuldigen met die van de sociale klasse (hoofdeffect) en met die van de interactie van sekse met klasse. Zo kan voor de 1-4 jarigen het effect voor meisjes uit gezinnen van boeren worden berekend door 1,023 (sekse-effect) te vermenigvuldigen met 0,735 (boereneffect) en met 0,837 (interactie-effect van boeren met sekse). Het totale effect voor dochters van boeren wordt daarmee $0,630 = (1,023 \times 0,735 \times 0,837)$. Voor zoons van boeren is het effect $0,735 = (1,000 \times 0,735 \times 1,000)$. Bijgevolg is de sterftekans van een 1-4 jaar oud meisje uit een boerenfamilie maar 85,6 ($= 0,630 / 0,735 \times 100\%$) procent van die van jongens uit een dergelijke familie. Tabel 4 toont de interactie-effecten van sekse met sociale klasse maar in tabel 5 zijn direct de volgens bovenstaande procedure berekende *odds* voor alle sociale klassen vermeld alsook de relatieve *odds* van meisjes ten opzichte van die van jongens voor iedere sociale klasse.

Bij de 1-4 jarigen worden significante interactie-effecten aangetroffen bij de geschoolde arbeiders (waarbij de meisjes het duidelijk beter doen dan meisjes uit gezinnen van ongeschoolde arbeiders) en op tien procents niveau, bij de boeren. In feite doen meisjes in iedere sociale klasse het beter dan meisjes uit gezinnen van ongeschoolde arbeiders maar zijn de effecten voor ander sociale klassen niet significant. Ook bij de 5-9 jarigen is bij de geschoolde arbeiders en boeren van een significant interactie-effect sprake maar hier ontbreekt het hoofdeffect. Meisjes uit de genoemde sociale klassen doen het opnieuw zeer veel beter dan meisjes uit gezinnen van ongeschoolde arbeiders. Tabel 5 wijst uit dat de grootste oversterfte van 1-4 jarige meisjes is te vinden in families van de elite (maar deze effecten zijn nergens significant) en bij de ongeschoolde arbeiders; bij de 5-9 jarigen zijn de elite en de ongeschoolde en halfgeschoolde arbeiders de groepen die door de sterkste oversterfte van meisjes worden gekenmerkt.

TABEL 5 Voorspelling *odds* voor meisjes en jongens en relatieve *odds* van meisjes vergeleken met jongens naar sociale klasse

| SOCPO | 1-4 jaar | | | 5-9 jaar | | |
|---------------------------|----------|---------|----------------|----------|---------|----------------|
| | Meisjes | Jongens | Relatieve odds | Meisjes | Jongens | Relatieve odds |
| Elite | 0,572 | 0,509 | 1,123 | 1,001 | 0,581 | 1,722 |
| Middenklasse (anderen) | 0,746 | 0,837 | 0,891 | 0,995 | 1,058 | 0,940 |
| Middenklasse (boeren) | 0,630 | 0,735 | 0,856 | 0,561 | 0,971 | 0,578 |
| Geschoolde arbeiders | 0,871 | 1,010 | 0,862 | 0,851 | 1,146 | 0,742 |
| Laaggeschoolde arbeiders | 0,874 | 0,998 | 0,876 | 1,266 | 0,941 | 1,345 |
| Ongeschoolde arbeiders | 1,023 | 1,000 | 1,023 | 1,101 | 1,000 | 1,101 |
| Zonder beroep en onbekend | 0,883 | 0,993 | 0,889 | 0,879 | 1,381 | 0,636 |

In het licht van het elders verrichte onderzoek is het opmerkelijk dat in Nederland de boeren en plattelandsgebieden niet bij uitstek de groepen en plaatsen waren die door oversterfte van meisjes werden gekenmerkt. Omdat een deel van de ongeschoolde arbeiders feitelijk landarbeider was, met name in de in de HSN goed vertegenwoordigde provincies Friesland en Zeeland, suggereren onze resultaten echter wel een hogere sterfte onder de vrouwelijke plattelandsbevolking. Om dat na te gaan is gekeken of er bij ongeschoolden sprake was van interactie-effecten tussen regio en sociale klasse. Dat leverde wel significante effecten voor deze groep op maar leidde tegelijk ook tot het verdwijnen van de hoofdeffecten van andere sociale klassen. Ook is nagegaan of, door binnen de groep van ongeschoolden de in de landbouw werkende arbeiders en knechten als afzonderlijke groep te analyseren, meer licht op de positie van de landarbeiders kon worden geworpen. In een model met interactie-effecten voor de 10-19 jarigen bleken de landarbeiders geen significant van de overige ongeschoolden verschillende effect (significantieniveau 0,294) op de sterfte te hebben terwijl ook het interactie-effect van sekse en landarbeiders niet significant was (niveau 0,705). Een nadere analyse op basis van een meer gedifferentieerde beroepsindeling is echter nodig voor een definitieve conclusie.

Conclusie en discussie

In Nederland liepen vanaf het midden van de negentiende eeuw tot omstreeks de jaren dertig van de twintigste eeuw meisjes tussen de 10 en 20 jaar hogere sterfterisico's dan jongens van die leeftijd. De verschillen waren niet dramatisch maar wel duidelijk afwijkend van wat men op grond van uitsluitend biologische verschillen zou kunnen verwachten. Immers, hoewel er geen aanwijzingen zijn dat bij mannen op de onderzochte leeftijden sprake is van een alles doordringende inherent nadelige positie wijst ook niets op inherente biologische nadelen voor vrouwen.⁵⁷ Oversterfte van meisjes bleek een duidelijk tijdsgebonden fenomeen te zijn dat door verschillende auteurs met een relatieve verslechtering van de positie van vrouwen en van jonge meisjes in het bijzonder in verband is gebracht. Die verslechtering werd op zijn beurt toegeschreven aan structuurveranderingen in de landbouw, die ertoe leidden dat de waarde van de vrouwenarbeid verminderde. Onze eerste analyse van de sekseverschillen in sterfte sinds het midden van negentiende eeuw heeft in vergelijking met de studies die in andere landen zijn ondernomen, met name de analyse van McNay c.s., twee duidelijk afwijkende resultaten opgeleverd. Allereerst bleek op basis van een vergelijking van gepubliceerde sterftegege-

57. Waldron, 'Sex differences in infant', 79.

vens dat van een duidelijke samenhang tussen de ruimtelijk-economische kenmerken van de regio en oversterfte van meisjes geen sprake was. Op basis van gegevens over het sterfterisico van jongens en meisjes in de Historische Steekproef Nederland werd geprobeerd op het niveau van het huishouden de factoren op te sporen die aan de basis liggen van de oversterfte van meisjes. De uitkomsten van de analyse waren wat de hoofdlijnen betreft maar voor een deel in overeenstemming met de gepubliceerde nationale cijfers. We troffen geen oversterfte van meisjes aan bij de 10-19 jarigen, maar wel, zij het geen significante, oversterfte bij kinderen beneden die leeftijd. Een logistische regressieanalyse leverde weinig duidelijke aanwijzingen op over de soort van huishoudens die met name gevoelig waren voor excessieve sterfte van meisjes. We vonden geen veranderingen in de tijd van de mate van oversterfte, althans niet tot 1930. Oversterfte van meisjes hing niet samen met de kerkelijke gezindte van het gezin. De aanwezigheid van broers en zussen leidde niet tot grotere oversterfte terwijl ook ruimtelijk-economische kenmerken als de mate van stedelijkheid en een relatief sterkere tewerkstelling in de landbouw geen effect op de oversterfte hadden. Er was één uitzondering: de sociale klasse waartoe men behoorde had in beperkte mate effect op de mate van oversterfte. De grootste oversterfte van meisjes was te vinden in families van ongeschoolde arbeiders. Een duidelijke sociale gradiënt was echter afwezig en slechts weinig *odds ratio's* waren statistisch significant. Relatief gunstig was de positie van meisjes uit gezinnen van geschoolde arbeiders en boeren. Dat laatste is opmerkelijk. Het is waar dat het feitelijk niet geoorloofd is de op gezinsniveau gevonden relaties te vertalen naar het niveau van de economische kenmerken van de regio of omgekeerd maar het feit dat zowel de macrodata als de microgegevens wijzen op het ontbreken van een samenhang tussen het leven op het platteland of het behoren tot een boerengezin en oversterfte van meisjes maakt de uitkomsten wel meer plausibel.

Onze uitkomsten zijn om een aantal redenen van voorlopige aard. In de huidige situatie representeren de HSN-gegevens slechts een deel van de Nederlandse bevolking. Voor de vroegste periode gaat het uitsluitend om personen geboren in de provincies Zeeland, Utrecht en Friesland en in de stad Rotterdam. De overige provincies zijn eerst vanaf 1883 vertegenwoordigd en ook dan is er sprake van een sterke ondervertegenwoordiging van enkele regio's die voor ons van groot belang zijn, vooral het zuiden van Nederland. Een probleem is ook dat we een aantal sleutelvariabelen niet in de analyse konden betrekken, of dat althans niet goed genoeg konden doen. De geboorteplaats van de kinderen was in een (beperkt) aantal gevallen niet duidelijk vast te stellen. Met de regio waar personen gedurende de eerste twintig jaar verbleven werd geen rekening gehouden. Informatie over andere in het huishouden aanwezige personen dan broers en zussen werd niet gebruikt. We geloven echter niet dat dat de uitkomsten fundamenteel zal veranderen. Een groter probleem is wellicht dat we vanwege het geringe aantal waarnemin-

gen over onderzoekspersonen gedwongen waren ook broers en zussen van de onderzoekspersoon in de analyse mee te nemen. Om dit verschil onder controle te houden voegden we een dummy variabele voor de onderzoekspersoon toe. Onder 1-4 jarigen is het effect van deze variabele zeer sterk positief, terwijl onder oudere kinderen het effect wat afneemt. We vermoeden dat dit samenhangt met het feit dat de gegevens voor broers en zussen van de onderzoekspersoon minder volledig zijn, omdat voor velen onder hen overlijdensdata ontbreken en we genoeg moeten nemen met data van 'vertrek' uit het bevolkingsregister. Dat zou een positief effect van de onderzoekspersoon kunnen verklaren. Zolang het ontbreken van het overlijdensjaar in gelijke mate bij meisjes voorkomt als bij jongens heeft dat echter geen invloed op onze resultaten.

Onze opvallendste conclusie was dat er een sterke mate van oversterfte van meisjes zichtbaar was in gezinnen van ongeschoolde arbeiders. Deze spoort met de waarneming van Anderson dat in Engeland regio's waar een groot aantal personen behoorde tot de ongeschoolde arbeidersklasse hoge oversterfte van meisjes kenden. Opmerkelijk was ook en in strijd met de conclusies in andere landen, dat in Nederland de boeren en de plattelandsgebieden niet door oversterfte van meisjes werden gekenmerkt.

De vraag is hoe we de afwezigheid van oversterfte van meisjes onder de plattelandsbevolking in Nederland moeten duiden. Een interpretatie zou kunnen zijn dat verschillen in de positie van mannen en vrouwen niet altijd hoeven te resulteren in verschillen in gezondheid ten voordele van de sekse met de betere sociale en economische positie. Immers, van een uniform verband tussen de positie van de vrouw en vrouwelijke oversterfte is niet altijd sprake. Voor de huidige situatie in veel westerse landen geldt immers dat de veranderingen in de positie van vrouwen in de richting van grotere gelijkheid ten opzichte van mannen niet zelden gepaard zijn gegaan met een relatieve verhoging van de sterfterisico's ten opzichte van die van mannen.⁵⁸ De arts Barentsen suggereert in zijn beschrijving van de eind negentiende-eeuwse Brabantse Kempen iets soortgelijks. 'De komst van een jongen is een reden van groote blijdschap, niet zoozeer om den stamhouder, doch om de hulp in het bedrijf, de kans op uitbreiding en de zekerheid, dat de ouders hun laatste levensdagen op de boerderij en niet in een inrichting zullen slijten. Het bezit van jongens is een waarborg voor de toekomst, dat van meisjes niet'. Barentsen meende dat juist het grote belang dat men aan jongens hechtte reden was voor de oversterfte. Jongens ontvingen overdreven zorg, waarbij de 'zucht om het kind goed te doen en het lichaamsgewicht zoo hoog mogelijk op te voeren' tot voortdurende en ongeregelde toediening van voedsel leidde, en waar dit

58. I. Waldron, 'Trends in gender differences in mortality: relationships to changing gender differences in behaviour and other causal factors', in: E. Annandale en K. Hunt (eds.), *Gender inequalities in health* (Buckingham 2000) 150-181.

niet hielp, tot het gebruik van de fopspeen met allerlei ingrediënten. 'Bij de meisjes overdrijft men den zorg niet erg, bij de jongens wel. Daardoor sterven dan ook meer jongens dan meisjes'.⁵⁹

We zijn echter geneigd de relatief gunstigere positie van meisjes te zien als een gevolg van het feit dat de positie van meisjes in de landbouw in Nederland minder zwart was dan elders in Europa. Dat zou samen kunnen hangen met het grote belang van het kleine familiebedrijf, de vele gemengde of exclusief op veeteelt gerichte bedrijven, de goedgeïntegreerde positie van vrouwen in de productie voor de markt en meer in het algemeen de relatief gelijke positie van mannen en vrouwen.⁶⁰ Relatief grotere welvaart en de aanwezigheid van rudimentaire sociale zorg kunnen de plattelandsbevolking minder gevoelig hebben gemaakt voor crisissituaties waarin beslissingen over de seksespecifieke verdeling van de bestaansmiddelen urgent waren. Een probleem bij de interpretatie van de uitkomsten blijft dat we over het algemeen uitermate weinig empirische informatie hebben over de verschillen in de leefsituatie van jongens en meisjes in de periode die ons hier interesseert. We weten weinig tot niets over verschillen in voeding, in activiteiten binnen- en buitenshuis, in vaccinatiegraad, lengte en gewicht tussen jongens en meisjes, in steden en op het platteland, bij de elite en in andere sociale klassen. Gegevens van bijvoorbeeld medische schoolkeuringen, inentingsregisters, doodsoorzaakbriefjes etc. zouden hierop licht kunnen werpen.

Blijft de vraag waarom meisjes in gezinnen van ongeschoolde arbeiders er relatief zo slecht aan toe waren. Veruit de belangrijkste doodsoorzaak onder meisjes van 1-9 jaar vormden via de luchtwegen overgebrachte infectieziekten (zoals longtuberculose, pokken, griep, roodvonk). In de jaren 1875-1884 was ten opzichte van jongens in alle plattelandsgebieden en ook in vele steden van oversterfte sprake. In vele gevallen bedroeg de sterfte van jongens slechts 80-85 procent van die van meisjes. Ook bij niet-infectueuze aandoeningen, eveneens een relatief belangrijke doodsoorzaak op deze leeftijd, werd relatief

59. P.A. Barentsen, 'Over de kindersterfte ten plattelande van Oost-Noord-Brabant', *Nederlands Tijdschrift voor Geneeskunde* 66 (1922) 610-622, aldaar 618. Tegelijk constateerde Boonstra op basis van een analyse door Van der Heijden van hetzelfde gebied dat het schoolverzuim van meisjes veel groter was omdat zij de eerst-aangewezenen waren om een handje mee te helpen op de boerderij; jongens werden ontzien. Zie O.W.A. Boonstra, *De waardij van eene vroege opleiding: een onderzoek naar de implicaties van het alfabetisme op het leven van inwoners van Eindhoven en omliggende gemeenten, 1800-1920* (Wageningen 1993) 144; C.G.W.P. van der Heijden, 'Analfabetisme en schoolbezoek in enkele Kempische gemeenten gedurende de negentiende eeuw', *Noordbrabants Historisch Jaarboek* 1 (1984) 179-216.

60. T. de Moor en J.L. van Zanden, 'Van fouten kan je leren. Een kritische benadering van de mogelijkheden van 'leeftijdstapelen' voor sociaal-economisch onderzoek naar gecijferdheid in het pre-industriële Vlaanderen en Nederland', *Tijdschrift voor Sociale en Economische Geschiedenis* 5: 4 (2008) 55-86, aldaar 55-58.

vaak oversterfte van meisjes gevonden. Voor externe doodsoorzaken (zoals ongevallen, geweld) was sprake van enorme oversterfte onder jongens.⁶¹ De prominente rol van de luchtweginfecties en van de niet-infectueuze aandoeningen suggereert dat inadequate voeding en huisvesting een rol hebben gespeeld bij de oversterfte.⁶² Meer dan een suggestie is dat echter niet: pas door voor een aantal steden de op individueel niveau bewaard gebleven doodsoorzaakbriefjes te koppelen aan de soort van individuele gegevens die aan de basis van onze analyse hebben gelegen kan dat meer overtuigend als verklaring naar voren worden gebracht.

Onze analyse geeft geen antwoord op de vraag hoe het komt dat de oversterfte van meisjes rond 1930 is verdwenen. Op basis van ons bestand kunnen we daarover ook niet veel zeggen, aangezien we onder de 10-19 jarigen, in tegenstelling tot de nationale cijfers, geen oversterfte aantreffen. We nemen aan dat een belangrijke rol is gespeeld door de veranderingen in de arbeidspositie van meisjes als gevolg van mechanisatie, specialisatie, striktere arbeidswetgeving, een verhoogd welvaartsniveau en de gestegen onderwijsdeelname. Tussen 1900 en 1930 verschoof in de textielnijverheid het spinnen en weven van huisarbeid naar de fabriek en het boter- en kaasmaken, een belangrijke en inspannende taak van meisjes, van boerderij naar zuivelfabriek. Het veeleisende en ongezonde werk van meisjes in de vlasbouw verdween met de teloorgang van deze tak van landbouw. Het werk van meisjes op de blekerijen in Holland liep af terwijl een teruggang eveneens merkbaar was in de huiselijke diensten en de huisarbeid. In veenderijen en steenfabrieken, in de tabaksindustrie, in de schoenfabricage en in de textielindustrie leidde onder andere de mechanisatie tot een enorme teruggang van de arbeid die door meisjes werd verricht. De arbeidswetgeving (Arbeidswet van 1889 en latere aanpassingen daarvan) en de invoering van de Leerplichtwet in 1901 hebben aan de terugloop van de arbeidsinzet van meisjes zonder twijfel een grote bijdrage geleverd.⁶³

61. Deze conclusies zijn gebaseerd op een ongepubliceerde analyse van de sterfte naar doodsoorzaak, leeftijd en geslacht voor 45 steden en de 11 provincies in de jaren 1875-1884.

62. Humphries, 'Bread and a pennyworth', 451-473, aldaar 469-471.

63. Men zie hiervoor W.N. Schilstra, *Vrouwenarbeid in landbouw en industrie in Nederland in de tweede helft der negentiende eeuw* (Amsterdam 1940) vooral 11-29; S. Leydesdorff, *Verborgene arbeid - vergeten arbeid. Een verkenning in de geschiedenis van de vrouwenarbeid rond negentienhonderd* (Assen en Amsterdam 1977) 19-34; Marlou Schrover, 'The demographic consequences of changing employment opportunities: Women in the Dutch Meierij in the nineteenth century', *The History of the Family. An international Quarterly* (1997) 451-479, vooral 474-476 en verschillende hoofdstukken in H. Pott-Buter en K. Tijdens (eds.), *Vrouwen. Leven en werk in de twintigste eeuw* (Amsterdam 1998) met name 149-268.

Over de auteurs

Frans van Poppel studeerde sociaal-culturele wetenschappen (demografie) te Tilburg. Sedert 1976 is hij als wetenschappelijk onderzoeker verbonden aan het Nederlands Interdisciplinair Demografisch Instituut (NIDI/KNAW) te Den Haag. Hij promoveerde in 1992 aan de Landbouwuniversiteit Wageningen. Zijn onderzoek richt zich op de historische ontwikkeling van huwelijk en gezin en op de ontwikkeling van de volksgezondheid en sterfte. Recente publicaties gaan onder meer over de lange-termijn ontwikkeling van de gezinssituatie van kinderen en over sociale klasseverschillen in sterfte.

E-mail: Poppel@nidi.nl

Jona Schellekens studeerde statistiek aan de Hebrew University in Jerusalem en promoveerde aldaar in de demografie in 1989. Hij is als Associate Professor verbonden aan het Department of Sociology and Anthropology van de Hebrew University. Zijn publicaties betreffen de bevolkingsgeschiedenis van Nederland en Engeland, de demografie van Israël en de architectuurgeschiedenis en genealogie.

E-mail: jona@vms.huji.ac.il

Evelien Walhout studeerde geschiedenis aan de Universiteit Leiden. Zij was als onderzoeker verbonden aan het NIDI, werkzaam bij de Historische Steekproef Nederlandse Bevolking (HSN), op het Internationaal Instituut voor Sociale Geschiedenis in Amsterdam en is momenteel als assistent in opleiding verbonden aan de Universiteit van Tilburg waar ze onderzoek doet naar de determinanten van zuigelingensterfte in Noord-Brabant in de negentiende en vroege twintigste eeuw.

E-mail: E.C.Walhout@uvt.nl