

## Mortaliteitsverschillen naar klasse: Een evaluatie van indirecte schattings- technieken in een casestudy van Gent in de 19<sup>e</sup> eeuw

Bart Van de Putte & Nina Van den Driessche

*In deze paper worden klassenverschillen in volwassenensterfte in het 19<sup>e</sup>-eeuwse Gent onderzocht. Het doel hiervan is de toepassing van indirecte schattings technieken (Indirect Estimation Techniques – IET) op huwelijksakten te evalueren. Deze techniek gebruikt het percentage levenden onder de vaders van de bruidegoms die tot een specifieke klasse behoren als een indicator van volwassenensterfte binnen die klasse. Een eerste probleem hierbij betreft de vaak vage omschrijvingen van beroepstitels in huwelijksakten. Om dit probleem op te vangen, passen we het SOCPO-klassenschema toe, en vergelijken we sterfteverschillen met verschillen in geletterdheid. Een tweede probleem betreft de mogelijke bias in de schatting van verschillen in levensverwachting zelf. Mogelijke oorzaken hiervan zijn een selectie-effect en een compositie-effect. Het eerste wordt veroorzaakt door de oververtegenwoordiging van gezonden onder de huwendes. Het tweede wordt veroorzaakt door het gebrek aan informatie over het beroep van de overleden vaders. Hierdoor wordt in deze toepassing van de IET de klasse bepaald door het beroep van de bruidegom. Dit impliceert dat vaders die aan een specifieke klasse toegekend zijn, in werkelijkheid tot op zekere hoogte tot verschillende klassen behoren. De gevolgen van deze effecten worden geëvalueerd door de resultaten van de IET te vergelijken met de schattingen van de volwassenensterfte gebaseerd op overlijdensakten. We besluiten dat enige bias aanwezig is, maar dat deze vertekening niet dermate sterk is dat IET niet bruikbaar zou zijn. Enkele suggesties om bias op te sporen worden meegegeven.*

In een poging om het probleem van te fragmentarische databestanden te overstijgen, stellen Van Poppel e.a. (2009) het gebruik van indirecte schattingstechnieken (Indirect Estimation Techniques – IET) voor in het onderzoek naar klassenverschillen in mortaliteit. Met behulp van deze technieken kunnen rijkelijk beschikbare databronnen, zoals huwelijksakten, gebruikt worden om mortaliteit bij volwassenen te meten. De idee die aan de grondslag van dit argument ligt, is dat de proportie vaders dat nog in leven is op de dag van het huwelijk van hun zoon een indicator is van de volwassenensterfte binnen de klasse waartoe die vaders behoren. Hierbij stellen zich echter twee grote problemen. Ten eerste, is de beroepsinformatie aanwezig in de huwelijksakten wel een goede basis voor het meten van een klassepositie? Ten tweede, is de proportie vaders dat nog in leven is op de dag van het huwelijk van hun zoon een zuivere basis om IET op toe te passen?

In deze bijdrage proberen we deze methode verder te ontwikkelen door beide problemen uitvoerig te analyseren in een casestudy van het 19<sup>de</sup>-eeuwse Gent. Om het eerste probleem aan te pakken, gebruiken we een gevalideerd klassenschema (SOCPO-schema, Van de Putte & Miles, 2005) en vergelijken we de omvang van de klassenverschillen in mortaliteit verkregen door IET met de grootte van klassenverschillen in geletterdheid. Het tweede probleem pakken we aan door de resultaten verkregen door IET en de resultaten verkregen door een heranalyse van overlijdensakten (verzameld door Backs, 2000, 2001) met elkaar te vergelijken.

We starten met een korte beschrijving van het 19<sup>e</sup>-eeuwse Gent en de gebruikte databestanden. Daarna gaan we dieper in op IET en bespreken we de mogelijke problemen van de toepassing van IET op huwelijksakten in detail. Ten slotte volgt de empirische evaluatie van de methode.

## 1. Context, databronnen

### 1.1. Context

In de eerste helft van de 19<sup>e</sup>-eeuw kende Gent een snelle industrialisatie. Haar economie was hoofdzakelijk gebaseerd op de katoensector, maar ook andere branches van de textielsector, de machinebouw en de metallurgie ontwikkelden zich. Dit ging gepaard met een sterke bevolkingsgroei. De bevolking verdubbelde van ongeveer 50.000 inwoners in 1800 tot ongeveer 100.000 in 1850. Bovendien daalde de levensstandaard, voornamelijk in de periode 1830-1850. Na deze stedelijke crisis in de eerste helft van de 19<sup>e</sup>-eeuw, kwam er geleidelijk aan verandering. De bevolking groeide iets langzamer (160.000 inwoners in 1900) en de ontwikkelingen in de industriële sector waren minder turbulent. De levensstandaard steeg.

Het mortaliteitspatroon in het 19de-eeuwse Gent werd sterk beïnvloed door haar socio-economische karakteristieken. Het ruw sterftcijfer was hoog (rond 35 per 1000) en vertoonde sterke pieken tussen 1830 en 1870, voornamelijk in de cholera-rijen van 1849 en 1866. De levensverwachting bedroeg slechts 28 jaar in 1870. Na 1870 verdwenen de sterftepieken en het ruw sterftcijfer daalde geleidelijk aan tot ongeveer 17 per 1000 aan de vooravond van de Eerste Wereldoorlog. Het gezondheidsbeleid speelde hierin een rol. Grachten werden gevuld en waterleidingen aangelegd. Maar ook vaccinaties tegen de pokken, campagnes tegen tuberculose, het huisvestingsbeleid en betere leefomstandigheden waren in dit opzicht belangrijk. In 1890 was de levensverwachting bij geboorte gestegen tot 35,84 jaar en in 1920 zelfs tot 53,87 jaar (Backs, 2001).

Naast cholera waren ook tyfus, pokken en griep belangrijke doodsoorzaken. Zuielingensterfte (288 per 1000 in 1890, hoger dan het nationaal gemiddelde van 170 per 1000) en kindersterfte waren erg hoog. Ook de volwassenensterfte was hoog, vooral door toedoen van tuberculose. Deze ziekte was tot het einde van de 19<sup>e</sup> eeuw verantwoordelijk voor één derde van alle sterfte onder volwassenen. Dit hing samen de hoge bevolkingsdichtheid, een ontoereikend en monotoon dieet en slechte werkomstandigheden. Tegen het einde van de 19<sup>e</sup>-eeuw kostten tuberculose, longontstekingen en bronchitis steeds minder levens. Kanker en hart- en vaatziekten werden relatief belangrijker (Backs, 2000, 2001).

## **1.2. *Huwelijksakten Gent***

De eerste databank die we gebruiken, bestaat uit een steekproef van huwelijksakten getrokken uit de registers van de Burgerlijke Stand (1800-1913). De akten bevatten informatie over het huwelijk zelf, enige informatie over de demografische geschiedenis van de huwelijkspartners (en van hun ouders), hun beroep, hun woonplaats, geboorteplaats en naam en geboortedatum van (eventuele) officieel erkende kinderen. We codeerden de beroepen op basis van het SOCPO-schema (Van de Putte & Miles, 2005).

## **1.3. *Overlijdensakten Gent***

Voor de stad Gent beschikken we ook over de overlijdensakten. Backs (2000, 2001) heeft een databestand aangemaakt met overlijdensakten uit de registers van de Burgerlijke Stand met als doel klassenverschillen in mortaliteit te onderzoeken. Zijn databank bestaat uit overlijdensakten uit 1846 (3554 doden), 1869-71 (12447 doden) en 1910 (3099 doden). De databank bevat informatie over de overleden persoon, zijn of haar huwelijksstatus (ongetrouwd, getrouwd en verweduwd) en zijn of haar beroep<sup>1</sup>. Ook deze beroepen hercodeerden we op basis van het

SOCPO-schema. Voor meer informatie over de kwaliteit van de database, zie Backs (2000, 2001).

## 2. Indirecte schattingstechnieken

Van Poppel e.a. (2009) geven een overzicht van drie manieren om verschillen in mortaliteit te bestuderen via het principe van de indirecte schatting: een logistische regressieanalyse van de kans om een levende vader te hebben op de dag van het huwelijk, en twee benaderingen die de proportie mannen met levende vaders vergelijken met de overlevenskans zoals die uit sterftetafels te halen zijn (Blum e.a., 1990; Timeaus, 1991). Het principe hierbij is dat het percentage overlevende vaders uit een bepaalde subpopulatie, overeenkomt met de kans – voor die subpopulatie – om te overleven tussen de gemiddelde (of mediane) vaderschapsleeftijd (binnen die subpopulatie) tot die leeftijd *plus* de gemiddelde (of mediane) huwelijksleeftijd van de bruidegom (binnen die subpopulatie). Wij zullen een logistische regressieanalyse en de methode van Blum e.a. toepassen. Hierbij volgen we de richtlijnen die door Van Poppel e.a. (2009) werden opgesteld.

### 2.1. Logistische regressieanalyse

De afhankelijke variabele in de logistische regressieanalyse is het al dan niet in leven zijn van de vader van de bruidegom op het moment van het huwelijk. Een eerste onafhankelijke variabele is de sociale positie van de bruidegom. Hoewel we eigenlijk focussen op het meten van sterfteverschillen naar klasse onder de *vaders*, zijn we genoodzaakt om de sociale positie van de zoon te gebruiken als indicator omdat we enkel voor de nog levende vaders beroepsinformatie hebben (voor een bespreking van de problemen hiermee, zie volgende paragraaf). Een tweede onafhankelijke variabele is ‘leeftijd van de vader’. Via deze variabele houden we rekening met het feit dat niet elke vader dezelfde leeftijd heeft op het moment van het huwelijk van de zoon. Helaas hebben we geen beschikking over de geboortedatum van de vader. Deze variabele moeten we dus schatten. We berekenen de ‘leeftijd van de vader’ als de som van de veronderstelde vaderschapsleeftijd en de huwelijksleeftijd van de zoon (zie lijn (1) hieronder). Aangezien de vaderschapsleeftijd noch individueel, noch collectief gekend is voor Gent, wordt dit kenmerk indirect gemeten (zie lijn (2) onderaan). We starten hierbij met de mediane klassenspecifieke huwelijksleeftijd van de *vorige* generatie omdat dit de beste indicator is voor de leeftijd van de vader bij de geboorte van het *eerste* kind in Gent op dat moment.

---

<sup>1</sup> Beroep van de overledene, of van de vader (in het geval dat de overledene nog een kind was), of van de partner (in het geval van een vrouw).

We controleerden voor verschillen in voorhuwelijkse zwangerschappen door er de proportie bruidegoms die kinderen erkennen op hun huwelijk van af te trekken<sup>2</sup>. Daar tellen we een klassenspecifiek aantal jaren bij op om de mediane vaderschapsleeftijd te berekenen. Het specifieke aantal jaren berekenden we door de Nederlandse provincies Zeeland en Limburg te gebruiken als voorbeeldpopulatie<sup>3</sup>. Omdat we starten bij de huwelijksleeftijd van de Gentse populatie, zal bias wellicht beperkt zijn. We stelden deze variabele samen voor elke klasse en in elke tijdperiode.

$$\text{Leeftijd vader} = \text{vaderschapsleeftijd} + \text{huwelijksleeftijd bruidegom} \quad (1)$$

(individueel)

$$\begin{aligned} \text{Vaderschapsleeftijd vader} &= \text{mediane huwelijksleeftijd vorige generatie} \\ &- (\text{proportie bruidegoms met erkende kinderen}) + \text{leeftijdsverschil} \\ &\text{tussen mediane huwelijksleeftijd en mediane vaderschapsleeftijd in een} \\ &\text{modelpopulatie} \end{aligned} \quad (2)$$

We voegen ten slotte een periodevariabele toe. We onderscheiden vijf periodes die overeenstemmen met de verschillende stadia in de maatschappelijke evolutie van Gent: 1800-1830, 1831-1850, 1851-1870, 1871-1890, 1891-1913 (supra). Vaders die ergens anders dan in Gent leefden of gestorven zijn, werden niet opgenomen in de analyse. Ten gevolge van het *urban penalty*-effect (Haines, 2001) is het mortaliteitspatroon van de vaders die in andere steden of op het platteland woonden wellicht niet representatief voor de stad Gent.

## 2.2. De methode van Blum e.a.

Blum e.a. (1990) starten met de proportie vaders die overleven tot de huwelijksleeftijd van hun zoon. Ze beschouwen deze proportie als een indicator van  $l(m+p)/l(p)$ , waarbij  $l$  = aantal overlevenden tot een bepaalde leeftijd,  $m$  = gemiddelde (mediane) huwelijksleeftijd van de bruidegom en  $p$  = gemiddelde (mediane) vaderschapsleeftijd.  $M$  werd berekend zoals boven beschreven werd.  $P$  is hier collectief (mediane huwelijksleeftijd), en niet individueel zoals in de logistische regressie. De bekomen proporties kunnen dan vergeleken worden met model-sterftetafels. Er wordt nagegaan of er overeenkomstige proporties waren bij de vermelde leeftijden ( $m+p$  en  $p$ ). Indien we zo een match vonden, gebruikten we de levensverwachting op 30 jaar (dat is ongeveer de leeftijd vanaf dewelke de vaders onder observatie

<sup>2</sup> Dit is een ruwe maat, maar we zien geen andere opties. De leeftijd van de vader verandert overigens niet zoveel ten gevolge van deze operatie.

<sup>3</sup> Dit is uiteraard een ruwe schatting voor de stad Gent, maar we hebben geen gegevens over Gent of enige andere Belgische stad tot onze beschikking.

staan) berekend voor deze sterftetafel als schatting van de levensverwachting van de betrokken subpopulatie. We gebruikten de sterftetafels gepubliceerd door Coale en Demeny (1966).

### 3. Problemen met de toepassing van indirecte schattingstechnieken op huwelijksakten

#### 3.1. *Het meten van klasse op basis van beroepsgegevens*

De voorgestelde methoden zijn niet zonder problemen. Een eerste probleem betreft het meten van klasse. In huwelijksakten is er enkel informatie over beroepen, en bijvoorbeeld niet over bezit. Hoewel het heel vaak toegepast wordt, is het gebruik van beroepsinformatie om een klassepositie te meten vaak bekritiseerd (zie Van de Putte & Buyst, 2010 voor een overzicht). Indien de critici correct zijn, heeft dit verregaande implicaties. In ons geval zou bijvoorbeeld de afwezigheid van grote verschillen in mortaliteit dan het resultaat kunnen zijn van een falende meetmethode.

Een eerste stap in het oplossen van dit probleem is het gebruiken van een nauwkeurig en theoretisch gegrond klassenschema. Met dit doel voor ogen gebruiken we het SOCPO-schema (Van de Putte & Miles, 2005). De toewijzing van beroepen tot klassen of *Social power-levels* is gebaseerd op de Weberiaanse sociale stratificatietheorie. De basis van het gehanteerde klasseconcept is sociale macht (*social power*) of 'de mogelijkheid om zijn of haar lot - of levenskansen - te verbeteren door middel van de controle over schaarse middelen' (Van de Putte & Miles, 2005). De controle over schaarse middelen is gebaseerd op het bezit van machtsbronnen, met name vaardigheid (*skill*), bezit, positie binnen een hiërarchische organisatiestructuur en prestige.

De toewijzing van beroepen aan klassen gebeurt via de volgende procedure. Beroepen worden omgezet in HISCO-codes (Van Leeuwen, Maas & Miles, 2002). HISCO is een functioneel classificatiesysteem waarbij beroepen worden geklasseerd op basis van de onderliggende beroepstaken. Elke beroepsgroep krijgt een code bestaande uit vijf cijfers. Zo staat 75400 bijvoorbeeld voor 'wever'. Deze HISCO-codes worden vervolgens gecodeerd in vijf klassen of '*social power*' (SP) levels op basis van het al dan niet bezitten van bovengenoemde machtsbronnen. Lagere klasse-subgroepen zijn: SP-level 1 (voornamelijk ongeschoolde arbeiders), SP-level 2 (voornamelijk halfgeschoolde arbeiders) en SP-level 3 (voornamelijk geschoolde arbeiders). De middenklasse (SP-level 4) bestaat voornamelijk uit meester

ambachtslui, kleinhandelaars, boeren, klerken enzovoort. SP-level 5 (de ‘elite’) omvat onder andere ambtenaren/professionele specialisten (vb. advocaten), groot-handelaars en fabriekseigenaars. Een lijst met HISCO-codes gecodeerd naar SOCPO kan teruggevonden worden in Van de Putte en Miles (2005). Een validatieprocedure gebaseerd op het meten van klassenverschillen in onder andere geletterdheid, lichaamslengte en lonen toonde aan dat het SOCPO-schema er goed in slaagt klassen te definiëren met verschillende levenskansen (Miles & Van de Putte, 2010). In tabel 1 wordt de Gentse sociale structuur zoals gemeten op basis van het SOCPO-schema weergegeven.

**Tabel 1:** De Gentse sociale structuur, kolompercentages, vaders van bruidegoms, Gent, 1800-1913

	1800-1830	1831-1850	1851-1870	1871-1890	1891-1913
SP-level 1	14,5	18,6	22,4	21,6	18,5
SP-level 2	20,6	19,2	13,1	14,4	20,0
SP-level 3	32,0	31,4	32,5	31,4	30,0
SP-level 4	26,3	21,9	25,3	27,4	24,9
SP-level 5	6,7	8,8	6,7	5,2	6,6
N =	491	452	625	786	1340

De toepassing van SOCPO lost niet alle problemen op. De vaagheid van beroepsinformatie kan het meten van klassenposities vertekenen, ongeacht welk klassenschema gebruikt wordt. Een tweede stap in de oplossing van het probleem is de geobserveerde mortaliteitsverschillen naar klasse te vergelijken met verschillen in andere indicatoren waarvan we kunnen aannemen dat ze met klasse correleren. Geletterdheid is zo een indicator, althans vóór de sterke toename van geletterdheid (voor Gent is dat de tweede helft van de 19<sup>e</sup>-eeuw). Bonneuil en Rosental (1999) gebruiken zelfs de verschillende niveaus van geletterdheid per beroep om de rangorde van deze beroepen in het sociale stratificatiesysteem te bepalen! Met andere woorden, als we voor een bepaalde populatie verschillen in geletterdheid naar klasse observeren met het SOCPO-schema, zouden we ook in staat moeten zijn om sterfteverschillen naar klasse te meten, tenminste, als deze bestaan.

### 3.2. Een vertekende schatting van mortaliteit?

Het tweede probleem heeft betrekking op de schatting van de mortaliteitsniveaus zelf. Los van een mogelijk tekort aan informatie (zie de discussie over de vaderschapsleeftijd hierboven), zijn er nog twee grote bronnen van vertekening (zie ook Van Poppel e.a., 2009).

♦ *Selectie van het gezonde deel van de populatie*

Bij de toepassing van IET op huwelijksakten wordt niet iedereen opgenomen in de analyse. Er zijn een aantal voorwaarden waaraan moet voldaan worden. Ten eerste moeten individuen overleven tot de huwbare leeftijd. Gegeven de focus van de toepassing op volwassenenmortaliteit ligt, is dit probleem niet zo belangrijk. Ten tweede, deze individuen moeten ook vader geworden zijn. Daarenboven, hoe meer kinderen iemand had, hoe meer kans die heeft in de analyse opgenomen te worden. Ten derde, deze kinderen moeten ook de volwassen leeftijd bereikt hebben, én er op hun beurt in geslaagd zijn te trouwen.

Deze selectievoorwaarden hangen samen met klasse en gezondheid. Ongezonde personen hebben per definitie minder kans om te overleven tot op de huwbare leeftijd. Mogelijk hebben zij ook minder kans om te trouwen omdat zij een minder aantrekkelijke partij zijn (Baten & Murray, 1998; Fu & Goldman, 1996; Helmchen, 2002; Murray, 2000; Sköld, 2003; Van de Putte e.a., 2008)<sup>4</sup>. Daarenboven zullen ongezonde personen ook een kleinere kans hebben om kinderen te krijgen, bijvoorbeeld omdat ze een groter risico lopen om kort na hun huwelijk te sterven. Bovendien, als zij hun slechte gezondheid doorgeven aan eventuele kinderen (via welk mechanisme dan ook), zullen die kinderen op hun beurt ook een kleinere kans hebben om te trouwen of kinderen te krijgen.

Kortom, ongezonde individuen hebben een kleinere kans om geselecteerd te worden in dit onderzoek. Dit maakt dat een algemene overschatting van de levensverwachting waarschijnlijk is. Als bovendien zou blijken dat er verschillen in gezondheid bestaan tussen de klassen, zullen we het gezonde deel van een gezonde klasse met het gezonde deel uit een minder gezonde klasse vergelijken, waardoor we klasverschillen zullen onderschatten.

♦ *De sociale positie van de bruidegom als indicator voor de sociale positie van de vader*

Aangezien het beroep van een overleden vader niet is opgenomen in de huwelijksakten, zijn we genoodzaakt om de klassenpositie van de zoon als indicator te gebruiken. Echter, door intergenerationele sociale mobiliteit zullen zonen uit een specifieke klasse niet automatisch vaders uit dezelfde klasse hebben. Dit beïnvloedt het meten van mortaliteitsverschillen. Stel bijvoorbeeld dat we te maken

---

<sup>4</sup> Zie ook de discussie rond de selectie- versus beschermingsthese in het debat rond de lagere mortaliteit van gehuwden, Ben-Shlomo e.a., 1993; Hu & Goldman; 1990; van Poppel, 1976. Voor onze analyse maakt het niet uit of het effect optreedt voor of na het huwelijk, het gevolg is hetzelfde: gehuwden hebben een hogere levensverwachting.



hebben met opwaartse intergenerationele mobiliteit. In dat geval zullen, bijvoorbeeld, zonen die op basis van hun eigen beroep tot de elite kunnen worden gerekend, afkomstig zijn uit een mengeling van hogere en lagere klassen, terwijl zonen die tot de ongeschoolden kunnen worden gerekend, overheersend afkomstig zijn uit de ongeschoolde klasse. Als het mortaliteitsniveau van de elite lager is, dan zullen we de klassenverschillen onderschatten, omdat de geobserveerde levensverwachting voor de elite zal berekend worden op het mortaliteitspatroon van vaders uit de hogere én lagere klassen, terwijl de levensverwachting van de lagere klasse gebaseerd wordt op het mortaliteitsniveau van de lagere klassen.

Ook indien er geen specifieke richting is in intergenerationele mobiliteit zal dit probleem met de samenstelling van de klassen een effect hebben op het meten van klassenverschillen in sterfte. Stel dat de elite de hoogste en de ongeschoolden de laagste levensverwachting hebben. Omdat we te maken hebben met twee extremen kunnen we veronderstellen dat we een foute, meer ‘gematigde’, levensverwachting zullen toewijzen aan deze vaders. We zullen de levensverwachting van de vaders in de elitecategorie onderschatten omdat deze berekend is op basis van het mortaliteitspatroon van een mengeling van klassen – waarbij in normale omstandigheden de elite wel dominant is. De levensverwachting van de laagste klasse zullen we dan weer overschatten, omdat hun levensverwachting gebaseerd is op het mortaliteitspatroon van een mengeling van klassen, waarbij normaal gezien de laagste klasse wel dominant is.

Zelfs al is er geen intergenerationele mobiliteit, dan nog is de verdeling van de vaders en zonen over de sociale structuur nooit volledig gelijk aan elkaar. Integendeel, door het meten van de sociale positie in het begin van de carrière (op het moment van het huwelijk) is er een inherente reden waarom de positie van de zoon typisch lager is dan de sociale positie van de vader (Delger & Kok, 1998).

Deze situatie waarbij de ‘geobserveerde klassen’ in feite een mengeling van verschillende ‘feitelijke klassen’ zijn, kan als volgt beschreven worden:

$$\text{Sociale origine van bruidegoms in SP-level 1} = 60\% (\text{vaders in SP1}) + 40\% (\text{vaders in SP2}) + \dots \quad (3)$$

$$\text{Sociale origine van bruidegoms in SP-level 2} = 20\% (\text{vaders in SP1}) + 80\% (\text{vaders in SP2}) + \dots \quad (4)$$

...

Om dit probleem op te lossen, zien we maar één mogelijke strategie. We starten vanuit de vaststelling dat de geobserveerde levensverwachtingen, verkregen via IET op basis van huwelijksakten, in realiteit samengestelde waarden zijn. De ver-

schillende componenten zijn de werkelijke levensverwachtingen van de vijf verschillende klassen. Aan elke component kennen we een verschillend gewicht toe. De geobserveerde levensverwachting van een bepaalde geobserveerde klasse (gebaseerd op de positie van de zoon) is de som van de werkelijke levensverwachtingen van elke klasse vermenigvuldigd met zijn gewicht. Het gewicht wordt afgeleid van (3) en (4) en reflecteert de (feitelijke) samenstelling van de geobserveerde klassen.

$$\text{Geobserveerde } e_{30}(\text{SP1}) = 0,60 * \text{werkelijke } e_{30}(\text{SP1}) + 0,40 * \text{werkelijke } e_{30}(\text{SP2}) + \dots \quad (5)$$

$$\text{Geobserveerde } e_{30}(\text{SP2}) = 0,20 * \text{werkelijke } e_{30}(\text{SP1}) + 0,80 * \text{werkelijke } e_{30}(\text{SP2}) + \dots \quad (6)$$

...

Op deze manier krijgen we een set van vijf vergelijkingen, voor elke klasse 1, met vijf onbekende parameters (de werkelijke levensverwachting op 30 jaar voor elke klasse).

Maar deze methode heeft ook grote nadelen. Ten eerste kunnen we voor het berekenen van de gewichten enkel beroep doen op levende vaders. Met andere woorden, we schatten deze gewichten door te kijken naar de samenstelling naar sociale origine voor zonen die nog een levende vader hebben op het moment van hun huwelijk. De samenstelling naar sociale origine is uiteraard niet per definitie dezelfde voor de groep van de levende vaders als voor de totale groep van vaders. Als er bijvoorbeeld mortaliteitsverschillen zijn, zullen de klassen met een lage mortaliteit oververtegenwoordigd zijn bij de vaders die nog in leven zijn. Dit betekent dat onze correctie op de mortaliteitsschattingen per definitie vertekend zal zijn.

Ten tweede, onze correctiemethode veronderstelt dat vaders van een bepaalde klasse dezelfde levensverwachting hebben ongeacht hun 'bekwaamheid' om hun sociale positie door te geven aan hun zonen. Dit is niet erg waarschijnlijk. Een bevinding die dit tegensprekt, is dat de dood van de vader kan leiden tot neerwaartse sociale mobiliteit van de zoon (Van Poppel & de Jong, 1998).

### **3.3. *Het berekenen van de levensverwachting op basis van overlijdensakten***

Om resultaten verkregen door IET te controleren, vergelijken we ze met resultaten verkregen op basis van een analyse van een databank met overlijdensakten (Backs, 2000, 2001). Deze databank laat ons toe om verschillen in levensverwachting naar klasse (en huwelijksstatus) te berekenen.

Ook deze test is niet zonder moeilijkheden. Een belangrijk probleem is dat de risicopopulatie niet meetbaar is. Voor de volkstellingsjaren beschikken we over geaggregeerde data waarbij het aantal mannen en vrouwen van een specifieke leeftijd zijn opgenomen, maar er is geen informatie beschikbaar per klasse. Om dit probleem op te vangen, gebruikte Backs (2000, 2001) ‘cumulatieve sterftetabellen’. Deze procedure wordt over het algemeen gebruikt voor stabiele populaties. Om de risicopopulatie te berekenen gaat men uit van de afwezigheid van migratie. Vertrekkende vanuit de oudste leeftijdscategorieën kan de populatiegrootte (per klasse) gereconstrueerd worden door het aantal doden uit een bepaalde leeftijdscategorie op te tellen bij het aantal doden in alle oudere leeftijdscategorieën. Het hoeft geen betoog dat dit, in een stad als Gent, mogelijk problematisch is<sup>5</sup>. Indien de emigratie van volwassenen veel groter is in één klasse dan in een andere, dan is er ook een klassenspecifieke vertekening van de schatting van de risicopopulatie. Het is bovendien best mogelijk dat migratie selectief is naar gezondheidssituatie en naar sterftepatroon. Als deze emigranten minder gezond zijn, dan zullen we het mortaliteitsniveau van deze klasse onderschatten. Zijn ze gezonder, dan overschatten we het mortaliteitsniveau. Ook immigratie kan problematisch zijn. Immigranten zullen worden opgenomen in de schattingen terwijl het onzeker is hoe lang ze al in de stad wonen (en hoelang ze dus al blootgesteld zijn aan het risico).

We kunnen hier weinig aan doen. Een geruststellende vaststelling is wel dat de vergelijking van de resultaten op basis van deze cumulatieve sterftetabellen (op het niveau van de stad; dus niet per klasse) met de gegevens verzameld via de geaggregeerde data weinig verschillen opleverde (Backs, 2001).

## 4. Resultaten

We evalueren de indirecte schattingstechnieken in vijf stappen. Eerst voeren we een logistische regressieanalyse uit van de kans om bij het huwelijk een levende vader te hebben. Ten tweede vergelijken we de in deze regressie gevonden klassenverschillen met de verschillen in geleterdheid naar klasse. Ten derde gebruiken we de methode van Blum e.a. (1990) om de levensverwachting op 30 jaar te schatten. Ten vierde passen we de controle voor het compositie-effect toe. Ten slotte vergelijken we de resultaten uit stap 3 en 4 met de levensverwachting op 30 jaar berekend op basis van de overlijdensakten.

---

<sup>5</sup> We weten dat in het 19<sup>e</sup>-eeuwse Gent ongeveer 60% van de bruidegoms en bruiden geboren werden in de stad (Van de Putte, 2005). Er waren enige verschillen naar klasse, waarbij de middenklasse (ongeveer 50%) en de elite (ongeveer 45%) degenen waren met de laagste percentages autochtonen. Dit kan wijzen op hogere immigratiecijfers en (of) een grotere huwelijksmarkt. Ook emigratie was belangrijk (Dillen, 2001), maar het blijft onduidelijk of er grotere klassenverschillen waren.

#### 4.1. Logistische regressieanalyse

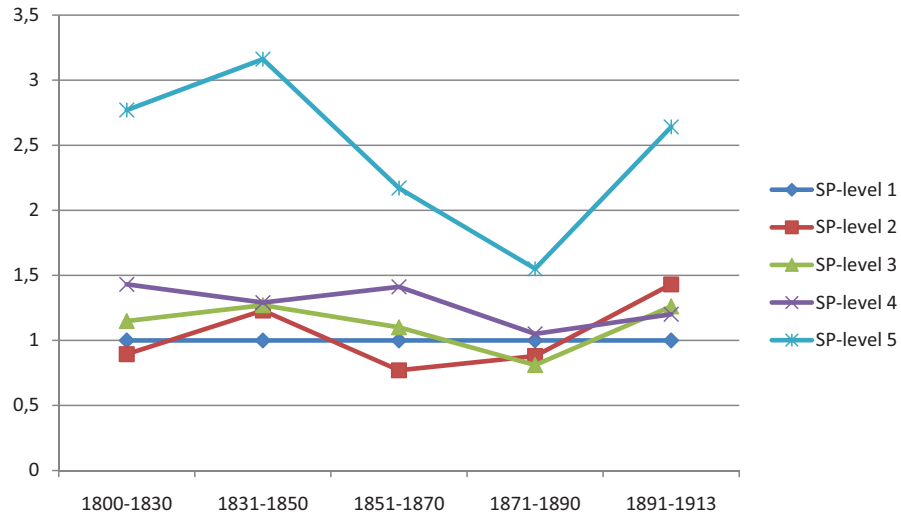
De resultaten van de logistische regressieanalyse staan in tabel 2. Hieruit blijkt dat de leeftijd van de vader logischerwijs negatief gecorreleerd is met de kans op het nog in leven zijn. De resultaten geven verder ook aan dat na 1870 de kans om een vader te hebben die nog in leven was hoger was dan in de eerste helft van de 19<sup>de</sup>-eeuw. Dit bevestigt dat er waarschijnlijk een daling in mortaliteit was bij volwassen mannen na 1870. Ook de resultaten voor de klassenvariabele zijn interessant. De middenklasse en vooral de elite hebben een hogere kans om een vader te hebben die nog in leven is. De oddsratio voor de middenklasse bedraagt 1,2. Voor de elite is de oddsratio hoger, ongeveer 2,3. We vinden echter geen verschillen terug binnen de lagere klasse.

Figuur 1 toont de resultaten van de toepassing van dit model op elke periode afzonderlijk. Hieruit kunnen we afleiden dat het verschil tussen de elite en de rest afneemt in de periode 1850-1890. Daarna worden de verschillen weer groter. Dit laatste is echter misleidend. Wanneer we de elite met de lagere klasse als geheel vergelijken, wat eigenlijk correcter is door het ontbreken van verschillen binnen de lagere klassen, is de oddsratio voor de laatste periode gelijk aan deze voor de twee vorige periodes (figuur 2).

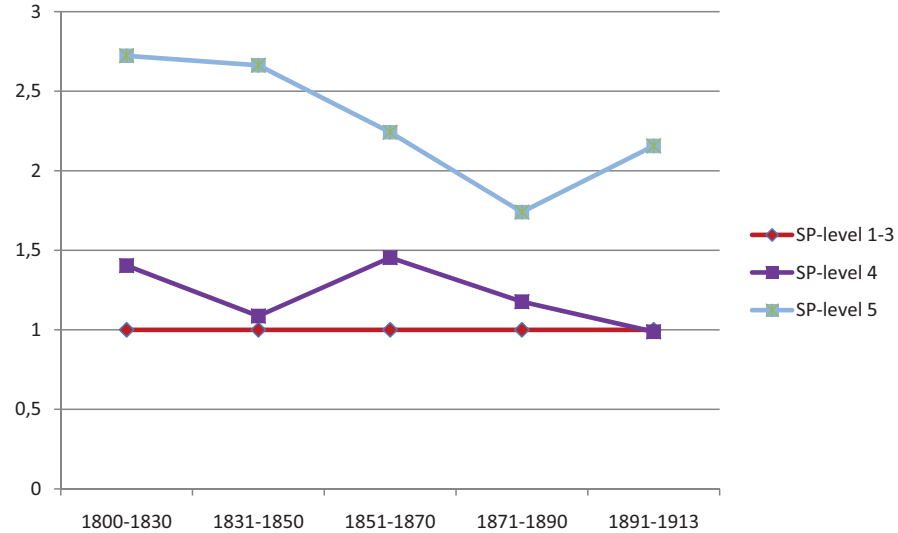
**Tabel 2:** Logistische regressieanalyse van de kans om een levende vader te hebben, bruidegoms, Gent, 1800-1913

	Exponent(B)	Sig.
<b>Periode</b>		
1800-1830 (ref)		
1831-1850	0,96	0,69
1851-1870	1,17	0,11
1871-1890	1,27	0,01
1891-1913	1,33	0,00
<b>Klasse bruidegom</b>		
SP-level 1 (ref)		
SP-level 2	1,01	0,94
SP-level 3	1,08	0,30
SP-level 4	1,20	0,05
SP-level 5	2,29	0,00
<b>Leeftijd vader</b>	0,89	0,00
<b>Constante</b>	1209,60	0,00
<b>Nagelkerke R<sup>2</sup></b>		0,218
<b>N</b>		6838

**Figuur 1:** Logistische regressieanalyse van de kans om een levende vader te hebben, bruidegoms, Gent, 1800-1913, geschatte oddsratio's per periode, referentiecategorie = SP-level 1



**Figuur 2:** Logistische regressieanalyse van de kans om een levende vader te hebben, bruidegoms, Gent, 1800-1913, geschatte oddsratio's per periode, referentiecategorie = SP-level 1, 2, 3



#### 4.2. *Klassenverschillen naar geletterdheid*

Een belangrijke vraag is nu of we deze resultaten wel kunnen vertrouwen. Bijvoorbeeld, kunnen we het gebrek aan verschillen binnen de lagere klasse niet beschouwen als een louter gevolg van een onzuivere meting van de klassenposities? Of

nog, klopt het wel dat de middenklasse eigenlijk maar weinig afwijkt van de lagere klasse? Als we de analyse hier zouden stopzetten, zou de opmerkelijke lezer terecht grote twijfels hebben omtrent deze observaties, wetende dat beroepstitels per definitie vrij vaag zijn. Om te testen of deze geobserveerde mortaliteitspatronen betrouwbaar zijn, vergelijken we de bovenstaande resultaten met de verschillen in geletterdheid. Tabel 3 toont de resultaten van een logistische regressieanalyse van de kans dat de bruidegom de huwelijksakte zelf handtekende. De verschillen tussen de vijf categorieën zijn erg sterk en consistent. Dit is zo voor de elite en de middenklasse, maar we vinden ook grote verschillen in geletterdheid binnen de lagere klasse (Miles & Van de Putte, 2010). In absolute termen zijn deze verschillen nog indrukwekkender. In de eerste helft van de 19<sup>de</sup>-eeuw was minder dan 5% van de elitebruidegoms analfabeet. Dit percentage was hoger voor de middenklasse (ongeveer 25%) en de geschoolde arbeiders (ongeveer 35%) en veel hoger voor de halfgeschoolde (ongeveer 65%) en de ongeschoolde arbeiders (ongeveer 75%). Naar onze mening bewijst dit dat geobserveerde mortaliteitsverschillen niet het gevolg zijn van een falende meting van klassenposities. Het lijkt erop dat de klassenpositie gemakkelijker kan gebruikt worden om succesvol te leren schrijven dan dat het toelaat een betere gezondheidssituatie te bereiken.

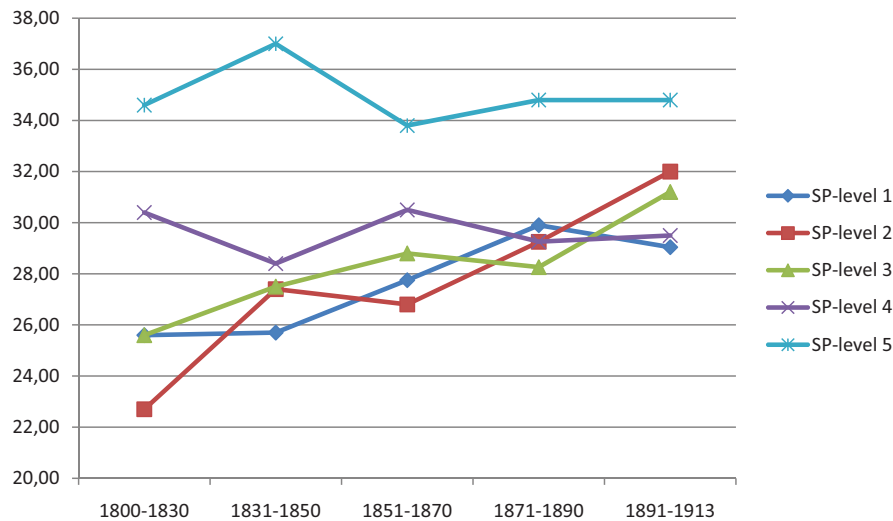
**Tabel 3:** Logistische regressieanalyse van de kans om zelf de huwelijksakte te ondertekenen, bruidegoms, Gent, 1800-1913

	Exponent(B)	Sig.
<b>Periode</b>		
1800-1830 (ref)		
1831-1850	0,75	0,004
1851-1870	1,33	0,003
1871-1890	4,50	0,000
1891-1913	20,86	0,000
<b>Klasse bruidegom</b>		
SP-level 1 (ref)		
SP-level 2	1,50	0,000
SP-level 3	5,77	0,000
SP-level 4	9,55	0,000
SP-level 5	178,15	0,000
<b>Leeftijd vader</b>	0,97	0,000
<b>Constante</b>	1,530	0,098
<b>Nagelkerke R<sup>2</sup></b>		0,418
<b>N</b>		6838

### 4.3. Schatting van de levensverwachting op 30-jarige leeftijd met behulp van de Blum-methode

In de volgende paragrafen hanteren we de methode van Blum e.a. (1990). Figuur 3 toont de geschatte levensverwachting op 30 jaar. Enkele belangrijke vaststellingen komen hieruit naar voren. Ten eerste, ook met deze methode vinden we geen opvallende verschillen binnen de lagere klassen. Ten tweede observeren we verschillen tussen de lagere klassen en de middenklasse, en vooral tussen de elite en de rest. Ten derde is er voor de elite en de middenklasse geen stijging in levensverwachting op 30 jaar. Die stijging is er wel voor de lagere klassen. Dit resulteert in een daling van de mortaliteitsverschillen tussen de lagere klassen en de rest.

**Figuur 3:** Levensverwachting op 30 jaar geschat via de toepassing van de methode van Blum e.a. op huwelijksakten, Gent, 1800-1913<sup>6</sup>



<sup>6</sup> Het aantal observaties voor elk SP-level in elke periode:

	1800-1830	1831-1850	1851-1870	1871-1890	1891-1913
SP-level 1	125	151	350	386	445
SP-level 2	277	272	271	211	349
SP-level 3	356	356	419	499	690
SP-level 4	150	124	181	248	383
SP-level 5	73	41	42	62	87

#### 4.4. *Compositie-effect*

In de volgende stap gaan we over tot de controle van het compositie-effect. We bespreken vooraf kort de mate van intergenerationale mobiliteit in onze steekproef als achtergrondinformatie. Intergenerationele mobiliteit kwam vrij frequent voor in het 19<sup>e</sup>-eeuwse Gent, maar veranderde niet ingrijpend. Vooral voor halfgeschoolde bruidegoms is het niet erg waarschijnlijk dat ze uit SP-level 2 afkomstig zijn: slechts bij minder dan 40% was dat het geval<sup>7</sup>. Dit immobilitiepercentage is hoger voor de ongeschoolde (ongeveer 50%) en voor de geschoolde arbeiders (ongeveer 55%). Ook voor de middenklasse (tot 60%) en de elite (variërend tussen 57 en 84%, maar dit is een kleine groep) waren deze cijfers hoger. Dit suggereert dat elke klasse van zonen bestond uit een vrij grote groep individuen met een 'vreemde' sociale origine.

Gezien deze sociale mobiliteit, zullen de geobserveerde levensverwachtingen voor specifieke SP-levels de gewogen som zijn van de werkelijke levensverwachtingen voor elk SP-level. Figuur 4 geeft de schatting van de *werkelijke* levensverwachtingen weer. Algemeen kunnen we stellen dat de verschillen een stuk groter zijn bij deze feitelijke levensverwachtingen.

Er kunnen ook enkele meer gedetailleerde observaties gemaakt worden. De schattingen voor de elite zijn in het algemeen twee tot vier jaar hoger dan degene verkregen door de initiële toepassing van de Blum e.a.-methode. Dit blijkt echter niet het geval te zijn voor de periode 1831-1850. Dit is de periode met de hoogste proportie elitevaders onder de vaders van elitezonen (84%, supra). Met andere woorden, het corrigeren voor het compositie-effect leidt tot hogere schattingen voor de elite voor die periodes waarvan we kunnen aannemen dat elitezonen een meer gevarieerde sociale origine hadden. Hierdoor was, zo zouden we kunnen veronderstellen, de schatting van de levensverwachting artificieel laag, vandaar de correctie.

Voor de lagere klassen als geheel en voor de middenklasse verandert de correctieprocedure niet echt veel. Als we het gemiddelde voor de schattingen van de lagere klassen afgebeeld in figuur 4 nemen, is het resultaat gelijkaardig aan het gemiddelde voor de lagere klassen verkregen door de Blum e.a.-methode (data niet getoond). Het maximumverschil is ongeveer 2 jaar (voor de periode 1800-1830), voor de andere periodes is het verschil minder dan 1 jaar. Bij de middenklasse vinden we hetzelfde patroon terug, zij het dat het verschil groter is voor de periode 1800-1830 (de gecorrigeerde schatting is ongeveer 5 jaar hoger), en voor de periode 1891-1913 (de gecorrigeerde schatting is ongeveer 5 jaar lager). Dat de

<sup>7</sup> Deze percentages zijn berekend voor de levende vaders, voor de overleden vaders hebben we geen beroepsinformatie.



gecorrigeerde schattingen in het algemeen weinig verschillen is niet verrassend in het licht van de slechts kleine geobserveerde verschillen in levensverwachting tussen deze klassen. Enkel voor de elite, voor wie de levensverwachting veel hoger blijkt de zijn, heeft het compositie-effect grotere gevolgen.

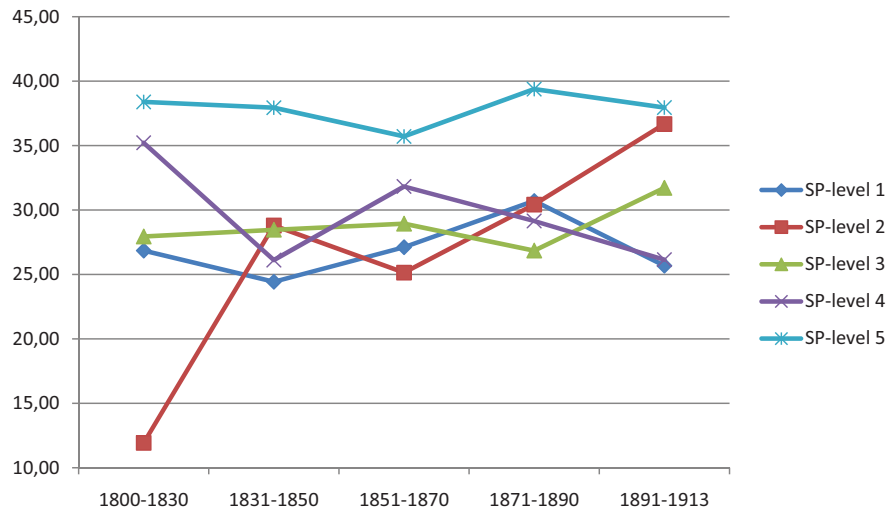
Aan de andere kant is het belangrijk om te wijzen op mogelijks foutieve gecorrigeerde schattingen voor de halfgeschoolde arbeiders. Dit is de klasse met de laagste proportie vader-zoon-overeenkomst. Periodes waarin de originele schattingen van de levensverwachting laag (periode 1800-1830) of hoog (periode 1891-1913) zijn, worden gekenmerkt door sterk gecorrigeerde schattingen. Deze resultaten zijn echter niet plausibel. Het is belangrijk om te benadrukken dat, ten eerste, in deze periodes de compositie van deze bruidegoms naar sociale origine niet verschillend was in vergelijking met de andere periodes. Met andere woorden, er is – in tegenstelling tot bij de elite in de periode 1831-1850 – geen veranderende compositie die het gevonden patroon kan verklaren, wat een compositie-effect onwaarschijnlijk maakt. Ten tweede moeten we er rekening mee houden dat onze methode om te controleren voor het compositie-effect ervan uitgaat dat vaders die er niet in slaagden hun sociale positie door te geven aan hun zonen dezelfde levensverwachting hebben als vaders uit dezelfde sociale klasse die daar wél in slaagden. Bijvoorbeeld, de vaders uit SP-level 3 met een zoon in SP-level 2 worden in onze methode veronderstelt de SP-level 3 levensverwachting te hebben. Dit is niet noodzakelijk het geval. Maar de correctiemethode zuivert de levensverwachting van SP-level 2 wel van de ‘verstorende’ invloed van die SP-level 3 vaders, waardoor de gecorrigeerde levensverwachting te laag of te hoog komt te liggen.

Dit probleem impliceert dat we de correctiemethode voorzichtig moeten toepassen. We suggereren deze enkel te gebruiken om na te gaan of veranderingen in mortaliteit gerelateerd zijn aan de veranderende sociale origine van de bruidegoms. In ieder geval moet de correctiemethode niet gebruikt worden om schattingen te corrigeren wanneer er geen veranderingen in sociale origine zijn.

#### **4.5. *Levensverwachting op 30 jaar op basis van de overlijdensakten***

De resultaten verkregen via de registratie van overlijdensdata worden getoond in tabel 4. Om de best mogelijke vergelijkingsbasis te hebben, pasten we de methode van Blum e.a. toe op een periode van 20 jaar rond de jaren waarvoor we over overlijdensakten beschikken. Op deze manier passen we de Blum e.a.-methode toe op de totale populatie (A) én de populatie die leeft in Gent (B). We herberekenden ook het compositie-effect voor deze periodisering (C). We berekenden de levensverwachtingen op basis van de overlijdensakten van de totale populatie (D) en de ooit-getrouwde populatie (E). Tabel 5 geeft de verschillen in de schattingen weer.

**Figuur 4:** Levensverwachting op 30 jaar geschat door het toepassen van de Blum e.a.-methode op huwelijksakten, gecorrigeerd voor het compositie-effect, Gent, 1800-1913



Ten eerste bekijken we subtabel A. Deze is hier toegevoegd om te illustreren dat vaders die niet wonen in het onderzoeksgebied moeten uitgesloten worden. Het uitsluiten van deze groep (subtabel B) leidt tot aanzienlijk lagere schattingen van de levensverwachtingen. Dit is geen verrassing gegeven het ‘urban mortality penalty’.

Ten tweede vergelijken we subtabel B met de schattingen gebaseerd op de overlijdensakten uit subtabel D. Hieruit leren we dat de schattingen op basis van de Blum e.a.-methode voornamelijk bij de twee eerste periodes wezenlijk hoger zijn dan de resultaten verkregen uit overlijdensakten. De algemene conclusie is dus vrij duidelijk, de IET leiden tot overschatting van de levensverwachting. Daarnaast is er nog een specifiek probleem voor de halfgeschoolden. Deze hebben een veel lagere levensverwachting op 30 jaar wanneer we gebruik maken van de overlijdensakten. Dit kan samenhangen met het tamelijk grote aantal ongehuwde en jong gesneuvelde soldaten in SP-level 2<sup>8</sup>.

<sup>8</sup> We selecteerden de overledenen (na 30 jaar) van SP-level 2 in 1846. De mediane leeftijd bij overlijden van ongehuwde soldaten (N=17) is 35, terwijl dit 47,4 is voor de totale groep (N=132).

**Tabel 4:** Levensverwachting op 30 jaar, verschillende benaderingen, Gent, 1800-1913

	1836-1856	N	1860-1880	N	1900-1913	N
<b>A. Methode van Blum e.a. gebaseerd op huwelijksakten</b>						
SP-level 1	26,6	256	29,9	442	31,3	302
SP-level 2	28,5	364	30,0	293	33,5	285
SP-level 3	29,6	505	29,4	570	31,7	488
SP-level 4	30,2	194	33,1	314	32,8	334
SP-level 5	35,9	73	33,9	73	39,5	97
<b>B. Methode van Blum e.a. gebaseerd op huwelijksakten, enkel met vaders die woonden of gestorven zijn in Gent</b>						
SP-level 1	25,7	213	29,0	389	29,4	266
SP-level 2	27,2	301	27,7	228	32,6	222
SP-level 3	28,6	420	28,4	488	31,0	410
SP-level 4	29,0	143	31,0	222	30,3	244
SP-level 5	36,9	48	33,2	50	35,5	57
<b>C. Methode van Blum e.a., rekening houdend met de compositie naar SP-level, enkel met vaders die woonden of gestorven zijn in Gent</b>						
SP-level 1	22,8	213	30,4	389	24,9	266
SP- niveau 2	28,1	301	25,4	228	38,6	222
SP- niveau 3	30,1	420	27,0	488	29,6	410
SP- niveau 4	26,8	143	33,8	222	30,1	244
SP- niveau 5	37,4	48	33,6	50	38,0	57
<b>D. Overlijdensakten, totale populatie mannen</b>						
SP- niveau 1	23,7	266	25,4	555	29,7	130
SP- niveau 2	16,7	63	20,8	249	28,3	93
SP- niveau 3	25,2	116	25,3	466	29,8	176
SP- niveau 4	25,7	93	26,2	430	32,5	172
SP- niveau 5	33,8	41	30,4	111	35,4	72
<b>E. Overlijdensakten, getrouwde en verweduwde mannen</b>						
SP- niveau 1	27,0	223	27,3	468	30,5	115
SP- niveau 2	24,9	34	24,2	190	29,2	83
SP- niveau 3	27,7	98	27,5	402	30,4	166
SP- niveau 4	28,5	75	28,2	364	32,9	148
SP- niveau 5	36,3	28	32,1	69	36,1	56

De ‘overschatting’ van de levensverwachting die gepaard gaat met de toepassing van IET op huwelijksakten is mogelijks het gevolg van de selectie van een gezonde subpopulatie. Aangezien de huwelijksstatus van de overledenen is aangegeven in de overlijdensakten, kunnen we ervoor controleren. Tabel E geeft de levensverwachtingen, berekend zonder de nooit-gehuwden. Het is duidelijk dat het huwelijk samenhangt met gezondheid (subtabel D versus E). Voor de eerste twee periodes zijn de schattingen veel lager wanneer men de totale steekproef mannen gebruikt. Het verschil tussen de twee sets schattingen is minder groot in de laatste periode. Dit zou kunnen verklaard worden door de stijgende huwelijksintensiteit tijdens de tweede helft van de 19<sup>e</sup> eeuw. Im steeg van 0,350 in 1846 tot 0,400 in 1880 tot ongeveer 0,500 in 1910 (Van de Putte, 2005).

Als we de schattingen gebaseerd op de huwelijksakten (subtabel B) vergelijken met de overlijdensakten van degenen die ooit getrouwd zijn geweest, vinden we minder grote verschillen. Enkel voor de periode 1860-1880 was het gemiddelde verschil meer dan één jaar, wat op zich wel meevalt (tabel 5). Dit zou het gevolg kunnen zijn van onze periodisering. De sterfte begon te dalen vanaf 1870, waardoor deze periode een overgangperiode is, en wellicht gevoelig is voor de keuze van de periodegrenzen. De schattingen voor de periode 1851-1870 (supra) zijn min of meer in lijn met de schattingen voor 1869-1871.

Subtabel C is opgenomen om aan te tonen wat er gebeurt wanneer we rekening houden met het compositie-effect. Gegeven de discussie in de vorige sectie moeten we deze resultaten met enige voorzichtigheid benaderen. De gecorrigeerde schattingen verschillen erg veel van deze uit subtabel A en B, maar zorgen er niet voor dat de schattingen beter bij subtabel E passen, integendeel. Met andere woorden, ook hier vinden we weinig steun voor de blinde toepassing van deze correctiemethode. Dit geldt trouwens ook voor de elite. De hogere schattingen verkregen via de procedure om het compositie-effect te verklaren, worden niet gereflecteerd in subtabel E. Bijvoorbeeld, voor de periode 1900-1913, is de gecorrigeerde schatting voor de elite 38 (subtabel C), maar slechts 36,1 wanneer men de overlijdensakten (subtabel E) gebruikt, wat slechts 0,6 jaar hoger is dan bij de methode van Blum e.a. (subtabel B). Dit alles lijkt te suggereren dat de vaders uit de middenklasse en de lagere klassen *met* elitezonen (die dus ingedeeld zijn bij de elite) geen aanzienlijk lagere levensverwachting hebben dan de elitevaders met elitezonen. Anders gezegd, als de opklimmers uit de middenklasse en de lagere klassen positief geselecteerd zijn (op gezondheid/levensverwachting), is een correctie overbodig. Dit lijkt hier alvast niet uitgesloten te kunnen worden.

In tabel 6 gaan we over tot de eigenlijke vergelijking van het klassenverschil in sterfte. De verschillen tussen schattingen voor de elite en de middenklasse worden

vergeleken met het gemiddelde van de schattingen van de lagere klassen<sup>9</sup>. Het verschil tussen de elite en de lagere klassen is groot in de eerste helft van de 19<sup>e</sup> eeuw, en daalde nadien. Deze trend is zichtbaar in alle benaderingen (behalve bij degene gebaseerd op *alle* huwelijksakten, subtabel A). Belangrijk echter is dat de grootteorde verschilt. De schattingen gebaseerd op de overlijdensakten van de totale populatie tonen grotere verschillen. Door gebruik te maken van de huwelijksakten zullen we de mortaliteitsverschillen met maximum 2 jaar overschatten (B versus D). Dit blijkt het resultaat te zijn van het gezondheidsselectie-effect, aangezien de vergelijking met de overlijdensakten van de individuen die ooit getrouwd zijn beter is (E versus B).

Het verschil tussen de middenklasse en de lagere klassen is klein. Het maximale verschil is ongeveer vier jaar (1836-1856, gebruik makend van alle overlijdensakten). Maar los van deze algemene conclusie, blijken er toch wat verschillen te zijn tussen de schattingen. Zo stellen we vast op basis van de huwelijksakten dat er geen verschil was tussen de middenklasse en de lagere klasse na 1890. Dit wordt niet bevestigd wanneer we gebruik maken van overlijdensakten. In dat geval blijft er een verschil van ongeveer drie jaar. Vooral het verschil tussen subtabel B (hewelijksakten) en E is verontrustend (overlijdensakten voor ooit-getrouwden). Dit impliceert dat we de verschillende resultaten niet kunnen verklaren aan de hand van de gezondheidselectie-hypothese. Ook het compositie-effect lijkt onwaarschijnlijk als verklaring voor dit verschil (zie subtabel C, hou er rekening mee dat de samenstelling van de middenklassenbruidegoms naar sociale origine niet verandert in die periode in tegenstelling tot in de vorige periodes). Meer nog, de middenklasse veranderde ook niet ingrijpend wat betreft migrantencompositie (proportie autochtonen, landelijke en niet-landelijke migranten). We benadrukken ook dat de middenklasse een vrij grote groep is, zodat een vertekening omwille van een te klein aantal observaties uitgesloten kan worden als mogelijke verklaring.

---

<sup>9</sup> Dit is een zeer eenvoudige manier om mortaliteitsverschillen te meten. Meer verfijnde vergelijkingen werden door Pamuk (1985) ontwikkeld.

**Tabel 5: Levensverwachting op 30 jaar, vergelijking van de verschillende benaderingen, Gent, 1800-1913**

Verschillen vergeleken met schattingen gebaseerd op overlijdensakten getrouwde en verweduwd mannen		1836-1856		1860-1880		1900-1913	
Verschillen vergeleken met schattingen gebaseerd op overlijdensakten, totale populatie		1836-1856		1860-1880		1900-1913	
<b>A. Methode van Blum e.a. gebaseerd op huwelijksakten</b>							
SP-level 1		-0,4	2,6	0,7		2,9	4,5
SP-level 2		3,6	5,9	4,3		11,8	9,2
SP-level 3		1,9	1,9	1,3		4,4	4,1
SP-level 4		1,7	4,9	-0,1		4,5	6,9
SP-level 5		-0,4	1,8	3,4		2,1	3,5
Gemiddelde		1,3	3,4	1,9		5,1	5,6
<b>B. Methode van Blum e.a. gebaseerd op huwelijksakten, enkel met vaders die leefden of gestorven zijn in Gent</b>							
SP-level 1		-1,3	1,8	-1,1		2,0	3,7
SP-level 2		2,4	3,5	3,4		10,5	6,9
SP-level 3		0,9	0,9	0,6		3,4	3,1
SP-level 4		0,5	2,8	-2,6		3,3	4,8
SP-level 5		0,6	1,1	-0,6		3,1	2,8
Gemiddelde		0,6	2,0	0,0		4,5	4,3
<b>C. Methode van Blum e.a., rekening houdend met de compositie naar SP-level, enkel met vaders die leefden of gestorven zijn in Gent</b>							
SP-level 1		-4,1	3,2	-5,7		-0,8	5,0
SP-level 2		3,3	1,3	9,4		11,4	4,6
SP-level 3		2,4	-0,6	-0,8		4,9	1,7

**Tabel 5:** Levensverwachting op 30 jaar, vergelijking van de verschillende benaderingen, Gent, 1800-1913 (vervolg)

	Verschillen vergeleken met schattingen gebaseerd op overlijdensakten getrouwde mannen			Verschillen vergeleken met schattingen gebaseerd op overlijdensakten, totale populatie		
	1836-1856	1860-1880	1900-1913	1836-1856	1860-1880	1900-1913
SP-level 4	-1,7	5,6	-2,8	1,0	7,7	-2,4
SP-level 5	1,2	1,5	1,9	3,6	3,2	2,6
Gemiddelde	0,2	2,2	0,4	4,0	4,5	1,1

D. Overlijdensakten, totale populatie mannen	
SP-level 1	0,0
SP-level 2	0,0
SP-level 3	0,0
SP-level 4	0,0
SP-level 5	0,0
Gemiddelde	0,0

E. Overlijdensakten, getrouwde en verveduwde mannen	
SP-level 1	0,0
SP-level 2	0,0
SP-level 3	0,0
SP-level 4	0,0
SP-level 5	0,0
Gemiddelde	0,0

D. Overlijdensakten, totale populatie mannen	
SP-level 1	-3,3
SP-level 2	-8,1
SP-level 3	-2,5
SP-level 4	-2,8
SP-level 5	-2,4
Gemiddelde	-3,8

E. Overlijdensakten, getrouwde en verveduwde mannen	
SP-level 1	0,0
SP-level 2	0,0
SP-level 3	0,0
SP-level 4	0,0
SP-level 5	0,0
Gemiddelde	0,0

E. Overlijdensakten, getrouwde en verveduwde mannen	
SP-level 1	3,3
SP-level 2	8,1
SP-level 3	2,5
SP-level 4	2,8
SP-level 5	2,4
Gemiddelde	3,8

= verschil < -2  
 = verschil > +2

De enige mogelijke verklaring die we kunnen bedenken, is dat de schatting van de vaderschapsleeftijd niet correct is. De laatste decennia van de 19<sup>e</sup>-eeuw zijn erg turbulent, met een daling van de huwelijksleeftijd en van de vruchtbaarheid. In dergelijke transitieperiode is de schatting van de vaderschapsleeftijd op basis van externe gegevens wellicht extra kwetsbaar voor vertekening. Als we onze schatting van de vaderschapsleeftijd met één jaar zouden verhogen, zou dit de geschatte levensverwachting al met één jaar doen stijgen. Maar er is geen enkele solide empirische fundering voor een legitimatie van zo'n herschatting van de vaderschapsleeftijd.

**Tabel 6:** Klassenverschillen in levensverwachting op 30 jaar, vergelijking van de verschillende benaderingen, Gent, 1800-1913, referentiegroep = SP-level 1,2,3

	1836-1856	1860-1880	1900-1913
<b>A. Methode van Blum e.a. gebaseerd op huwelijksakten</b>			
SP-level 4	2,0	3,3	0,6
SP-level 5	7,7	4,1	7,4
<b>B. Methode van Blum e.a. gebaseerd op huwelijksakten, enkel met vaders die leefden of gestorven zijn in Gent</b>			
SP-level 4	1,9	2,6	-0,7
SP-level 5	9,7	4,8	4,5
<b>C. Methode van Blum e.a., rekening houdend met de compositie naar SP-level, enkel met vaders die leefden of gestorven zijn in Gent</b>			
SP-level 4	-0,2	6,2	-0,9
SP-level 5	10,4	6,0	7,0
<b>D. Overlijdensakten, totale populatie mannen</b>			
SP-level 4	3,9	2,4	3,2
SP-level 5	12,0	6,6	6,1
<b>E. Overlijdensakten, getrouwde en verweduwd mannen</b>			
SP-level 4	2,0	1,9	2,8
SP-level 5	9,8	5,8	6,0

## 5. Conclusie

Op basis van de IET stelden we vast dat mortaliteitsverschillen binnen de lagere klassen nagenoeg afwezig waren, terwijl het verschil tussen de middenklasse en de lagere klasse beperkt was. We vonden wel vrij sterke verschillen tussen de elite en de andere klassen. Blijkbaar slaagden zij er wel in hun socio-economisch overwicht te vertalen in een hogere levensverwachting.



De vraag is nu of we deze resultaten wel mogen geloven. Bij de toepassing van IET op huwelijksakten zijn er twee problemen: de vage omschrijving van beroepstitels zoals weergegeven in huwelijksakten en de mogelijke vertekening van de schatting van de levensverwachting door het gebruik van de proportie vaders dat leefde op het moment van het huwelijk van hun zoon als indicator voor volwassenensterfte.

Voor het eerste probleem hebben we een afdoende oplossing gevonden. De toepassing van het SOCPO-schema en het vergelijken van mortaliteitsverschillen met verschillen in geletterdheid geeft ons voldoende zekerheid dat onze resultaten valide zijn. Zo menen we dat de voor sommige klassen beperkte sterfteverschillen niet te wijten zijn aan het gebruik van beroepstitels, aangezien de verschillen in geletterdheid wel sterk waren.

Het tweede probleem is iets complexer, zo blijkt. We geven een kort overzicht van de voornaamste pijnpunten (zie ook Van de Putte, 2009 voor een discussie van meer methodologische problemen). Ten eerste is er overduidelijk een selectie-effect. Schattingen gebaseerd op huwelijksakten overschatten de levensverwachting met twee tot vier jaar. Dit blijkt in meer of mindere mate voor elke klasse het geval te zijn. Toch zijn ook de klassenverschillen onderschat. In onze steekproef worden die verschillen onderschat met ongeveer twee jaar. Wellicht verandert deze vertekening doorheen de tijd. Als een gevolg van de toenemende huwelijksintensiteit menen we dat de vertekening minder sterk wordt. Een belangrijk advies is dan ook om in de mate van het mogelijke de huwelijksintensiteit te meten om op die manier een inzicht te krijgen in de mogelijke evolutie van het selectie-effect.

Ten tweede is er mogelijk ook een compositie-effect. De resultaten voor de elite suggereren op zijn minst dat deze mogelijkheid bestaat. Toch bleek onze methode om voor de effecten van dit compositie-effect te controleren niet echt overtuigend. De resultaten tonen grotere verschillen tussen de klassen, maar deze werden niet bevestigd door de vergelijking met de schattingen gebaseerd op de overlijdensakten. Dit betekent niet dat er geen compositie-effect aanwezig is, we kunnen het enkel niet voldoende aantonen, noch ervoor corrigeren. In elk geval, bij de toepassing van IET op basis van huwelijksakten is het aangeraden om de samenstelling van elke klasse bruidegoms te meten en te controleren of veranderingen in deze samenstelling mogelijk verantwoordelijk zijn voor veranderende schattingen van de levensverwachting.

Ten derde veronderstelt de methode dat de vaderschapsleeftijd gekend is. Deze informatie is niet altijd aanwezig en moet daarom doorgaans geschat worden via een voorbeeldpopulatie. Voornamelijk in transitieperiodes (zoals de periode van

vruchtbaarheidsdaling in de late 19<sup>e</sup>-eeuw), bij korte tijdsperiodes en voor specifieke groepen kan de schatting foutief zijn, wat tot vertekening leidt.

Niettegenstaande deze bemerkingen, kunnen we wel stellen dat de toepassing van IET op huwelijksakten ons nuttige informatie zal verschaffen over de evolutie in mortaliteitsverschillen naar klasse. Er zijn wel beperkingen, ideale omstandigheden en veiligheidsmaatregelen te formuleren. De methode is niet geschikt om fijnmazige verschillen en evoluties op te sporen. Onze suggestie zou zijn om conservatief verschillen van minder dan 2 tot 4 jaar te beschouwen als onbetrouwbaar. De beste resultaten zullen gevonden worden als de methode wordt toegepast op grote datasets, met een groot onderzoeksgebied en voor dewelke de leeftijd bij vaderschap gekend is. En ten slotte zijn de in deze paper voorgestelde controles (het gebruik maken van een expliciet en interpreteerbaar klassenschema zoals het SOCP0-schema of een equivalent ervan, het vergelijken met de verschillen in geletterdheid, het bekijken van de evolutie van huwelijksintensiteit en van de samenstelling naar sociale origine van elke klasse bruidegoms) noodzakelijk om mogelijke vertekening te evalueren.

We sluiten af met een korte discussie van de substantiële resultaten. Het feit dat er weinig verschillen waren binnen de lagere klassen is wellicht niet verbazingwekkend. Velen onder hen leefden in dezelfde buurten en gingen gebukt onder slechte levensomstandigheden. Ondanks het feit dat de ruimtelijke segregatie niet erg sterk was (hoewel die toenam in de tweede helft van de 19<sup>e</sup> eeuw), blijkt de elite, maar niet de middenklasse, in staat zware gevolgen in termen van levensverwachting te vermijden. Mogelijks wist de elite via haar buitenverblijven op het platteland rondom de stad aan de sterftecrisissen te ontsnappen. Ook de stijgende levensverwachting (op dertig jaar) voor de lagere klassen in de tweede helft van de 19<sup>e</sup>-eeuw is wellicht weinig verbazingwekkend in het licht van wat we weten over de mortaliteit in Gent. Betere behuizing, een stijgende levensstandaard en urbanisatieprogramma's maakten de stad minder kwetsbaar voor ziektes zoals cholera en tuberculose. We observeerden deze stijging niet voor de middenklasse en de elite. Op de vooravond van de 20<sup>e</sup>-eeuw had de elite nog steeds een hogere levensverwachting (op dertig jaar), maar het verschil met de lagere klassen daalde van 10 tot ongeveer 4 jaar. Deze bevinding is consistent met Antonovsky's theorie (1967), die claimt dat tussen 1650 en 1850 de mortaliteitsverschillen stegen ten gevolge van de betere levensomstandigheden van de middenklasse en de elite en dat de levensstandaard van de lagere klasse daalde ten gevolge van de industrialisatie. Daarna, na 1850, begonnen de verschillen in mortaliteit te dalen. Dit is ook wat we observeren in Gent: grote verschillen in de vroegindustriële periode, en kleinere verschillen in de tweede helft van de 19<sup>e</sup>-eeuw, wanneer de mortaliteit daalde, de

levenstandaard toenam en de industriële samenleving evolueerde naar zijn volwassen vorm.

## 6. Dankbetuiging

De auteurs wensen Frans Van Poppel, Jeroen Backs, Isabelle Devos en Ronan Van Rossem te bedanken voor hun hulp.

## 7. Referenties

- Antonovsky, A. (1967). Social Class, Life Expectancy and Overall Mortality. *Milbank Memorial Fund Quarterly*, 45 (2), p. 31-76.
- Baten, J. & Murray, J. (1998). Women's Stature and Marriage Markets in Pre-industrial Bavaria. *Journal of Family History*, 23 (2), p. 124-135.
- Backs, J. (2000). *Mortaliteitsonderzoek van Gent tijdens 2<sup>de</sup> helft 19<sup>de</sup> – 1<sup>ste</sup> helft 20<sup>ste</sup> eeuw*. Niet-gepubliceerde licentiaatsscriptie. Universiteit Gent, Vakgroep Nieuwe Geschiedenis.
- Backs, J. (2001). Mortality in Ghent, 1850-1950. A Social Analysis of Death. *Belgisch Tijdschrift voor Nieuwste Geschiedenis*, 31 (3-4), p. 529-556.
- Ben-Shlomo, Y., Davey-Smith, G., Shipley, M. & Marmot, M.G. (1993). Magnitude and Causes of Mortality Differences between Married and Unmarried Men. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 47 (3). p. 200-205.
- Blum, A., Houdaille, J. & Lamouche, M. (1990). *Mortality Differentials in France during the Late 18th and Early 19th Centuries*. *Population. English Selection*, 2, p. 163-185.
- Bonneuil, N. & Rosenthal, P. (1999). Changing Social Mobility in Nineteenth Century France. *Historical Methods*, 32 (2), p. 53-74.
- Coale, A. & Demeny, P. (1966). *Regional Model Life Tables and Stable Populations*. New York: Academic Press.
- Delger, H. & Kok, J. (1998). Bridegrooms and Biases. A Critical Look at the Study of Intergenerational Mobility on the Basis of Marriage Certificates. *Historical Methods*, 31 (3), p. 113-122.
- Dillen, K. (2001). From One Textile Center to Another: Migrations from the District of Ghent to the City of Armentières (France) during the Second Half of the 19<sup>th</sup> Century. *Belgisch Tijdschrift voor Nieuwste Geschiedenis*, 31 (3-4), p. 431-452.
- Fu, H. & Goldman, N. (1996). Incorporating Health into Models of Marriage Choice: Demographic and Sociological Perspectives. *Journal of Marriage and the Family*, 58 (3), p. 740-758.
- Haines, M. (2001). The Urban Mortality Transition in the United States, 1800-1940. *Annales de Démographie Historique*, 1, p. 33-64.
- Helmchen, L. (2002). *Marriage Market Incentives to invest in Health*. Chicago: University of Chicago. Geraadpleegd op: [http://home.uchicago.edu/~lahelmch/job\\_market\\_paper.pdf](http://home.uchicago.edu/~lahelmch/job_market_paper.pdf).
- Hu, Y. & Goldman, N. (1990). Mortality Differentials by Marital Status: an International Comparison. *Demography*, 27 (2), p. 235-250.

- Miles, A. & Van de Putte, B. (2010). How to Measure Class from Occupation? *Belgisch Tijdschrift voor Nieuwste Geschiedenis*, XL (1-2), p. 87-109.
- Murray, J. (2000). Marital Protection and Marital Selection: Evidence from a Historical-Prospective Sample of American Men. *Demography*, 37 (4), p. 511-521.
- Pamuk, E. (1985). Social Class Inequality in Mortality from 1921 to 1972 in England and Wales. *Population Studies*, 39 (1), p. 17-31.
- Sköld, P. (2003). The Beauty and the Beast – Smallpox and Marriage in Eighteenth and Nineteenth-Century Sweden. *Historical Social Research*, 28 (3), p. 141-161.
- Timaeus, I. (1991). Estimation of Adult Mortality from Orphanhood Before and Since Marriage. *Population Studies*, 45 (3), p. 455-472.
- Van Leeuwen, M.H.D., Maas, I. & Miles, A. (2002). *HISCO: Historical International Standard Classification of Occupations*. Leuven: Leuven University Press.
- Van de Putte, B. (2005). *Partnerkeuze in de negentiende eeuw*. Leuven: Leuven University Press.
- Van de Putte, B. & Buyst, E. (2010). Occupational titles? Hard to Eat, Easy to Catch. *Belgisch Tijdschrift voor Nieuwste Geschiedenis*, XL (1-2), p. 7-31.
- Van de Putte, B. & Miles, A. (2005). A Class Scheme for Historical Occupational Data. The Analysis of Marital Mobility in Industrial Cities in 19th Century Flanders and England. *Historical Methods*, 38 (2), p. 61-92.
- Van de Putte, B., Matthijs, K. & Vlietinck, R. (2008). Mortality in the Family of Origin and its Effect on Marriage Partner Selection in a Flemish Village (18<sup>th</sup>-20<sup>th</sup> century). In: Bengtsson, T., Lee, J. & Mineau, G. (eds.), *Kinship and Demographic Behaviour in the Past*, p. 37-72. New York: Springer Press (IUSSP series).
- Van de Putte, B. (2009). *An Evaluation of Indirect Estimation Techniques to Measure Mortality Differentials by Class. A Case Study of Ghent (Belgium) in the 19<sup>th</sup> Century and Scania (Sweden) in the 18<sup>th</sup> to 20<sup>th</sup> Century*. Paper gepresenteerd aan de Social Science History Association, Los Angeles, Verenigde Staten.
- Van Poppel, F. (1976). Burgerlijke staat en doodsoorzaak: een overzicht van de situatie in de 19e en het begin der 20e eeuw. *Bevolking en Gezin*, 27 (1), p. 41-66.
- Van Poppel, F. & De Jong, J. (1998). The Effects of Paternal Mortality on Son's Social Mobility. *Historical Methods*, 31 (3), p. 101-113.
- Van Poppel, F., Jennissen, R. & Mandemakers, K. (2009). Time Trends in Social Class Mortality Differentials in the Netherlands, 1820-1920; An Assessment based on Indirect Estimation Techniques. *Social Science History*, 33 (2), p. 119-153.