

Ongelijkheid in sterfte. Een studie naar de impact van burgerlijke staat op mortaliteit in het negentiende-eeuwse Leuven

Liesbet Maes¹

1. Inleiding

In de dood is iedereen gelijk, zegt de volkswijsheid. Toch draagt dit artikel de titel 'Ongelijkheid in sterfte'. Hiermee willen we erop wijzen dat, hoewel iedereen uiteindelijk sterft, het ogenblik waarop de dood intreedt beïnvloed wordt door ongelijkheden tijdens het leven. Eén dergelijke ongelijkheid in sterfte betreft het effect van burgerlijke staat. Hierbij werd er in de twintigste eeuw al voor verschillende landen vastgesteld dat gehuwde mensen langer leven dan niet-gehuwde (Hu & Goldman 1990, 233). Men mag er echter niet van uitgaan dat de omvang en aard van een dergelijke ongelijkheid in sterfte constant is doorheen de tijd. Dit betekent meteen ook dat de oorzaken die achter deze sterfteverschillen schuilen niet noodzakelijk ongewijzigd doorheen de tijd hun impact op sterfte hebben achtergelaten. In dit opzicht kan het bestuderen van ongelijkheid in sterfte in een andere tijdshorizon mogelijk het inzicht in de werking van de achterliggende factoren verdiepen. Om hiertoe een bijdrage te leveren, zal in deze studie het effect van burgerlijke staat op mortaliteit bij mannen in het negentiende-eeuwse Leuven bestudeerd worden.

Op basis van een literatuurstudie zullen in eerste instantie een aantal hypothesen worden geformuleerd over het effect van burgerlijke staat op sterfte. De meeste literatuur die ingaat op de impact van burgerlijke staat op sterfte heeft echter betrekking op de twintigste eeuw. Daarom zal ook worden nagegaan of factoren die vandaag verantwoordelijk geacht worden voor sterfteverschillen, ook in de 19de eeuw een rol speelden.

In een volgende stap zal de dataset worden beschreven, alsook het gebruik van een Cox regressiemodel als analysetechniek worden toegelicht.

Tenslotte zal een uitvoerige analyse plaatsvinden van ongelijkheid in sterfte naar gelang burgerlijke staat bij mannen in het negentiende-eeuwse Leuven. Hierbij zal worden nagegaan in welke mate onze gestelde hypothesen bevestigd worden door onze resultaten.

2. De relatie tussen burgerlijke staat en mortaliteit

Heel wat onderzoekers stelden in verschillende landen in de twintigste eeuw een lagere mortaliteit vast bij gehuwden in vergelijking met alleenstaanden, gescheidenen en weduwes/weduwnaars (Rogers 1995, 515; Smith & Waitzman 1994, 487; Lillard & Waite 1995, 1144; Zick & Smith 1991, 327; Trovato & Lauris 2001, 910). Ook van Poppel en Joung (2001, 287-294), die de impact van burgerlijke staat op mortaliteit in het negentiende-eeuwse Nederland bestudeerden, kwamen tot deze conclusie. We verwachten dan ook een gelijkaardige effect van burgerlijke staat op sterfte in onze studie aan te treffen.

Hedendaags onderzoek suggereert eveneens dat het effect van burgerlijke staat op sterfte varieert naar gelang leeftijd. Zo bleek uit de studie van Lusyne en Page, alsook uit het onderzoek van Martikainen en Valkonen dat de mortaliteitsverschillen tussen gehuwden en verweduwden kleiner worden naarmate men ouder wordt. Het feit dat een sterfgeval op jongere leeftijd vaker onverwacht komt en bovendien moeilijker aanvaardbaar zou zijn, zou dit kunnen verklaren (Lusyne & Page 2002, 3 & 9; Martikainen & Valkonen 1996, 1090-1092). Vandaag wordt de dood immers vooral verbonden met ouderdom. Dit was echter niet het geval in de 19de eeuw, waar zowel jongeren als ouderen geïnfecteerd konden worden door acute ziekten en ten gevolge daarvan stierven (Matthijs e.a. 1997, 50). Kortom, indien we het onverwachte karakter van de dood bij jongere mensen als verklaring nemen voor verschillen in het effect van burgerlijke staat naar gelang leeftijd, dan impliceert dit ook dat we in de 19de eeuw niet noodzakelijk zo'n verschil zullen aantreffen, aangezien sterfte toen nog niet in dezelfde mate als nu getypeerd werd als een ouderdomsverschijnsel.

In tegenstelling tot verweduwden, kan wel verwacht worden een hogere oversterfte bij alleenstaanden aan te treffen voor de middelste leeftijdsgroepen. Basis voor deze hypothese is het hedendaags onderzoek van Hu en Goldman, die vonden dat de relatieve mortaliteitsratio's² van alleenstaanden het kleinst waren in de jongste groepen en bij de ouderen. Dit heeft wellicht te maken met het feit dat onder jongeren selectiefactoren, die de gezonde mensen in het huwelijk selecteren terwijl de ongezonde mensen worden uitgeselecteerd, nog niet sterk aanwezig zijn. Tegen de leeftijd van 35 jaar daarentegen, bestaat de groep alleenstaanden overwegend uit individuen die nooit meer in het huwelijk zullen treden. De lagere oversterfte bij de oudere alleenstaanden zou eerder te maken hebben met een aanpassingsproces waarbij de zwakste alleenstaanden jong zijn gestorven, terwijl de gezondste individuen of diegenen die zich het best hebben aangepast aan hun alleenstaande status een toenemende proportie vormen van de oudere groep van alleenstaanden. Een alternatieve verklaring voor dit laatste richt zich op de mogelijkheid dat het positieve effect van het huwelijk op de overlevingskans groter is in de leeftijdsgroep 30-49 jaar en kleiner op jonge en oudere leeftijd (Hu & Goldman 1990, 241-242).

Om op een correcte manier de relatie tussen burgerlijke staat en mortaliteit te specificeren, is het noodzakelijk om oog te hebben voor sociaal-economische status. Het is immers mogelijk dat ongelijkheid in sterfte naar gelang burgerlijke staat toe te schrijven is aan verschillen in materiële omstandigheden tussen gehuwden, alleenstaanden, verweduwden en gescheidenen. In de twintigste eeuw werd er trouwens door heel wat onderzoekers vastgesteld dat het effect van burgerlijke staat op sterfte afnam bij controle van sociaal-economische status, ook al werden er verschillende indicatoren gebruikt voor sociaal-economische status, namelijk beroep, inkomen, en de armoedegrens van het U.S. Census Bureau (Hemström 1996, 374; Smith & Waitzman 1994, 504). Ook wezen van Poppel en Joung er op dat in de negentiende eeuw alleenstaande mannen oververtegenwoordigd waren in laagbetaalde, onstabiele jobs (van Poppel & Joung 2001, 284). Het is dan ook noodzakelijk om bij de analyse van het effect van burgerlijke staat op sterfte te controleren voor het voor het effect van sociaal-economische status, zodanig dat we zicht krijgen op het 'zuivere' effect van burgerlijke staat.

Waar de vorige hypothese sterk aanleunde bij een materiële verklaring van ongelijkheid in mortaliteit naar gelang burgerlijke staat, gaat recent een belangstelling uit naar de 'psychosociale stress verklaring'. Meer bepaald onderzochten de psychologen Tucker en zijn collega's de mogelijkheid dat de sterfteverschillen naar gelang burgerlijke staat te wijten zijn aan de gezondheidsondermijnende effecten van het ervaren van het einde van het huwelijk. Zij stelden dan ook als eersten een indeling voor naar gelang het individu al dan niet een huwelijksbreuk had meegemaakt. Hun resultaten waren bevestigend voor mannen: niet-consistent gehuwden³ en gescheidenen stierven significant meer dan consistent gehuwden. Verder bleken consistent gehuwde en nooit-gehuwde mannen niet significant te verschillen met betrekking tot sterfte, wat volgens Tucker en zijn collega's er op wijst dat de positieve impact van het huwelijk op de overlevingskans niet opgaat (Tucker e.a. 1996, 97-99). Echter, de vraag stelt zich of de resultaten van een onderzoek dat gebruikt maakte van een zeer homogene steekproef met betrekking tot ras, intelligentie en sociale klasse, zomaar veralgemeend kunnen worden naar een meer heterogene populatie. Bemerkt dat het hier om mensen gaat met een relatief gunstig toekomstperspectief: namelijk om blanke, intelligente personen uit de Amerikaanse middenklasse (Tucker e.a. 1996, 96). Wellicht worden deze individuen met minder problemen geconfronteerd dan mensen met een lagere intelligentie, uit een lagere sociaal-economische klasse en/of van een ander ras. Daardoor is het best mogelijk dat hun behoefte aan steun kleiner is dan die van individuen die in moeilijker omstandigheden hun toekomst moeten uitbouwen. Dergelijke steun wordt echter in hedendaagse literatuur als een belangrijke verklaring naar voren gebracht om hogere mortaliteitsrisico's bij ongehuwden in vergelijking met gehuwden te duiden: gehuwden zouden in vergelijking met ongehuwden op meer steun kunnen rekenen (Kiecolt-Glaser & Newton 2001, 472).

Daarenboven zijn de ongehuwden uit deze groep van intelligente, blanke Amerikanen uit de middenklasse wellicht net als de gehuwden uit deze groep ondervertegenwoordigd in laagbetaalde, onstabiele jobs, en is het bijgevolg niet waarschijnlijk dat ze met hardere materiële omstandigheden geconfronteerd worden dan de gehuwden.

Daarnaast moet er ook op gewezen worden dat de onderzoekers enkel geïnteresseerd waren in het effect op sterfte van een huwelijksbreuk op middelbare leeftijd, omdat koppels dan nog steeds buitenhuis werken en kinderen opvoeden. Bijgevolg bestudeerden ze enkel de relatie tussen burgerlijke staat op middelbare leeftijd en sterfte 40 jaar na middelbare leeftijd (Tucker e.a. 1996, 94 & 96). Dit leidt er echter toe dat het effect van mogelijke veranderingen in burgerlijke staat na middelbare leeftijd op sterfte uit het oog wordt verloren. De classificatie van de respondenten naar hun burgerlijke staat geeft dan geen correct beeld weer van hun burgerlijke staat op het ogenblik van sterfte.

Deze laatste beperking werd opgevangen in een volgend onderzoek, waar echter nog steeds met dezelfde homogene steekproef werd gewerkt. Daar werd burgerlijke staat als tijdsafhankelijke variabele⁴ opgenomen. Voor mannen stemden de resultaten overeen met de bevindingen van het vorig onderzoek: hertrouwde, verweduwde, en gescheiden mannen stierven significant meer dan consistent gehuwde mannen. Ook werden er geen significante sterfteverschillen aangetroffen tussen alleenstaande mannen en consistent gehuwden (Tucker e.a. 1999, 565-569). Deze laatste vaststelling gaat wellicht niet op in een minder homogene populatie, gezien het verband tussen materiële omstandigheden en burgerlijke staat, en de mogelijk grotere rol van steun in minder bevoorrechte populaties (zie hierboven). Dit betekent niet dat een aantal relevante aspecten blootgelegd in de studies van Tucker en zijn collega's niet geïntegreerd kunnen worden in dit onderzoek. Meer bepaald moet het onderscheid tussen consistent en inconsistent gehuwden ook worden opgenomen. De bijbehorende hypothese luidt dan ook dat hertrouwd hogere sterfterisico's zullen ondervinden dan consistent gehuwden aangezien zij geconfronteerd worden met psychosociale stress.

3. Analyse van data uit de Leuvense bevolkingsregisters

In het kader van zijn doctoraatsonderzoek "Van natuurlijke naar gecontroleerde vruchtbaarheid? Geboortebeperving in Leuven, 1846-1910" maakte Jan Van Bavel gebruik van de gegevens uit de Leuvense bevolkingsregisters van 1846-'56, 1857-'66, 1867-'80, 1881-'90, 1891-1900 en 1901-'10 om demografisch-sociologische informatie over drie geboortecohorten tijdens hun vruchtbare leven en over de personen die op dezelfde huishoudfiche ingeschreven stonden, te verkrijgen (Van Bavel 2002, 55-59). Op basis van een exploratieve,

steekproefmatige betrouwbaarheidscontrole van de registratie concludeerde Van Bavel dat de Leuvense bevolkingsregisters in aanmerking konden komen als grondslag voor een empirische studie (Van Bavel, 2002, p. 55). De gegevens uit de periode 1867-1890 voor de leeftijdsgroep 25-64 jaar zullen in dit onderzoek gebruikt worden. Ze omvatten informatie over de variabelen sterfte, leeftijd, geslacht, burgerlijke staat en het beroep dat bij het begin van de registratie werd opgegeven. Dit laatste werd geassocieerd aan de hand van de historische standaard-beroepenclassificatie HISCO (van Leeuwen e.a. 2002, 39).

De gegevens rond het beroep bij vrouwen konden echter moeilijk gehanteerd worden als een indicator van hun sociaal-economische status. Bij vrouwen was enkel het beroep van de vrouw gekend, en niet dat van de echtgenoot. Niettemin was de sociale status van het gezin veel meer afhankelijk van het beroep van de man dan dat van de vrouw. Bovendien werd in het bevolkingsregister het beroep van de vrouw vaak niet opgegeven, of werd dit als 'menagère' of nog vaker als 'sans profession' aangeduid (Van Bavel, 2002, p. 206). 'Sans profession' kan echter zowel wijzen op een hoge sociaal-economische status, m.a.w. op mensen die zo goed bemiddeld waren dat ze niet hoefden werken. Het kan echter ook betrekking hebben op werkzoekenden, op huisvrouwen of op thuiswerkenden die hun thuisarbeid niet als beroep lieten registreren (Matthijs, 2001a, p. 72). Voor vrouwen waren dat de data bijgevolg niet geschikt om de impact van burgerlijke staat op mortaliteit onder controle voor sociaal-economische status na te gaan, waardoor beslist werd enkel te werken met de gegevens van de mannen.

Ook bij mannen waren er een aantal moeilijkheden bij de beroepenclassificatie, waardoor beslist werd de mannen die tewerkgesteld waren in de diensten bij de analyse van het effect van burgerlijke staat op sterfte in de leeftijdsgroep 25-34 jaar, niet op te nemen in het model. Doordat enkel het beroep was gekend op het ogenblik van de registratie in de bevolkingsregisters, werden heel wat mannen onterecht in deze beroepsgroep geklasseerd. Bij de analyse kon dit als hoofdoorzaak worden aangewezen van de vertekende resultaten die werden bekomen. Zo werd vastgesteld dat het sterfterisico van gehuwde mannen in deze beroepsgroep maar liefst 11.36 keer groter was dan dat van ongehuwde mannen. Bij nader inzicht bleek het echter te gaan om een effect van beroep in plaats van burgerlijke staat: gehuwde militairen hadden doorgaans een hogere rang dan ongehuwde. Dit hoeft trouwens niet te verwonderen: de Belgische wetgeving van 9 april 1841 verbood het huwelijk de eerste zes jaren van de militieplicht (d.i. de periode van oproepbaarheid). Aangezien een gewone soldaat een andere rang en bijgevolg ook een andere sociale status heeft, stelt zich de vraag of gewone soldaten en militairen met een bepaalde rang als één beroepsgroep mogen worden opgevat. Daarbij komt nog dat de effectieve dienstplicht doorgaans 12 maanden duurde (De Vos 1985, 74-75). Doordat het beroep van de respondenten werd opgetekend aan het begin van de observatieperiode, betekent dit dat heel wat respondenten die geassocieerd waren

als soldaat, niet langer hun effectieve dienstplicht uitoefenden. Ook de mannen die als gehuwde knechten geclassificeerd waren, oefenden waarschijnlijk niet langer het beroep van knecht uit, gezien uit een Zweeds onderzoek bleek dat knechten in de 19e eeuw na hun huwelijk deze bediendefunctie doorgaans voor bekeken hielden (Lundh 1999, 68).

Voor de analyse van de data, werd gekozen om een Cox regressiemodel te schatten. Deze methode biedt het voordeel dat er geen bepaalde kansverdeling moet worden gekozen op voorhand. Ook kunnen gemakkelijk variabelen waarvan de waarde verandert in de loop van de observatieperiode worden opgenomen. Verder is de procedure in staat te werken met data met een continue tijdshorizon. Ze weet eveneens op een afdoende manier om te gaan met problemen van linkse afknotting. Dit laatste doet zich voor wanneer bv. geweten is dat een individu twintig jaar voorafgaande aan de observatie het risico liep te sterven, maar dat sterfte toch niet heeft plaatsgevonden (Allison 1998, 111-112 & 158-161 & 253; Hosmer & Lemeshow 1999, 20, eigen voorbeeld).

Vooraleer met de analyse van start werd gegaan, werd een nadere blik geworpen op de dataset. Een studie van de jaarlijkse brutosterftecijfers leerde dat er een sterftepiek was in het jaar 1871. Dit kon in verband gebracht worden met de pokkenepidemie. Ook voor de leeftijdsgroep 25-64 jaar werd er crisissterfte vastgesteld. Dit komt doordat het beschermend effect van een pokkenvaccinatie afnam gedurende de tijd, waardoor volwassenen die als kinderen gevaccineerd waren, meer en meer slachtoffers werden van de pokken (Sköld 1996, 261-262). Deze vaststelling leidde tot de beslissing in de analyse te controleren voor het crisisjaar 1871. Verder bleek uit de studie van de vierjaarlijkse sterftecijfers naar gelang beroep en burgerlijke staat dat in elke periode gelijkaardige sterfteverschillen naar gelang beroep en burgerlijke staat werden aangetroffen. Een uitzondering hierop betrof het effect van de beroepsgroepen hoge administratieve en managementfuncties, lage administratieve functies en verkoop in de periodes 1867-'80 en 1881-'90. Om na te gaan of het effect van deze beroepsgroepen significant verschilt naar gelang periode, werd besloten een interactie-effect op te nemen in het model van de periode met deze beroepsgroepen. Een significante p-waarde voor de interactievariabelen betekent dan dat de effecten van deze beroepsgroepen daadwerkelijk verschillen naar gelang periode.

Verder werd eveneens per interval van tien jaar de assumptie van proportionaliteit getest. Dit hield in dat er werd nagegaan of het risico voor elk individu een vaste proportie is van het risico voor elk ander individu. Hoe het testen van deze assumptie in praktijk werd gebracht, kan het best worden toegelicht aan de hand van een voorbeeld. Neem als uitgangspunt het volgende eenvoudige Cox regressiemodel met één variabele waarvan de waarde niet varieert in de tijd en waarbij $a(t)$ elke functie van tijd kan zijn:

$$\text{Log } h(t) = a(t) + b_1x.$$

De vraag stelt zich of het effect van x_1 op elk ogenblik in de tijd hetzelfde is, m.a.w. of er al dan niet een interactie optreedt tussen tijd en x_1 . Om dit na te gaan, wordt aan het model een nieuwe variabele toegevoegd die het product is van x_1 en tijd. Het volgende model wordt dus getoetst:

$$\text{Log } h(t) = a(t) + b_1x + b_2xt.$$

Als b_2 positief is, dan betekent dit dat het effect van x lineair stijgt met de tijd (en omgekeerd). Blijkt b_2 statistisch significant, dan kan dus gesteld worden dat de risico's niet langer proportioneel zijn (Allison 1984, 34; Allison 1998, 111-114 & 155-157). In ons model werden voor alle relevante variabelen dergelijke interactie-effecten met tijd⁵ toegevoegd. Deze bleken doorgaans niet significant te zijn, waardoor de assumptie van proportionaliteit niet verworpen kon worden. Hierop werden er echter twee uitzonderingen aangetroffen. Er was een interactie-effect van de burgerlijke staat 'verweduwd' met tijd in de leeftijdsgroep 45-54 jaar. Ook het effect van de beroepsgroep lage administratieve functies interageerde met tijd in de leeftijdsgroep 55-64 jaar (significant op een niveau van 0,051).

Daarnaast werd er op voorhand onderzocht of er observaties in onze dataset aanwezig zijn die een opmerkelijk grote invloed uitoefenen op het model in zijn geheel of op de afzonderlijke parameterschattingen. Immers, heel vaak omvatten dergelijke observaties coderings- of registratiefouten. Om dit na te gaan, kunnen 'influence statistics' worden berekend. Hierbij wordt voor elke observatie aangegeven hoeveel de log-likelihood, alsook de coëfficiënt van elke parameter zou veranderen indien deze observatie uit het model wordt verwijderd. Een grote waarde voor deze 'influence statistics' zou dan wijzen op een zeer invloedrijke observatie (Allison 1998, 179-181). Dergelijke statistieken werden berekend voor onze modellen. Hieruit bleek dit probleem zich niet stelt in onze dataset.

Overigens moet er op gewezen worden dat, gezien er geen storingsterm in het model is opgenomen, er een deel van de heterogeniteit tussen de individuen niet in rekening wordt gebracht. Het belangrijkste probleem dat hieruit kan voortvloeien, met name een dalende risicofunctie in de tijd, ook als het werkelijk risico niet afneemt voor elk individu in de steekproef (Allison, 1998, pp. 223-234), bleek bij het schatten van de risicofunctie niet aanwezig te zijn.

4. Sterfteverschillen naar burgerlijke staat in het negentiende-eeuwse Leuven

Tabel 1 geeft de geschatte effecten van burgerlijke staat op sterfte weer. Hierbij worden de risicoratio's weergegeven. Dit zijn de geëxponentieerde *maximum*

likelihood-schattingen van de parameters. Ze geven de verhouding weer van het sterfterisico van de observaties met een waarde 1 voor de betreffende variabele, op het sterfterisico van de observaties met een waarde 0 voor die variabele.⁶ Verder wordt in de tabel telkens ook de geschatte standaardfouten en de daarbijhorende p-waarde vermeld. Dit laatste is de kans op de chikwadratwaarde van de parameter onder de nulhypothese dat er geen effect is. Bij een p-waarde kleiner dan 0,05, worden de resultaten in het vet weergegeven, omdat het effect dan als significant wordt beschouwd.

Tabel 1. Cox regressiemodel van sterfte bij mannen in de leeftijdsgroepen 25-34 jaar, Leuven, 1867-1890.

	Leeftijdsgroep 25-34, mannen		
	e ^{coëff.}	sf ^{coëff.}	p
<i>Burgerlijke staat</i>			
Gehuwd (Ref.)	1,0000	/	/
Ongehuwd	0,7030	0,2049	0,0851
Verweduwd	1,2620	0,5932	0,6950
<i>Beroeps categorie</i>			
Hooggeschoold professioneel	1,0000	/	/
Hoge administratieve en managementfuncties	3,9290	1,1568	0,2368
Lage administratieve beroepen	1,6540	1,1580	0,6639
Verkoop	5,4200	0,7371	0,0218
Land- en tuinbouw, veeteelt, visvangst, jacht	5,0550	0,9171	0,0773
Arbeiders	5,2820	0,5966	0,0053
'Sans profession'	12,8840	0,6111	< ,0001
<i>Crisissterfte</i>			
Geen pokkenepidemie (Ref.)	1,0000	/	/
Pokkenepidemie	3,8860	0,3187	< ,0001
<i>Periode bevolkingsregister</i>			
1866 (Ref.)	1,0000	/	/
1880	0,8260	0,2211	0,3876
<i>Interactie-effect beroep met periode bevolkingsregister</i>			
Periode * hoge administratieve en managementfuncties	0,0000	48 4,0576	0,9800
Periode * lage administratieve functies	3,1600	1,1744	0,3273
Periode * verkoop	1,2690	0,7039	0,7348
Aantal observaties (intervallen) = 3824 / Aantal sterfgevallen = 114	1,1230	0,6981	0,8680

	Leeftijdsgroep 35-44, mannen		
	e ^{coëff.}	sf ^{coëff.}	p
<i>Burgerlijke staat</i>			
Gehuwd (Ref.)	1,0000	/	/
Ongehuwd	0,8420	0,1982	0,3848
Verweduwd	1,6740	0,3159	0,1029
<i>Beroeps categorie</i>			
Hooggeschoold professioneel	1,0000	/	/
Hoge administratieve en managementfuncties	3,1720	0,6820	0,0905
Lage administratieve beroepen	1,7030	0,6811	0,4343
Verkoop	2,5250	0,4837	0,0555
Diensten	2,3190	0,4113	0,0409
Land- en tuinbouw, veeteelt, visvangst, jacht	1,2060	0,6791	0,7829
Arbeiders	2,1790	0,3708	0,0357
'Sans profession'	1,5480	0,5714	0,4441
<i>Crisissterfte</i>			
Geen pokkenepidemie (Ref.)	1,0000	/	/
Pokkenepidemie	1,1980	0,3407	0,5952
<i>Periode bevolkingsregister</i>			
1866 (Ref.)	1,0000	/	/
1880	0,9230	0,1731	0,6426
<i>Interactie-effect beroep met periode bevolkingsregister</i>			
Periode * hoge administratieve en managementfuncties	0,5460	0,9288	0,5145
Periode * lage administratieve functies	0,8610	0,8337	0,8578
Periode * verkoop	0,6360	0,5732	0,4294
Aantal observaties (intervallen) = 2871/Aantal sterfgevallen = 171			
	Leeftijdsgroep 45-54, mannen		
	e ^{coëff.}	sf ^{coëff.}	p
<i>Burgerlijke staat</i>			
Gehuwd (Ref.)	1,0000	/	/
Ongehuwd	1,0680	0,2043	0,7479
Verweduwd	4,3160	0,4311	0,0007
<i>Beroeps categorie</i>			
Hooggeschoold professioneel	1,0000	/	/
Hoge administratieve en managementfuncties	3,6380	0,4724	0,0063

	Leeftijdsgroep 45-54, mannen		
	e ^{coëff.}	si ^{coëff.}	p
Lage administratieve beroepen	0,5300	0,7601	0,4042
Verkoop	1,0490	0,4357	0,9133
Diensten	1,5230	0,3370	0,2117
Land- en tuinbouw, veeteelt, visvangst, jacht	1,7720	0,4061	0,1591
Arbeiders	1,5160	0,2864	0,1465
'Sans profession'	2,2460	0,4302	0,0600
<i>Crisissterfte</i>			
Geen pokkenepidemie (Ref.)	1,0000	/	/
Pokkenepidemie	0,9800	0,3663	0,9565
<i>Periode bevolkingsregister</i>			
1866 (Ref.)	1,0000	/	/
1880	1,2070	0,1509	0,2130
<i>Interactie-effect beroep met periode bevolkingsregister</i>			
Periode * hoge administratieve en managementfuncties	0,3600	0,7062	0,1475
Periode * lage administratieve functies	4,2940	0,8053	0,0704
Periode * verkoop	1,8690	0,4527	0,1672
<i>Interactie-effect burgerlijke staat met tijd</i>			
Tijd * verweduwd	0,9990	0,0002	0,0108
Aantal observaties (intervallen) = 2054/Aantal sterfgevallen = 227			
	Leeftijdsgroep 55-64, mannen		
	e ^{coëff.}	si ^{coëff.}	p
<i>Burgerlijke staat</i>			
Gehuwd (Ref.)	1,0000	/	/
Ongehuwd	0,7640	0,2725	0,3221
Verweduwd	1,5170	0,1690	0,0137
<i>Beroeps categorie</i>			
Hooggeschoold professioneel	1,0000	/	/
Hoge administratieve en managementfuncties	0,7710	0,7597	0,7318
Lage administratieve beroepen	4,5070	0,6482	0,0202
Verkoop	0,7340	0,4501	0,4929
Diensten	1,3560	0,3580	0,3946
Land- en tuinbouw, veeteelt, visvangst, jacht	1,5610	0,3752	0,2351
Arbeiders	1,7280	0,2849	0,0548

	Leeftijdsgroep 55-64, mannen		
	e ^{coëff.}	st ^{coëff.}	p
'Sans profession'	1,8090	0,4668	0,2043
<i>Crisissterfte</i>			
Geen pokkenepidemie (Ref.)	1,0000	/	/
Pokkenepidemie	1,4280	0,3039	0,2406
<i>Periode bevolkingsregister</i>			
1866 (Ref.)	1,0000	/	/
1880	0,9990	0,1579	0,9973
<i>Interactie-effect beroep met periode bevolkingsregister</i>			
Periode * hoge administratieve en management-functies	1,4770	1,0128	0,7004
Periode * lage administratieve functies	0,8900	0,6651	0,8610
Periode * verkoop	2,2720	0,4834	0,0896
<i>Interactie-effect beroep met tijd</i>			
Tijd * lage administratieve functies	0,9990	0,0004	0,0500
Aantal observaties (intervallen) = 1350/Aantal sterfgevallen = 213			

Bron: Bevolkingsregisters Leuven, 1867-1890 (Van Bavel 2002), eigen bewerking.

Uit tabel 1 blijkt dat het sterfterisico van weduwnaars significant groter was dan dat van gehuwde mannen in de leeftijdsgroepen 45-54 en 55-64 jaar. In de andere leeftijdsgroepen ging er eveneens een positief effect van verweduwing op mortaliteit uit, hoewel dit niet significant was. Verder bleek er in de leeftijdsgroep 45-54 jaar een interactie-effect op te treden van weduwnaarschap met tijd. Een proportioneel risicomodel voor de leeftijdsgroep 50-54 jaar toonde een risicoratio kleiner dan één bij de verweduwden, maar dit effect was niet significant. Bij de 45-49-jarigen was er daarentegen wel sprake van een significant hoger sterfterisico van weduwnaars in vergelijking met gehuwden.

Tabel 1 omvat ook informatie over het effect van beroep op sterfte. Aangezien dit thema echter buiten de onderzoeksvraag van deze studie valt, wordt dit hier niet nader besproken. Het effect van beroep op sterfte bij mannen werd wel behandeld in de thesis 'Ongelijkheid in Sterfte. Het effect van sociaal-economische status, burgerlijke staat en sekse op mortaliteit in het negentiende-eeuwse Leuven'. Hierbij werd onder meer vastgesteld dat sterfteverschillen naar gelang beroep kleiner worden op oudere leeftijd (Maes 2003, 86-96).

Een opmerkelijke vaststelling is dat er in tegenstelling tot onze verwachting geen significant positief effect van ongehuwd zijn op sterfte werd aangetroffen. Meer zelfs, het sterfterisico bij ongehuwden bleek, hoewel niet significant,

doorgaans kleiner te zijn dan bij gehuwde mannen. Een uitzondering hierop vormen de 45-54-jarigen, waar het sterfterisico van ongehuwde mannen net iets hoger lag (eveneens niet significant).

Het is dus interessant om eens een kritische blik te werpen op de verklaringen die stellen dat het huwelijk de overlevingskans positief beïnvloedt. In dit verband spreken sommige onderzoekers trouwens over het beschermend effect van het huwelijk (Hu & Goldman 1990, 233).

In hedendaags onderzoek wordt vaak gewezen op de controle die partners uitoefenen op het handelen van hun echtgenoot. Dit zou resulteren in een afname van gedrag dat schadelijk is voor de gezondheid (Umberson 1992, 912-915; Umberson 1987, 313). Echter, de vraag stelt zich in welke mate vrouwen uit het negentiende-eeuwse Leuven controle konden uitoefenen op het gedrag van hun echtgenoot. In de 19de eeuw waren immers de leefscenen van mannen en vrouwen gescheiden (Lewis 1984, x-xii). Bovendien was de vrouw ondergeschikt aan haar man: haar echtgenoot was verantwoordelijk voor haar, hij beheerde haar huwelijksgoederen en kon haar zelfs straffen (Matthijs 2001b, 12). Deze omstandigheden kunnen haar mogelijkheid tot controle aanzienlijk ingeperkt hebben.

Een andere vaak voorkomende verklaring van het positief effect van het huwelijk op de overlevingskans, richt zich op de grotere steun (ziekenzorg, emotionele steun, e.d.) waarop gehuwde mannen in vergelijking met ongehuwden beroep kunnen doen, doordat ze een vrouw hebben die hen bijstaat (Kiecolt-Glaser & Newton 2001, 472). Het valt echter ernstig te betwijfelen dat deze vaststellingen uit hedendaags onderzoek in dezelfde mate zouden opgaan in de 19de eeuw. Zo had in de hogere kringen in de 19de eeuw het huwelijk eerder een rationeel of berekend karakter. “De liefde komt wel in het huwelijk”, werd verteld (Van Stuijvenberg 1976, 56-57). Vandenbroeke (1986, 22) vermoedt echter dat heel wat van die gearrangeerde huwelijken mislukten. Het lijkt onwaarschijnlijk dat in een dergelijk ongelukkig huwelijk de partners bij elkaar steun konden vinden. Meer zelfs, een moeilijk huwelijk is volgens Kiecolt-Glaser en Newton (2001, 472) zelf een bron van stress! Maar ook in de lagere klassen, waar volgens Vandenbroeke (1986, 20) niet zozeer uit berekening maar uit affectie werd gehuwd, zou er volgens Gillis zelden sprake geweest zijn van kameraadschap tussen mannen en vrouwen. Mannen en vrouwen leefden in aparte werelden (Gillis 1985, 248-252).

Het is natuurlijk ook mogelijk dat het huwelijk de gezondheid niet zozeer beïnvloedt, maar dat daarentegen de gezondheid van een individu een invloed heeft op zijn/haar huwelijkskansen. Door heel wat demografen werd geopperd dat in populaties waar de meeste mensen huwen, enkel de minder gezonde mensen niet in het huwelijksbootje kunnen stappen, doordat zij geen aantrekkelijke huwelijkspartners zijn. Hierdoor zou de sterfte bij de ongehuwden hoger zijn dan bij de gehuwden. Dit effect zou echter veel minder spelen in

samenlevingen met een grotere proportie nooit-gehuwden, en bijgevolg zou de impact hiervan ook gering zijn in Leuven, gezien de proportie nooit-gehuwden daar behoorlijk hoog lag (Hu & Goldman 1990, 244; Goldman & Hu 1993, 538; Goldman 1993, 193; Matthijs e.a. 1997, 62-65). Naast deze 'selectie'-verklaring kan er echter ook sprake zijn van 'adverse selection': volgens Lillard & Panis (1996, 313-324), die zich baseren op het hierboven besproken idee van het beschermend effect van het huwelijk, zouden ongezonde individuen meer stimulansen hebben om actief een partner te zoeken aangezien verwacht kan worden dat het huwelijk een positieve invloed uitoefent op de overlevingskans. In de negentiende eeuw was het echter weinig waarschijnlijk dat ongezonde individuen die wilden trouwen daartoe daadwerkelijk de kans toe kregen. In de overweging of iemand een geschikte huwelijkskandidaat was, speelde de gezondheid van de potentiële partner een belangrijke rol. Meer zelfs, in handboeken die advies gaven over huwelijken, werd zelfs in vraag gesteld of zieke mensen wel het recht hadden om te huwen. Ziektes konden immers overgedragen worden op de kinderen (Jalland 1986, 84-87).

Vooraleer hier nog wat dieper op ingegaan wordt, is het aangewezen om de vraag te stellen hoe het komt dat onze resultaten zo sterk afwijken van de bevindingen uit het onderzoek van van Poppel en Joung, die voor de periode 1869-72 een lagere mortaliteit bij gehuwde mannen vaststelden in vergelijking met nooit-gehuwde mannen, en dit voor bijna alle doodsoorzaken (van Poppel & Joung 2001, 287-293). Zoals gezegd heeft onze dataset betrekking op de Leuvense, en dus op een stedelijke bevolking. De studie van van Poppel en Joung had daarentegen betrekking op de Nederlandse bevolking. Nu, in 1870 was zo'n 40% van de Nederlandse bevolking tewerkgesteld in de landbouw en visserij (van Leeuwen 2000, 29). Er zijn echter aanwijzingen dat het huwelijksgedrag van de plattelandsbevolking sterk afhankelijk was van de financiële positie van de persoon in kwestie. Volgens Vandenbroeke "betekende trouwen zowat hetzelfde als de beschikking hebben over, of zijn intrek nemen op een landbouwbedrijf" (Vandenbroeke 1986, 19). Dit betekent dus meteen ook dat er wellicht een verband bestond tussen ongehuwd zijn en het niet beschikken over een zelfstandig bedrijf. De vraag stelt zich dan of bij de plattelandsbevolking nog steeds een positief effect van ongehuwd zijn op sterfte zou bekomen worden wanneer gecontroleerd wordt voor het ter beschikking hebben van een bedrijf.⁷ Dit werd echter niet nagegaan in de studie van van Poppel en Joung. Ook de vraag of het effect van burgerlijke staat op sterfte verschilt tussen een stedelijke en een plattelandsbevolking kwam helaas niet aan bod.

De vaststelling dat er geen significante sterfteverschillen zijn tussen ongehuwden en gehuwden ligt eigenlijk in lijn met de hypothesen die Tucker en zijn collega's (1996, 96-99) naar voren brachten (zie punt 2). Sterfteverschillen naar gelang burgerlijke staat zouden te wijten zijn aan de gezondheidsondermijnende effecten van het ervaren van het einde van het huwelijk. Bijgevolg zou de sterfte bij ongehuwden niet significant verschillen van die van consis-

tent gehuwden. Bij hertrouwde mannen en vrouwen zou de sterfte wel hoger liggen.

Misschien werd er een lager (niet-significant) sterfterisico aangetroffen bij ongetrouwden omdat de gehuwde groep zowel mannen omvat die nog steeds met hun eerste echtgenote samenleven, alsook mannen die hertrouwd zijn. Het hoger sterfterisico van hertrouwde mannen zou bijgevolg doorwegen in het effect van gehuwd zijn, wat het hoger sterfterisico bij gehuwden in vergelijking met dat van ongetrouwden zou verklaren. Het zou dus zeker interessant zijn om een aparte groep hertrouwden te creëren. Bovendien kan zo ook worden nagegaan of het sterfterisico van hertrouwden significant hoger ligt dan dat van individuen die nog steeds gehuwd zijn met hun eerste partner. Echter, bij het in de praktijk brengen van deze onderzoeksvraag, wordt onvermijdelijk gestoten op de beperkingen van onze dataset. De respondenten staan wel geregistreerd als gehuwd, maar daarmee is niet geweten of het al dan niet een hertrouwhuwelijk betreft. Bij een aantal respondenten valt dit wel te achterhalen, met name voor deze die in het bevolkingsregister als verweuwd werden geregistreerd, en daarna als gehuwd. Deze groep respondenten zal worden ondergebracht onder een nieuwe ‘burgerlijke staat’-categorie namelijk de hertrouwden. Doordat echter niet voor alle respondenten vastgesteld kan worden of hun huidige huwelijk al dan niet een hertrouwhuwelijk betreft, betekent dit dat onder de groep gehuwden ook heel wat hertrouwden zullen geïnclassificeerd worden.

Tabel 2 geeft de geschatte effecten van hertrouw op sterfte weer. Hieruit blijkt dat het sterfterisico van mannen waarvan geweten is dat ze hertrouwd waren, significant hoger was dan dat van andere gehuwde mannen in de leeftijdsgroep 25-34 en 35-44 jaar. Dit ligt in lijn van de hypothesen die Tucker en zijn collega's hebben gesteld. Merk op dat er in deze leeftijdsgroepen geen significant effect van verweuwing op sterfte werd vastgesteld, maar het sterfterisico van verweuwd lag toch wel hoger dan dat van gehuwden. In de oudste leeftijdsgroepen werd er wel een significant effect van verweuwing vastgesteld op mortaliteit. Het sterfterisico van hertrouwden was ook hier (niet-significant) groter dan dat van gehuwden.

Tabel 2. Cox regressiemodel van sterfte bij mannen (met inbegrip van het effect van hertrouw) in de leeftijdsgroepen 25-34, 35-44, 45-54 en 55-64 jaar, Leuven, 1867-1890.

	Leeftijdsgroep 25-34, mannen		
	e ^{coëff.}	SI ^{coëff.}	p
<i>Burgerlijke staat</i>			
Gehuwd (Ref.)	1,0000	/	/
Ongetrouwd	0,7280	0,2071	0,1252
Verweuwd	1,3100	0,5939	0,6493

	Leeftijdsgroep 25-34, mannen		
	e ^{coëff.}	st ^{coëff.}	p
Hertrouwd (d.i. de hertrouwd die kon vastgesteld worden aan de hand van informatie uit de Leuvense bevolkingsregisters)	3,8430	0,5938	0,0234
<i>Beroepscategorie</i>			
Hooggeschoold professioneel	1,0000	/	/
Hoge administratieve en managementfuncties	3,9490	1,1568	0,2351
Lage administratieve beroepen	1,6770	1,1580	0,6552
Verkoop	5,4650	0,7371	0,0212
Land- en tuinbouw, veeteelt, visvangst, jacht	4,9010	0,9179	0,0833
Arbeiders	5,2550	0,5967	0,0054
'Sans profession'	12,7980	0,6112	< ,0001
<i>Crisissterfte</i>			
Geen pokkenepidemie (Ref.)	1,0000	/	/
Pokkenepidemie	3,9170	0,3187	< ,0001
<i>Periode bevolkingsregister</i>			
1866 (Ref.)	1,0000	/	/
1880	0,8260	0,2210	0,3876
<i>Interactie-effect beroep met periode bevolkingsregister</i>			
Periode * hoge administratieve en managementfuncties	0,0000	53 1,2192	0,9816
Periode * lage administratieve functies	3,0510	1,1746	0,3423
Periode * verkoop	1,2560	0,7039	0,7464
Aantal observaties (intervallen) = 3824/Aantal sterfgevallen = 114			
	Leeftijdsgroep 35-44, mannen		
	e ^{coëff.}	st ^{coëff.}	p
<i>Burgerlijke staat</i>			
Gehuwd (Ref.)	1,0000		
Ongehuwd	0,8750	0,1996	0,5041
Verweduwd	1,7420	0,3169	0,0799
Hertrouwd (d.i. de hertrouwd die kon vastgesteld worden op basis van de bevolkingsregisters van Leuven)	2,3050	0,3683	0,0234
<i>Beroepscategorie</i>			
Hooggeschoold professioneel	1,0000	/	/
Hoge administratieve en managementfuncties	3,2660	0,6822	0,0828

	Leeftijdsgroep 35-44, mannen		
	e ^{coëff.}	SI ^{coëff.}	p
Lage administratieve beroepen	1,6650	0,6814	0,4542
Verkoop	2,5670	0,4839	0,0514
Diensten	2,3060	0,4113	0,0422
Land- en tuinbouw, veeteelt, visvangst, jacht	1,2120	0,6791	0,7768
Arbeiders	2,1580	0,3710	0,0382
'Sans profession'	1,5020	0,5715	0,4765
<i>Crisissterfte</i>			
Geen pokkenepidemie (Ref.)	1,0000	/	/
Pokkenepidemie	1,1840	0,3410	0,6203
<i>Periode bevolkingsregister</i>			
1866 (Ref.)	1,0000	/	/
1880	0,9440	0,1736	0,7404
<i>Interactie-effect beroep met periode bevolkingsregister</i>			
Periode * hoge administratieve en managementfuncties	0,5360	0,9289	0,5015
Periode * lage administratieve functies	0,8820	0,8339	0,8804
Periode * verkoop	0,6080	0,5737	0,3863
Aantal observaties (intervallen) = 2871/Aantal sterfgevallen = 171			
	Leeftijdsgroep 45-54, mannen		
	e ^{coëff.}	SI ^{coëff.}	p
<i>Burgerlijke staat</i>			
Gehuwd (Ref.)	1,0000	/	/
Ongehuwd	1,0710	0,2048	0,7361
Verweduwd	4,3310	0,4314	0,0007
Hertrouwd (d.i. de hertrouw die kon vastgesteld worden op basis van de bevolkingsregisters van Leuven)	1,1110	0,4184	0,8021
<i>Beroeps categorie</i>			
Hooggeschoold professioneel	1,0000	/	/
Hoge administratieve en managementfuncties	3,6520	0,4727	0,0061
Lage administratieve beroepen	0,5300	0,7601	0,4038
Verkoop	1,0480	0,4357	0,9144
Diensten	1,5220	0,3370	0,2128
Land- en tuinbouw, veeteelt, visvangst, jacht	1,7680	0,4062	0,1606
Arbeiders	1,5140	0,2865	0,1476
'Sans profession'	2,2440	0,4302	0,0602

	Leeftijdsgroep 45-54, mannen		
	e ^{coëff.}	st ^{coëff.}	p
<i>Crisissterfte</i>			
Geen pokkenepidemie (Ref.)	1,0000	/	/
Pokkenepidemie	0,9820	0,3664	0,9606
<i>Periode bevolkingsregister</i>			
1866 (Ref.)	1,0000		
1880	1,2110	0,1517	0,2064
<i>Interactie-effect beroep met periode bevolkingsregister</i>			
Periode * hoge administratieve en management-functies	0,3580	0,7066	0,1455
Periode * lage administratieve functies	4,2830	0,8054	0,0709
Periode * verkoop	1,8680	0,4527	0,1674
<i>Interactie-effect burgerlijke staat met tijd</i>			
Tijd * verweuwd	0,9990	0,0002	0,0048
Aantal observaties (intervallen) = 2054/Aantal sterfgevallen = 227			
	Leeftijdsgroep 55-64, mannen		
	e ^{coëff.}	st ^{coëff.}	p
<i>Burgerlijke staat</i>			
Gehuwd (Ref.)	1,0000	/	/
Ongehuwd	0,7690	0,2728	0,3367
Verweuwd	1,5310	0,1697	0,0121
Hertrouwd (d.i. de hertrouw die kon vastgesteld worden op basis van de bevolkingsregisters van Leuven)	1,3750	0,4611	0,4898
<i>Beroeps categorie</i>			
Hooggeschoold professioneel	1,0000	/	/
Hoge administratieve en managementfuncties	0,7740	0,7597	0,7359
Lage administratieve beroepen	4,5420	0,6484	0,0196
Verkoop	0,7300	0,4503	0,4840
Diensten	1,3520	0,3580	0,3998
Land- en tuinbouw, veeteelt, visvangst, jacht	1,5240	0,3773	0,2640
Arbeiders	1,7220	0,2850	0,0566
'Sans profession'	1,8000	0,4668	0,2080
<i>Crisissterfte</i>			
Geen pokkenepidemie (Ref.)	1,0000	/	/
Pokkenepidemie	1,4330	0,3039	0,2362

	Leeftijdsgroep 55-64, mannen		
	e ^{coëff.}	SI ^{coëff.}	p
<i>Periode bevolkingsregister</i>			
1866 (Ref.)	1,0000	/	/
1880	1,0080	0,1585	0,9609
<i>Interactie-effect beroep met periode bevolkingsregister</i>			
Periode * hoge administratieve en management-functies	1,4400	1,0137	0,7189
Periode * lage administratieve functies	0,8840	0,6652	0,8524
Periode * verkoop	2,2610	0,4835	0,0916
<i>Interactie-effect beroep met tijd</i>			
Tijd * lage administratieve functies	0,9990	0,0004	0,0491
Aantal observaties (intervallen) = 1350/Aantal sterfgevallen = 213			

Bron: Bevolkingsregisters Leuven, 1866-1890 (Van Bavel 2002), eigen bewerking.

Verder blijkt uit tabel 2 dat het negatieve (niet-significante) effect van ongehuwd zijn op sterfte in de leeftijdsgroepen 25-34, 35-44 en 55-64 jaar kleiner was in het model waarbij een aantal hertrouwers geassocieerd waren als hertrouwen dan in het model waar geen enkel onderscheid werd gemaakt tussen gehuwden en hertrouwen. In dit verband moet er echter ook rekening mee gehouden worden dat er een significant, sterk effect van hertrouw werd aangetroffen, terwijl het aandeel van de hertrouwen in het aantal geobserveerde persoonsjaren eerder gering was (zie tabel 3), met name 0.5, 2.0, 2.7 en 1.9% in respectievelijk de leeftijdsgroepen 25-34, 35-44, 45-54 en 55-64 jaar. Er kan vermoed worden dat wanneer daadwerkelijk alle observaties waarbij sprake is van hertrouw zouden ondergebracht worden onder deze categorie, het (niet-significante) negatieve effect van ongehuwd zijn op sterfte nog meer zou afnemen.

Tabel 3. Geobserveerd aantal persoonsjaren bij mannen per 'burgerlijke staat'-groep en per leeftijdsinterval, uitgedrukt als een percentage van het totaal aantal geobserveerde persoonsjaren bij mannen per leeftijdsgroep, Leuven, 1867-1880.

	Ongehuwd	Gehuwd	Hertrouwd (d.i. de hertrouw die kon vastgesteld worden aan de hand van informatie uit de Leuvense bevolkingsregisters)	Verweerd
25-34	58,46	39,51	0,52	1,51
35-44	27,71	66,42	1,95	3,91
45-54	14,37	75,65	2,69	7,29
55-64	11,15	72,19	1,88	14,78

Bron: Bevolkingsregisters Leuven, 1866-1890 (Van Bavel, 2002), eigen bewerking.

Er moet eveneens teruggekomen worden op de hypothese dat de impact van burgerlijke staat op mortaliteit verschilt naar gelang leeftijd. Echter, het is weinig zinvol om na te gaan of het effect van ongehuwd zijn verschilt naar gelang leeftijd, aangezien er geen significant effect van ongehuwd zijn op sterfte optrad. Wel werd vastgesteld dat er een significant effect van hertrouw of van verweduwing op mortaliteit optrad in alle leeftijdsgroepen. Het feit dat zowel voor de jongere, als voor de oudste leeftijdsgroepen de dood van een partner een significante invloed had op sterfte, ligt in de lijn van onze verwachtingen. Er werd immers al geopperd dat de mortaliteit in alle bestudeerde leeftijdsgroepen een onverwacht karakter had, aangezien sterfte in de 19de eeuw geen ouderdomsverschijnsel was. De vraag of het effect van verweduwing en hertrouw sterker was in de jongere leeftijdsgroepen, is moeilijker te beantwoorden: in deze laatste groepen ging het immers om het effect van hertrouw en bij de oudste leeftijdsgroepen om het effect van verweduwing. Wanneer echter gekeken wordt naar de risicoratio voor verweduwing over de verschillende leeftijdsgroepen heen, zonder aandacht te besteden aan de bijbehorende p-waarde, dan valt op dat die voor de leeftijdsgroepen 25-34, 35-44 en 55-64 jaar rond hetzelfde niveau schommelt. Met betrekking tot het effect van hertrouw is dat niet het geval, maar de kans is groot dat dit eerder te maken heeft met het feit dat we niet alle hertrouwen hebben kunnen classificeren onder deze 'burgerlijke staat'-categorie.

5. Conclusie en discussie

In dit onderzoek bleek er geen significant effect van ongehuwd zijn op sterfte uit te gaan. Wel was het sterfterisico van ongehuwde mannen in de leeftijdsgroepen 25-34, 35-44 en 55-64 jaar lager dan dat van gehuwden. Dit werd waarschijnlijk vastgesteld doordat tot de groep gehuwden een groot aantal hertrouwen behoorden. Trouwens, in de modellen met een gering aantal personen waarvan met zekerheid gesteld kon worden dat ze hertrouwd waren, werd er een significant positief effect van hertrouw op sterfte geconstateerd in de leeftijdsgroepen 25-34 en 35-44 jaar. Verder kon uit de vaststelling dat er een significant effect van hertrouw of van verweduwing uitging op mortaliteit in alle leeftijdsgroepen geconcludeerd worden dat de dood van een echtgenote een significante invloed had op sterfte, ongeacht de specifieke leeftijd waarop men geconfronteerd werd met een dergelijk verlies.

De vaststelling van een significante impact van hertrouw op sterfte in de negentiende eeuw, bevestigt het belang om bij de studie van het effect van burgerlijke staat op sterfte een onderscheid te maken tussen eerste en latere huwelijken, iets wat in hedendaags onderzoek enkel door Tucker en zijn collega's in acht is genomen. Zij hadden echter alleen oog voor het effect van her-

trouw na echtscheiding op sterfte. De impact van hertrouw na verweeduwing op mortaliteit in de hedendaagse samenleving, wat in dit onderzoek voor de negentiende eeuw centraal stond, is voorlopig nog steeds uit het beeld gebleven van het hedendaags onderzoekswerk. Hier rust er dus nog een belangrijke taak voor toekomstig onderzoek om deze lacune op te vullen.

NOTEN

1. Met bijzondere dank aan Dr. J. Van Bavel, voor zijn deskundig advies.
2. Relatieve mortaliteitsrisico's geven de sterftecijfers van een bepaalde groep weer (hier: de alleenstaanden) relatief t.o.v. een andere groep (hier: de gehuwden).
3. Niet-consistent gehuwden zijn in dit onderzoek individuen die na een echtscheiding opnieuw in het huwelijk treden. In een ruimere betekenis omvatten ze ook verweeduwen die hertrouwen.
4. Een tijdafhankelijke variabele is een variabele waarvan de waarde kan veranderen in de loop van de observatieperiode (Allison 1998, 138).
5. In de leeftijdsgroep 25-34 jaar had tijd betrekking op het aantal dagen vanaf de 25ste verjaardag, in de leeftijdsgroep 35-44 jaar op het aantal dagen vanaf de 35ste verjaardag, enz.
6. Deze interpretatie gaat enkel op voor variabelen die slechts de waarde nul of één kunnen aannemen.
7. Merk op dat dit ook niet kon worden nagegaan aan de hand van onze dataset. Zelfs wanneer een model geschat werd voor de mannen tewerkgesteld in de land- en tuinbouw, veeteelt, jacht en visvangst voor de leeftijdsgroep 25-64 jaar, bleken geen van de coëfficiënten significant te verschillen van nul. Niettemin, wanneer de sterftecijfers van de ongehuwden in de leeftijdsgroepen 25-44 en 45-64 jaar in deze beroepsgroep vergeleken werden met die van de gehuwden, dan werd vastgesteld dat deze eersten steeds hoger waren dan de sterftecijfers bij de gehuwden. Meer specifiek werden de volgende sterftecijfers bekomen voor de ongehuwden in respectievelijk de leeftijdsgroepen 25-44 en 45-64 jaar: 111.93 (= 2 sterfgevallen / 178.68 persoonsjaren * 10000) en 457.25 (2/43.74*10000). Bij de gehuwden was dit respectievelijk 87.53 (3/342.73*10000) en 335.91 (20/595.39*10000).

BIBLIOGRAFIE

- Allison, P. (1984), *Event History Analysis*. Beverly Hills/London/New Delhi: Sage Publications.
- Allison, P. (1998), *Survival analysis using the SAS system – a practical guide*. N.C.: Sas Institute Cary.
- De Vos, L. (1985), *Het effectief van de Belgische krijgsmacht en de militiewetgeving, 1830-1914*. Brussel: Koninklijk Legermuseum.
- Gillis, J. (1985), *For better, for worse. British marriages, 1600 to the present*. New York/Oxford: Oxford University Press.
- Goldman, N. (1993), Marriage selection and mortality patterns: inferences and fallacies, *Demography*, 30(2), 189-209.
- Goldman, N., & Y. Hu (1993), Excess mortality among the unmarried: a case study of Japan, *Social Science & Medicine*, 36(4), 533-546.

- Hemström, Ö (1996), Is marriage dissolution linked to differences in mortality risks for men and women?, *Journal of Marriage and the Family*, 58, 366-378.
- Hosmer, D.W., & S. Lemeshow (1999), *Applied survival analysis: regression modeling of time to event data*. New York, Chichester, Weinheim, Brisbane, Singapore, Toronto: John Wiley & Sons.
- Hu, Y., & N. Goldman (1990), Mortality differentials by marital status: an international comparison, *Demography*, 27(2), 233-249.
- Jalland, P. (1986), *Women, marriage, and politics, 1860-1914*. New York: Oxford University Press.
- Kiecolt-Glaser, J.K., & T.L. Newton (2001), Marriage and health: his and hers, *Psychological Bulletin*, 127(4), 472-503.
- Lewis, J. (1984), *Women in England 1870-1950*. Indiana: Indiana University Press.
- Lillard, L.A., & C.W.A. Panis (1996), Marital status and mortality: the role of health, *Demography*, 33(3), 313-327.
- Lillard, L.A., & L.J. Waite (1995), Til death do us part: marital disruption and mortality, *American Journal of Sociology*, 100(5), 1131-1156.
- Lundh, C. (1999), Servant migration in Sweden in the early nineteenth century, *Journal of Family History*, 24(1), 53-73.
- Lusyne, P., & H. Page (2002), *Mortaliteit na het verlies van de partner: nieuwe Belgische gegevens*. Brussel: Nationaal instituut voor de statistiek.
- Maes, L. (2003), *Ongelijkheid in sterfte. Het effect van sociaal-economische status, burgerlijke staat en sekse op mortaliteit in het negentiende-eeuwse Leuven*. Leuven: Katholieke Universiteit Leuven.
- Martikainen, P., & T. Valkonen (1996), Mortality after the death of a spouse: rates and causes of death in a large Finnish cohort, *American Journal of Public Health*, 86(8), 1087-1094.
- Matthijs, K. (2001a), *De mateloze negentiende eeuw*. Leuven: Universitaire Pers.
- Matthijs, K. (2001b), *Frequentie, intensiteit en timing van hertrouw in de 19de eeuw in Vlaanderen*. Leuven: Katholieke Universiteit Leuven.
- Matthijs, K., J. Van Bavel & I. Van de Velde (1997), *Leuven in de negentiende eeuw. De bevolking. Een spiegel van het dagelijkse leven*. Leuven: Acco.
- Rogers, G.R. (1995), Marriage, sex, and mortality, *Journal of Marriage and the Family*, 57, 515-526.
- Sköld, P. (1996), From inoculation to vaccination: smallpox in Sweden in the eighteenth and nineteenth centuries, *Population Studies*, 50(2), 247-262.
- Smith, K.R., & N.J. Waitzman (1994), Double Jeopardy: interaction effects of marital and poverty status on the risk of mortality, *Demography*, 31, 487-507.
- Trovato, F., & G. Lauris (2001), Marital status and mortality in Canada: 1951-1981, *Journal of Marriage and the Family*, 51, 907-922.
- Tucker, J.S., H.S. Friedman, D.L. Wingard & J.E. Schwartz (1996), Marital history at midlife as a predictor of longevity: alternative explanations to the protective effect of marriage, *Health Psychology*, 15(2), 94-101.
- Tucker, J.S., J.E. Schwartz, K.M. Clark & H.S. Friedman (1999), Age-related changes in the associations of social network ties with mortality risk, *Psychology and Aging*, 14(4), 564-571.
- Umberson, D. (1987), Family status and health behaviors: social control as a dimension of social integration, *Journal of Health and Social Behavior*, 28, 306-316.
- Umberson, D. (1992), Gender, marital status and the social control of health behavior, *Social Science & Medicine*, 34(8), 907-917.
- Van Bavel, J. (2002), *Van natuurlijke naar gecontroleerde vruchtbaarheid? Geboorteperking in Leuven, 1846-1910*. Leuven: Universitaire Pers Leuven.

- Vandenbroeke, C. (1986), *Vrijen en trouwen van de middeleeuwen tot heden: seks, liefde en huwelijk in historisch perspectief*. Brussel: Elsevier.
- van Leeuwen, M.D. (2000), *De eenheidsstaat: onderlinges, armenzorg en commerciële verzekeraars 1800-1890*. Den Haag, Amsterdam: Verbond van Verzekeraars, NEHA.
- van Leeuwen, M.H.D., I. Maas & A. Miles (2002), *Historical International Standard Classification of Occupations*. Leuven: University Press.
- van Poppel, F, & I. Joung (2001), Long-term trends in marital status mortality differences in the Netherlands 1850-1970, *Journal of Biosocial Science*, 33, 279-303.
- Van Stuijvenberg, W. (1976), *5000 jaar dagelijks leven: de negentiende eeuw*. Amsterdam: Uitgeverij Amsterdam Boek B.V.
- Zick, C.D., & K.R. Smith (1991), Marital transitions, poverty, and gender differences in mortality, *Journal of Marriage and the Family*, 53, 327-336.