

**Socio-economische ongelijkheid in sterfte
op middelbare leeftijd in België.**

Een analyse van de Nationale Databank Mortaliteit

Auteurs: Sylvie Gadeyne en Patrick Deboosere, V.U.B., Interface Demography

Dankwoord

Deze studie kwam tot stand in het kader van het Agora-programma van de Federale Diensten voor Wetenschappelijke, Technische en Culturele Aangelegenheden (DWTC). In samenwerking met het Nationaal Instituut voor de Statistiek, werkte het Steunpunt Demografie van de VUB aan een pilootproject, waarbij het potentieel van de bestaande administratieve data werd nagegaan voor een socio-economische analyse van de mortaliteit. Dit resulteerde in de aanmaak van de Nationale Databank Mortaliteit, een geanonimiseerde koppeling van Rijksregistergegevens en volkstellingdata, die de aanzet vormde tot een serie analyses van differentiële sterfte op individueel vlak in België, een thema waarover totnogtoe geen data beschikbaar waren. De analyses werden verder ondersteund door een mandaat van het Fonds voor Wetenschappelijk Onderzoek Vlaanderen voor de periode 1999-2000. De auteurs wensen specifiek deze instellingen te bedanken voor het mogelijk maken van het wetenschappelijk onderzoek naar differentiële sterfte in België.

In het bijzonder gaat onze dank uit naar de medewerkers van het N.I.S. die bij dit project betrokken waren: Mevr. A. Walravens en de Heren E. Wiliquet, R. Van Renterghem en L. Schoofs. Dank ook aan Dr. Camille Vanderhoeft voor zijn geduldige opvolging van de publicatie.

De auteurs wensen ook hun dank uit te drukken aan Prof. R. Lesthaeghe voor zijn niet aflatende ondersteuning, raadgevingen en aanmoediging en aan Prof. H. Page die mee aan de basis lag van dit onderzoek.

Inhoudstafel

I.	Inleiding	2
II.	Data: de Nationale Databank Mortaliteit 1991-96.....	8
II.1	De volkstelling van 1991 met het Rijksregister als basis	9
II.2	De kwaliteit van de koppeling tussen de volkstelling en het Rijksregister	11
II.3	De statistiek van de sterfteoorzaken	14
II.4	De probabilistische koppeling met de statistiek van de sterfteoorzaken.....	16
II.5	Overzicht van de covariaten.....	17
III.	Analysemethode, doelgroep en indicatoren.....	22
III.1	De Cox-regressie.....	22
III.2	De doelgroep: Belgische mannen en vrouwen van middelbare leeftijd.....	23
III.3	Indicatoren en modellen.....	24
IV.	Socio-economische sterfteverschillen bij Belgische mannen van middelbare leeftijd	32
IV.1	Differentiële sterfte in België bevestigd voor verschillende socio-economisch indicatoren	32
IV.1.1	De beroepsstatus: een duidelijke tweedeling	33
IV.1.2	Het soort van inkomen: de niet-actieven opnieuw benadeeld.....	36
IV.1.3	De huisvestingskwaliteit en de invloed van de levensstandaard	37
IV.1.4	Het onderwijsniveau: de sociale dualiteit	39
IV.1.5	De leefvorm: een duidelijk sociaal patroon	45
IV.1.6	Conclusie	46
IV.2	Controles voor andere dimensies: aanhoudende verschillen.....	46
IV.2.1	Het belang van het inkomenstype.....	47
IV.2.2	De huisvestingskwaliteit	48
IV.2.3	De huishoudenspositie	49
IV.2.4	Het onderwijsniveau	51
IV.3	Conclusie	52

V.	Socio-economische sterfteverschillen bij Belgische vrouwen van middelbare leeftijd	56
V.1	Doelgroep, indicatoren en modellen	57
	V.1.1 De doelgroep.....	57
	V.1.2 Indicatoren van de socio-economische status bij vrouwen	58
	V.1.3 Modellen	60
V.2	Socio-economische sterfteverschillen bij Belgische vrouwen: de kleinere verschillen bevestigd	60
	V.2.1 De beroepsstatus en de tewerkstellingsstatus: licht gewijzigde patronen	61
	V.2.2 Het soort van inkomen: meer gelijkaardige patronen	65
	V.2.3 De huisvestingskwaliteit: een nog grotere overeenkomst	68
	V.2.4 Het onderwijsniveau: een typischer patroon voor vrouwen	68
	V.2.5 De leefvorm: het belang van het huwelijke èn van kinderen	70
	V.2.6 De pariteit of afstamming	72
	V.2.7 Het combineren van rollen: voordelig of nadelig.....	73
V.3	Conclusie	76
VI.	Socio-economische sterfteverschillen bij Belgische mannen en vrouwen: opsplitsing naar burgerlijke staat	80
VI.1	De kleinere materiële sterfteverschillen bij vrouwen: een zaak van gehuwden?	81
	VI.1.1 De tewerkstellingsstatus en de beroepsstatus.....	81
	VI.1.2 Het inkomenstype	84
	VI.1.3 De huisvestingskwaliteit	84
VI.2	De sociale sterfteverschillen naar geslacht en burgerlijke staat	85
	VI.2.1 Het onderwijsniveau	85
	VI.2.2 De pariteit of afstamming	85
	VI.2.3 De combinatie van rollen	89
VI.3	Conclusies	89

VII.	Regionale sterfteverschillen op middelbare leeftijd in België	92
VII.1	Doelgroep, modellen en indicatoren.....	93
	VII.1.1 De doelgroep.....	93
	VII.1.2 Modellen	93
	VII.1.3 Regionaal criterium en socio-economische indicatoren	94
VII.2	Sterfteverschillen naar arrondissement bij Belgische mannen: de hogere sterfte in Wallonië bevestigd	94
VII.3	Regionale sterfteverschillen bij Belgische mannen en socio-economische kenmerken: een aanhoudend maar gewijzigd patroon	97
	VII.3.1 De rol van de afzonderlijke socio-economische dimensies	97
	VII.3.2 De regionale sterfteverschillen in het multivariaat model	101
	VII.3.3 Een andere zienswijze: de sterfte per arrondissement gegeven de socio-economische kenmerken van de man	104
	VII.3.4 Conclusies	107
VII.4	Regionale sterfteverschillen bij Belgische vrouwen van middelbare leeftijd: gelijkaardige patronen	109
	VII.4.1 Een vergelijkbaar maar misschien meer "stedelijk" patroon bij vrouwen	110
	VII.4.2 Controles voor socio-economische kenmerken	112
VII.5	Conclusies	116
	Bibliografie.....	120
	Annexen	127

Inleiding

I. Inleiding

Hoewel de levensverwachting sterk is toegenomen tijdens de 20^{ste} eeuw, sterven zelfs in het Westen nog relatief veel vrouwen en vooral mannen op vroegtijdige leeftijd, d.i. vóór de leeftijd van 65 jaar. Het fenomeen van vroegtijdige sterfte treft niet alle klassen in gelijke mate, maar lijkt groter te zijn voor bepaalde socio-economische groepen. Studies over differentiële sterfte illustreren doorgaans dat een lagere status, in termen van opleiding, beroep, inkomen en levensstandaard, geassocieerd is met een hogere mortaliteit.

Voor België zijn, in vergelijking met andere Westerse landen, opvallend weinig studies voorhanden over dit thema. De belangrijkste reden hiervoor dient gezocht te worden in het gebrek aan statistische gegevens, waardoor individuele sterftekansen niet te relateren zijn aan socio-economische variabelen. Aan deze situatie is een einde gekomen dankzij de koppeling van twee geanonimiseerde databanken, de individuele volkstellingdata van 1991 en de sterftegegevens van 1991 tot 1996 uit het Rijksregister. Deze koppeling werd gerealiseerd door het Steunpunt Demografie van de VUB, in samenwerking met het Nationaal Instituut voor de Statistiek (N.I.S.). Voor het eerst kunnen individuele socio-economische sterfteverschillen dus op een robuuste en gedetailleerde manier geanalyseerd worden voor België.

In deze bijdrage worden socio-economische verschillen in algemene sterfte, d. i. zonder onderscheid naar doodsoorzaak, bestudeerd aan de hand van Cox-regressies, toegepast op de Belgische mannen en vrouwen van middelbare leeftijd. Na de presentatie van enkele verklarende hypothesen voor de relatie tussen socio-economische positie en sterfte, volgt een beschrijving van de gegevens, de analysemethode en de indicatoren. De onderzoeksresultaten worden in vier delen voorgesteld. Eerst wordt de aandacht toegespitst op de socio-economische sterfteverschillen bij de Belgische mannen van middelbare leeftijd. Vervolgens komen de vrouwen van middelbare leeftijd aan bod en worden de resultaten vergeleken met deze voor de mannelijke bevolking. In een volgend onderzoeksdeel worden de analyses opgesplitst naar burgerlijke staat en tenslotte worden ook de regionale sterfteverschillen onder de loep genomen.

Het thema van sociale ongelijkheid in sterfte vormt het centraal onderwerp van talrijke studies. In het Westen lijkt differentiële mortaliteit van alle tijden te zijn en is er door de eeuwen heen sprake van een negatieve relatie tussen sterfte en socio-economische klasse (Antonovsky, 1967). Na de Tweede Wereldoorlog heerste de algemene opvatting dat de introductie van de welvaartsstaat de sociale ongelijkheid zou opvangen en dat sterfteverschillen zouden verdwijnen. Hierdoor werd het onderzoek naar differentiële mortaliteit in zekere zin afgeremd. In 1980, echter, werd het *Black Report* gepubliceerd in opdracht van het Brits Ministerie van Sociale Zaken. Socio-economische sterfteverschillen leken in Engeland en Wales niet verdwenen, maar integendeel aangegroeid sedert de jaren dertig (Wilkinson, 1986). Het rapport gaf aanleiding tot vernieuwde belangstelling voor en onderzoek naar differentiële sterfte, vooral in Engeland en de Scandinavische landen, maar ook in Frankrijk, Italië, Nederland en de Verenigde Staten¹.

De meerderheid van de studies bevestigt, onafhankelijk van tijd en ruimte, een negatieve associatie tussen sterfte en sociale klasse. Ruimtelijk worden in het Westen de grootste sterfteverschillen waargenomen in de Verenigde Staten, Frankrijk en Italië, de kleinste in

¹ Voor Engeland zie onder andere Davey-Smith, Hart et al. (1998), Marmot (1986), Marmot (1988), Marmot (1995), Marmot en Shipley (1996), voor de Scandinavische landen zie Diderichsen en Hallqvist (1997), Kaprio, Sarna et al. (1996), Lahelma en Valkonen (1990), Martelin (1994), Martikainen (1995), Martikainen en Valkonen (1996), Vagerö en Lundberg (1995), Valkonen (1987), Valkonen, Martelin et al. (1990) en Valkonen, Sihvonen et al. (1997), voor Frankrijk zie Barbieri en Toulemon (1997), Lang, Ducimetière et al. (1997), Leclerc en Goldberg (1984), Leclerc en Lert (1989), voor Nederland zie Hesselink, Mackenbach et al. (1990) en Kromhout, Doornbos et al. (1988) en voor de VSA tenslotte zie Blane, White et al. (1996), Elo en Preston (1996), Feldman, Makuc et al. (1989), Fiscella en Franks (1997), Mare (1990) en Menchik (1993).

Nederland, Zweden, Denemarken en Noorwegen, met daartussenin Finland en Engeland en Wales (Valkonen, 1989; Leclerc en Goldberg, 1984 en Leclerc en Lert, 1989). In een recenter onderzoek van Kunst (1997), gebaseerd op een groter aantal studies en op andere indicatoren, wordt dit patroon in zekere zin tegengesproken en zijn de Scandinavische landen niet langer gekenmerkt door de kleinste sterfteverschillen. De hypothese dat de goed uitgebouwde sociale zekerheidssystemen van deze landen minder ongelijkheid genereren op vlak van de mortaliteit lijkt dus niet langer bevestigd. Doorheen de tijd wordt meestal een stijgende trend van de ongelijkheid waargenomen (Feldman, Makuc et al., 1989; Kunst en Mackenbach, 1989; Pamuk, 1985; Pappas, Queen et al., 1993; Vagerö en Lundberg, 1995; Valkonen, 1993 en Diderichsen en Hallqvist, 1997).

Voor België zijn weinig studies beschikbaar over differentiële mortaliteit. Sterfte wordt doorgaans onderzocht in functie van de twee klassieke basisvariabelen, leeftijd en geslacht (bijvoorbeeld Delanghe, 1971 en Willems, 1990).

Er bestaat wel relatief veel onderzoek naar regionale sterftepatronen. Op het einde van de 19^e eeuw kende Vlaanderen een hogere mortaliteit dan Wallonië, maar na de Tweede Wereldoorlog veranderde dit beeld (Schepers, Smet et al., 1985). Studies tonen aan dat het Waalse landsgedeelte vandaag gekenmerkt wordt door een hoger sterftepeil en duiden ook op interne gewestelijke verschillen. G. Dooghe bijvoorbeeld analyseert de regionale differentiatie voor de periode 1948-1962 en Van Houte-Minet en Wunsch voor de periode 1961-1970, beide op niveau van de arrondissementen (Van Houte-Minet en Wunsch, 1978). Moens, Lagasse et al. (1986) bestuderen de verschillen in vermijdbare sterfte voor 1974-78 op niveau van de provincies. In de volkstellingatlas (Mérenne, Van Der Haegen et al., 1998), tenslotte, worden gemeentelijke resultaten gegeven voor de recentere periode 1989-93 met behulp van een samenvattende indirect gestandaardiseerde indicator.

Om de geografische patronen te verklaren worden verschillende factoren naar voor geschoven, waaronder de ongelijke regionale verdeling van socio-economische kenmerken zoals opleiding, beroep en inkomen, van leefgewoonten en omgevingsfactoren. In het verlengde van de eerste hypothese tonen Lagasse, Humblet et al. (1990) aan dat de regionale sterfteverschillen in België voornamelijk voortvloeien uit de differentiatie van "vermijdbare" doodsoorzaken en dat deze vooral de arrondissementen treffen waar slechte sociale condities gelden. Masuy-Stroobant benadrukt de regionale concentratie van "risicofamilies" in Wallonië en vooral in de mijnstreken en de sterk geïndustrialiseerde gebieden met een groot aantal ongeschoolden (Masuy-Stroobant, 1983).

Door het gebrek aan data konden deze hypothesen niet op individueel niveau getoetst worden en beperkte onderzoek zich in België tot ecologische of geaggregeerde analyses van de mortaliteit. Eén uitzondering is er toch in geslaagd om de internationaal waargenomen relaties ook in België te onderzoeken op individueel vlak. Masuy-Stroobant (1983) illustreert het effect van een aantal fysiologische en socio-economische kenmerken van de moeder en de vader op de zuigelingensterfte. Factoren zoals leeftijd en gedrag van de moeder tijdens de zwangerschap, legitimiteit van de geboorte en socio-professionele klasse van de vader blijken een belangrijke impact te hebben op de zuigelingensterfte. In een latere studie van 1988 concludeert dezelfde auteur dat het beroep van de vader de belangrijkste determinant is van de perinatale sterfte (Masuy-Stroobant, 1988). Voor de ongeschoolde arbeiders en de handlangers wordt bijvoorbeeld een tweemaal zo hoge mortaliteit genoteerd als voor de vrije beroepen.

Op deze uitzondering na bestaan bijzonder weinig individuele analyses. Vanuit dit standpunt biedt de gekoppelde gegevensbank enorm veel mogelijkheden. Voor het eerst kan sterfte in België onderzocht worden in functie van een aantal socio-economische kenmerken, zoals onderwijsniveau, beroepsstatus, huishoudenspositie en huisvestingskwaliteit en kunnen ook

de regionale sterfteverschillen gecontroleerd worden voor de ongelijke verdeling van deze kenmerken. Vooraleer op de resultaten terug te komen, worden eerst nog een aantal verklaringen van de socio-economische differentiatie van sterfte beschreven.

Om de relatie tussen sterfte en socio-economische positie te verklaren, worden verschillende hypothesen naar voor geschoven (Polus en Louckx, 1991). Een eerste stelt dat het waargenomen verband een *schijnrelatie* is en voortvloeit uit de gemeenschappelijke oorzaken van sterfte en socio-economische status. Na controle voor dergelijke factoren (nationaliteit bijvoorbeeld) zou de associatie verdwijnen. Veel studies standaardiseren voor leeftijd en geslacht, maar andere variabelen worden minder vaak als controlefactor opgenomen, zodat niet altijd uitgemaakt kan worden of het al dan niet om een schijnrelatie gaat. De uitzonderingen illustreren in het algemeen dat het verband na controle blijft bestaan en dat het dus niet om een schijnrelatie gaat.

Volgens de tweede hypothese is de relatie het gevolg van "*kunstmatig gecreëerde associaties*" (Polus en Louckx, 1991, p. 492), die voortvloeien uit de wijze waarop sterfte en socio-economische positie gedefinieerd en geoperationaliseerd zijn en uit de aard van de analysemethodes. De socio-economische status wordt veelal op een vage manier gemeten aan de hand van standaardindicatoren zoals beroep, opleiding en inkomen. Vraag is in welke mate deze variabelen effectief die aspecten van de status opmeten die belangrijk zijn voor sterfte en of ze überhaupt in staat zijn om de verschillen in socio-economische positie goed weer te geven. Ook de kwaliteit van de sterftegegevens is niet altijd onbetwistbaar, meer bepaald met betrekking tot de oorzaaksspecifieke sterfte (verkeerde diagnose, verkeerde registratie, etc.). Hoewel de artefact-hypothese gedeeltelijk kan kloppen, lijken de onderzoeksresultaten te consistent doorheen tijd en ruimte, vooral in het licht van de verscheidenheid aan gebruikte indicatoren en analytische modellen, om volledig aan artefacten toegeschreven te worden (Polus en Louckx, 1991 en Stronks, Van De Mheen et al., 1993).

In de *gezondheidsselectie-hypothese* wordt verondersteld dat de socio-economische status geen oorzaak, maar een gevolg is van de gezondheidsstatus. Gezondheid is met andere woorden een determinant van de sociale klasse en de sociale mobiliteit. Verschillende vormen van selectie kunnen onderscheiden worden, naargelang het ogenblik waarop zij intreden en naargelang het om directe of indirecte selectie (via gedragsattitudes bijvoorbeeld) gaat (Stronks, Van De Mheen et al., 1993). Een belangrijk mechanisme van directe selectie tijdens de jeugd of adolescentie loopt via opleiding: de gezondheid van een kind kan zijn of haar onderwijskansen en dus sociale mobiliteit bepalen. Tijdens de volwassenheid kan een slechte gezondheid dan weer tot neerwaartse mobiliteit in de beroepsloopbaan leiden. Uit studies is gebleken dat deze selectiemechanismen, geen volledige verklaring kunnen bieden voor de socio-economische differentiatie van sterfte. Slechts een klein deel van het waargenomen verband zou toegeschreven kunnen worden aan deze factor (Stronks, Van De Mheen et al., 1993 en Wilkinson, 1986).

De vierde hypothese vertrekt van een *causaal effect* van de socio-economische positie op gezondheid of sterfte. In het algemeen kunnen hierbij twee visies onderscheiden worden, de individuele of culturele hypothese en de structurele stelling.

De culturele visie benadrukt de individuele verschillen in kennis, attitudes, gedragspatronen en levensstijl om de socio-economische differentiatie van sterfte te verklaren. Er wordt verondersteld dat hogere klassen over meer kennis beschikken, gunstiger attitudes hebben en een gezondere levensstijl aannemen zodat hun sterfte lager is.

Het structurele model beklemtoont de omgevingskenmerken of de materiële en psychosociale variabelen die samen de woon-, leef- en werkomgeving van het individu constitueren. Deze theorie lokaliseert de oorzaken van differentiële sterfte dus eerder op structureel dan op individueel vlak. De nadruk ligt vaak op economische deprivatie, zodat de

term "materialistisch" wel eens gebruikt wordt om deze stroming te omschrijven (Scheepers, Smet et al., 1985).

Zo voorgesteld lijkt sprake te zijn van een welomlijnd theoretisch referentiekader, maar dit is niet het geval. De meerderheid van de studies besteedt, volgens Hummer, Rogers et al. (1998), te weinig aandacht aan de verklaring en de causale mechanismen van differentiële sterfte. Doorgaans wordt meer belangstelling getoond voor de kwaliteit van de gegevens en voor de meetprocedures. Er bestaan met andere woorden maar weinig statistische modellen die bepalen via welke biologische en gedragsmatige (causale) wegen differentiële sterfte ontstaat. Voor de zuigelingen- en kindersterfte geldt dit in mindere mate. Het model van Mosley en Chen (1984) heeft, nog steeds volgens Hummer, Rogers et al. (1998), geleid tot een beter begrip van de onderliggende processen van socio-economische ongelijkheid in sterfte en zou (naar analogie) toegepast kunnen worden om het inzicht in differentiële mortaliteit bij volwassenen te verbeteren.

De benadering van Mosley en Chen (1984) vertrekt van de directe determinanten. Epidemiologische transitietheorieën veronderstellen meer en meer dat het effect van socio-economische variabelen (micro of macro) verloopt via directe oorzaken, zoals gedragsfactoren (roken, beweging, voeding, etc.), gezondheidsverzorging, psychosociale (stress, sociale netwerken...) en biologische variabelen (leeftijd, geslacht...) (Olshansky en Carnes, 1997). Deze multidimensionale stroming betekent **een** stap vooruit, maar is helemaal niet nieuw in de demografie (zie bijvoorbeeld Davis en Blake, 1956 voor de vruchtbaarheid).

Op gebied van volwassenensterfte zijn maar weinig studies beschikbaar die deze benadering volgen. Preston en Taubman (1994) schrijven dit toe aan het chronisch gebrek aan data. Een klein aantal studies slaagt er niettemin in om het belang van directe variabelen statistisch aan te tonen, maar illustreert ook dat de socio-economische sterfteverschillen niet volledig toe te schrijven zijn aan directe determinanten (zie bijvoorbeeld Marmot, 1986).

De problemen met het modelleren van de mortaliteit vloeien gedeeltelijk voort uit het feit dat het om een proces van lange termijn gaat. De determinanten van sterfte liggen niet alleen in het heden, maar ook in het verleden. Elo en Preston (1992) bijvoorbeeld onderlijnen het belang van biologische, medische en huishoudelijke kenmerken tijdens de kindertijd en benadrukken dat de socio-economische determinanten (inkomen, beroep, ...) van sterfte kunnen variëren doorheen de tijd. Factoren zoals roken, alcoholgebruik, dieet en stress hebben bovendien meestal een lange incubatietijd alvorens het degeneratief proces te beïnvloeden en kunnen natuurlijk ook veranderen doorheen de tijd.

Deze theoretische beschouwingen zijn niet alleen belangrijk ten aanzien van de interpretatie van de analysesresultaten, maar vormen ook de leidraad bij de beschrijving van de gegevens en bij de keuze van de indicatoren.

Data: de Nationale Databank Mortaliteit 1991-1996

II. Data: de Nationale Databank Mortaliteit 1991-1996

De Nationale Databank Mortaliteit 1991-96 is ontstaan naar aanleiding van de werkzaamheden rond de volkstelling van 1/03/1991. In 1991 werd de census voor het eerst aangemaakt op basis van het Rijksregisternummer, een uniek identificatienummer voor elke inwoner van het land. Op deze manier kon informatie uit de klassieke volkstelling gekoppeld worden aan gegevens uit het bevolkingsregister, zoals in eerste instantie de bedoeling was voor migratiegegevens.

De succesvolle koppeling en exploitatie van censusgegevens en administratieve data kende een logisch vervolg in de aanmaak van de Nationale Databank Mortaliteit. De volkstelling is de belangrijkste en enige exhaustieve bron van informatie over de socio-economische kenmerken van de bevolking in België. Deze informatie werd gekoppeld aan de registratie van sterfte in het Rijksregister voor de periode van 1 maart 1991 tot 1 maart 1996 en in een later stadium ook aan de informatie uit de sterftecertificaten van 1 maart 1991 tot 31 december 1995. De koppeling van deze drie bestaande databanken heeft veel nieuwe informatie opgeleverd en opent een brede waaier aan nieuwe onderzoeksmogelijkheden over differentiële sterfte in België.

Ondanks een naar traditie uitstekend statistisch apparaat, zijn voor België opvallend weinig studies voorhanden over dit thema. De reden hiervoor dient niet alleen gezocht te worden in de problemen van het voorbije decennium met de inzameling van de gegevens uit de sterftecertificaten, maar vooral in het feit dat nauwelijks betrouwbare covariaten gekoppeld zijn aan de sterftegegevens. Om mortaliteitsrisico's correct te kunnen berekenen, zijn bovendien niet alleen de covariaten van de overleden personen belangrijk, maar ook deze van de overlevenden.

Dit zogenaamde "tellers-noemers"-probleem staat centraal in de ontwikkeling van de Nationale Databank Mortaliteit. Het sterfteregister geeft een aantal inlichtingen over de overleden personen (zoals geslacht, leeftijd en beroep) en laat toe om tabellen aan te maken van sterfte naar beroep bijvoorbeeld. Maar zolang de verdeling van de totale bevolking naar beroep niet gekend is, vertelt deze informatie in feite niets over de eigenlijke *sterfterisico's*. De Nationale Databank Mortaliteit vangt deze lacune op en maakt het mogelijk om de verhouding te berekenen tussen het aantal overlijdensgevallen en de *totale risicopopulatie* voor een bepaald kenmerk. De bevolking geregistreerd in de volkstelling van maart 1991 vormt de totale risicopopulatie en geeft dus de noemers. De sterfte uit het Rijksregister of uit de sterfteregisters levert het totaal aantal gebeurtenissen en dus de tellers. Alleen indien beide bestanden samenkomen, kunnen conditionele risico's berekend worden en kunnen een aantal interessante vraagstellingen beantwoord worden, zoals: "Is het sterfterisico van een persoon met een lagere opleiding groter dan het risico van een persoon met een hogere opleiding?"; "Is het overlijdensrisico van een man tussen 35 en 64 jaar afhankelijk van zijn tewerkstelling?"; etc.

De berekening van sterfterisico's kan natuurlijk ook aan de hand van geaggregeerde gegevens. Indien het aantal overlijdensgevallen gedurende een bepaalde periode gekend is voor een Gewest bijvoorbeeld, dan kan dit gerelateerd worden aan de risicopopulatie van dat Gewest. Deze methode heeft wel twee belangrijke nadelen.

Een eerste probleem is dat de relatie tussen de tellers en de noemers snel op losse schroeven komt te staan indien de registratie van sterfte niet op individuele basis verbonden is met de risicopopulatie. Na verloop van tijd bestaat geen zekerheid meer dat de risicopopulatie nog overeenkomt met de aanvangsbevolking en kunnen verhuisbewegingen de samenstelling van de bevolking grondig wijzigen, zeker in relatief kleine regio's. Dergelijke veranderingen kunnen in kleine subpopulaties een belangrijke vertekening meebrengen van de sterfterisico's.

Een tweede nadeel van geaggregeerde data is het volledig gebrek aan controle op de onderlinge relatie tussen verschillende variabelen en hun invloed op sterfte. De aanmaak van een bestand met individuele data biedt als groot voordeel dat individuele sterfterisico's berekend kunnen worden voor een bepaalde variabele, rekening houdende met andere variabelen (d.i. een

multivariate analyse). Zo kan de differentiële sterfte tussen Gewesten bijvoorbeeld gecontroleerd worden voor beroep, inkomen, opleiding, etc. en kan getoetst worden of de regionale sterfteverschillen samenhangen met verschillen in socio-economische kenmerken van de inwoners. De Nationale Databank Mortaliteit licht op deze manier het deksel op van de black box waarbinnen het onderzoek met geaggregeerde data gevangen zit.

Bij de ontwikkeling en het gebruik van databanken komt onvermijdelijk het probleem van de bescherming van de privacy aan bod. In het licht van haar opdracht probeert het N.I.S. om de door haar beheerde databanken beter te exploiteren en meer te laten renderen. De aanmaak van een databank zoals een volkstelling of een huishoudensenquête is een dure aangelegenheid en het is dan ook aangewezen om die gegevens optimaal te laten renderen. Het koppelen van databanken is daarvoor de meest geschikte methode, omdat hierdoor een nieuwe dimensie toegevoegd wordt aan een bestaande databank tegen een relatief lage kostprijs. Het verbinden van de census met migratiegegevens uit het Rijksregister heeft bijvoorbeeld toegelaten om migratiebewegingen te bestuderen in functie van socio-economische kenmerken.

Een bijkomend voordeel is dat bestaande gegevensbanken nieuw leven ingeblazen worden en up-to-date gehouden worden door de koppeling met actuele data. Op deze manier zijn de covariaten van de volkstelling van 1991 nog altijd nuttig om de migratiebewegingen in 1996 te analyseren naar socio-economische kenmerken of om, in casu, differentiële sterfte te bestuderen.

Het grootste bezwaar tegen deze evolutie is ongetwijfeld de vrees dat dergelijke meta-databanken een ernstige inbreuk kunnen vormen op het privé-leven van de respondenten. De wetgeving omtrent de bescherming van de privacy is dan ook terecht sterk veranderd tijdens de laatste jaren.

Bij de aanmaak van databanken voor wetenschappelijk onderzoek is het belangrijk om op dit punt met de grootste omzichtigheid te werk te gaan. In het kader van de opdracht van het N.I.S. zijn de medewerkers van het Steunpunt Demografie gebonden door het statistisch geheim en wordt alles in het werk gesteld om individuele herkenning uit te sluiten. Alle gegevens zijn *geanonimiseerd*: naam- en adresgegevens werden aan de bron weggelaten. Ook het Rijksregisternummer werd op geen enkel ogenblik gebruikt, omdat dit nummer toegang kan geven tot administratieve informatie. In de plaats daarvan werd gebruik gemaakt van een "volkstellingnummer". De omzettingstabellen van het Rijksregisternummer in het volkstellingnummer werden gescheiden gehouden van de eigenlijke databank en de omzetting zelf gebeurde op het N.I.S. Tenslotte geldt bij de verspreiding en de publicatie van de resultaten het principe van de *niet-identificeerbaarheid*, waarbij het aggregatieniveau van de gegevens dusdanig is dat individuele herkenning op basis van de kruising van variabelen uitgesloten is.

II.1 De volkstelling van 1991 met het Rijksregister als basis

De kwaliteit van de censusgegevens wordt uitvoerig beschreven in eerdere publicaties (zie o.m. Stoop en Surkyn, 1997) en wordt hier niet, of toch bijna niet, behandeld. Wel is het aangewezen om dieper in te gaan op de implicaties van het gebruik van het Rijksregister als basis voor de volkstelling van 1991. In de telling van 1991 werden de telformulieren, zoals vermeld, opgemaakt op basis van het Rijksregister en vervolgens verstuurd naar de betrokkenen.

Het Rijksregister van de natuurlijke personen is een gecentraliseerd en geïnformatiseerd bevolkingsregister. De wet betreffende het Rijksregister van 8 augustus 1983 legt de gemeenten op om voor elke bewoner negen basisgegevens aan het register over te maken. Op deze manier bevat het Rijksregister voor iedere inwoner volgende gegevens:

1. de naam en voornamen
2. de geboorteplaats en geboortedatum
3. het geslacht
4. de nationaliteit
5. de hoofdverblijfplaats
6. de plaats en datum van overlijden
7. het beroep
8. de burgerlijke staat
9. de samenstelling van het gezin

Het Rijksregister is een continue databron en kan op elk moment de samenstelling van de bevolking geven voor elk administratief niveau. Door gebruik te maken van het Rijksregister was het mogelijk om de telformulieren per post op te sturen en om reeds de samenstelling van het huishouden voor te drukken op het gezinstelformulier. Het Rijksregister van december 1990 vormde hiervoor de basis. Verbeteringen werden aangebracht indien de situatie op 1 maart 1991 gewijzigd was (overlijden, geboorten, migratie) of indien de registratie fout bleek te zijn.

Het gebruik van het Rijksregister als basis voor de volkstelling van 1991 heeft een aantal belangrijke implicaties. Een onbetwistbaar voordeel is dat de bestaande administratieve databank toelaat om een aantal gegevens zeer accuraat in te brengen (geboortedatum, datum van inschrijving, enz.). Ook ontstaat de mogelijkheid om controles uit te voeren door terugkoppeling en kunnen bijvoorbeeld onwaarschijnlijke antwoorden uit de census gecorrigeerd worden. Een ander voordeel is dat bepaalde gegevens niet langer bevestigd moeten worden en rechtstreeks uit de administratieve databank geput kunnen worden (huwelijksdatum, duur van verblijf, verhuisbewegingen).

Anderzijds zijn er ook een aantal nadelen verbonden aan deze werkwijze. De basis wordt gevormd door de legale, officieel geregistreerde situatie, die soms afwijkt van de realiteit. In de gemeente Etterbeek bijvoorbeeld werd tijdens de volkstelling een enquêteur aan huis gestuurd om de toestand op te meten. Uit de vergelijking van de censusdata met Rijksregistergegevens bleek een afwijking te bestaan van maar liefst 11% t.o.v. het officieel aantal geregistreerde inwoners in deze gemeente. De bevolking van Etterbeek zou in 1991 circa 4.000 personen meer tellen dan de *de jure* bevolking van 38.000 inwoners (Census Belgica 2001, 1997, p. 8). Een dergelijke operatie werd alleen in Etterbeek uitgevoerd naar aanleiding van de volkstelling, voor de rest van het land was het vertrouwen in het Rijksregister relatief groot en waren de aanpassingen doorgaans minimaal.

De telformulieren werden per post opgestuurd en dienden door de tellers aan huis terug opgehaald te worden. De instructies van het N.I.S. voor de inzameling van de formulieren zijn duidelijk en gedetailleerd beschreven in een handleiding voor de tellers. Zo wordt o.a. gesteld: "De teller verifieert of de telformulieren ondertekend zijn en weigert de niet- of duidelijk onvoldoende ingevulde telformulieren" (N.I.S., 1991a, p. 14), hetgeen de meeste tellers ook correct gedaan hebben. Toch is een deel formulieren onvoldoende gecontroleerd, aangezien de informatie zich beperkt tot de voorgedrukte gegevens uit het Rijksregister. De formulieren van personen die op het moment van de telling al niet meer tot de populatie behoorden, vormen hier het bewijs van. Bij de aanmaak van de databank bleek dat niet minder dan 97 personen uit het censusbestand reeds overleden waren vóór de datum van de telling en 471 personen reeds geëmigreerd.

Formulieren die niet door de ondervraagden werden ingevuld, kwamen op deze manier toch in het censusbestand terecht. Uit een studie van de non-respons in de telling, bij de bevolking van 18 tot 60 jaar, blijkt dat 3,4% van de individuele tellingformulieren niet ingevuld is en dat voor 79% van deze gevallen ook de gegevens van de woningen ontbreken (Stoop en

Surkyn, 1997). Voor 2,7% van de bevolking tussen 18 en 60 jaar kan dus aangenomen worden dat de informatie enkel uit het Rijksregister geput is (dit zijn de zogenaamde "*record wise missings*" of de geheel ontbrekende records).

De niet-ingevulde formulieren zijn uiteraard niet ad random verdeeld over de populatie. Stoop en Surkyn (1997) besluiten dat geheel ontbrekende records vooral voorkomen bij alleenstaanden, jongeren en vreemdelingen. Respondenten die hun formulier niet hebben ingevuld, vormen bovendien een specifieke groep op vlak van sterfte. Personen geconfronteerd met een zware ziekte of met een ernstig ongeval, hebben een hoger sterfterisico en tegelijk ook veel meer kans om hun tellingformulier niet te hebben ingevuld. Ontbrekende data ("*missings*") of volledig ontbrekende records ("*recordwise missings*") zullen dus onvermijdelijk een hogere mortaliteit hebben dan de rest van de populatie. De kenmerken van die groepen hangen daarenboven sterk samen met andere factoren: een alleenstaande bijvoorbeeld zal in een dergelijke situatie zelden een formulier invullen, terwijl huisgenoten de informatie kunnen invullen voor een gezinslid in moeilijkheden. Ook gemarginaliseerde personen hebben een hogere sterfte en een grotere kans op het niet invullen van een formulier. Handicaps op gezondheidvlak of op maatschappelijk vlak - vaak gaat het hier om een accumulatie van problemen - vormen m.a.w. de gemeenschappelijke grondslag voor een hoger sterfterisico en een grotere kans op het niet of slecht invullen van volkstellingformulieren. Bij de interpretatie van de analysesresultaten bekomen op basis van de Nationale Databank Mortaliteit is het belangrijk om met dit gegeven rekening te houden.

Een hierbij aansluitend probleem betreft de codering van de "*missings*". Omdat voor bepaalde variabelen geen specifieke code werd vooropgesteld voor de ontbrekende waarden, werden deze soms gelijkgesteld met de code "nul". Dit is bijvoorbeeld het geval voor de informatie over de pariteit. Bij vrouwen met ontbrekende gegevens komt de code "nul" voor, waaruit afgeleid zou kunnen worden dat zij geen kinderen hebben. In werkelijkheid gaat het om "*recordwise missings*" en dus om vrouwen voor wie niet uitgemaakt kan worden of zij al dan niet kinderen hebben. Ook het hercoderen van bepaalde variabelen kan de kwaliteit van de gegevens geweld aandoen. Ontbrekende data werden door het N.I.S. soms aangevuld op basis van informatie uit andere wel ingevulde gegevens. In de meerderheid van de gevallen is deze hercodering correct verlopen, waardoor het aantal valabele antwoorden toegenomen is. In sommige gevallen is echter een ernstige "ruis" op de gegevens ontstaan. Naar de toekomst toe is het essentieel dat een onderscheid gemaakt zou kunnen worden tussen gegevens die door de respondent zelf werden ingevuld en gegevens die achteraf door hercodering werden aangevuld of gecorrigeerd.

Besluitend kan gesteld worden dat het gebruik van het Rijksregister als basis voor de volkstelling van 1991 wellicht geen grotere nauwkeurigheid heeft opgeleverd ten opzichte van de telling van 1981 en dat waakzaamheid geboden is tegenover een vals gevoel van precisie door het gebruik van administratieve databanken. Toch blijft de volkstelling, met een brede waaier aan socio-economische gegevens over de totale populatie, een unieke en buitengewoon rijke bron van informatie over de Belgische bevolking.

II.2 De kwaliteit van de koppeling tussen de volkstelling en het Rijksregister

In het kader van de volkstellingmonografieën, kreeg het Steunpunt Demografie de opdracht om een koppeling te realiseren tussen de volkstelling en het Rijksregister en om deze ook te valideren en te exploiteren, vooral met het oog op de analyse van interne migraties. Hierbij was het niet alleen belangrijk om de migratiegegevens te verbinden aan de volkstelling, maar ook om de eventuele datum van overlijden in het bestand op te nemen. Op deze manier opende de basis van het migratieonderzoek het perspectief naar nieuwe onderzoeksmogelijkheden inzake mortaliteit.

Vóór de verwerking op het Steunpunt Demografie werden de bestanden van het Rijksregister geanonimiseerd en werden zowel naam- als adresgegevens verwijderd. Verder werd het Rijksregisternummer vervangen door het volkstellingnummer en werd voor de personen voor wie geen volkstellingnummer bestond een willekeurig sequentieel nummer aangemaakt.

Het oorspronkelijke bestand uit het Rijksregister bevatte informatie over de gemeente van verblijf, het geslacht, de geboortedatum en in voorkomend geval de datum van emigratie of van overlijden en dit voor elk van de vijf jaren volgend op de volkstelling. Aan de hand van het volkstellingnummer was het mogelijk om deze gegevens te koppelen aan de data uit de volkstelling.

De bevolking op datum van de volkstelling, 1 maart 1991, vormde het uitgangspunt. Dit bestand werd gekoppeld aan het bestand van het Rijksregister van 1996, waarbij de toestand werd nagegaan op 1 maart 1996. Voor de meerderheid van de personen was het mogelijk om de informatie uit het Rijksregister van 1996 te koppelen aan de volkstelling. Voor personen die overleden of emigreerden in de eerste twee maanden van 1996, kon een precieze datum van sterfte of emigratie uit het Rijksregisterbestand van 1996 geput worden. Voor een belangrijke groep mensen die tot de volkstelling behoorden, was geen informatie meer beschikbaar in het bestand van 1996 en dienden de gegevens opgezocht te worden in de respectieve registerbestanden van de tussenliggende jaren. Zo kon een precieze datum geregistreerd worden voor iedereen die in de tussenperiode emigreerde of overleed. Uiteindelijk ontstond een bestand waarin zowel de sterfte als de risicopopulatie gekend zijn voor elk van de relevante covariaten uit de volkstelling.

Het volkstellingbestand telt 9.978.681 personen, waarvan er 9.329.881 gekoppeld konden worden aan het registerbestand van 1996, inclusief de personen die in de eerste twee maanden van 1996 overleden of migreerden. Voor de resterende 648.800 personen werden de gegevens achtereenvolgens uit elk van de voorgaande registerjaren geput. Voor slechts 27 personen konden helemaal geen koppelinggegevens teruggevonden worden.

Tabel 2.1: Overzicht van het aantal records uit de volkstelling van 1991 en van de koppeling met het Rijksregister¹

Rijksregister	Aantal gerecupereerde records
1996	9.329.881
1995	131.029
1994	131.079
1993	133.749
1992	134.307
1991	118.609
Geen link	27

(1) De eerste koppeling gebeurde op basis van het Rijksregister in 1996. De voorgaande jaren geven telkens het totaal aantal personen dat uit het Register verdween door overlijden of migratie

Uit tabel 2.1 blijkt dat een kleiner aantal records gerecupereerd werd uit het register van 1991 dan uit de registers van de andere jaren. Dit vloeit voort uit het feit dat in 1991 slechts 10 maanden overspannen worden vanaf de datum van de telling. Voor alle personen is nu de exacte migratiedatum of sterftedatum gekend indien van toepassing. Een aantal personen heeft wel het land verlaten zonder de bestemming en de datum van vertrek op te geven. Deze worden ambtshalve geschrapt door de gemeente van zodra vastgesteld wordt dat zij niet langer in de gemeente verblijven. Voor die groep werd de datum van migratie gelijkgesteld aan de datum van schrapping.

In tabel 2.2 wordt een overzicht gegeven van het aantal personen dat jaarlijks uit het bestand verdwijnt tijdens de vijf jaar na de census. Aangezien de sterfte onderzocht wordt tot 5 jaar na de volkstelling (1 maart 1996), wordt geen rekening gehouden met het verdwijnen uit de populatie na die datum.

Tabel 2.2: Aantal personen dat jaarlijks uit het censusbestand verdwijnt tijdens de 5 jaar na de volkstelling van 1 maart 1991

Jaar	Overlijdens	Schrappingen	Emigraties
1991	84.663	6.737	21.026
1992	102.489	7.762	20.426
1993	105.181	7.464	18.020
1994	102.010	7.874	17.262
1995	103.115	9.071	16.294
1996	20.332	1.598	2.537
Totaal	517.790	40.506	95.565

Op een totaal van 9.978.681 personen werd voor 27 respondenten geen informatie teruggevonden in het Rijksregister. Een aantal personen, 97, bleek reeds overleden te zijn vóór de volkstelling. Ofwel gaat het hier om tellingdocumenten die voortijdig of onterecht werden teruggestuurd, ofwel om een foutieve overlijdensdatum. Ook 406 schrappingen en 65 emigraties bleken in 1991 vóór de volkstelling te hebben plaats gevonden. Al deze personen werden uit het bestand geschrapt. Het uiteindelijke basisbestand omvat dus een totale populatie van 9.978.086 personen waarvan er 517.790 overlijden binnen de 5 jaar en nog eens 136.071 uit de populatie verdwijnen door emigratie.

Om na te gaan of de koppeling tussen het Rijksregister en de volkstelling wel correct is verlopen, worden variabelen vergeleken die in beide bestanden voorkomen en die niet gebruikt werden om de koppeling te realiseren: geslacht en geboortedatum. In deze vergelijking blijkt geen enkele afwijking te bestaan, waardoor verondersteld kan worden dat de koppeling voor 100% correct is verlopen.

Interessant is ook de vergelijking van de gemeenschappelijke variabelen in de volkstelling en in het Rijksregister. Dit levert heel wat informatie op over de mogelijkheden om in de toekomst een klassieke census te vervangen door de koppeling en de telling van administratieve databanken.

Aangezien de volkstelling opgesteld werd op basis van het register en aangezien dit register achteraf gecorrigeerd werd op basis van de volkstelling, is een goede overeenkomst tussen beide databronnen vanzelfsprekend, althans voor de gegevens die hier beschikbaar waren. Vermoedelijk is sprake van een kleine onderschatting van het totaal bevolkingscijfer, omdat noch het register, noch de volkstelling gegevens bevat over personen die niet officieel ingeschreven waren. Externe en interne validatie toont aan dat de gegevens m.b.t. geslacht, nationaliteit en burgerlijke staat vrij correct zijn en in elk geval in beide bestanden bijna geheel overeenkomen. Ten aanzien van de woonplaats dient opgemerkt te worden dat het om officiële registraties gaat, die soms kunnen afwijken van de realiteit om redenen van fiscaliteit of sociale wetgeving. Vanuit administratief standpunt kan, niettemin, een degelijk beeld bekomen worden van de migratiebewegingen.

Onderzoek naar de overige registergegevens leert dat deze wel een aanzienlijke foutenmarge vertonen, zoals bijvoorbeeld het geval is voor de gegevens over de gezinssamenstelling en over het beroep. Voor de gezinssamenstelling blijkt dat de informatie soms incompatibel is met andere gegevens zoals de verwantschap met de referentiepersoon en

dat het Rijksregister soms pas jaren na de verandering een aanpassing doorvoert of, in het slechtste geval, helemaal geen aanpassing inbrengt. In het licht van de bestaande procedures voor het inbrengen van gegevens, zou dit niet mogen voorkomen. Wellicht worden de procedures niet altijd nauwkeurig opgevolgd door alle gemeenten en bovendien ontbreken ook nationale correctiemechanismen. Voor het beroep is het algemeen bekend dat enkel het beroep op het moment van de eerste inschrijving in de gemeente wordt genoteerd en dat eventuele veranderingen in de beroepssituatie niet geregistreerd worden.

II.3 De statistiek van de sterfteoorzaken

De statistiek van de doodsoorzaken valt in België uiteen in twee bestanden: één bestand voor de overlijdensgevallen van de kinderen jonger dan één jaar en één bestand voor de overige sterftegevallen. De laatste jaren is de beschikbaarheid van de statistiek van de doodsoorzaken aanzienlijk vertraagd door de chaotische situatie ontstaan naar aanleiding van het overbrengen van de bevoegdheid voor deze materie van de Federale Overheid naar de Gemeenschappen. Vooral de situatie in het Brussels Gewest zorgde hierbij voor problemen. Door de goede samenwerking tussen de nieuwe diensten van het Brussels Gewest en de Vlaamse Gemeenschap is momenteel wel verbetering in zicht, op voorwaarde dat de overheden van de diverse Gemeenschappen en Gewesten deze inspanningen en samenwerking daadwerkelijk steunen en verder uitbouwen.

Tot 1990 bestonden in België twee bestanden met de gegevens afkomstig uit de sterftecertificaten: enerzijds het bestand van het Ministerie van Volksgezondheid en Leefmilieu en anderzijds het bestand van het N.I.S. Het Ministerie van Volksgezondheid en Leefmilieu centraliseerde tot in 1990 de formulieren die door de Franse en de Vlaamse Gemeenschap gecodeerd werden op basis van de ICD-9 (World Health Organisation, 1977). Vanaf 1991 veranderde deze situatie en werd het *nationale bestand* enkel nog aangemaakt door het N.I.S. De formulieren komen zowel bij de Gemeenschappen als bij het N.I.S. terecht, die de gegevens inbrengen en daarna hun inspanningen coördineren.

De overlijdenscertificaten bevatten vier stroken (A, B, C en D), waarvan de inhoud nagegaan kan worden in annex 2.1. Doorgaans doorloopt een certificaat minimum vijf stappen alvorens in een centraal en definitief computerbestand opgenomen te worden. Bij elk van die vijf stappen kunnen fouten in het bestand sluipen.

- *De geneesheer*

In België wordt het overlijden van een persoon vastgesteld door een geneesheer die een overlijdenscertificaat dient op te stellen, doorgaans de huisarts of de behandelende geneesheer. Voor personen die in bijzondere omstandigheden overlijden (verdrinking, sommige gevallen van zelfmoord, etc.) wordt een arts opgeroepen om de dood vast te stellen. Bij de vaststelling van het overlijden, vult de geneesheer stroken A, B en C in. Strook C bevat de informatie omtrent het overlijden en meer bepaald over de sterfteoorzaken. Deze strook wordt door de arts dicht gekleefd en wordt door de bevoegde diensten enkel geopend wanneer de persoonsgegevens van strook A, met naam en adres van de overledene, verwijderd zijn. Strook A wordt bewaard door het gemeentebestuur en wordt niet aan andere instanties doorgegeven.

- *De gemeente*

Het gemeentebestuur zorgt ervoor dat de gegevens in het Rijksregister worden ingebracht. De gemeenteambtenaar moet alle gegevens van strook A en B controleren en verder ook strook D invullen, gebruik makend van het bevolkingsregister van de gemeente en van het Rijksregister. Vervolgens geeft de gemeente de stroken B, C en D door aan de Provinciale Gezondheidsinspectie, terwijl strook A in de gemeente blijft. Alle overige besturen krijgen dus enkel geanonimiseerde gegevens. Indien het overlijden in een andere gemeente dan de gemeente van verblijf gebeurt, is een bijkomende stap vereist en dient de gemeente van overlijden het certificaat over te maken aan de gemeente van verblijf die de verdere administratieve stappen onderneemt.

- *De Provinciale Gezondheidsinspectie*

In dit stadium wordt strook C geopend en gecontroleerd op ontbrekende gegevens door de Provinciale Gezondheidsinspectie. Strook A met de identificatiegegevens is in deze fase, zoals vermeld, reeds verwijderd.

- *De Gemeenschappen*

In Vlaanderen worden de drie stroken B, C en D overgemaakt aan het Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap, waar een coderingsteam instaat voor de codering van de gegevens. Strook C wordt bewaard door de Vlaamse Gemeenschap. In Brussel komen de gegevens sinds 1998 terecht op het Centrum voor Gezondheidsobservatie, dat de bewerking overlaat aan de coderingsploeg van de Vlaamse Gemeenschap. Vervolgens geeft het Brusselse Centrum voor Gezondheidsobservatie de respectieve overlijdensgegevens door aan de Vlaamse en Franse Gemeenschap. In de Franse Gemeenschap worden de gegevens voor het Waals Gewest afzonderlijk ingezameld.

- *Het Nationaal Instituut voor de Statistiek*

In deze fase worden stroken B en D aan het N.I.S. overgemaakt, die de gegevens zelf op computer inbrengt sedert 1991. Voor de jaren van de Nationale Databank Mortaliteit, 1991 tot 1995, zijn de gegevens dus door het N.I.S. zelf ingebracht. De data worden op het N.I.S. ook nogmaals gecontroleerd op basis van een aantal eigen computerprogramma's.

Tot 1998 verliep deze procedure parallel met de verwerking van de gegevens door de Gemeenschappen. Er bestaan bijgevolg verschillende databanken naast elkaar die onderling kunnen verschillen. De laatste jaren werden stappen ondernomen om een einde te maken aan deze situatie en werd voorgesteld dat het N.I.S. in de toekomst de geïnformatiseerde bestanden van de Gemeenschappen zou overnemen.

Een betere samenwerking zou de kwaliteit van de gegevens ten goede komen. De verwarrende situatie van de afgelopen jaren heeft daar niet toe bijgedragen en zeker niet voor wat de nationale data betreft. Het is duidelijk dat een aantal regels van de WGO voor het hercoderen van de onmiddellijke en de oorspronkelijke sterfteoorzaak niet correct en éénduidig toegepast werden. Onderzoek naar de belangrijkste sterfteoorzaken van de Gewesten bracht regionale verschillen aan het licht die eerder het gevolg lijken te zijn van verschillen in registratie en/of codering dan van reële geografische tendensen. Bij de verdere verfijning van de Nationale Databank Mortaliteit zal zeker dieper ingegaan moeten worden op deze problemen.

II.4 De probabilistische koppeling met de statistiek van de sterfteoorzaken

Tussen de gegevens van de volkstelling en deze van het Rijksregister was het mogelijk om een *deterministische* koppeling te realiseren, d.w.z. met de zekerheid dat de gekoppelde gegevens betrekking hebben op dezelfde persoon.

De koppeling met het overlijdensregister vormt een totaal ander probleem. De data van het overlijdensregister zijn geanonimiseerd en bevatten geen naam- of adresgegevens. Ook is geen unieke identificatiesleutel beschikbaar, zoals het Rijksregisternummer, hetgeen de directe koppeling onmogelijk maakt. Een deterministische koppeling zoals deze tussen de Rijksregistergegevens en de volkstellingdata van 1991 is dus niet langer mogelijk. Er dient m.a.w. een *probabilistische* koppeling volbracht te worden, waarbij de gegevens met een zekere waarschijnlijkheid, maar niet met zekerheid, aan dezelfde persoon toegewezen kunnen worden.

Om een probabilistische koppeling te realiseren, moeten een aantal voorwaarden voldaan zijn:

1. Uniciteit: er moeten voldoende variabelen aanwezig zijn die in combinatie met elkaar relatief uniek zijn. De variabelen moeten zodanig gekozen worden dat het aantal mogelijke duplicaten tot een minimum herleid is. Anderzijds spreekt het vanzelf dat de koppeling niet onnodig zwaar gemaakt moet worden door alle variabelen te gebruiken. De koppelingscriteria dienen zodanig gekozen te worden dat met een minimale set van gegevens een maximaal discriminerend vermogen gecreëerd wordt.
2. De gebruikte variabelen moeten in beide te koppelen bestanden voorkomen, anders is een koppeling sowieso uitgesloten.

Deze voorwaarden leken voldoende vervuld om een koppeling met het sterfteregister te realiseren en zodoende de socio-economische gegevens van de volkstelling te verbinden met de oorzaak van overlijden. In beide bestanden is informatie voorhanden over het geslacht, de geboorte- en sterftedatum, de gemeente van verblijf en, indien van toepassing, de huwelijksdatum. Het gebruik van al deze variabelen garandeert een combinatie die vrij uniek is voor elke persoon.

Om zicht te krijgen op de uniciteit van de verschillende combinaties, werd de uniciteit eerst binnen elke databank afzonderlijk getest (een zogenaamde "*within-file matching*" of "*internal linkage*"). Hierbij wordt elke record vergeleken met alle andere records van hetzelfde bestand. Op deze manier is het ook mogelijk om "tweelingen" of "meerlingen" op te sporen en eventueel foutief dubbel geregistreerde gegevens te detecteren. De combinatie van gemeente, geslacht, geboortedatum en sterftedatum levert in een bevolking van 10 miljoen personen nog nauwelijks dubbels op. Enkel in de grotere gemeenten bestaat een reële kans om twee personen van hetzelfde geslacht te vinden die op eenzelfde dag werden geboren en op eenzelfde dag overleden zijn. In de overlijdensaangiften van 1995 zijn er slechts drie paren (dus zes personen) op 105.391 sterftegevallen met dezelfde waarden voor deze vier variabelen, in 1994 is er slechts één enkel paar op 104.162 sterftegevallen, in 1993 twee paren op 107.085 overlijdensgevallen, in 1992 negen paren op 104.324 sterftegevallen en in 1991 zelfs 10 paren op 104.157 sterftegevallen. Voor 1991 en 1992 gaat het waarschijnlijk grotendeels om een dubbele registratie. Voor 1993 werden aanvankelijk zeven paren gevonden, maar na aanvraag op het N.I.S, waar de mogelijkheid bestaat om de oorspronkelijke gegevens na te trekken, bleek dat het in vijf gevallen om een dubbele registratie ging. Er kan dus gesteld worden dat de combinatie van de vier variabelen een bijzonder hoge graad van uniciteit oplevert en dat de koppeling tussen beide bestanden op deze basis voor bijna 100% correct zal zijn, op voorwaarde dat de betreffende variabelen juist geregistreerd zijn in de twee databanken.

In tabel 2.3 zijn de resultaten opgenomen van de koppeling tussen de census en het sterfteregister voor de sterfgevallen van 1 januari 1991 tot 31 december 1995. Uit deze tabel blijkt dat *een sterfteoorzaak opgespoord kon worden voor meer dan 98% van de overlijdensgevallen van de personen uit de volkstelling tijdens de periode 1991-95*. Toch bevat het bestand een klein aantal foutieve koppelingen, zodat het voor een individueel geval niet vanzelfsprekend is om te stellen dat de socio-economische gegevens en de sterfteoorzaak effectief betrekking hebben op dezelfde persoon. Door het groot aantal cases en door het feit dat het in de meerderheid van de koppelingen wel om dezelfde persoon gaat, is deze fout echter verwaarloosbaar. De meest conservatieve berekening geeft een maximum van 0,2% records die foutief gekoppeld kunnen zijn naar sterfteoorzaak.

Tabel 2.3: Aantal records met gekoppelde informatie

Jaar	N in de census en in het RR	N in het sterfteregister	N gekoppeld	% gekoppeld o.b.v. de census
1991	84.663	104.147	82.975	98,0
1992	102.489	104.315	100.697	98,3
1993	105.181	107.083	103.500	98,4
1994	102.010	104.161	100.493	98,5
1995	103.115	105.388	101.722	98,7
Totaal	497.458	525.094	497.387	98,0

II.5 Overzicht van de covariaten

In het algemeen wordt de mortaliteit beïnvloed door drie groepen van factoren: biologische, structurele en culturele of gedragsdeterminanten. De variabelen die in de volkstelling opgenomen zijn, behoren bijna allemaal tot de structurele determinanten. Geslacht en leeftijd zijn de enige biologische kenmerken waarvoor informatie beschikbaar is en verder zijn geen gegevens opgenomen over culturele of gedragskenmerken, zoals eet- en rookgewoonten, doktersbezoek, etc. De data laten dus niet toe om de veelbelovende benadering van de directe determinanten te volgen. In dit opzicht zou het heel nuttig zijn om de Nationale Databank Mortaliteit te kunnen koppelen aan specifieke enquêtes, zoals bijvoorbeeld de Gezondheidsenquête van 1997 van het Wetenschappelijk Instituut Volksgezondheid of andere surveys die peilen naar gedrags- en psychosociale kenmerken.

Ten aanzien van de *structurele determinanten* kunnen drie grote groepen onderscheiden worden:

1. De invloed van het *milieu*, d.i. de woon- en werkomgeving, op de gezondheid van het individu. In de volkstelling kunnen een hele reeks variabelen hierover informatie verschaffen:

- woonplaats en verblijfsduur
- plaats van tewerkstelling
- sector van tewerkstelling
- woonomstandigheden
- woon- en werkverplaatsingen

2. De *socio-economische status*: klassiek worden drie indicatoren gebruikt om de socio-economische status te meten: opleiding, beroep en inkomen. Het effect van het beroep op

gezondheid en sterfte vormt een interessant onderzoeksthema, maar ook de impact van de toegang tot informatie (opleiding) en tot schaarse goederen (inkomen), waaronder gezondheidszorg. De socio-economische status kan natuurlijk ook aanleiding geven tot bepaalde patronen van consumptie- en gezondheidsgedrag, die als het ware de transmissieriem vormen van de invloed van de sociale positie op sterfte. De status bepaalt verder ook de woon- en de werkplaats met bijbehorende milieufactoren waarin men terecht komt en tevens de werkomstandigheden (ritme, fysische inspanningen, stress, etc.).

Voor *beroep* en *opleidingsniveau* zijn in de volkstelling relatief goede gegevens aanwezig, maar voor inkomen dient met proxies gewerkt te worden. In de census kan geen uitspraak gedaan worden over de grootteorde van het inkomen, maar wel over het soort van loon waarover het huishouden beschikt. Ook het wooncomfort geeft, in combinatie met het bewonersstatuut (eigenaar, huurder), veelal een goed idee van het beschikbaar inkomen. Laag wooncomfort duidt in het algemeen op een laag inkomen, want wie een voldoende hoog inkomen heeft zal niet lang in slechte woonomstandigheden blijven wonen en anderzijds kunnen personen met een laag inkomen niet lang de last dragen van hoge woonkosten. Anderzijds wordt de woningvariabele door een zekere inertie en stabiliteit gekenmerkt, omdat het meestal een tijdje duurt vooraleer een inkomensdaling- of stijging zich vertaalt in een andere woning. In die zin kan de woningvariabele ook meer opgevat worden als een indicator van de *lange termijn levensstandaard*. Voor de leeftijdsgroep ouder dan 30 jaar kan aangenomen worden dat de woninginformatie vaak een betere indicatie geeft van de reële levensstandaard dan sommige fiscale aangiften.

In de volkstelling vinden de drie klassieke indicatoren van de socio-economische status hun vertaling in de volgende covariaten:

1. Onderwijs
 - hoogst behaalde diploma
 - leeftijd bij het beëindigen van de studies
 - hoogst behaalde diploma in het huishouden
2. Tewerkstelling
 - personencategorie (scholier, werkloze, actief, ...)
 - beroepsstatuut (arbeider, bediende, ...)
 - beroep
 - aantal uren van tewerkstelling
 - beroep van de echtgenoot
3. Inkomen en vermogen
 - type van het inkomen (uit arbeid, vervangingsinkomen, pensioen, ...)
 - inkomenstypes in het huishouden
 - huurder of eigenaar van de woning
 - comfort van de woning
 - alle overige woningvariabelen (oppervlakte, aantal kamers, bouwjaar,...)
 - wagenbezit

3. Een laatste belangrijke variabele is de *leefvorm*, een meer sociaal-demografisch kenmerk. Deze variabele is niet zonder belang voor tal van gezondheidsindicatoren en lijkt sterk gecorreleerd te zijn met de levensverwachting.

In de volkstelling geven een aantal variabelen informatie over de leefvorm:

- burgerlijke stand
- gezinssamenstelling
- aantal leden in het huishouden

- een aantal typologieën van huishoudens, waaronder de individuele "Lipro" huishoudensposities (Deboosere et al, 1997).

Besluitend kan gesteld worden dat de Nationale Databank Mortaliteit enorm veel mogelijkheden biedt voor een analyse van differentiële sterfte op individueel vlak. In deze bijdrage wordt een aantal relaties tussen sterfte en socio-economische variabelen onderzocht. De analyses zijn gebaseerd op heel grote aantallen. Op 1/03/1991 telde de risicopopulatie in totaal 9.978.086 personen, waarvan er 84.663 nog in hetzelfde jaar overlijden, 102.489 in 1992, 105.181 in 1993, 102.010 in 1994, 103.115 in 1995 en 20.332 in 1996. De analysemethode en de gebruikte indicatoren worden in het volgend deel omschreven.

Analysemethode, doelgroep en indicatoren

III. Analysemethode, doelgroep en indicatoren

III.1 De Cox-regressie

Aangezien in de Nationale Databank Mortaliteit voor elk individu nagegaan kan worden of hij of zij tijdens de onderzoeksperiode overleden is en zo ja op welk ogenblik, lenen de gegevens zich uitstekend tot een "*survival analysis*". Analysetechnieken voor levensduurdata modelleren "*hazard rates*" of "*occurrence exposure rates*", hier vertaald als "risicocijfers" of korter als "risico". In de demografie wordt een onderscheid gemaakt tussen een kans ("*probability*" en "*probabilité*") of de verhouding tussen het aantal gebeurtenissen (overlijdensgevallen) en het aantal personen die de gebeurtenis kunnen ondergaan, en een risico ("*risk*" of "*rate*" en "*taux*") of de verhouding tussen het aantal gebeurtenissen en het aantal "geleefde tijdseenheden" door de personen in de risicopopulatie (Wunsch, Termote et al., 1993). Het sterfterisico geeft op deze manier het tempo aan van de mortaliteit in een groep individuen die gedurende een bepaalde tijd gevolgd worden.

Na de berekening van het exact aantal "geleefde tijdseenheden" tussen 1991 en 1996 voor elk individu, kan via een regressietechniek nagegaan worden welke factoren belangrijke sterfteverschillen genereren. Bij de analyse van tijdsduurdata volstaan traditionele regressietechnieken om twee redenen niet. In eerste instantie stelt zich het analytisch probleem van "*censoring*" waarbij bepaalde personen de gebeurtenis niet ondergaan of uit het observatieveld verdwijnen, in casu door emigratie naar het buitenland tijdens de follow-up periode. Om aan dit probleem tegemoet te komen, zijn specifieke modellen ontwikkeld voor de analyse van levensduurdata.

Omdat de exacte sterftedatum (dag, maand en jaar) voorhanden is, kan hier een continu model gebruikt worden. De oorspronkelijke analysetechnieken voor continue levensduurdata zijn parametrisch en vertonen twee belangrijke nadelen (Allison, 1984). Er dient vooraf een beslissing gemaakt te worden over de vorm van het verloop van sterfte doorheen de tijd en een geschikte verdeling vinden is niet altijd evident, vooral niet wanneer het om een niet monotoon verloop gaat.

Het model van Cox (1972) biedt voor beide problemen een oplossing. Omdat de verdeling van het risico doorheen de tijd niet nader bepaald moet worden, spreekt men van een "semi-parametrische" methode². Het grote voordeel is dat het om een robuust analytisch instrument gaat. Wat de vorm van de verdeling ook is, Cox' model levert meestal relatief goede ramingen van de parameters, d.i. de B-coëfficiënten (Kleinbaum, 1996). De methode berust op de veronderstelling dat de risico's van twee individuen op elk moment t proportioneel zijn, vandaar de benaming "*proportional hazards model*". De uitgebreidere versie met tijdvariërende covariaten biedt een uitweg voor deze assumptie.

In het basismodel kan de vergelijking als volgt weergegeven worden:

$$h_i(t) = h_0(t) \exp(B_1 X_{i1} + B_2 X_{i2} \dots + B_k X_{ik})$$

Het model bestaat dus uit het product van een "*baseline*" of gemeenschappelijke risicofunctie $h_0(t)$ en een exponentfactor, die de baselinefunctie vertraagt of accelereert. Voor continue variabelen stelt $\exp(B_k)$ het relatief risico voor bij een toename van één eenheid in de verklarende variabele.

² Indien de interesse gericht is op de tijdsverdeling van het bestudeerde fenomeen, dient uiteraard gebruik gemaakt te worden van een parametrisch model (Allison, 1984).

Voor categorische indicatoren geeft deze factor het relatief sterfterisico per categorie van de covariaat X_k , uitgedrukt ten opzichte van een referentiegroep. Een waarde groter dan één impliceert een groter risico dan in de referentiegroep en een waarde kleiner dan één een lager risico.

III.2 De doelgroep: Belgische mannen en vrouwen van middelbare leeftijd

Aangezien socio-economische sterfteverschillen sterk variëren naar geslacht en leeftijd, wordt in het algemeen aangeraden om afzonderlijke analyses te verrichten voor mannen en vrouwen en voor een aantal specifieke leeftijdsgroepen.

Omdat de sociale status op middelbare leeftijd relatief gemakkelijk te bepalen is, en dit vooral bij mannen, wordt de doelgroep in een eerste deel van het onderzoek beperkt tot de mannelijke populatie van 45-64 jaar. De analyses worden afzonderlijk verricht voor de vier leeftijdsgroepen, 45-49 jaar, 50-54 jaar, 55-59 jaar en 60-64 jaar, om beter aan de veronderstelling van proportionaliteit te voldoen. In een tweede en derde deel worden de socio-economische sterfteverschillen bij vrouwen van middelbare leeftijd onderzocht en vergeleken met deze bij mannen. Omdat de wettelijke pensioenleeftijd in 1991 nog 60 jaar bedroeg voor vrouwen, wordt de onderzoeksgroep in dit deel beperkt tot de respondenten van 40-59 jaar. In een laatste deel, met betrekking tot de regionale sterfteverschillen bij mannen van middelbare leeftijd, bestaat de doelgroep voornamelijk uit mannen van 40-64 jaar. Op deze manier kan het onderzoek plaatsvinden op het niveau van de arrondissementen en wordt een voldoende aantal gevallen gegarandeerd.

Om een "zuiverder beeld" te verkrijgen, is de doelgroep ook beperkt tot de respondenten met de Belgische nationaliteit op het ogenblik van de volkstelling³. Allochtonen lopen een grotere kans om te emigreren en dus uit het observatieveld te verdwijnen dan autochtonen. De kans op selectieve gezondheidsmigratie, waarbij zieke personen naar hun thuisland terugkeren om te sterven, is bovendien niet irreëel. De bias en het effect hiervan op de mortaliteit vormt een onderzoeksthema op zich, dat hier niet geïntegreerd kan worden. Het uitsluiten van de allochtonen kan wel tot enige vertekening van de resultaten leiden, bijvoorbeeld door de ongelijke verdeling van arbeidsimmigratie naar arrondissement.

De relatieve sterfterisico's worden telkens uitgedrukt ten opzichte van de sterfte van het totaal aantal Belgische mannen (of vrouwen) in de respectieve leeftijdsgroepen. Op die manier wordt het risico steeds uitgedrukt ten opzichte van het gemiddelde risico van de totale bevolking van de betrokken leeftijds- of geslachtsgroep. De analyses zijn allemaal verricht met behulp van het softwareprogramma "SPSS".

³ Met inbegrip van de genaturaliseerde Belgen op 1/03/1991.

Voor een vergelijkend onderzoek van sterfte bij migranten, zie Anson (2000 a; 2000 b).

III.3 Indicatoren en modellen

De afhankelijke variabele bestaat uit het exact aantal geleefde tijdseenheden tussen 1991 en 1996 van elke persoon, gekoppeld aan een statusindicator om aan te geven of **de persoon** al dan niet overleden is tijdens deze periode. De "tijdsduur" wordt uitgedrukt in exact aantal "geleefde maanden". Personen die niet overlijden krijgen een waarde van 60,00 maanden toegewezen, tenzij zij emigreerden naar het buitenland. In dit geval is de duur gelijk aan het exact aantal maanden tussen 1/03/1991 en het ogenblik van emigratie. Voor de overleden individuen komt de tijdsduur overeen met het aantal maanden tussen het begin van de observatieperiode en het ogenblik van overlijden.

De keuze van covariaten is ingegeven door de theoretische en empirische bevindingen uit de literatuur en door de beschikbare gegevens in de volkstelling (cf. supra).

De sociale gelaagdheid van de maatschappij vloeit voort uit de ongelijke verdeling van materiële en immateriële goederen. De drie klassieke pijlers om de socio-economische status van een individu te bepalen zijn, zoals vermeld, opleiding, beroep en inkomen. Deze variabelen oefenen elk een specifieke invloed uit op de mortaliteit, maar zijn ook onderling geassocieerd. Het onderwijsniveau is de sleutelvariabele voor de beroepsactiviteit, die op haar beurt de basis vormt voor het inkomen van het grootste deel van de bevolking. Naast deze elementen kunnen ook alternatieve materiële indicatoren geïntegreerd worden, zoals de kwaliteit van de huisvesting (in termen van het bezit en het comfortniveau van de woning), of andere sociale dimensies, zoals de leefvorm bijvoorbeeld.

De *beroepsstatus* vormt een cruciale dimensie van de socio-economische positie, en zeker voor mannen van middelbare leeftijd. Eerst wordt dieper ingegaan op de operationalisering en vervolgens op een specifiek selectiemechanisme van de beroepsdimensie.

Over de indeling van de bevolking naar beroep bestaat heel wat controverse, vaak ideologisch geladen. De relatie tussen sterfte en professionele activiteit is complex, verloopt via verschillende mechanismen en niet noodzakelijk éézijdig.

In de eerste plaats geldt een direct verband waarbij bepaalde beroepsgroepen of –sectoren specifieke risico's meebrengen. Over dit mechanisme bestaat weinig discussie, in de bouwnijverheid bijvoorbeeld liggen de risico's veel hoger dan in de voedingsindustrie, in de visserij dan in de landbouw, etc. Dit vormt een interessante onderzoekspiste, maar wordt hier niet verder uitgediept. De aandacht gaat veeleer uit naar het hiërarchische aspect of de statusdimensie van het beroep. De onderliggende idee is dat de minst bevoorrechte beroepsklassen, onderaan de maatschappelijke ladder, het hoogste sterfterisico hebben. Het is duidelijk dat het hierbij om een complex proces gaat, waarbij niet alleen de statusdimensie een rol speelt, maar ook de arbeidsomgeving, de fysieke vereisten en het stressniveau van het beroep, de arbeidsvoldoening, het inkomensniveau, het risicogedrag, etc.

De hiërarchische ordening van het beroep is gebaseerd op het klassiek EGP-schema van Erikson en Goldthorpe (Kunst, 1997), vaak gebruikt in internationaal onderzoek. In de volkstelling is het beroep omschreven in termen van de ISCO68-code en dient het dus gehercodeerd te worden. De indeling van de actieve bevolking in een aantal min of meer ordenbare klassen is niet altijd onbetwistbaar en in zekere zin arbitrair. Toch sluit de verkregen EGP-variabele beter aan bij het concept van "socio-professionele klasse" dan de classificatie van het N.I.S. De groepering van het N.I.S. in arbeiders en bedienden in de privé en de openbare sector is niet zo relevant voor dit onderzoek en brengt mee dat heel wat kaderleden in de bediendeklasse terechtkomen.

In het schema van Erikson en Goldthrope wordt doorgaans alleen de actieve bevolking opgenomen. Het uitsluiten van de inactieve bevolking oefent een belangrijke invloed uit op de onderzoeksresultaten: over het risicoverhogend effect van werkloosheid, of algemener van het inactief zijn, bestaat in de literatuur veel eensgezindheid (Valkonen en Martikainen, 1995 en Martikainen en Valkonen, 1996). Op middelbare leeftijd is deze impact wellicht heel sterk: de pensioenleeftijd is nog relatief ver verwijderd, maar het wordt steeds moeilijker om een nieuwe baan te vinden en de financiële gevolgen zijn bijzonder zwaar, vooral in het licht van nog inwonende kinderen en lopende afbetalingen.

De inactieve personen worden in een viertal groepen ingedeeld, terwijl de actieve populatie in een achttal min of meer ordenbare beroepsklassen gerangschikt wordt⁴. De integratie van de inactieve klassen doet geen enkele afbreuk aan de informatie die de EGP-indeling levert, integendeel, het verhoogt de waarde van de variabele. De meeste werklozen behoren in werkelijkheid meer tot de "lagere" EGP-groepen en ook de gepensioneerden vormen, zeker op middelbare leeftijd, een heel specifieke groep.

De relatie tussen sterfte en beroep hoeft niet noodzakelijk in één richting te verlopen; ook de gezondheid kan de beroepspositie bepalen. Een belangrijk element is het zogenaamde "*healthy worker effect*", d.i. het mechanisme van selectieve toetreding tot of uitstoot uit de arbeidsmarkt of uit bepaalde beroepsgroepen. Fysisch veeleisende beroepen stoten personen met gezondheidsproblemen veel sneller af, terwijl andere professionele klassen ongezonde personen in dienst kunnen houden. Dit geeft aanleiding tot specifieke sterftepatronen.

Aangezien de sterftekans jaar na jaar berekend kan worden per beroepssector, laat de Nationale Databank Mortaliteit in zekere zin toe om de selectieve uitstoot te illustreren. In figuur 3.1 wordt de jaarlijkse sterftekans gegeven (in procent) voor arbeiders van 35 tot 60 jaar uit de bouw-, de metallurgie- en de automobielsector. Door de sectorgebonden uitstoot zijn de arbeiders in sterk selectieve beroepsgroepen bij aanvang gezonder, terwijl zij na verloop van tijd een steeds hogere sterfte vertonen. Dit is duidelijk in de automobielsector het geval. Deze selectieve uitstoot leidt ertoe dat er een onderschatting ontstaat **van de** reële sterfterisico's onder **de** actieve bevolking **in het** algemeen en voor de "zwaarste" en / of minst beschermde beroepsgroepen in het bijzonder.

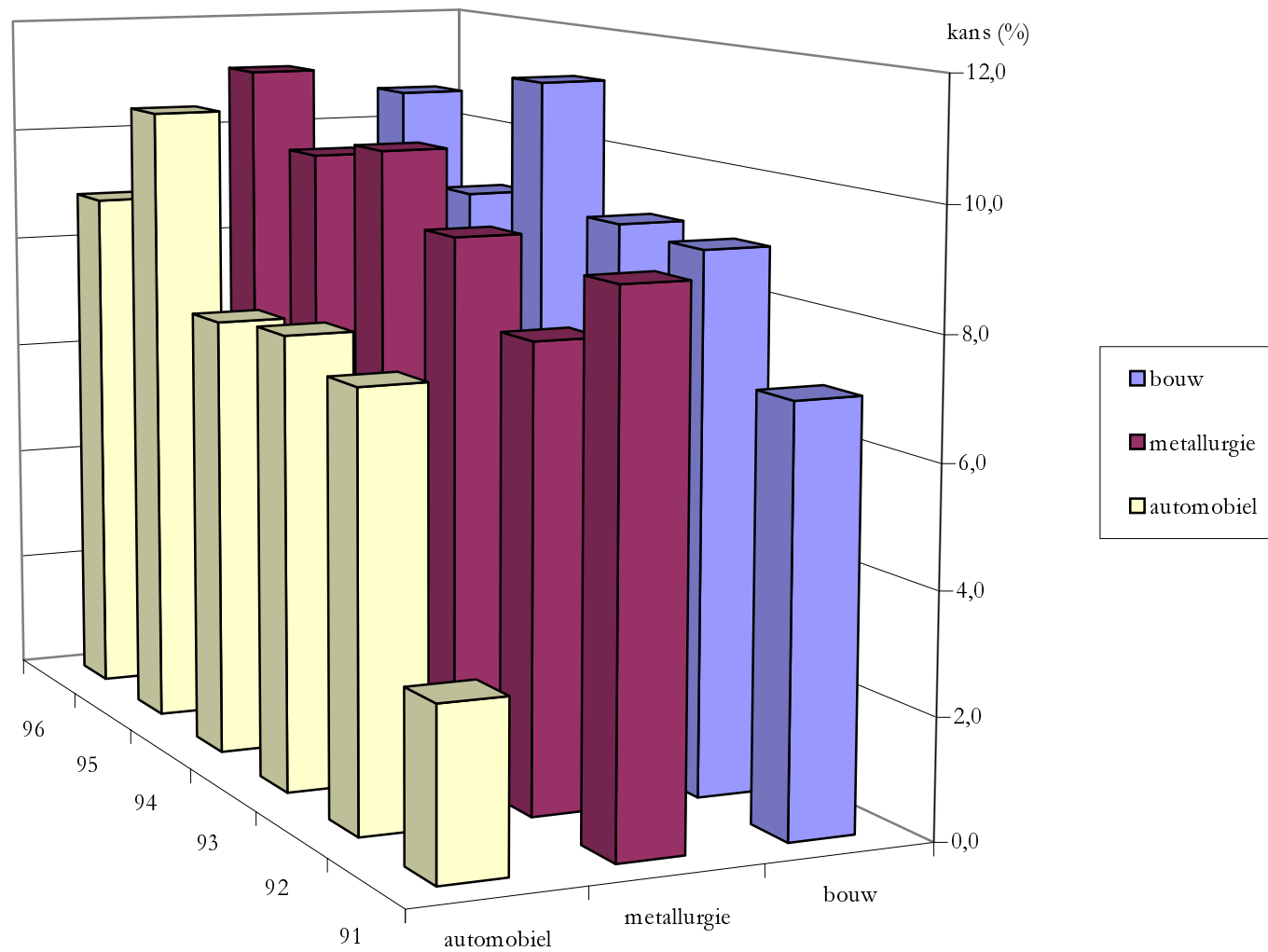
Voor de inactieve bevolking wordt net het omgekeerde beeld genoteerd. In figuur 3.2 blijkt duidelijk dat deze groep bij aanvang een iets hogere sterftekans heeft, vermoedelijk door de instroom van minder gezonde mannen die uit de arbeidsmarkt wegvloeien en sneller sterven. In de daaropvolgende jaren treedt een steeds lagere kans in, hoewel extreem hoge cijfers kenmerkend blijven. Dit kan onder meer toegeschreven worden aan de selectieve uitstoot uit de actieve populatie, die in ongelijke mate optreedt tussen de diverse sectoren en beroepsgroepen. Voor de fysisch veeleisende jobs speelt dit mechanisme duidelijk sterker.

Naast het beroep kunnen ook andere materiële dimensies een invloed uitoefenen op de mortaliteit, zoals het *inkomen*. In de volkstelling is geen informatie beschikbaar over de omvang van het inkomen, maar wel over de soort van inkomens (voltijds, deeltijds of vervangingsinkomen) in het huishouden.

Een andere indicator is *de lange termijn levensstandaard of het vermogen*, hier opgemeten in termen van de *huisvestingskwaliteit*, een combinatie van *het huisbezit* en *het comfortniveau van de woning*. Huisbezit is voor personen van middelbare leeftijd een relatief sterk discriminerende factor. Door de sterke aanmoediging van eigendomsverwerving, behoren de personen die op deze leeftijd nog

⁴ De mannen voor wie het beroep onbekend is, zijn in een afzonderlijke klasse opgenomen.

Figuur 3.1: Selectieve uitstoot: vergelijking van de sterftetekans van 35 tot 60 jaar (%) van arbeiders uit de bouw-, automobiel- en metallurgiesector, Belgische mannen



geen eigen huis hebben in België eerder tot een sociaal kwetsbare groep. Ook het comfortniveau lijkt een belangrijk element te zijn. De huisvestingskwaliteit is uiteraard niet alleen een proxy voor de lange termijn levensstandaard, maar kan ook *op zich* een invloed uitoefenen op de algemene gezondheid en als dusdanig een rechtstreeks effect hebben op het sterftepatroon.

Tenslotte zijn ook een aantal immateriële of meer sociale dimensies in de analyses opgenomen. Het *onderwijsniveau* vormt een eerste factor en biedt als voordeel dat het doorgaans niet meer verandert na de leeftijd van 25 tot 30 jaar. Verder kan het opleidingspeil voor de meerderheid van de personen bepaald worden, hetgeen voor de beroepsdimensie niet het geval is. Over het effect van opleiding bestaat heel veel onderzoek en het is duidelijk dat dit kenmerk niet alleen een directe maar ook een indirecte impact heeft op de gezondheid en sterfte.

Een andere dimensie is de *leefvorm* of de *huishoudenspositie*. Dit kenmerk wordt doorgaans niet opgenomen in de variabelengroep om de maatschappelijke status van een individu te definiëren. De verschillende huishoudensposities kunnen inderdaad in alle maatschappelijke klassen voorkomen, maar ze zijn daarom nog niet noodzakelijk toevallig verdeeld naar socio-economische status. Tussen beide variabelen bestaan complexe relaties. De hoogste klassen ervaren wellicht de grootste impulsen om een formeel huwelijk te sluiten en in stand te houden, zowel op financieel als op sociaal vlak. In de andere richting kan de huishoudenspositie ook de grondslag vormen van de socio-economische positie. Alleenstaanden, bijvoorbeeld, lijken vaak in een kwetsbare positie te verkeren. De leefvorm heeft bovendien ook een eigen dynamiek en oefent een zelfstandige impact uit op de mortaliteit (Wyke en Graeme, 1992). Gehuwde mannen hebben een lager risico dan ongehuwde mannen, terwijl weduwnaars een verhoogde sterftekans vertonen (zie Lusyne en Page, 1999). Om dit verband te verklaren, worden twee mechanismen naar voor geschoven: het gezondheidsbevorderend effect van een huwelijk (of algemener een samenwoonrelatie) en het selectie-effect waarbij zieke mensen minder kans krijgen tot een duurzame relatie (Goldman, 1993).

Voor vrouwen kunnen een aantal bijkomende sociale covariaten geïntegreerd worden, zoals het aantal kinderen of de pariteit bijvoorbeeld. In het licht van de veranderde positie van de vrouw is het eveneens interessant om na te gaan of de combinatie van een economische activiteit en een moederschapfunctie een verlaagd risico meebrengt dan wel een risicoverhogend effect heeft. De laatste decennia is steeds meer onderzoek gedaan rond deze vraagstelling (zie onder meer Hibbard en Pope, 1991; Moser, Pugh et al., 1990; Koskinen en Martelin, 1994 en Weatherall, Joshi et al., 1994).

Al deze indicatoren worden steeds als categorische variabelen opgenomen. De enige intervalvariabele is de exacte leeftijd. Aangezien de gegevens betrekking hebben op de totale bevolking van België, kunnen relatief gedetailleerde categorische indicatoren gebruikt worden (zie annex 3.1 voor een bespreking van de covariaten). De implicatie is ook dat geen rekening gehouden moet worden met significantieniveaus, omdat de werkelijke waarden (van de totale populatie) beschikbaar zijn. Bevolkingsgroepen met een ontbrekende waarde zijn telkens als afzonderlijke groep opgenomen (als zogenaamde "*active missings*"), aangezien verwacht kan worden dat zij een specifiek risico vertonen (cf. supra).

De analyses verlopen telkens in twee stappen. In de eerste fase wordt elke covariaat afzonderlijk in één model opgenomen. Op die manier kunnen de "*brutoverschillen*" beschreven worden voor de onderscheiden socio-economische indicatoren. In een tweede stap worden een aantal multivariate modellen met verschillende covariaten geschat en worden "*nettoverschillen*" berekend.

Het dient benadrukt te worden dat dit explorierend onderzoek gebaseerd is op eenvoudige multivariate modellen, zonder tijdvariërende covariaten en zonder interactie-effecten. Bovendien wordt elke variabele op gelijke voet in het model gebracht en wordt geen rangorde aan de kenmerken opgelegd. In een alternatief model, een zogenaamd "*levenscyclusmodel*" bijvoorbeeld, zou eerst het onderwijsniveau ingevoegd worden en vervolgens de variabelen die de persoon op latere leeftijd invult. Deze werkwijze houdt rekening met het feit dat het onderwijsniveau eerst bepaald wordt, zodat het zijn volledige verklaringskracht behoudt. Bij elke volgende stap zou dan het *bijkomend* effect geschat worden van latere condities die verder de sterftekansen fijner bepalen. Na onderwijs zouden vervolgens beroep en huishoudenspositie ingevoerd worden, terwijl de huisvestingskarakteristieken het laatst in de sequentie zouden volgen. Zo'n modelspecificatie zou andere resultaten opleveren voor elk van de covariaten omdat het effect van de eerst ingevoerde niet meer afgezwakt wordt. Het huidige model volgt deze sequentie niet en bepaalt de effecten van de covariaten op een simultane wijze. Hier wordt dus enkel de vraag beantwoord welke covariaat op een *welbepaald ogenblik* (d.i. 1/03/1991) de sterkste of zwakste sterfteverschillen genereert.

Belangrijk is ook steeds rekening te houden met het feit dat de relatie tussen sterfte of gezondheid en al deze indicatoren niet noodzakelijk in één richting verloopt: de gezondheidsstatus kan zoals gezegd de socio-economische positie bepalen. Niet alleen ten aanzien van de beroepsstatus, de tewerkstellingsstatus en het soort van inkomen kan een selectie-effect ("*healthy worker effect*") intreden, ook het opleidingsniveau kan beïnvloed worden door de gezondheidsstatus, maar dan vooral op jonge leeftijd. Ten aanzien van de leefvorm kan evenzeer een inverse relatie gelden, waarbij ongezondere personen minder kansen hebben op de huwelijksmarkt en op een moederrol.

**Socio-economische sterfteverschillen bij Belgische
mannen van middelbare leeftijd**

IV. Socio-economische sterfteverschillen bij Belgische mannen van middelbare leeftijd

Om sociale ongelijkheid in sterfte te bestuderen, wordt de aandacht eerst toegespitst op de Belgische mannen van middelbare leeftijd. Elke socio-economische variabele wordt, zoals vermeld, eerst afzonderlijk opgenomen in één model, samen met de exacte leeftijd van de respondent. In de tweede stap worden controles doorgevoerd voor andere covariaten in een aantal multivariate modellen.

IV.1 Differentiële sterfte in België bevestigd voor verschillende socio-economische indicatoren

Op basis van de Cox-regressies met telkens één variabele (de beroepsstatus, het inkomenstype, de huisvestingskwaliteit, het onderwijsniveau of de leefvorm) kan nagegaan worden hoe de sterfte van elke socio-economische categorie zich verhoudt ten opzichte van de sterfte van de referentiegroep: alle Belgische mannen van respectievelijk 45-49 jaar, 50-54, 55-59 en 60-64 jaar⁵. De enige controlefactor die aan de orde is, heeft betrekking op de exacte leeftijd van de man aan het begin van de onderzoeksperiode.

De relatieve risico's zijn voor elke categorie gegeven door de exponentwaarde van de B-coëfficiënten. Een waarde groter dan één duidt op een groter risico dan gemiddeld en een waarde kleiner dan één op een lager risico. Omdat de B-waarden grafisch de correcte voorstelling geven, zijn de figuren op deze coëfficiënten gebaseerd⁶. Negatieve B-coëfficiënten duiden op een kleiner sterfterisico, positieve op een groter risico. In de tekst worden wel de relatieve risico's besproken en worden dus de exponent B-waarden gebruikt.

In annex 4.2 zijn per indicator tabellen opgesteld met de B- en de exponent B-waarden (zie tabel A.4.2.1 tot en met tabel A.4.2.7).

Uit tabel 4.1 blijkt dat de analyses op aanzienlijke aantallen gebaseerd zijn: 256.516 mannen van 45-49 jaar, 247.906 mannen van 50-54 jaar, 257.161 mannen van 55-59 jaar en 247.342 mannen van 60-64 jaar, waarvan er respectievelijk 6.679, 9.687, 16.223 en 25.442 overlijden tijdens de vijfjarige periode. In totaal geeft dit 1.008.925 mannen en 58.031 sterftegevallen.

Tabel 4.1: Aantal Belgische mannen van 45-64 jaar en aantal overlijdensgevallen naar leeftijd

	45-49 jaar	50-54 jaar	55-59 jaar	60-64 jaar	45-64 jaar
aantal mannen	256.516	247.906	257.161	247.342	1.008.925
aantal overleden mannen	6.679	9.687	16.223	25.442	58.031

⁵ Zie annex 4.1 (tabel A.4.1.1 tot en met tabel A.4.1.7) voor de verdeling van de mannen naar deze kenmerken.

⁶ Een exponent B-waarde van 0,50 bijvoorbeeld duidt op een risico dat twee keer zo laag is als in de referentiegroep, een waarde van 2,0 impliceert een tweemaal zo hoog risico als in de referentiegroep. Grafisch uitgezet is 0,50 net vier keer kleiner dan 2,0 en nochtans zijn deze risico's symmetrisch. Om een correcte visuele voorstelling aan te houden, zal daarom gebruik gemaakt worden van de B-coëfficiënten op de figuren en niet van de exponent B-waarden of relatieve risico's.

IV.1.1 De beroepsstatus: een duidelijke tweedeling

Een eerste indicator van de socio-economische positie is de beroepsstatus. Omdat de interesse niet alleen gericht is op de economisch actieve, maar ook op de niet-actieve mannen, wordt de bevolking eerst ingedeeld naar tewerkstellingsstatus. Vervolgens worden de actieve mannen gegroepeerd in een aantal min of meer ordenbare klassen op basis van het beroep uitgeoefend op 1/03/1991.

Figuur 4.1 getuigt van een duidelijke tweedeling tussen de actieve mannen met een lager relatief sterfterisico dan gemiddeld en de niet-actieve klassen (inclusief de groep "beroep onbekend") met een grotere mortaliteit.

De hoogste sterfte komt uiteraard voor in de minst gezonde bevolkingsgroep: de mannen met een uitkering wegens blijvende werkonbekwaamheid en de gehandicapten in een beschutte werkplaats. Deze groep heeft een drie tot twee keer hoger risico dan gemiddeld (3,52 tot 2,32)⁷.

Ook de mannen zonder beroep of werkloosheidsuitkering vertonen een sterfte dat ver boven het gemiddelde uitstijgt (2,05 tot 1,63). De volledig werklozen (die wel een uitkering krijgen) kennen doorgaans het derde hoogste risico, behalve in de jongste leeftijdsgroep van 45-49 jaar. Hier hebben de gepensioneerden (1,91) een hogere mortaliteit dan de werklozen (1,69). Vanaf 50-54 jaar geldt het omgekeerde en lijkt een overlevings- of brugpensioen (1,28 tot 1,05) minder nadelig te zijn dan volledige werkloosheid (1,51 tot 1,23). Voor de mannen van 55-59 en 60-64 jaar impliceert pensionering trouwens niet langer een groot sterfteoverschot en heeft de groep met een onbekend beroep een groter risico (1,18 en 1,14). Dit verschil zou toegeschreven kunnen worden aan het feit dat pensionering op jongere leeftijd vaak alleen in specifieke, waarschijnlijk kwetsbare situaties voorkomt. Bij oudere mannen is dit veel minder het geval: zij vormen op vlak van beroep een bijzondere klasse, juist omdat ze reeds in veel sterkere mate gepensioneerd zijn en dus een vervangingsinkomen hebben.

Over het risicoverhogend effect van werkloosheid bestaan heel wat studies (Martikainen en Valkonen, 1996 en Valkonen en Martikainen, 1995). Werkloosheid kan beschouwd worden als een "*multiple deprived social position*", gekenmerkt door een gebrek aan structurele bronnen, verminderde sociale contacten, verhoogde socio-economische stress en bijgevolg door een grotere sterfte (Leeftang, Klein-Hesseling et al., 1992). Dergelijke resultaten dienen echter omzichtig geïnterpreteerd te worden. Het is, zoals vermeld, goed mogelijk dat een aantal mannen wegens gezondheidsproblemen uit de arbeidsmarkt gestoten worden of er geen nieuwe intrede toe vinden (Dahl, 1993a, 1993b en Vanhoorne, 1984). Dit selectie-effect zou in zekere zin ook een rol kunnen spelen voor de overige niet-actieve bevolkingsgroepen.

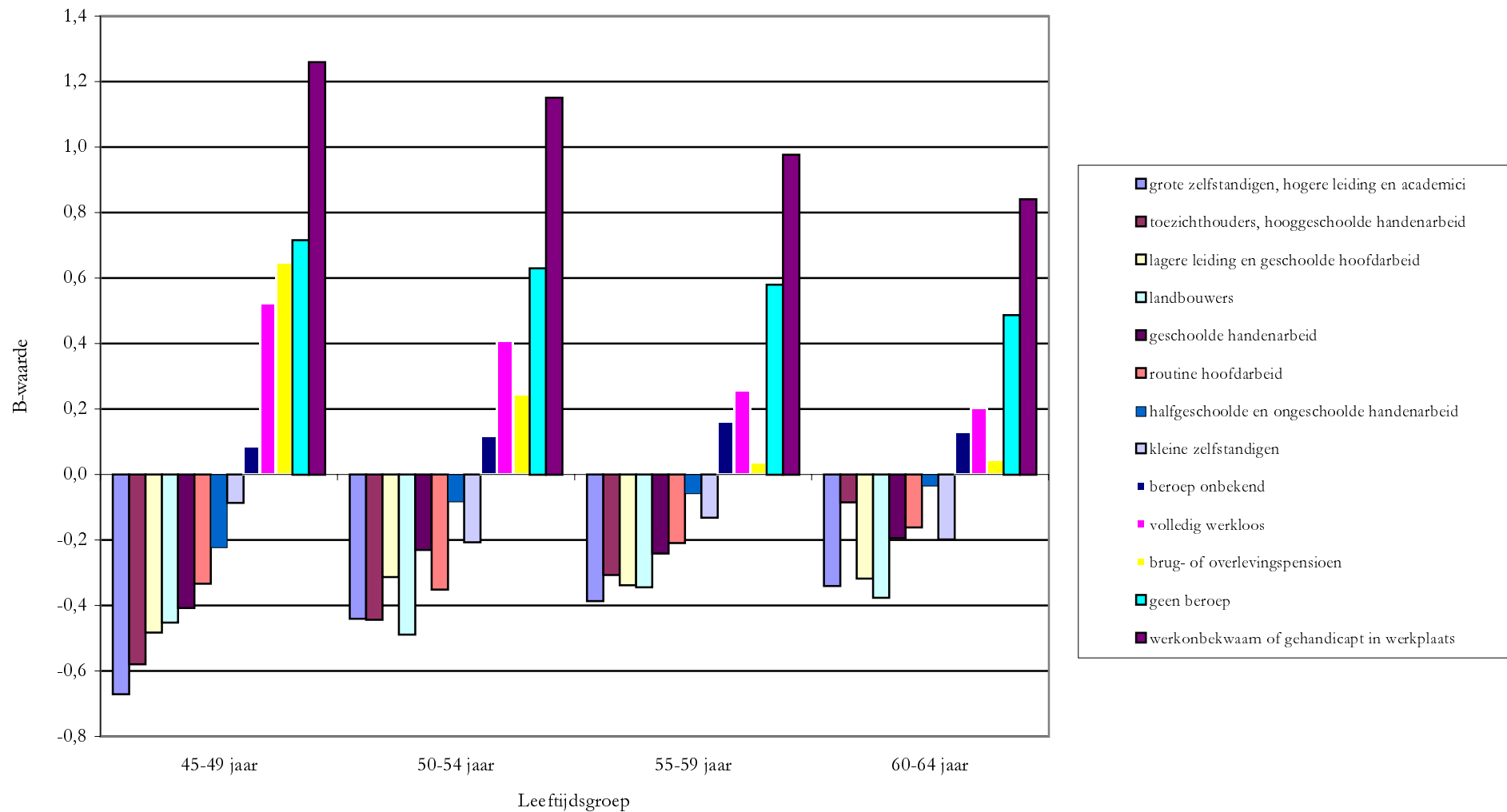
Ook de categorie met een onbekend beroep vertoont een hogere sterfte dan de totale bevolking (1,09 voor de mannen van 45-49 jaar tot 1,18 voor de mannen van 55-59 jaar). Voor de jongste leeftijden vormt deze groep een soort van intermediaire schakel tussen de niet-actieve en de actieve klassen, die allemaal een lagere sterfte hebben dan gemiddeld⁸.

Het laagste risico wordt, afwisselend en afhankelijk van de generatiegroep, genoteerd bij de grote zelfstandigen, de hogere leidinggevenden en de academici (0,51 voor de mannen van 45-49 jaar en 0,68 voor de mannen van 55-59 jaar) en bij de zelfstandige boeren (0,61 en 0,69 voor de mannen van 50-54 en 60-64 jaar). Voor de hogere beroepsklasse leunt dit beeld perfect aan bij

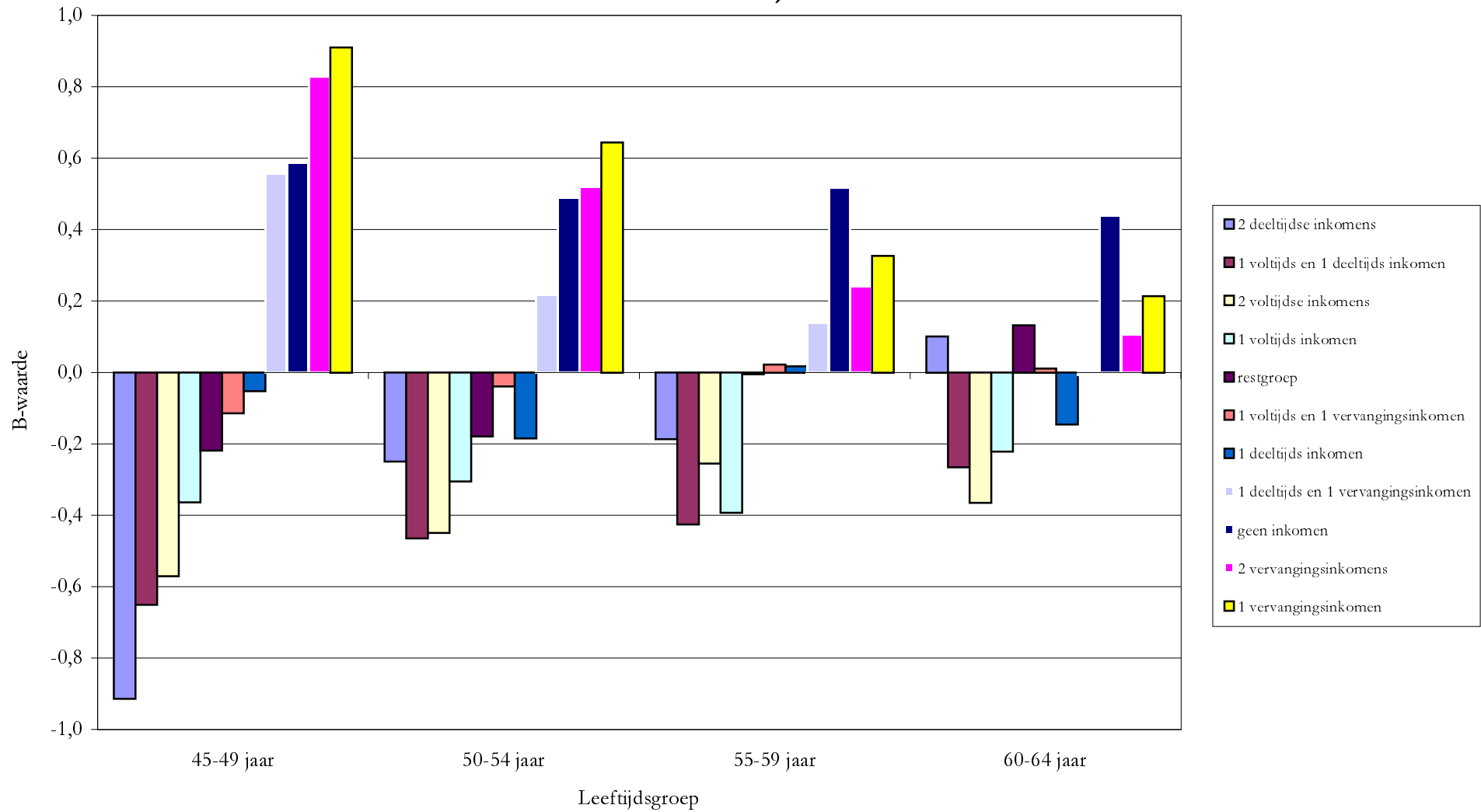
⁷ De cijfers hebben telkens betrekking op de jongste en de oudste leeftijdsgroep, omdat de grootste variatie van de coëfficiënten merkbaar is in de jongste groep en de kleinste variatie in de oudste groep. Indien dit niet het geval is, dan wordt dit in de tekst nader bepaald.

⁸ Op oudere leeftijd vervult de groep van de gepensioneerden eerder deze functie.

Figuur 4.1: Relatieve sterfterisico's naar beroepsstatus, Belgische mannen van 45-64 jaar



Figuur 4.2: Relatieve sterfterisico's naar inkomenstype, Belgische mannen van 45-64 jaar



de verwachtingen, maar voor de zelfstandige boeren is dit toch een enigszins verrassend resultaat. Vanhoorne (1984) citeert studies waarbij de kleinere sterfte van landbouwers, ondanks hun eerder lage status en inkomen, verklaard wordt door een hoge graad van arbeidstevredenheid.

In de twee jongste leeftijdsklassen hebben de toezichthouders en de hooggeschoolde handenarbeiders de tweede laagste sterfte van de actieve bevolking (0,56 en 0,64). In de oudere generaties doet deze klasse het minder goed en vooral bij de mannen van 60-64 jaar. De lagere leidinggevenden en de geschoolde hoofdarbeiders bekleden in het algemeen de derde plaats met exponent B-waarden van 0,62 tot 0,73⁹.

Na de klassen met de laagste sterfte volgen meestal de geschoolde handenarbeiders (0,67 tot 0,82) en de routine hoofdarbeiders. Routine hoofdarbeiders scoren dus minder goed dan verwacht (0,72 tot 0,85), tenzij in de klasse 50-54 jaar (0,70), waar zij de tweede laagste sterfte hebben.

E. Dahl (1993b) schrijft de hogere sterfte van lagere bedienden tegenover arbeiders (ongeschoolde arbeiders in zijn geval) toe aan het "*healthy worker effect*", waarbij de categorie van lagere bedienden de arbeiders opsloort die het zware fysieke werk wegens gezondheidsproblemen niet meer aankunnen. Om deze hypothese te kunnen verifiëren zijn echter longitudinale gegevens over het beroep vereist.

De kleine zelfstandigen bekleden een minder goede plaats (0,92 voor de 45-49-jarigen tot 0,88 voor de 50-54-jarigen), behalve in de oudste generatie waar zij beter scoren (0,82). De halfgeschoolde en ongeschoolde arbeiders tenslotte vertonen veelal de hoogste sterfte van de actieve bevolking met exponent B-waarden van 0,80 tot 0,97¹⁰. Ten opzichte van de beroepsklasse met de laagste sterfte hebben deze arbeiders een risico dat ongeveer 1,5 keer groter is (ongeacht de leeftijdsklasse). Anderzijds hebben zij tegenover mannen zonder beroep en zonder werkloosheidsuitkering een plus minus tweemaal zo laag sterfterisico.

Bij de vergelijking van de extreme beroepsgroepen wordt dus een beeld bekomen dat redelijk goed overeenkomt met de internationaal waargenomen trends (Davey-Smith, Hart et al., 1998; Kaprio, Sarna et al., 1996; Kunst, 1997; Mare, 1990; Marmot, 1986; Marmot, 1995; Menchik, 1993 en Vallin, 1995). De niet-actieve groepen kenmerken zich door een hoger risico dan gemiddeld en de actieve door een lager risico. Voor de beroepsbevolking wordt het kleinste risico doorgaans genoteerd bij de "hoogste" klassen en het grootste bij de "laagste" beroepsgroepen. Bepaalde intermediaire categorieën vertonen een minder systematisch en consistent beeld.

IV.1.2 Het soort van inkomen: de niet-actieven opnieuw benadeeld

Een tweede materiële dimensie van de socio-economische positie is het soort van inkomen. Uit figuur 4.2 kan een betrekkelijk consistent sterftebeeld naar inkomenstype afgeleid worden en dit vooral voor de "extreme" inkomensklassen. Anderzijds blijkt dat bepaalde klassen heel verschillend reageren naargelang de generatiegroep. Vooral de klasse "twee deeltijdse inkomens" vertoont een sterk variërend patroon, mogelijk door de kleine aantallen in deze categorie.

Zonder rekening te houden met deze categorie van twee deeltijdse inkomens, komt de laagste sterfte voor in huishoudens die hun loon uitsluitend uit arbeid putten, deze met één

⁹ Bij de 50-54-jarige mannen bekleedt deze groep een slechtere positie.

¹⁰ De enige uitzondering hierop is de jongste leeftijdsgroep, waar de kleine zelfstandigen een hogere mortaliteit hebben.

voltijds en één deeltijds inkomen (0,52 tot 0,77), met twee voltijdse (0,57 tot 0,70) en met één voltijds inkomen (0,70 tot 0,80). Niet de mannen in huishoudens met twee voltijdse inkomens scoren dus het best, maar wel deze in huishoudens met één voltijds en één deeltijds inkomen. Mogelijk speelt het lager stressgehalte een rol, maar om hierover definitieve uitspraken te kunnen doen, zou eerst gecontroleerd moeten worden voor de huishoudenspositie, de omvang van beide inkomens, etc. De oudste mannen volgen een licht afwijkende rangorde. Op vlak van inkomens vormen de 60-64 jarigen, net zoals voor de beroepsvariabele, een bijzondere groep omdat zij reeds in veel sterkere mate gepensioneerd zijn en een vervangingsinkomen hebben.

Na deze klassen met de laagste mortaliteit volgt een intermediaire groep die een minder consistent of systematisch patroon vertoont naar leeftijd. Deze bestaat uit de restgroep en uit de categorieën "één voltijds en één vervangingsinkomen" en "één deeltijds inkomen", en wordt in het algemeen gekenmerkt door een iets lagere sterfte dan gemiddeld in de jongste generaties en door een risico dat nauw bij het gemiddelde aanleunt bij de oudste mannen. Voor de 60-64-jarigen heeft de restgroep wel een hogere sterfte, terwijl de mannen met één deeltijds inkomen een relatief lager risico vertonen. In deze leeftijdsgroep behoort eerder de klasse "één deeltijds en één vervangingsinkomen" tot de intermediaire groep.

De huishoudens die geheel of vooral op vervangingsinkomens moeten terugvallen, onderscheiden zich duidelijk door hun hoge sterfte. Mannen met één deeltijds en één vervangingsinkomen hebben, met uitzondering van de 60-64-jarigen, een risico dat sterk tot matig boven het gemiddelde uitstijgt (1,75 tot 1,15). Vervolgens komen, afhankelijk van leeftijdsgroep, de huishoudens zonder inkomen (1,80 tot 1,55), met twee vervangingsinkomens (2,29 tot 1,11) en met één vervangingsinkomen (2,48 tot 1,24). Het feit dat de klasse "zonder inkomen" in de jongste generaties een lager tempo heeft dan deze met vervangingsinkomens zou te wijten kunnen zijn aan een artefact van de gegevens. Tot de categorie "zonder inkomen" behoort waarschijnlijk een aantal mannen die wel degelijk over een inkomen beschikken, maar voor wie de informatie onbekend is. Voor de oudste cohorten hebben de mannen zonder inkomen wel de hoogste sterfte, vermoedelijk omdat vervangingsinkomens hier een andere betekenis hebben dan op jongere leeftijd. Hoe dan ook, het risico van de inkomensgroep met de hoogste mortaliteit ligt voor de jongste mannen zes keer hoger dan deze van de klasse met het laagste risico, voor de 50-54 jarigen drie keer en voor de andere klassen ongeveer twee maal zo hoog. De verschillen nemen dus opnieuw af naar leeftijd, maar blijven aanzienlijk.

In de geraadpleegde literatuur wordt inkomen meestal geoperationaliseerd via het jaarlijks of maandelijks inkomen (Martelin, 1994; Elo en Preston, 1992 en Rogers, 1992), maar dit was hier onmogelijk door het gebrek aan gegevens. Via integratie van het inkomensstype kon toch enigszins het belang van deze dimensie geïllustreerd worden. Mannen uit huishoudens die hun inkomen volledig uit deeltijdse of voltijdse arbeid halen, hebben een lager risico dan gemiddeld, met uitzondering misschien van de groep "één deeltijds inkomen". De tussengroep bestaat uit huishoudens die hun inkomen uit arbeid combineren met sociale steun en de hoogste sterfte wordt aangetroffen in de huishoudens die geen inkomen hebben of in deze die het volledig met sociale uitkeringen moeten doen.

IV.1.3 De huisvestingskwaliteit en de invloed van de levensstandaard

Om tegemoet te komen aan de tekortkoming van de inkomensvariabele, die geen gradaties toelaat naar de omvang van het inkomen, wordt een aantal proxies voor de lange termijn levensstandaard opgenomen, het comfort en het bezit van de woning en een combinatie van beide indicatoren in één huisvestingsvariabele.

Figuur 4.3 illustreert het bestaan van een duidelijk sterftebeeld naar het comfortniveau van de woning, hoewel niet volledig conform aan de verwachtingen. Het laagste risico komt voor bij de mannen in een huis met groot comfort (0,49 tot 0,66), die een sterftepeil vertonen dat ver beneden het gemiddelde ligt en dat ook aanzienlijk afwijkt van het risico voor de andere comfortklassen. Daarna komt niet de groep "middelmatic comfort", maar "klein comfort" (0,83 tot 0,91) en pas dan de middenklasse (0,88 voor de jongste mannen tot 0,96 voor de 50-54-jarigen). De vierde plaats wordt ingenomen door de categorie "comfort onbekend" met een sterfterisico dat aanleunt bij het algemeen gemiddelde. Bij de 45-49 jarigen hebben deze missing cases wel een groot sterfteoverschot (1,31). De mannen in een huis zonder klein comfort (1,43 tot 1,13) en vooral de restgroep (1,51 tot 1,57) worden door de hoogste mortaliteit gekarakteriseerd. Deze laatste categorie bevat enkele heel kwetsbare klassen zoals mannen zonder vaste particuliere woning (bijvoorbeeld thuislozen, woonwagenbewoners, mannen in medische of andere collectieve instellingen die daar op 1/03/1991 gedomicilieerd waren, etc.), mannen waarvan het type huishouden onbekend is, mannen die geen tellingformulier invulden, etc.

Voor de extreme comfortklassen komen deze resultaten goed overeen met internationaal onderzoek (Martelin, 1994). De hoge sterfte van de mannen die het zonder klein comfort moeten doen en de lage sterfte van degenen in een huis met groot comfort duidt ontegensprekelijk op de associatie tussen sterfte en een zekere graad van materiële welvaart. Voor de intermediaire groepen middelmatic en klein comfort wordt de rangorde als het ware omgekeerd. Waarschijnlijk is de comfortvariabele niet discriminerend genoeg en worden teveel mannen tot de middengroep gerekend.

Ook voor het huisbezit duikt in figuur 4.4 een duidelijk patroon op.

De huiseigenaars hebben een uitgesproken lagere sterfte (0,58 tot 0,72) en worden gevolgd door de groep "huisbezit onbekend" met een risico gelijkend op dat van de totale bevolking voor de twee jongste leeftijdsgroepen (0,99 en 1,01), maar aanzienlijk lager dan gemiddeld voor de andere leeftijdsklassen (0,85 en 0,82). De huurders kenmerken zich door een iets hogere mortaliteit dan gemiddeld (1,14 tot 1,11) en de restgroep opnieuw door het hoogste risico (1,38 voor de 50-54 jarigen tot 1,52 - 1,53 voor de andere leeftijdsklassen).

Uit figuur 4.5 blijkt dat de combinatie van beide indicatoren in één huisvestingsvariabele eveneens in een consistent beeld resulteert.

De eigenaars van een huis met groot comfort vertonen een sterftepeil dat ver beneden het gemiddelde ligt (0,45 tot 0,62) en worden gevolgd door klassen met een aanzienlijk hogere mortaliteit. Doorgaans zijn dit de eigenaars met middelmatic (0,70 tot 0,78) of klein comfort (0,73 tot 0,83) en de huurders met groot comfort (0,77 voor de jongste mannen tot 0,90 voor de 55-59-jarigen). Bij de 50-54-jarigen hebben de huurders van een woning met groot comfort ongeveer hetzelfde relatief risico als de eigenaars met middelmatic of klein comfort (0,75 tot 0,76).

Na deze klassen met de laagste sterfte volgen doorgaans de categorie "huisbezit of comfortniveau onbekend" (d.i. een mengmoes van allerlei "huisvestingsposities") en vervolgens de eigenaars zonder klein comfort. Voor de jongste mannen kennen de eigenaars zonder klein comfort een aanzienlijk sterfteoverschot (1,26) en worden ze nog voorafgegaan door de huurders van een huis met klein comfort (1,21). Dit is niet het geval voor de oudere leeftijdsgroepen, waar de verschillende eigenaarsklassen bijna "en bloc" de laagste sterfte hebben. Bovendien is sprake van een monotoon toenemend risico met een afnemend comfortniveau, hetgeen voor de afzonderlijke comfortvariabele niet het geval was.

De groep met de hoogste mortaliteit bestaat uit de meerderheid van de huurdersklassen en de restcategorie. Voor de twee oudste leeftijdsklassen wordt identiek hetzelfde patroon vastgesteld. Eerst volgen de huurders met klein comfort (1,13 tot 1,17), vervolgens de huurders

van een woning met middelmatig (1,33 tot 1,25) of zonder klein comfort (1,48 tot 1,37) en tenslotte de restgroep met de hoogste mortaliteit (1,56 en 1,58). In de twee jongste leeftijdsklassen wordt een andere rangorde genoteerd. Hier hebben de huurders van een huis zonder klein comfort de hoogste sterfte (1,74 tot 1,70). Bij de huurders wordt dus een minder systematische en consistente rangorde naar comfortniveau waargenomen dan bij de eigenaars.

Het lijkt er dus op dat het bezitten van een woning een belangrijke discriminerende factor is op gebied van sterfte. Voor bijna alle groepen hebben de huisbezitters een lagere mortaliteit dan gemiddeld, ongeacht het comfortniveau. Naast het bezit van een huis speelt natuurlijk ook de kwaliteit van de woning een rol. Dit blijkt uit de bijna monotone toenemende sterfte met een afnemend comfortniveau, vooral onder de eigenaars.

IV.1.4 Het onderwijsniveau: de sociale dualiteit

In figuur 4.6 worden de B-waarden van een 13-tal onderwijsgroepen voorgesteld. België kenmerkt zich volgens de figuur door een uitgesproken sterftepatroon naar onderwijsniveau: de meest opgeleiden hebben de laagste sterfte en de niet of minder opgeleiden de hoogste sterfte.

In alle leeftijdsgroepen wordt het laagste risico waargenomen bij de mannen met een diploma pedagogisch onderwijs van het korte type, met een diploma universitair of hoger onderwijs van het lange type en met een diploma hoger onderwijs van het korte type. Voor de jongste klasse bijvoorbeeld worden exponent B-waarden genoteerd van respectievelijk 0,61, 0,64 en 0,69.

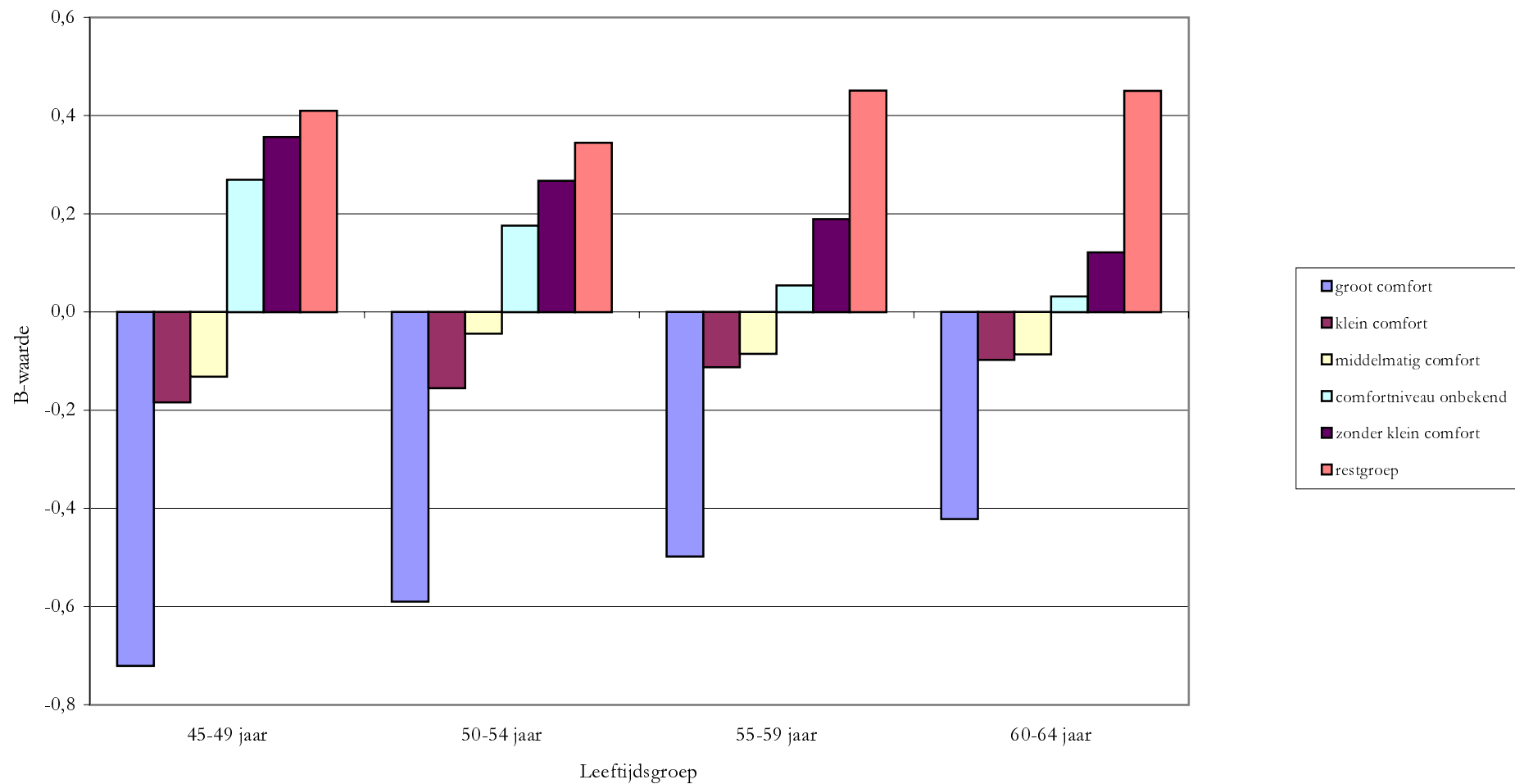
De verschillende niveaus van secundair onderwijs nemen een intermediaire positie in. De risico's leunen in het algemeen nauw aan bij het gemiddelde sterftepeil, tenzij voor de technische richtingen die een iets gunstiger perspectief bieden en dit vooral in de jongste leeftijdsgroepen. Het hoger secundair algemeen vormend of kunstonderwijs blijkt in de oudere generaties wel een iets betere positie mee te brengen dan in de jongere generaties. Deze cohortenverschillen vloeien waarschijnlijk voort uit het feit dat een hogere secundaire opleiding voor de oudere generaties meer maatschappelijke kansen bood dan voor de jongere. De beroepsrichtingen vertonen, samen met het lager secundair algemeen vormend of kunstonderwijs, een iets negatiever beeld.

De niet of minder opgeleide klassen hebben een veel hogere sterfte. Mannen zonder diploma hebben een relatief risico van 1,36 tot 1,21 en worden dus door een aanzienlijk sterfteoverschot gekenmerkt. Degenen met een diploma lager onderwijs of met een onbekend diploma vertonen doorgaans iets lagere exponent B-waarden (tenzij voor de oudste mannen). Dat de onderwijsvariabele belangrijke verschillen genereert, blijkt uit de ratio tussen het relatief risico van de hoogst en de laagst opgeleide mannen. Voor de jongste leeftijdsklasse bijvoorbeeld is het risico van niet-opgeleiden (1,36) ongeveer 2,2 keer zo hoog als dat van de mannen met een diploma van pedagogisch onderwijs (0,61).

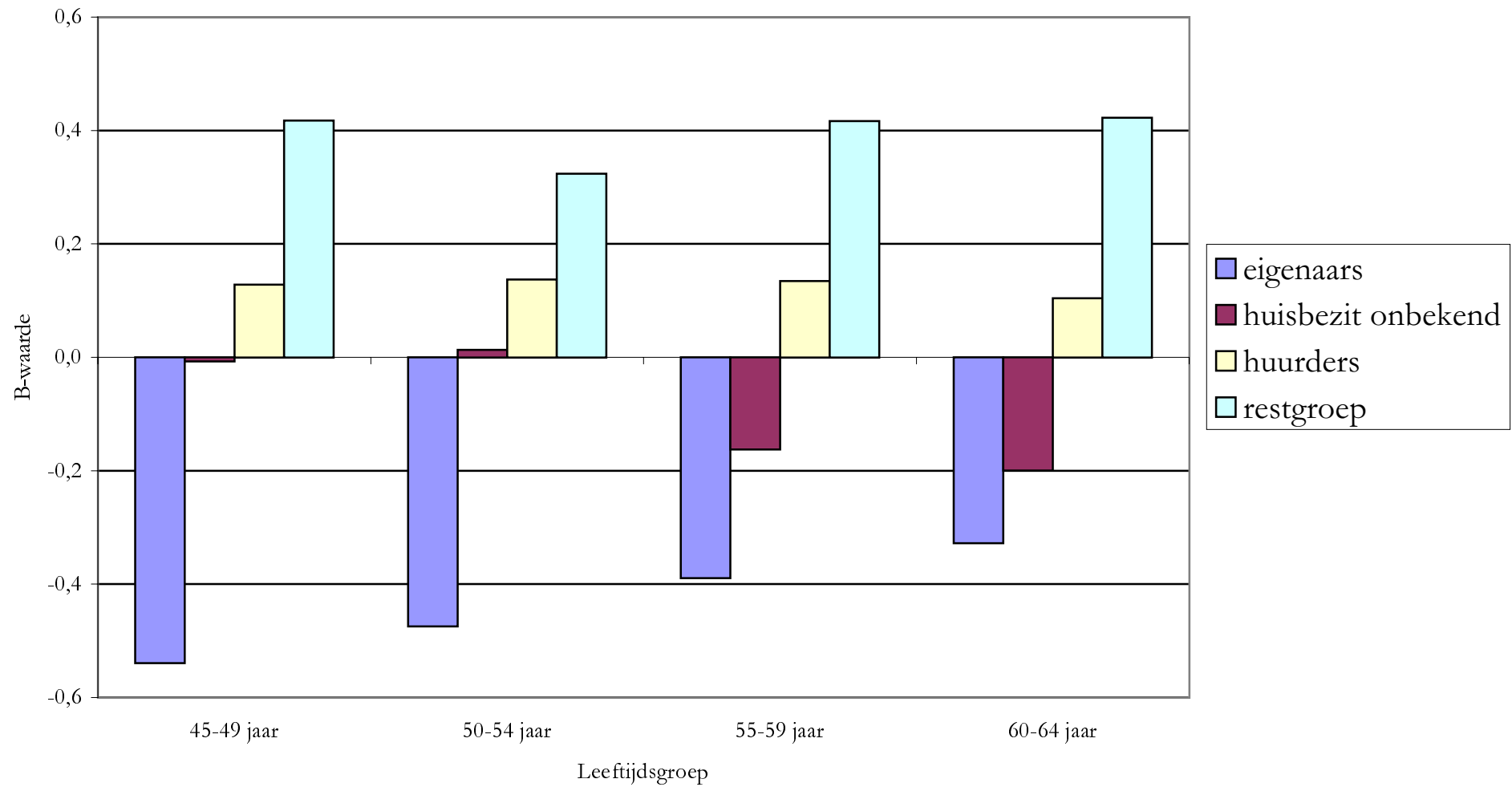
De categorie "niet ingevuld" heeft een relatief risico dat ver boven alle andere uitstijgt: minimum twee maal zo hoog als gemiddeld. Het is overduidelijk dat het hier om een heel specifieke groep gaat, bestaande uit mannen die geen tellingformulier hebben ingevuld. Vermoedelijk heeft een groot deel van hen dat niet gedaan wegens ziekte of ongeval, hetgeen meteen de extreme sterfte zou verklaren.

Deze onderzoeksresultaten voor België komen relatief goed overeen met de internationale patronen (Feinstein, 1993), onder andere waargenomen in de Verenigde Staten (Elo en Preston, 1996; Mare, 1990; Menchik, 1993 en Sorlie, Backlund et al., 1995) en in Europa

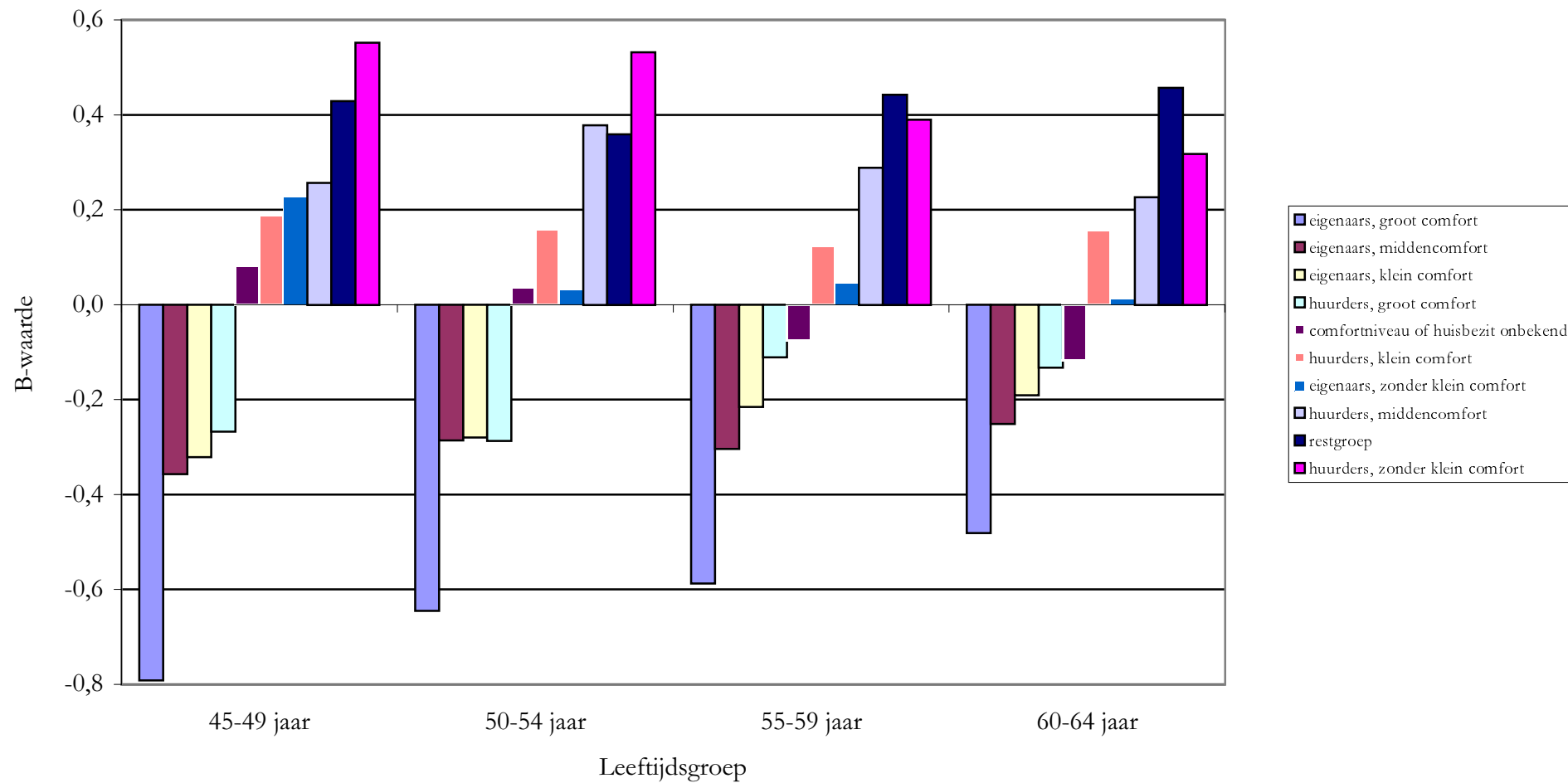
Figuur 4.3: Relatieve sterfterisico's naar comfortniveau, Belgische mannen van 45-64 jaar



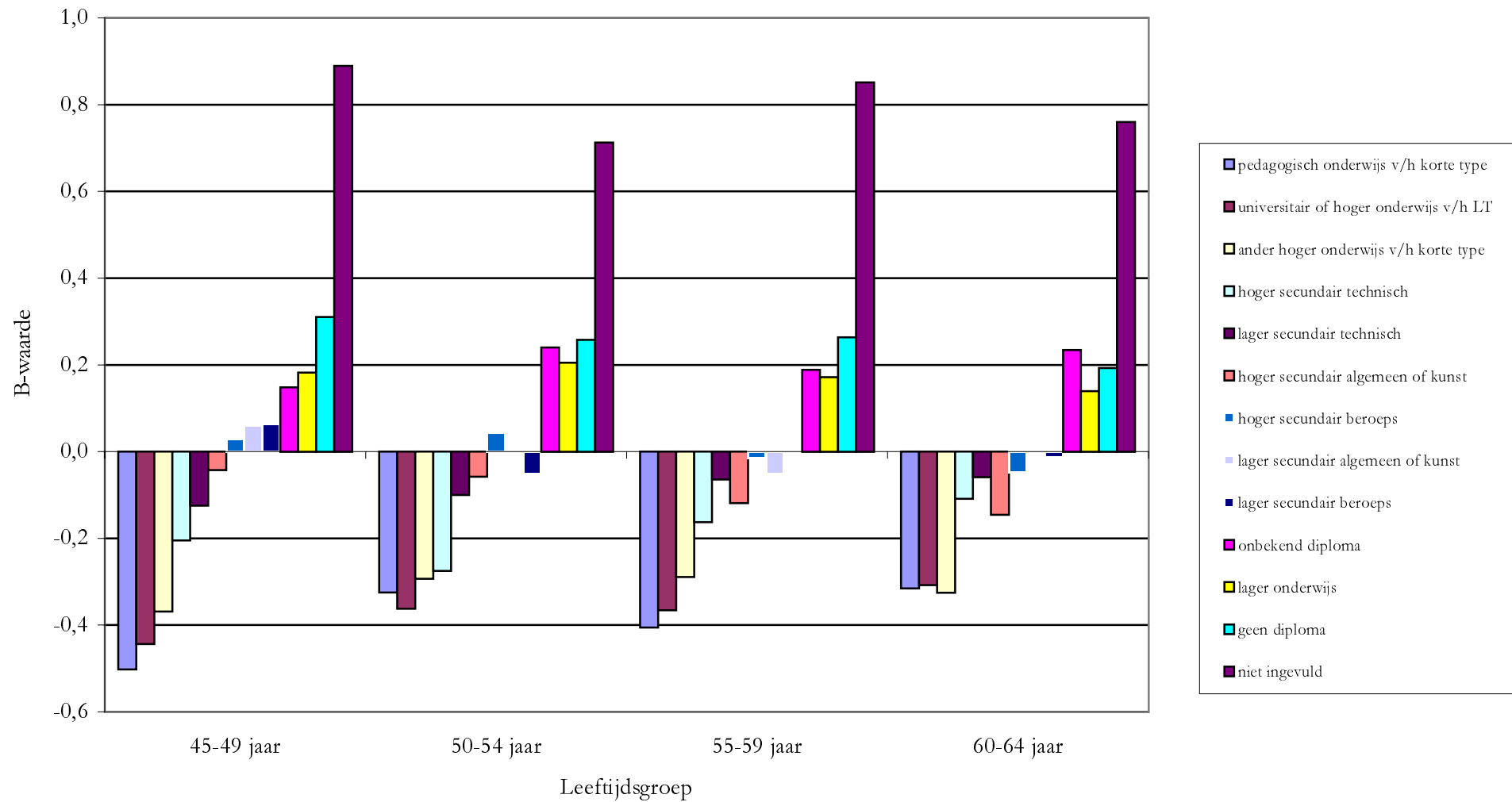
Figuur 4.4: Relatieve sterfterisico's naar huisbezit, Belgische mannen van 45-64 jaar



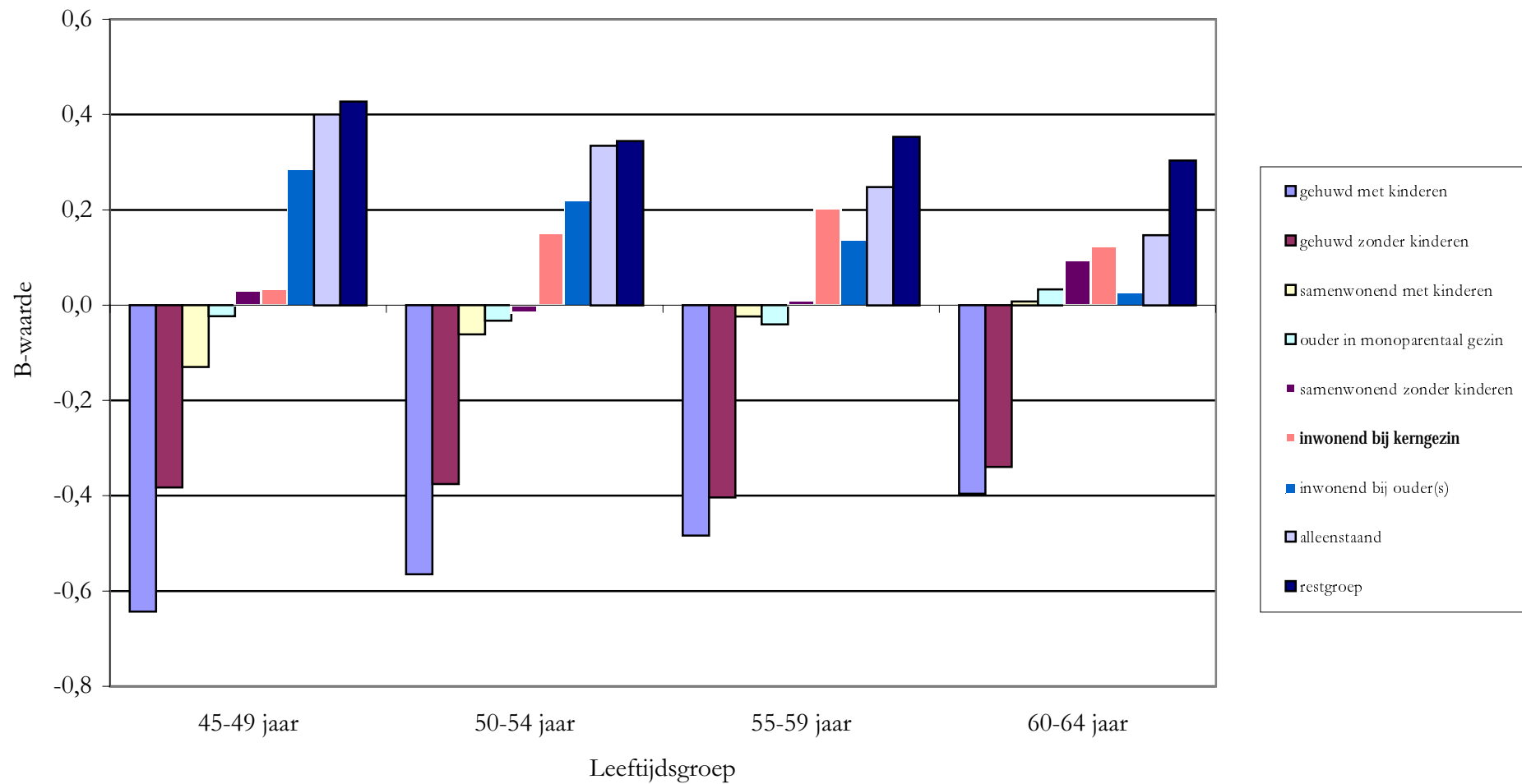
Figuur 4.5: Relatieve sterfterisico's naar huisvestingskwaliteit (comfortniveau en huisbezit gecombineerd), Belgische mannen van 45-64 jaar



Figuur 4.6: Relatieve sterfterisico's naar onderwijsniveau, Belgische mannen van 45-64 jaar



Figuur 4.7: Relatieve sterfterisico's naar huishoudenspositie, Belgische mannen van 45-64 jaar



(Martelin, 1994; Kunst, 1997 en Valkonen, Sihvonen et al., 1997). De hoogste en laagste onderwijscategorieën vertonen een consistent patroon, terwijl de secundair opgeleiden, en vooral de algemene richtingen, toch minder aan de verwachtingen voldoen.

IV.1.5 De leefvorm: een duidelijk sociaal patroon

Om te controleren voor een meer sociaal-demografische variabele, wordt het sterftepeil ook uitgesplitst naar de huishoudenspositie. Volgens de internationale literatuur geeft de huishoudenspositie (of de burgerlijke staat) aanleiding tot systematische sterfteverschillen (Wyke en Graeme, 1992). Deze patronen treden ook voor België duidelijk naar voren in figuur 4.7.

De gehuwden met inwonende kinderen (0,53 tot 0,67) hebben duidelijk de laagste sterfte en worden hierin gevolgd door de gehuwden zonder inwonende kinderen (0,67 voor de mannen van 50-54 jaar tot 0,71 voor de oudste leeftijdsgroep). Daartegenover staan de groepen met de hoogste mortaliteit, namelijk de restcategorie (1,53 tot 1,36) en de alleenstaanden (1,49 tot 1,16). Het relatief risico van de alleenstaanden is dus 2,8 tot 1,7 keer zo hoog als dat van de gehuwden met inwonende kinderen. Het grootste sterfteoverschot treedt op voor de restgroep, met heel specifieke huishoudenssamenstellingen.

De andere posities getuigen van een iets minder consistent beeld naar leeftijd. In de oudste generaties hebben mannen die bij een kerngezin inwonen het derde hoogste risico met een aanzienlijk tot matig sterfteoverschot (1,23 voor de 55-59-jarigen en 1,13 voor de 60-64-jarigen). In de jongste klasse vertonen zij maar een lichte surmortaliteit (1,03) en hebben de mannen die bij hun ouders inwonen een veel hoger risico (1,33). Voor de 50-54-jarigen geldt dezelfde rangorde, maar bestaat een kleiner verschil tussen beide posities (met waarden van respectievelijk 1,16 en 1,25). Bij de 55-59-jarigen geeft inwonen bij de ouders aanleiding tot een meer gematigd overschot (1,15) en voor de oudste mannen tot slechts een heel klein overschot (1,03). Bij de 60-64-jarigen lijken de ongehuwd samenwonenden zonder kinderen een risicovollere groep (1,10).

In de overige leeftijdsgroepen vertonen de ongehuwd samenwonenden zonder kinderen een lichte surmortaliteit. Voor de samenwonenden met inwonende kinderen en de mannen aan het hoofd van een monoparentaal gezin wordt een iets lager risico dan gemiddeld genoteerd. Er kan in zekere zin gesteld worden dat deze posities een intermediaire groep vormen tussen de gehuwden enerzijds en de mannen die geen deel uitmaken van een koppel anderzijds. Voor de 60-64-jarigen geldt dit in veel mindere mate: hier hebben alleen de gehuwden een lager tempo dan gemiddeld.

Deze resultaten leunen opnieuw betrekkelijk goed aan bij de internationaal waargenomen patronen. Op het eerste gezicht lijkt de sociale-netwerk-hypothese bevestigd door de cijfers; vooral het gehuwd, maar ook het ongehuwd samenwonen, geeft aanleiding tot een lager relatief sterfterisico. Mannen die geen deel uitmaken van een (heteroseksuele) samenwoonrelatie, in casu de alleenstaanden en degenen die bij een kerngezin of bij de ouders inwonen, hebben meestal een hogere sterfte dan degenen die wel in relatieverband leven. Een nuance is dat hoe "officiëler" het samenwonen, hoe groter dit voordeel. Een traditionele gezinsstructuur, een echtpaar met kinderen, heeft de laagste sterfte. Ongehuwd samenwonenden hebben duidelijk een hoger sterfterisico dan gehuwden.

Er bestaan dienaangaande twee verklarende hypothesen voor het verband tussen het gehuwd zijn (of het ongehuwd samenwonen) en het sterfterisico (Goldman, 1993). De eerste veronderstelt een "gezondheidsbevorderend" effect van het huwelijk (of algemener van een

samenwonenrelatie) op economisch, sociaal en psychosociaal vlak; de tweede vertrekt van een selectie-effect waarbij gezonde personen meer kans hebben om gehuwd te zijn of om samen te wonen. Om uitspraken te kunnen doen over het belang van beide mechanismen zijn echter longitudinale gegevens vereist over de huishoudenspositie.

IV.1.6 Conclusies

In deze beschrijvende analyse lijken alle socio-economische variabelen na controle voor leeftijd significante sterfteverschillen te genereren. De tendensen zijn in het algemeen systematisch voor de vier leeftijdsklassen en sluiten nauw aan bij de conclusies uit internationaal onderzoek.

IV.2 Controles voor andere dimensies: aanhoudende verschillen

Om na te gaan of de sterftepatronen uit de descriptieve analyse blijven bestaan na controle voor andere dimensies van de socio-economische status, zijn multivariate modellen opgesteld met het sterfterisico als afhankelijke variabele en verschillende kenmerken van de man als covariaten. Door problemen van multicollineariteit kunnen niet alle factoren in hetzelfde model geïntegreerd worden en dringt zich een keuze op. In dit deel wordt geopteerd voor het inkomenstype, de huisvestingsvariabele, de huishoudenspositie en het onderwijsniveau¹¹.

Per determinant wordt eerst een serie zogenaamde "*trivariate modellen*" geschat met de betrokken variabele, één controlefactor (de leeftijd van de man) en telkens één andere dimensie van de socio-economische positie. Op die manier kunnen de onderlinge relaties tussen de diverse facetten van de sociale status goed onderkend worden. In annex 4.3 zijn bivariate kruistabellen met relatieve frequenties opgesteld voor de verschillende combinaties van de socio-economische kenmerken (zie tabellen A.4.3.1 tot A.4.3.12).

Vervolgens worden, ook per determinant, de resultaten beschreven van een *multivariaat model*, waarin de leeftijd van de man en de vier kenmerken tegelijkertijd opgenomen zijn. Zo kunnen een aantal interessante aspecten van differentiële sterfte in België bestudeerd worden, ondermeer de relatie tussen inkomen en mortaliteit na controle voor de sociale kenmerken van de man, de associatie tussen huishoudenspositie en sterfte rekening houdende met de socio-economische status, etc. Op deze en andere vragen wordt in dit multivariate deel van de analyse dieper ingegaan. Belangrijk is dat elke variabele hier op gelijke voet in het model gebracht wordt en dat geen rangorde aan de kenmerken opgelegd is (cf. supra).

Omdat de differentiatie van de mortaliteit doorgaans groter is in de jongste leeftijdsklasse, worden hier alleen de resultaten voor de Belgische mannen van 45-49 jaar voorgesteld. Eerst volgt een beschrijving van de resultaten voor het soort van inkomen, vervolgens voor de huisvestingsvariabele, de huishoudenspositie en tenslotte het onderwijsniveau.

¹¹ De gecombineerde huisvestingsvariabele wordt verkozen boven de afzonderlijke indicatoren voor het comfortniveau en het huisbezit. Het inkomenstype wordt boven de beroepsstatus gesteld omdat de aard van de eerste variabele beter geschikt lijkt voor dit onderzoeksdeel.

IV.2.1 Het belang van het inkomenstype

In tabel 4.2 worden eerst de bruto sterfteverschillen naar inkomen na controle voor leeftijd (model A.1) gegeven en vervolgens de netto relatieve risico's, na controle voor leeftijden telkens één dimensie van de socio-economische status: het onderwijsniveau (model A.2), de huishoudenspositie of leefvorm (model A.3) en de kwaliteit van de huisvesting (model A.4). Ook de resultaten van het multivariaat model met simultane invoering van alle variabelen (model A.5) zijn in de tabel opgenomen.

Tabel 4.2: Relatieve sterfterisico's (exponent B-waarden) naar inkomenstype: trivariate modellen en multivariaat model, Belgische mannen van 45-49 jaar

Inkomenstype	Bivariaat	Trivariate modellen: controle voor			Multivariaat
	model	opleiding	positie	behuizing	alle controles
	A.1	A.2	A.3	A.4	A.5
2 deeltijdse inkomens	0,40	0,45	0,48	0,46	0,54
1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	0,52	0,56	0,64	0,63	0,72
2 voltijdse inkomens	0,57	0,59	0,68	0,66	0,74
1 voltijds inkomen	0,70	0,72	0,65	0,73	0,69
restgroep	0,80	0,80	0,92	1,24	0,94
1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	0,89	0,89	0,93	0,93	0,94
1 deeltijds inkomen	0,95	0,98	0,81	0,89	0,81
1 deeltijds en 1 vervangingsinkomen	1,75	1,73	1,86	1,71	1,79
geen inkomen	1,80	1,52	1,41	1,41	1,23
2 vervangingsinkomens	2,29	2,14	2,09	2,00	1,87
1 vervangingsinkomen	2,48	2,34	1,93	2,02	1,71

De veranderingen van de relatieve risico's zijn conform aan de verwachtingen. Door de samenhang tussen de verschillende variabelen verliezen de inkomensklassen met een lage mortaliteit een deel van hun voorsprong, terwijl deze met een sterfteoverschot hun achterstand partieel inhalen. Introductie van andere socio-economische dimensies lijkt meer in te werken op de klassen met een "extreem" sterfterisico en vooral op deze met een heel hoog risico.

Controle voor het onderwijsniveau leidt in model A.2 maar tot bescheiden veranderingen van de exponent B-waarden. In de klassen met een lage sterfte wordt voor twee groepen een matige toename van het risico genoteerd: voor deze met twee deeltijdse inkomens en voor deze met één voltijds en één deeltijds inkomen. Zij worden gekenmerkt door een groter aandeel (dan gemiddeld) van de hogere en dus "gezondere" opleidingsniveaus (zie tabel A.4.3.1 in annex 4.3). De klassen met een sterfteoverschot reageren sterker op de opleidingsvariabele en vooral de mannen zonder inkomen, geconcentreerd in de onderwijsgroep "niet ingevuld". De inkomensloze klasse telt veel mannen die geen tellingformulier hebben ingevuld, voor wie in werkelijkheid geen informatie bestaat over het inkomen. De groepen met het hoogste sterfterisico, deze met één of twee vervangingsinkomen(s), ondergaan kleinere doch aanzienlijke dalingen door het relatief overwicht van niet of laag opgeleide mannen.

De leefvorm sorteert al een groter effect. Het verband tussen het inkomenstype en de huishoudenspositie is enigszins voor de hand liggend aangezien beide variabelen onder meer bepaald zijn door de grootte van het huishouden. De belangrijke toename in de inkomensklassen met een lage sterfte kan in verband gebracht worden met het groter aandeel van gehuwden met

of zonder inwonende kinderen (zie tabel A.4.3.2 in annex 4.3). In de klassen met een sterfteoverschot treedt de sterkste daling in bij de mannen met één vervangingsinkomen; daarna volgen deze zonder inkomen en met twee vervangingsinkomens. De laatste categorie woont meer bij de ouders in dan gemiddeld, terwijl de overige groepen meer alleenstaand zijn.

De huisvestingskwaliteit lokt gelijkaardige reacties uit. De inkomensklassen met een laag risico zijn in het algemeen minder gevoelig voor de controle voor de kwaliteit van de woning dan voor de huishoudenspositie. De restgroep is de enige uitzondering en reageert feller in model A.4. Deze categorie bestaat hoofdzakelijk uit huishoudens met meer dan twee inkomens, die bijna vanzelfsprekend meer behoren tot de hogere huisvestingsklassen (zie tabel A.4.3.3 in annex 4.3). De mannen met een sterfteoverschot, die meer behoren tot de lagere comfortklassen, worden allemaal gekenmerkt door een afname van het risico. Deze met twee vervangingsinkomens zijn gevoeliger voor de huisvesting, terwijl degene zonder inkomen een even grote inkrimping ondergaan als in het vorige model.

Door het gezamenlijk en uniform effect van de verschillende kenmerken ondergaan de meeste inkomensgroepen de grootste wijziging in model A.5. Een aantal intermediaire posities kennen een minder uitgesproken trend door de tegengestelde werking van de covariaten. Dit samenspel resulteert in een licht gewijzigde relatieve rangorde van de verschillende klassen.

De mannen met twee deeltijdse inkomens zijn nog steeds de koplopers op gebied van de laagste sterfte (0,54). Het heel laag risico van deze groep zou toegeschreven kunnen worden aan het klein effectief. Anderzijds zijn wel een aantal reële redenen denkbaar voor een risicoverlagend effect van deeltijds werken: een verminderde stresssituatie, een specifieke levensstijl, maar ook de beschikbaarheid van andere middelen, etc. De huishoudens met één voltijds inkomen (0,69) kennen een aanzienlijke positieverbetering en worden nu opgevolgd door deze met één voltijds en één deeltijds inkomen (0,72) en met twee voltijdse inkomens (0,74), die elk één rang dalen. Vervolgens komen de mannen met één deeltijds inkomen (0,81), gekenmerkt door een daling die resulteert uit de tegenovergestelde effecten van de huishoudenspositie en de twee andere indicatoren. De restgroep kent een aanzienlijke toename, vooral onder invloed van de huisvestingskwaliteit, en komt op gelijke voet te staan met de klasse met één voltijds en één vervangingsinkomen (0,94). De huishoudens zonder inkomen vertonen in model A.5 een veel kleiner maar toch nog aanzienlijk sterfteoverschot (1,23), hetgeen in nog sterkere mate geldt voor deze met één vervangingsinkomen (1,71), met één deeltijds en één vervangingsinkomen (1,79) en met twee vervangingsinkomens (1,87).

Door de statistische controles is de ratio tussen de "extreme" inkomensgroepen bijna gehalveerd (van 6,2 naar 3,4). Toch blijft een duidelijk patroon bestaan dat weinig afwijkt van het sterftebeeld uit de bivariate analyse. De economisch actieven kennen nog steeds een lager risico dan gemiddeld, terwijl de inactieve mannen hun sterfteoverschot behouden. De inkomensvariabele weerstaat de controle voor de verschillende dimensies van de socio-economische positie dus relatief goed. Welke mechanismen verantwoordelijk zijn voor dit verband kan hier niet uitgemaakt worden, vermoedelijk gaat het om gedragsmatige of psychosociale mechanismen en om milieufactoren.

IV.2.2 De huisvestingskwaliteit

De algemene lijnen in tabel 4.3 zijn vergelijkbaar met deze in tabel 4.2. De sterfteverschillen worden opnieuw samengedrukt na introductie van andere socio-economische kenmerken, die inwerken op de klassen met een extreem risico en vooral op deze met een heel hoog risico. De meerderheid van de huisvestingsgroepen reageert feller op het inkomenstype,

hoewel bepaalde intermediaire groepen gevoeliger zijn voor de huishoudenspositie. Controle voor het onderwijsniveau oefent een veel kleiner effect uit, net zoals in de vorige serie modellen.

Tabel 4.3: Relatieve sterfterisico's (exponent B-waarden) naar huisvestingskwaliteit: trivariate modellen en multivariaat model, Belgische mannen van 45-49 jaar

Huisvestingskwaliteit	Bivariaat model	Trivariate modellen: controle voor			Multivariaat
	B.1	opleiding B.2	positie B.3	inkomen B.4	alle controles B.5
eigenaars, groot comfort	0,45	0,50	0,55	0,56	0,65
eigenaars, middencomfort	0,70	0,74	0,77	0,79	0,85
eigenaars, klein comfort	0,73	0,74	0,82	0,81	0,87
huurders, groot comfort	0,77	0,82	0,82	0,89	0,95
comfortniveau of huisbezit onbekend	1,09	1,08	1,10	1,05	1,05
huurders, klein comfort	1,21	1,21	1,20	1,18	1,17
eigenaars, zonder klein comfort	1,25	1,24	1,17	1,21	1,15
huurders, middencomfort	1,29	1,31	1,17	1,22	1,15
restgroep	1,54	1,24	1,30	1,22	1,06
huurders, zonder klein comfort	1,74	1,70	1,49	1,42	1,27

Door het samenspel van de covariaten die meestal in dezelfde richting werken, worden in model B.5 in het algemeen de sterkste wijzigingen genoteerd. De relatieve positie van de verschillende categorieën verandert niet fundamenteel. De laagste sterfte blijft voorbehouden voor de eigenaars van een huis met groot, middelmatig of klein comfort (0,65, 0,85 en 0,87), die nog steeds gevolgd worden door de huurders met groot comfort (0,95). De klasse "comfortniveau of huisbezit onbekend" (1,05) constitueert nu samen met de restcategorie (1,06) een tussengroep, gekenmerkt door een licht sterfteoverschot. Daarna volgen op gelijke hoogte de huurders met middelmatig comfort en de eigenaars zonder klein comfort (1,15) en vervolgens de huurders met klein comfort (1,17). Het hoogste risico blijft het kenmerk van de huurders zonder klein comfort (1,27). Huurders vormen dus nog steeds een benadeelde groep, alleen degenen in een woning met groot comfort hebben een lager risico dan gemiddeld. Wel ontstaat na multiële controle een consistentere rangorde naar comfortniveau.

De verhouding tussen de huisvestingsklasse met het laagste en deze met het hoogste risico daalt van 3,8 tot 2,0. Er blijft dus een differentiatie van factor twee bestaan tussen de extreme categorieën. Het belang van een zekere graad van materiële welvaart lijkt hiermee wel bevestigd; samen met het soort van inkomen vormt de kwaliteit van de woning een significante variabele.

IV.2.3 De huishoudenspositie

Naast deze materiële dimensies blijkt ook de huishoudenspositie een belangrijke covariaat te zijn. Dit duidt op een associatie met een zekere mate van "sociaal welzijn" of althans met het sociaal netwerk dat een huwelijk of een samenwonenrelatie kan bieden. In tabel 4.4 worden de analysesresultaten volgens het gebruikelijke stramen voorgesteld.

Tabel 4.4: Relatieve sterfterisico's (exponent B-waarden) naar huishoudenspositie: trivariate modellen en multivariaat model, Belgische mannen van 45-49 jaar

Huishoudenspositie	Bivariaat	Trivariate modellen: controle voor			Multivariaat
	model	opleiding	inkomen	behuizing	alle controles
	C.1	C.2	C.3	C.4	C.5
gehuwd met kinderen	0,53	0,57	0,65	0,62	0,71
gehuwd zonder kinderen	0,68	0,69	0,77	0,77	0,82
ongehuwd samenwonend met kinderen	0,88	0,88	0,87	0,92	0,89
ouder in monoparentaal gezin	0,98	1,02	1,01	1,06	1,08
ongehuwd samenwonend zonder kinderen	1,03	1,03	0,99	1,02	0,97
inwonend in kerngezin	1,03	1,00	1,12	1,01	1,05
inwonend bij ouder(s)	1,33	1,32	1,26	1,08	1,07
alleenstaand	1,49	1,47	1,26	1,40	1,29
restgroep	1,53	1,43	1,29	1,38	1,27

Voor de huishoudenspositie geldt ook dat de klassen met een extreem hoge sterfte sterker reageren op de introductie van andere variabelen dan de groepen met een laag en vooral een intermediair risico.

Na multiële controle lijken de verschillen naar huishoudenspositie aanzienlijk verminderd in model C.5. De getrouwde en de samenwonende mannen ondergaan een aanzienlijke toename, maar blijven de koplopers op gebied van de laagste sterfte. De gehuwden met of zonder kinderen (0,71 en 0,82) gaan in zeker opzicht dicht bij elkaar aanleunen. Het risico van de samenwonenden met kinderen daarentegen verandert veel minder (0,89) door de tegengestelde werking van huisvesting en inkomen. De samenwonenden zonder kinderen zien hun sterfte dan weer afnemen en worden niet langer door een sterfteoverschot gekenmerkt, maar door een iets lager risico dan gemiddeld (0,97).

Na deze klassen volgt een drietal groepen met een lichte surmortaliteit. De mannen die bij een kerngezin inwonen zien hun sterfteoverschot lichtjes stijgen (1,05) door de tegengestelde effecten van de covariaten. Degene die bij hun ouders wonen kennen een drastische vermindering van de sterfte, zodat zij nu tot de intermediaire posities gaan behoren (1,07). Daar net na komen nog de éénoudergezinnen, niet langer gekarakteriseerd door een kleinere maar een grotere sterfte dan gemiddeld (1,08). De restgroep (1,27) en de alleenstaanden (1,29) ruilen van positie, maar blijven ondanks de aanzienlijke afname de meest kwetsbare categorieën.

De ratio tussen de meest "extreme" huishoudensposities daalt van 2,9 tot 1,8. De associatie tussen huishoudenspositie en sterfte vermindert dus onder invloed van opleiding, en vooral van huisvesting en inkomen, maar weerstaat deze verschillende dimensies toch relatief goed. Er blijft een voordeel bestaan voor de gehuwde en in mindere mate de samenwonende mannen en een nadeel voor de alleenstaanden en de restgroep. De relatie tussen huishoudenspositie en sterfte, verloopt dus voor een stuk via de hogere socio-economische status, maar voor een deel ook weer niet. Voor deze relatie bestaan diverse hypothesen, gaande van het gezondheidsbevorderend effect van het huwelijk op psychosociaal en gedragsmatig vak tot een gezondheidsselectie effect.

IV.2.4 Het onderwijsniveau

Tabel 4.5: Relatieve sterfterisico's (exponent B-waarden) naar onderwijsniveau: trivariate modellen en multivariaat model, Belgische mannen van 45-49 jaar

Onderwijsniveau	Bivariaat	Trivariate modellen: controle voor			Multivariaat
	model	positie	inkomen	behuizing	alle controles
	D.1	D.2	D.3	D.4	D.5
pedagogisch onderwijs v/h korte type	0,61	0,66	0,73	0,72	0,79
universitair of hoger onderwijs v/h lange type	0,64	0,68	0,78	0,77	0,85
ander hoger onderwijs v/h korte type	0,69	0,74	0,81	0,80	0,87
hoger secundair technisch onderwijs	0,82	0,88	0,90	0,90	0,96
lager secundair technisch onderwijs	0,88	0,94	0,92	0,94	0,97
hoger secundair algemeen of kunstonderwijs	0,96	0,97	1,04	1,06	1,08
hoger secundair beroepsonderwijs	1,03	1,06	1,04	1,07	1,07
lager secundair algemeen of kunstonderwijs	1,06	1,08	1,07	1,12	1,10
lager secundair beroepsonderwijs	1,07	1,11	1,05	1,07	1,06
diploma onbekend	1,16	1,14	1,05	1,02	0,99
lager onderwijs	1,20	1,20	1,10	1,13	1,07
geen onderwijs	1,36	1,32	1,20	1,21	1,13
niet ingevuld	2,43	1,64	1,57	1,42	1,15

Ook het onderwijsniveau levert een significante bijdrage tot de voorspelling van het sterfterisico van de Belgische mannen van 45-49 jaar. De bruto en netto verschillen naar onderwijsniveau zijn in tabel 4.5 gegeven.

Introductie van controlefactoren werkt, naar analogie van de vorige modellen, voornamelijk in op het sterfterisico van de "extreme" onderwijsklassen. De materiële variabelen leiden opnieuw tot aanzienlijker wijzigingen dan de immateriële. Hierbij lijken de onderwijsklassen met een extreem hoog of laag risico gevoeliger voor de huisvestingskwaliteit, terwijl de intermediaire niveaus meer op het inkomenstype reageren.

Door het gezamenlijk effect van de covariaten dalen de sterfteverschillen naar onderwijsniveau doorgaans sterker in het multivariaat model (D.5) dan in om het even welk ander model.

Het relatief risico van de meest opgeleide mannen stijgt aanzienlijk, maar hun voordeel blijft uitgesproken met op kop de pedagogische richting (0,79), vervolgens het universitair of hoger onderwijs van het lange type (0,85) en daar vlak na het hoger onderwijs van het korte type (0,87). Ook de technische richtingen zien hun voorsprong inkrimpen en vertonen een tempo dat nauwer bij het gemiddelde aanleunt (0,96 en 0,97). Zij worden vergezeld door de mannen met een onbekend diploma, die hun sterfteoverschot volledig zien verdwijnen (0,99) en een positieverbetering kennen.

Vervolgens komen de klassen met een licht sterfteoverschot, het lager secundair beroepsonderwijs (1,06), het hoger secundair beroeps en op gelijke voet het lager onderwijs (1,07). Het hoger secundair algemeen vormend of kunstonderwijs verliest zijn voordeel volledig en kent nu een klein sterfteoverschot (1,08), terwijl het lager secundair algemeen vormend of kunstonderwijs zijn risico verder ziet stijgen (1,10). De algemene secundaire richtingen blijven dus gekenmerkt door een relatief slechte positie. De klassen met een extreem hoge sterfte

vertonen een drastische daling, maar vormen nog steeds de meest kwetsbare groepen. Dit is het geval voor de mannen zonder diploma (1,13) en voor de categorie "niet ingevuld" (1,15).

De verhouding tussen de sterfte van mannen zonder diploma en deze met een diploma van pedagogisch onderwijs van het korte type daalt aanzienlijk van 2,2 naar 1,4, maar blijft niettemin bestaan. Deze blijvende ongelijkheid weerspiegelt een autonoom effect van onderwijs op sterfte, dat vermoedelijk via een differentiële levensstijl ontstaat.

IV.3 Conclusie

1. In de beschrijvende analyse genereren alle socio-economische indicatoren *significante sterfteverschillen* na controle voor leeftijd. De patronen zijn doorgaans systematisch voor de verschillende generaties van middelbare leeftijd en sluiten nauw aan bij internationale onderzoeksresultaten. Het bestaan van sociale ongelijkheid is dus ook voor de Belgische maatschappij bevestigd.

2. De multipale analyse is gebaseerd op een eenvoudig statistisch model waarbij de covariaten op voet van gelijkheid en tezamen in de regressie worden ingevoerd. Dit betekent dat enkel nagegaan wordt wat het effect is van de respectieve covariaten zoals ze zich kort vóór het overlijden aandienen. Andere modellen waarbij een specifieke volgorde van invoering van covariaten gevolgd zou worden (bijvoorbeeld de sequentie van de levenscyclus), zouden andere waarden genereren voor de effectparameters.

Gegeven deze "welbepaalde" modelspecificatie en gegeven de manier waarop de variabelen in dit onderzoek geoperationaliseerd zijn, genereren de materiële dimensies van de socio-economische status grotere sterfteverschillen dan het onderwijsniveau. De inkomensvariabele geeft aanleiding tot de grootste relatieve verschillen, vervolgens de huisvestingskwaliteit en daar vlak na de huishoudenspositie. Opleiding veroorzaakt in dit model de kleinste verschillen. Het onderwijsniveau staat ook in minder directe relatie met de huidige levenssituatie en –stijl dan inkomen, huisvesting of huishoudenspositie, kenmerken die de man actueel bekleedt. De opleidingsgraad werd voor de mannen van 45-49 jaar toch een aantal jaar geleden behaald. Het onderwijseffect wordt als het ware verdund door de andere effecten die later in de levenscyclus tot ontwikkeling komen. Verder oefent het onderwijsniveau ook een autonome invloed uit op sterfte, via andere mechanismen, zoals gedragsvariabelen.

3. Doorgaans houden de sterfteverschillen van elke indicator goed stand in de onderscheiden modellen en blijven ook de sterfjepatronen uit de descriptieve analyse betrekkelijk stabiel, tenzij voor een aantal specifieke groepen: de restgroepen en de missing cases. Het meestal extreem hoge risico van de klassen "onbekend" en "niet ingevuld", van de restgroepen en van de mannen zonder inkomen, verdwijnt veelal (althans voor een deel) in de multivariate modellen. Dit is logisch: gezien het hier grotendeels om een zelfde groep gaat, verdwijnt het sterfteoverschot van deze groep voor de onderzochte variabele.

4. Anderzijds kan gesteld worden dat het effect van elke indicator voor een stuk verloopt via andere dimensies van de socio-economische status. Door de samenhang tussen de onderlinge elementen daalt de differentiatie soms in aanzienlijke mate. Hierbij lijken de extreme klassen sterker te reageren op de introductie van andere variabelen dan de intermediaire posities. Voor de hoogste en laagste categorieën is met andere woorden sprake van een sterkere "collineariteit" tussen de onderlinge variabelen. Mannen zonder diploma bijvoorbeeld zijn vaker alleenstaand, behoren in sterkere mate tot de slechtste huisvestingsklassen en moeten meer met vervangingsinkomens rondkomen. Het is dus duidelijk dat de hoge sterfte van de laagste klassen

in België gedeeltelijk samenhangt met een "multiële toestand van deprivatie" op verschillende dimensies van de socio-economische positie.

De algemene tendensen waargenomen in de internationale literatuur voor Europa en voor de Verenigde Staten worden dus bevestigd voor de mannen van middelbare leeftijd met de Belgische nationaliteit. In een volgend deel wordt nagegaan of dit ook het geval is voor sociale ongelijkheid in sterfte bij vrouwen van middelbare leeftijd en voor de vergelijking tussen mannen en vrouwen op gebied van differentiële sterfte.

**Socio-economische sterfteverschillen bij Belgische
vrouwen van middelbare leeftijd**

V. Socio-economische sterfteverschillen bij Belgische vrouwen van middelbare leeftijd

Tijdens de voorbije decennia is vooral bij mannen veel onderzoek verricht naar sociale ongelijkheid in sterfte. Vrouwen worden in internationale studies naar mortaliteitsverschillen vaak buiten beschouwing gelaten of enkel bestudeerd in combinatie met mannen, eerder als secundaire doelgroep (Martikainen, 1995 en Koskinen en Martelin, 1994).

Verskillende elementen zijn hiervoor verantwoordelijk. Een eerste factor is het lager niveau van vroegtijdige sterfte bij vrouwen, waardoor statistische analyses moeilijker verlopen wegens de "kleine aantallen".

Een ander belangrijk knelpunt is de classificatie van vrouwen naar beroep of inkomen, toch wel cruciale dimensies van de socio-economische status. Vrouwen bekleden op de arbeidsmarkt een minder stabiele positie dan mannen en organiseren hun economische activiteit meer in functie van hun rol als echtgenote en als moeder. Voor de jongere generaties geldt dit minder door de toegenomen arbeidsparticipatie, hoewel toch een deel vrouwen de beroepsrol inruilt voor een huishoudelijke rol bij de geboorte van kinderen. Dit geeft aanleiding tot twee specifieke problemen: huisvrouwen kunnen niet volgens hun eigen beroep of inkomen geassocieerd worden, terwijl vrouwen die de arbeidsmarkt opnieuw betreden vaak een lagere beroepspositie innemen, afgewogen tegenover hun opleidingsniveau (Martikainen, 1995). In een aantal landen, zoals Groot-Brittannië, lijkt het fenomeen van "*occupational downgrading*" belangrijk te zijn, in andere is dit nauwelijks het geval.

De klassieke aanpak om deze problemen te omzeilen, bestaat erin het onderzoek te beperken tot gehuwde vrouwen en deze te classificeren volgens het beroep van hun echtgenoot, of de aandacht te richten op de actieve vrouwen, die dan gerangschikt worden naar hun eigen beroepspositie (Moser, Pugh et al., 1990).

Een complementaire benadering impliceert het gebruik van andere indicatoren. Alternatieve indicatoren meten uiteraard niet noodzakelijk dezelfde dimensie van de socio-economische status, maar het gebruik ervan kan alleen maar het inzicht in differentiële sterfte ten goede komen. Belangrijk is het onderscheid tussen huishoudelijke en individuele kenmerken. Aangezien een deel van de vrouwen geen beroep uitoefent en een ander deel wel een baan heeft, maar hierbij beïnvloed wordt door de rol van echtgenote en van moeder, is het soms moeilijk om de socio-economische status van de vrouw te bepalen op basis van strikt individuele kenmerken. Huishoudelijke kenmerken geven voor een bepaalde groep vrouwen een betere indicatie van het reële niveau van materiële en sociale welvaart.

De laatste jaren is sprake van een toegenomen belangstelling voor de socio-economische gezondheids- en mortaliteitsverschillen bij vrouwen. In vergelijkende studies worden in het algemeen grotere *sterfteverschillen* waargenomen bij mannen en dit voor uiteenlopende dimensies van de socio-economische status (zie o.a. Valkonen, 1989; Hu en Goldman, 1990; Koskinen en Martelin, 1994; Pekkanen, Tuomilehto et al., 1995; Vagerö en Lundberg, 1995; Vallin, 1995; Elo en Preston, 1996 en Gregorio, Stephen et al., 1997). Bij mannen is bovendien ook sprake van een meer lineaire relatie tussen socio-economische positie en sterfte, terwijl bij vrouwen een minder consistent patroon intreedt.

In onderzoek naar *gezondheidsverschillen* worden even grote, zo niet grotere verschillen naar socio-economische status genoteerd bij vrouwen (Matthews, Manor et al., 1999). Het gaat hierbij niet om mortaliteitsindicatoren, maar om gezondheidsvariabelen, zoals de zelf-gepercipieerde of subjectieve gezondheid, het psychosociaal welzijn, etc. (zie Gijsbers, Kolk et al., 1992 en Bossuyt en Van Oyen, 2000).

Om de kleinere sterftegradiënt bij vrouwen te verklaren, worden verschillende factoren naar voor geschoven. Volgens de *artefacthypothese* zijn de onderzoeksresultaten vertekend door de manier waarop sterfte en socio-economische positie gedefinieerd en geoperationaliseerd zijn en door de gebruikte analysemethoden. Reeds ten aanzien van mannen stelt zich de vraag naar de mate waarin de klassieke socio-economische covariaten (opleiding, beroep en inkomen) goede statusindicatoren zijn (cf. supra). Bij vrouwen stelt dit probleem zich nog meer, vooral in het licht van hun minder stabiele arbeidspositie in vergelijking met mannen. Niet alleen de beroepsstatus, maar ook andere variabelen, zoals bijvoorbeeld het opleidingsniveau, hebben andere implicaties in beide geslachtsgroepen. Bij vrouwen is op vlak van opleiding sprake van een sterkere mate van "*occupational downgrading*" en bestaat vermoedelijk een kleinere associatie tussen de onderlinge dimensies van de socio-economische positie.

Een tweede hypothese verwijst naar het effect van zogenaamde "*confounding factors*". Veelal zijn dit socio-demografische elementen, zoals burgerlijke staat, die zowel met sterfte als met de socio-economische positie geassocieerd zijn, maar op een andere manier bij mannen dan bij vrouwen, en wel zo dat de verschillen bij vrouwen gemaskeerd worden. Valkonen stelt bijvoorbeeld vast dat de socio-economische differentiatie van sterfte in Finland alleen groter is bij mannen van 35-49 jaar, maar niet bij kinderen, jongvolwassenen en bejaarden (zie Matthews, Manor et al., 1999). In het onderzoek van Koskinen en Martelin (1994) geldt de kleinere gradiënt enkel voor de gehuwde vrouwen; voor de niet-gehuwden (ongehuwd, gescheiden of verweduwd) bestaan nauwelijks verschillen tussen beide geslachten.

Een derde hypothese veronderstelt een *differentiële oorzakenstructuur*, waarbij de belangrijkste sterfteoorzaken bij mannen gevoeliger zijn voor socio-economische variabelen dan deze bij vrouwen. Koskinen en Martelin (1994) illustreren in dit verband dat de socio-economische gradiënt in beide geslachtsgroepen veel gelijkenissen vertoont voor verschillende sterfteoorzaken, zoals hart- en vaatziekten, kanker, etc. Een uitzondering is sterfte door borstkanker, een belangrijke oorzaak van vroegtijdige sterfte bij vrouwen, die niet kleiner, maar groter lijkt te zijn in de hoogste sociale klassen. Hierdoor is sprake van kleinere verschillen op vlak van de algemene mortaliteit bij de Finse vrouwen van 35-64 jaar. Ook Martikainen (1995) stelt een grotere sterfte door borstkanker vast in hogere opleidingsniveaus en beroepsklassen.

Een vierde verklarende factor verwijst naar de *directe determinanten* en meer bepaald naar de gezondere levensgewoonten bij vrouwen. In de literatuur wordt frequent geduid op het evenwichtiger en gezonder voedingspatroon van vrouwen, ongeacht de socio-economische status. Verder is het ook mogelijk dat constitutionele, meer biologische elementen een rol spelen, in de mate dat mannen *of* vrouwen biologisch beter beschermd zijn ten aanzien van bepaalde gedrags- en milieufactoren.

In dit onderzoeksdeel wordt aangesloten bij de toenemende aandacht voor differentieële sterfte bij vrouwen. De centrale vraagstelling is of de socio-economische trends bij de vrouwen van middelbare leeftijd overeenkomen met deze bij de mannen van middelbare leeftijd, waargenomen in het vorig onderzoeksdeel.

V.1 Doelgroep, indicatoren en modellen

V.1.1 De doelgroep

De onderzoeksgroep bestaat, net zoals in het vorig deel, uit de respondenten van middelbare leeftijd met de Belgische nationaliteit op het ogenblik van de volkstelling. Omdat de

pensioenleeftijd voor vrouwen 60 jaar bedroeg in 1991, is de informatie over beroep en verwante kenmerken minder beschikbaar voor oudere vrouwen. Daarom wordt de doelgroep beperkt tot de personen van 59 jaar. Anderzijds wordt de doelpopulatie wel uitgebreid met een jongere generatie, deze van 40-44 jaar.

De respondenten uit de klasse "werkonbekwaam of gehandicapt in een beschutte werkplaats" zijn niet langer in de analyses opgenomen. In het eerste onderzoeksdeel werden zij wel geïntegreerd om een zo volledig mogelijk beeld te schetsen van de sterfteverschillen. Respondenten uit deze groep nemen een heel kwetsbare positie in, kunnen om gezondheidsredenen veelal niet aan het actieve leven deelnemen en hebben een veel hoger sterfterisico. Door deze groep met een extreem hoog risico niet op te nemen, wordt een zuiverder beeld verkregen van de *socio-economische sterfteverschillen* van de rest van de populatie en laten de patronen zich gemakkelijker omschrijven.

De doelgroep telt in totaal 1.077.463 vrouwen waarvan er 18.213 overlijden tijdens de vijfjarige periode en 1.030.641 mannen waarvan er 31.313 sterven. Tabel 5.1 geeft de verdeling van het aantal personen en het aantal overlijdensgevallen naar geslacht en leeftijd.

Tabel 5.1: Aantal Belgen van 40-59 jaar en aantal sterftegevallen naar leeftijd en geslacht

	40-44 jaar	45-49 jaar	50-54 jaar	55-59 jaar	40-59 jaar
aantal vrouwen	316.185	250.863	248.114	262.301	1.077.463
aantal overleden vrouwen	2.816	3.320	4.638	7.439	18.213
aantal mannen	317.582	247.438	232.696	232.925	1.030.641
aantal overleden mannen	4.855	5.768	7.949	12.741	31.313

De databank heeft, zoals vermeld, een aantal beperkingen. Een belangrijk probleem is het gebrek aan informatie over directe determinanten en vooral over gedragskenmerken op gebied van voeding, fysieke beweging, roken, persoonlijke verzorging, etc., die niet alleen verschillen naar socio-economische klasse, maar ook naar geslacht. Verder zijn geen gegevens beschikbaar over contextuele variabelen die de mortaliteit kunnen beïnvloeden (milieufactoren, lokale indicatoren van socio-economische ontwikkeling, van psychosociaal welzijn, van gezondheidsvoorzieningen, etc).

V.1.2 Indicatoren van de socio-economische status bij vrouwen

Om de vergelijkbaarheid met de resultaten uit het vorige deel te garanderen, wordt zoveel mogelijk gebruik gemaakt van dezelfde indicatoren als bij mannen. Hierdoor is meteen ook een verscheidenheid aan covariaten gewaarborgd, een belangrijk punt bij vrouwen.

Omdat vrouwen voor een aantal kenmerken een andere verdeling vertonen en bepaalde categorieën onvoldoende individuen tellen, is het wel niet altijd mogelijk om exact dezelfde indeling te hanteren als bij mannen en dienen hergroeperingen doorgevoerd te worden. In annex 5.1 wordt de frequentieverdeling per geslachtsgroep gegeven voor alle socio-economische variabelen die in dit onderzoeksdeel gebruikt worden (zie tabellen A.5.1.1a tot A.5.1.10a voor vrouwen en tabellen A.5.1.1b tot A.5.1.9b voor mannen).

De *beroepsstatus* wordt op ongeveer dezelfde manier geoperationaliseerd als bij mannen, op een aantal groeperingen na. De toezichthouders en de hooggeschoolde handenarbeiders worden bij de geschoolde handenarbeiders gevoegd, en de landbouwers en ongeschoolde landarbeiders bij de half- en ongeschoolde handenarbeiders¹². De actieve vrouwen zijn dus in een zestal beroepsklassen ingedeeld, de inactieve in een drietal groepen. Voor de groep "brug- of overlevingspensioen" wordt een enigszins verschillende definitie gehanteerd. In het eerste onderzoeksdeel werden respondenten tot deze groep gerekend van het ogenblik dat zij één of andere pensioenuitkering ontvingen, onafhankelijk van het feit of zij een bijkomend beroep uitoefenden. In dit tweede deel worden personen enkel als gepensioneerd beschouwd indien zij geen bijkomend beroep uitoefenen, omdat veel vrouwen, vooral weduwen, een overlevingspensioen krijgen dat hun inkomen uit een beroepsactiviteit aanvult. De groep "brug- of overlevingspensioen" telt dus minder personen, terwijl de actieve beroepsgroepen iets meer respondenten omvatten dan in het vorige deel.

Om een globaal idee te verkrijgen van het belang van "*inactiviteit*", is ook een model opgesteld met een *tewerkstellingsvariabele* die aangeeft of de vrouw actief of inactief is.

Het *inkomenstype* geeft de samenstelling aan van het huishoudelijk inkomen en is dus geen individueel maar een huishoudelijk kenmerk. Opnieuw is bij vrouwen een hergroepering doorgevoerd: de huishoudens met één deeltijds en één vervangingsinkomen worden samengevoegd met de huishoudens met twee deeltijdse inkomens. Voor deze groep en ook voor de klasse "één deeltijds inkomen" tellen bepaalde generaties relatief weinig vrouwen, zodat de cijfers omzichtig geïnterpreteerd dienen te worden. Een tweede huishoudelijk kenmerk is de *huisvestingskwaliteit*. Het voordeel van deze huishoudelijke kenmerken is dat ze vaak een betere indicatie geven van de werkelijke graad van socio-economisch welzijn van de vrouw.

Als sociale kenmerken worden opnieuw het *onderwijsniveau* en de *huishoudenspositie* of de *leefvorm* opgenomen. Het *onderwijsniveau* biedt verschillende voordelen die voor vrouwen vermoedelijk nog sterker doorwegen: het niveau verandert doorgaans niet meer na de leeftijd van 25 tot 30 jaar, het is minder gevoelig voor veranderingen in de burgerlijke staat en voor de komst van kinderen en het kan voor de meerderheid van de vrouwen bepaald worden, hetgeen voor de beroepsdimensie niet het geval is. De onderwijsvariabele telt bij vrouwen opnieuw een kleiner aantal categorieën, omdat de verschillende niveaus van hoger onderwijs samengenomen worden, tenzij dan de vrouwen met een diploma pedagogisch onderwijs, die afzonderlijk blijven. Voor de huishoudenspositie worden ongehuwd samenwonende vrouwen met en zonder kinderen gegroepeerd en **worden** de personen die nog bij ouders of bij een kerngezin inwonen bij de **restgroep** gevoegd.

Tijdens de laatste decennia hebben vrouwen hun deelname aan de arbeidsmarkt aanzienlijk verhoogd en is de uittreding uit de arbeidsmarkt bij de komst van kinderen veel meer een tijdelijke dan wel een definitieve zaak geworden. Steeds meer vrouwen combineren dus een arbeidsrol met een moederschaprol, een thema dat meer en meer aandacht krijgt in studies naar sterfte- of gezondheidsverschillen bij vrouwen (Moser, Pugh et al., 1990; Koskinen en Martelin, 1994; Weatherall, Joshi et al., 1994 en Arber, 1991). Een belangrijke vraagstelling is of bij *rollencombinatie* sprake is van een gezondheidsbevorderend effect waarbij meer zelfwaardering en aanzien geput wordt uit de verschillende rollen, dan wel van overlast en zo mogelijk van een hogere sterfte bij vrouwen die beide functies combineren.

¹² Voor de vrouwen van 55-59 jaar tellen bepaalde beroepsklassen nog weinig respondenten, hoewel de patronen voor deze generatie toch goed overeen komen met deze in andere leeftijdsklassen. De samenvoeging van de landbouwers en ongeschoolde landarbeiders met de half- en ongeschoolde handenarbeiders leek verantwoord in die zin dat het in beide gevallen om laaggeschoolde handenarbeid gaat.

Als indicator voor de moederschapfunctie wordt veelal niet de afstamming, maar wel het aantal nog inwonende kinderen gebruikt. Toch vormt ook de *pariteit* op zich een interessante factor. Het is algemeen bekend dat het krijgen van kinderen een verlaagd sterfterisico meebrengt ten aanzien van bepaalde oorzaken, zoals bijvoorbeeld borstkanker.

V.1.3 Modellen

De analyse verloopt opnieuw in twee stappen. Eerst wordt per socio-economische indicator een "*brutomodel*" geschat (met controle voor de exacte leeftijd) en vervolgens ook een multivariaat model met verschillende dimensies van de socio-economische status (het soort van inkomen *of* de beroepsklasse, de huisvestingskwaliteit, het onderwijsniveau, de huishoudenspositie en het arrondissement van woonplaats¹³). De modellen worden opnieuw per vijfjaarlijkse leeftijdsgroep geschat. De risico's zijn telkens uitgedrukt ten opzichte van de sterfte van alle Belgische vrouwen (of mannen) van respectievelijk 40-44, 45-49, 50-54 en 55-59 jaar, ongeacht hun socio-economische positie.

Bij de vergelijking van de parameters naar geslacht, zou de differentiële verdeling van mannen en vrouwen naar socio-economische status aanleiding kunnen geven tot vertekende conclusies. Om dit knelpunt enigszins te omzeilen, wordt een zogenaamde "*index of dissimilarity*" of "index van ongelijkheid" opgesteld. Deze maat wordt enkel bepaald om de exponent B-waarden te staven en wordt niet als zodanig opgenomen of besproken¹⁴. In het algemeen bevestigt de index de conclusies die uit de exponent B-waarden volgen.

V.2 Socio-economische sterfteverschillen bij Belgische vrouwen: de kleinere verschillen bevestigd

In dit deel worden de socio-economische sterfteverschillen bij vrouwen van middelbare leeftijd vergeleken met deze bij mannen uit dezelfde leeftijdsgroep¹⁵. De relatieve sterfterisico's zijn gegeven door de exponent B-waarden uit de Cox-regressies, maar de figuren worden opnieuw opgesteld op basis van de B-coëfficiënten. Om de grafische voorstelling te vereenvoudigen en om zoveel mogelijk informatie te synthetiseren, zijn de grafieken gebaseerd op het gemiddelde van de B-waarden van de generaties mannen en vrouwen van 40-44 jaar tot 55-59 jaar.

De exponent B-waarden uit de bruto- en de nettomodellen voor mannen en vrouwen zijn opgenomen in annex 5.3¹⁶.

De resultaten leren dat de variatie van de mortaliteit doorgaans groter is bij mannen dan bij vrouwen. Qua richting van de relatie bestaat wel relatief veel overeenkomst tussen beide

¹³ Anticiperend op het volgend deel, wordt ook reeds het arrondissement van woonplaats in deze multivariate modellen opgenomen.

¹⁴ De berekening van de index van ongelijkheid kan in annex 5.2 gevolgd worden.

¹⁵ De resultaten voor de mannen dienen niet noodzakelijk exact overeen te komen met deze uit het vorig deel. Verschillende elementen kunnen verantwoordelijk zijn voor afwijkende cijfers. In dit onderzoeksdeel bestaat de onderzoeksgroep uit de personen van 40 tot 59 jaar en niet uit deze van 45 tot 64 jaar, worden de werkonbekwame personen en de gehandicapten uitgesloten en wordt een gegroepeerde indeling gebruikt voor het gros van de variabelen.

¹⁶ Eerst worden de gemiddelde waarden voor de vier leeftijdsgroepen samen gegeven (tabellen A.5.3.1a tot A.5.3.9a) en vervolgens de waarden per leeftijdsgroep (tabellen A.5.3.1b - A.5.3.9b voor de mannen en vrouwen van 40-44 jaar tot tabellen A.5.3.1e - A.5.3.9e voor de mannen en vrouwen van 55-59 jaar).

geslachtsgroepen, in die zin dat de "laagste" klassen doorgaans de hoogste mortaliteit vertonen. De tabellen per generatiegroep in annex 5.3 illustreren tenslotte ook dat de sterfteverschillen veelal afnemen met toenemende leeftijd, zowel bij mannen als bij vrouwen.

V.2.1 De beroepsstatus en de tewerkstellingsstatus: licht gewijzigde patronen

De studie van differentiële sterfte naar *beroepsstatus* kan bij vrouwen op verschillende manieren aangepakt worden. Een eerste alternatief rangschikt de vrouwen naar het beroep van hun partner en heeft als belangrijk nadeel de onderzoeksgroep te beperken tot gehuwde of samenwonende personen.

In het licht van de toegenomen arbeidsparticipatie van de vrouw, is het effect van *de individuele tewerkstelling* bovendien een steeds interessanter thema (zie o.m. Hibbard en Pope, 1991; Matthews, Manor et al., 1999; Moser, Pugh et al., 1988 en Moser, Pugh et al., 1990). Bepaalde onderzoeken beperken zich tot de actieve vrouwen en zijn dus veeleer toegespitst op de impact van de "socio-professionele klasse". In deze bijdrage wordt de totale groep vrouwen opgenomen, omdat de aandacht zowel uitgaat naar het effect van de tewerkstelling als naar de impact van de eigenlijke beroepsklasse. Vrouwen zonder beroep worden als zodanig gegroepeerd en deze met een baan worden naar hun "EGP-klasse" gerangschikt.

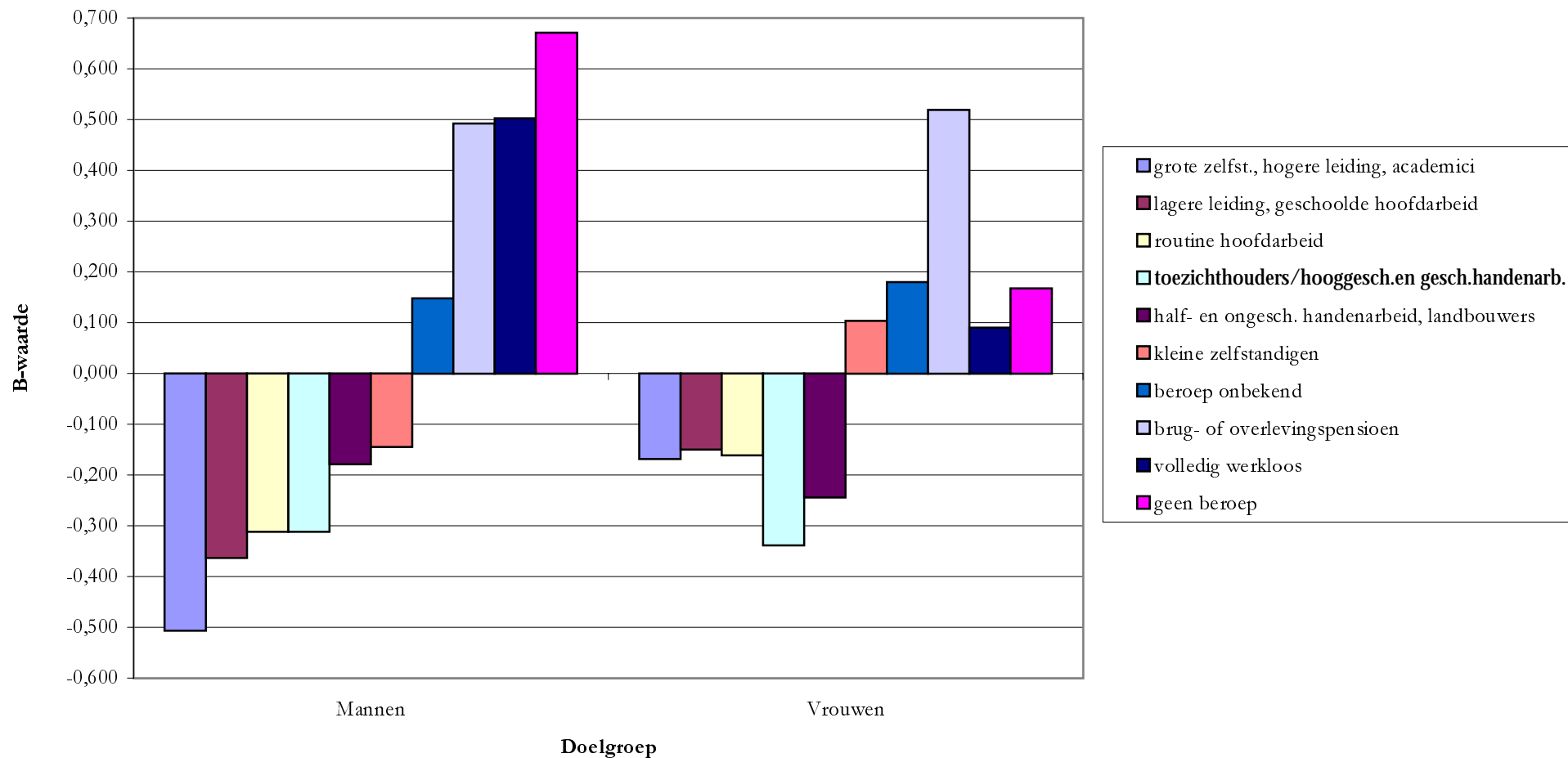
De resultaten illustreren voor vrouwen een relatief systematisch patroon in de verschillende leeftijdsgroepen. In figuur 5.1 wordt onmiddellijk duidelijk dat dit beeld naar beroepsstatus niet helemaal samenvalt met dat van de mannen en dat voor vrouwen een minder "lineair" patroon naar voor treedt.

De laagste sterfte duikt niet op bij de grote zelfstandigen, hogere leidinggevend en academici zoals bij mannen, maar wel bij de handenarbeiders: eerst bij de toezichhouders, de hooggeschoolde en geschoolde arbeiders (exponent B-waarde van 0,71) en vervolgens bij de half- en ongeschoolde handenarbeiders en de landbouwers (0,78). Pas dan komen bij vrouwen de topposities, samen met de routine hoofdarbeiders, de lagere leidinggevend en geschoolde hoofdarbeiders (0,85 tot 0,86). Uit de tabellen in annex 5.3 blijkt dat de rangorde op jongere leeftijd iets consistent is en dat vrouwen in topposities zich na de klasse met de laagste sterfte scharen. Vooral vanaf 50-54 jaar vertonen vrouwen "aan de top" een relatief slecht profiel, met één van de hoogste risico's in de actieve bevolking. Ook hoofdarbeiders en vooral kleine zelfstandigen doen het minder goed dan verwacht, net zoals voor mannen het geval is.

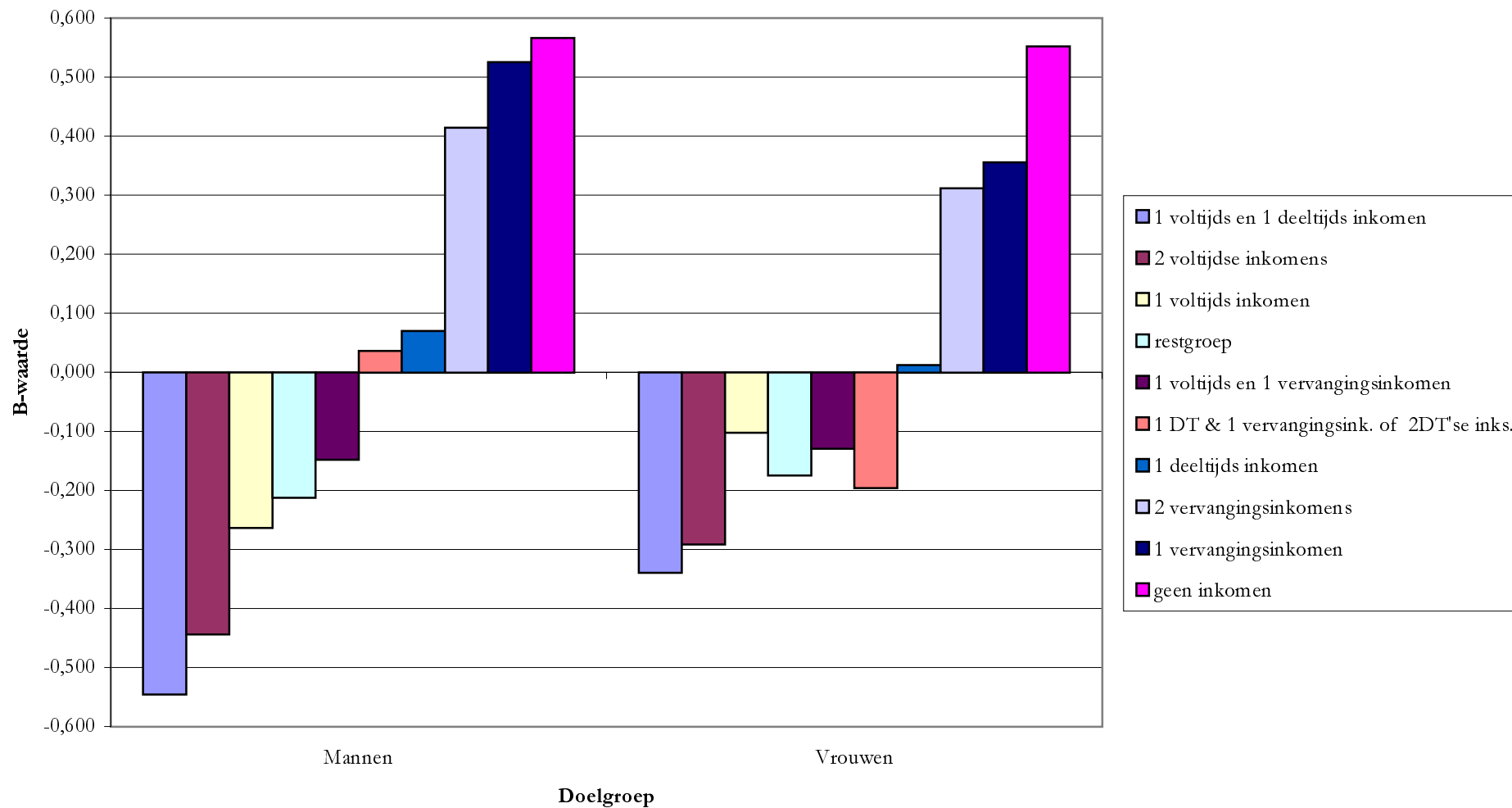
Dit minder consistent patroon bij vrouwen duikt ook in andere studies op. Vallin (1995) bijvoorbeeld noteert in de Franse actieve bevolking van 35-60 jaar de hoogste sterfte bij ongeschoolde arbeiders voor mannen, maar bij bedienden voor vrouwen. De Saboulin bevestigt dit patroon voor Frankrijk en neemt in 1982-88 de hoogste mortaliteit waar bij vrouwen van 45-64 jaar in de intermediaire beroepsklassen. Moser, Pugh et al. (1990) stellen bij vrouwen uit Engeland en Wales het grootste risico vast bij de voltijdse bedienden en bij de deeltijdse arbeidsters.

Mogelijk weegt een baan met een hoog stressgehalte en veel verantwoordelijkheid sterker door op de gezondheid van de vrouw, althans vanaf een bepaalde leeftijd in België. In sommige landen wordt dit geslachtsverschil niet genoteerd en is in beide geslachtsgroepen sprake van een meer lineair patroon. Dit is bijvoorbeeld in Zweden het geval, in de studie van Vagerö en Lundberg (1995). In dit onderzoek worden vrouwen wel gerangschikt naar de socio-professionele klasse van de referentiepersoon van het huishouden, veelal de man, hetgeen meteen de grotere overeenkomst tussen mannen en vrouwen verklaart.

Figuur 5.1: Relatieve sterfterisico's naar beroepsstatus, gemiddelde waarden voor de Belgische mannen en vrouwen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 59 jaar



Figuur 5.2: Relatieve sterfterisico's naar inkomenstype, gemiddelde waarden voor de Belgische mannen en vrouwen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 59 jaar



In de inactieve bevolking vertonen werkloze vrouwen een relatief klein sterfteoverschot (1,10). De vrouwen zonder beroep noch werkloosheidsuitkering (1,18) en met een onbekend beroep (1,20) hebben een reeds hogere mortaliteit en worden gevolgd door de gepensioneerden, met het hoogste risico (1,68). In de mannelijke bevolking vormen de personen met een onbekend beroep de intermediaire klasse, terwijl de werklozen en vooral de mannen zonder beroep of uitkering een slechtere relatieve positie bekleden. Tussen beide groepen in plaatsen zich de gepensioneerde mannen. Op dit vlak bestaat natuurlijk een belangrijk verschil in verdeling tussen mannen en vrouwen: de jongste generatie van 40-44 jaar telt bijvoorbeeld 30,4% vrouwen zonder beroep, tegenover slechts 4,6% mannen zonder beroep. Bij vrouwen gaat het voor een groot deel om huisvrouwen, terwijl het bij mannen eerder om een (sociaal en wellicht ook op gezondheidsvlak) gemarginaliseerde categorie gaat. Deze huisvrouwen spreiden zich uit over een breed scala van socio-economische posities van de partner, zodat zij een veel minder uitgesproken negatief beeld vertonen in vergelijking met de mannelijke niet-actieven.

De verhouding tussen het risico van de klasse met de hoogste sterfte en het risico van deze met de laagste sterfte bedraagt 2,4 bij vrouwen tegenover 3,2 bij mannen. Na controle voor de huishoudenspositie, de huisvestingskwaliteit, het opleidingsniveau en de woonplaats van arrondissement, blijven de conclusies in het algemeen behouden (zie annex 5.3). De ratio tussen de klassen met de meest extreme risico's is gedaald tot 1,9 bij de vrouwen en tot 2,0 bij de mannen. De controles hebben dus een groter effect op de relatieve risico's in de mannelijke populatie, zodat het geslachtsverschil in differentiële sterfte aanzienlijk verminderd is in het multivariaat model.

Om het patroon naar *tewerkstellingsstatus* te onderlijnen, worden de modellen ook opgesteld voor een variabele die alle actieve en alle niet-actieve personen groepeerd. In de vrouwelijke populatie hebben niet-actieve personen een 1,4 maal zo hoge sterfte als actieve personen. Bij de mannen bedraagt de overeenkomende verhouding 2,2. Op jonge leeftijd is dit verschil tussen mannen en vrouwen meer uitgesproken dan op oudere leeftijd. Voor de generatie van 40-44 jaar bijvoorbeeld geldt een ratio van 1,6 bij de vrouwen tegenover 3,0 bij de mannen, voor de oudste leeftijdsgroep een verhouding van respectievelijk 1,3 en 1,5.

Dit geslachtsverschil duikt ook in andere landen op. Stefansson (1991) stelt in 1981-86 een ratio vast van 1,6 bij de Zweedse mannen van 25-64 jaar tegenover 1,2 bij de vrouwen. De auteur brengt dit in verband met het feit dat vrouwen de negatieve gevolgen van werkloosheid, of algemener van "inactiviteit", beter kunnen neutraliseren omdat zij over meer alternatieve bronnen van waardering en voldoening beschikken, vooral op vlak van sociale netwerken. Ook de materiële gevolgen zijn vermoedelijk beperkter dan bij mannen, vooral daar waar de man nog steeds de belangrijkste kostwinner is. "Inactiviteit" vormt bovendien vaker het onderwerp van een bewuste keuze bij vrouwen, zodat ze zich kunnen toespitsen op de opvoeding van de kinderen, terwijl het bij mannen meer om een gedwongen keuze gaat. Nog andere studies bevestigen de kleinere sterfteverschillen naar tewerkstellingsstatus bij vrouwen, zoals bijvoorbeeld Vallin (1995) voor Frankrijk.

In de literatuur wordt ook aandacht besteed aan het onderscheid tussen *vol- en deeltijdse tewerkstelling*. De hypothese luidt dat een deeltijdse baan tot een verminderde werkdruk leidt en voor veel vrouwen de ideale oplossing is om te combineren met een huishoudelijke rol. Uit het model met een variabele die aangeeft of de vrouw deeltijds of voltijds werkt dan wel inactief is, blijkt dat deeltijds werkende vrouwen inderdaad de laagste exponent B-waarde vertonen (0,78 tegenover 0,84 voor de voltijds werkende vrouwen)¹⁷. Uit het onderzoek van Moser, Pugh et al.

¹⁷ Resultaten niet weergegeven. In de jongste leeftijdsklasse bestaat geen verschil tussen beide groepen.

(1990) blijkt het belang van een indicator die het onderscheid tussen voltijdse en deeltijdse tewerkstelling combineert met de aard van het beroep. De hoogste sterfte wordt in deze studie genoteerd bij de voltijdse bedienden en de deeltijdse arbeidsters in Groot-Brittannië. De combinatie van beide variabelen is in dit onderzoek niet uitgetest, gezien het relatief klein aantal vrouwen dat deeltijds werkt in België en bijgevolg een verhoogd risico op instabiele cijfers.

V.2.2 Het soort van inkomen: meer gelijkaardige patronen

In figuur 5.2 worden de relatieve sterfteverschillen gegeven naar het soort van inkomen. In de grafiek valt onmiddellijk op dat het sterfteschema naar inkomen meer samenvalt in beide geslachtsgroepen dan bij de beroepsstatus het geval was. Huishoudens die hun inkomen uit arbeid halen, hebben in het algemeen het laagste risico, terwijl vrouwen die het uitsluitend met vervangingsinkomens of zonder inkomen moeten doen het hoogste risico vertonen. De grotere overeenkomst tussen mannen en vrouwen is niet zo verwonderlijk. De inkomensvariabele is een huishoudelijk element en dus gebaseerd op de kenmerken van zowel mannen als vrouwen. Omdat mannen vaak nog de traditionele kostwinners zijn, geeft deze variabele vooral of althans in sterke mate de variatie bij mannen weer.

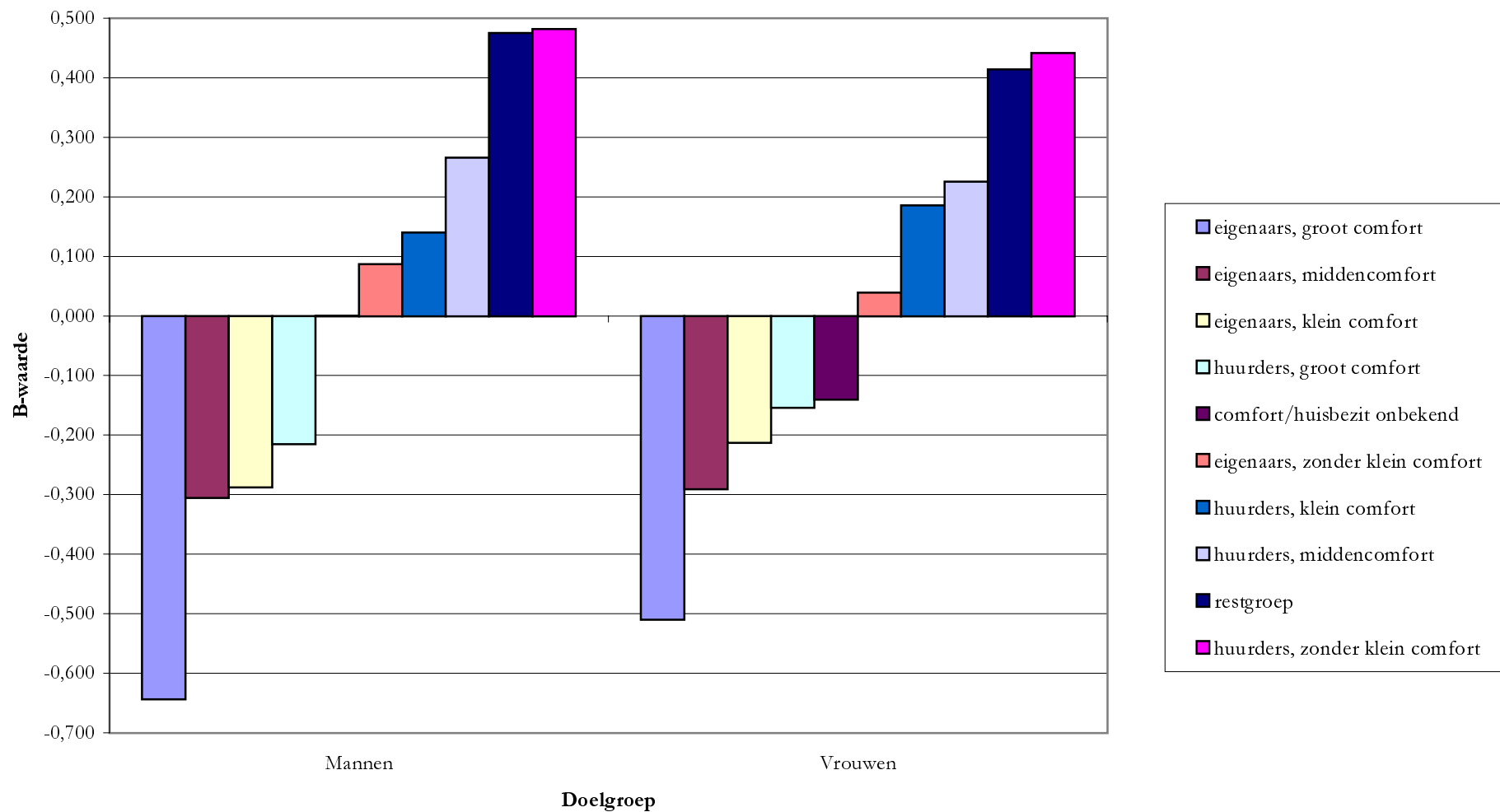
Vrouwen uit huishoudens met één voltijds en één deeltijds inkomen (0,71) en met twee voltijdse inkomens (0,75) hebben de laagste sterfte. Vervolgens komen de huishoudens met één deeltijds en één vervangingsinkomen of met twee deeltijdse inkomens (0,82) en de restgroep (0,84). Bij mannen bekleden de huishoudens met één deeltijds en één vervangingsinkomen of met twee deeltijdse inkomens een slechtere relatieve positie en komen de huishoudens met één voltijds inkomen op de derde plaats. Op deze uitzondering na wordt exact dezelfde rangorde genoteerd in beide geslachtsgroepen. De vrouwen met de hoogste mortaliteit zijn deze met twee vervangingsinkomens (1,37), met één vervangingsinkomen (1,43) en zonder inkomen (1,74).

In figuur 5.2 is opnieuw sprake van grotere sterfteverschillen bij mannen. De ratio tussen het risico van de klassen met de hoogste en de laagste sterfte bedraagt 2,4 voor de vrouwen tegenover 3,0 voor de mannen, met een meer uitgesproken geslachtsverschil in de jongere generaties.

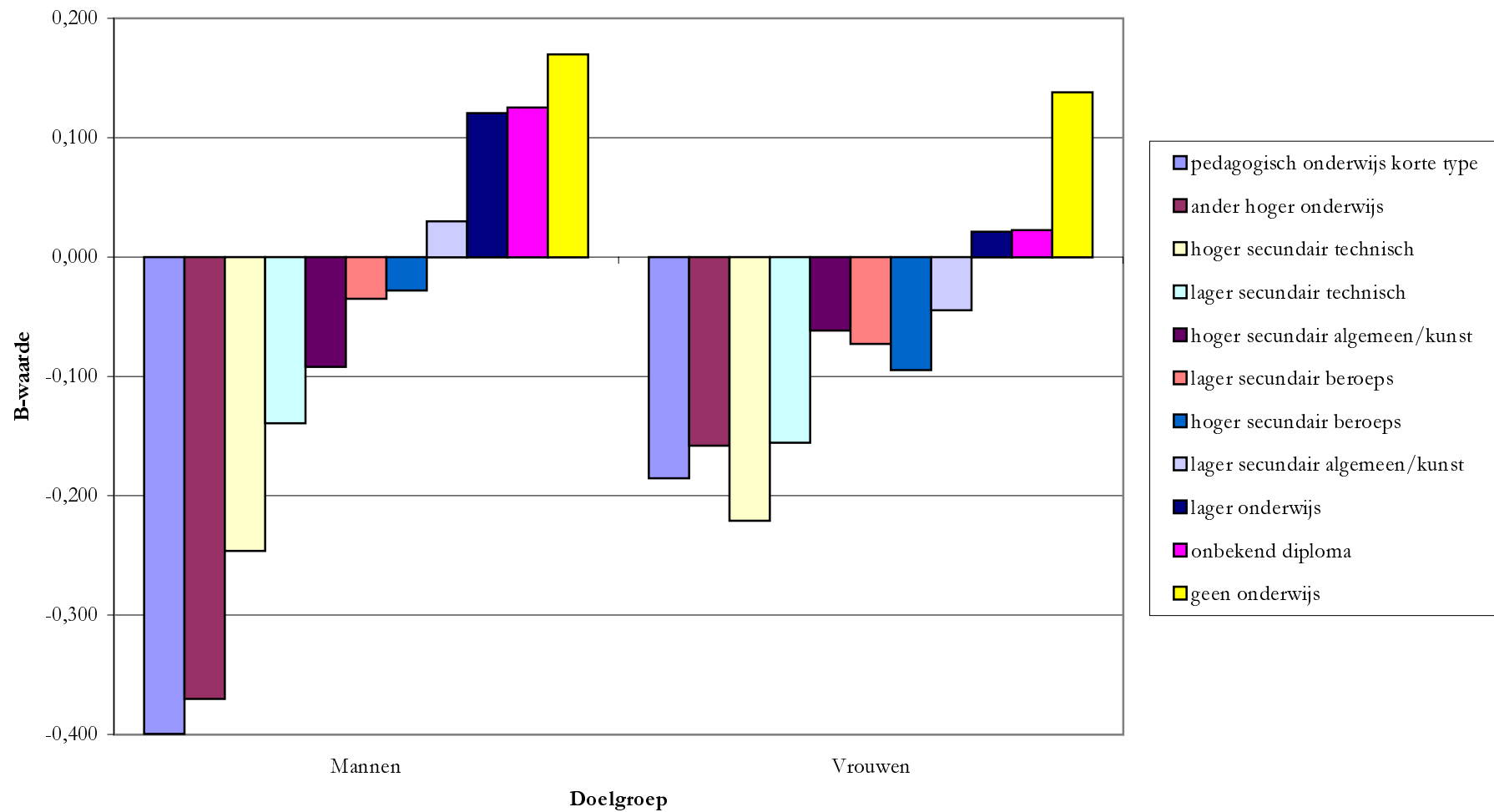
Om de kleinere sterfteverschillen naar inkomen bij Amerikaanse vrouwen van 35-54 jaar te verklaren, schuiven Elo en Preston (1996) verschillende factoren naar voor. Vrouwen hebben een meer veralgemeende toegang tot de gezondheidsdiensten, en vooral in de arme klassen bestaat op dit vlak een belangrijk geslachtsverschil. Verder zijn mannen vaak nog de belangrijkste kostwinners, waardoor hun sterfte vermoedelijk ook directer beïnvloed wordt door de inkomensvariabele. Tenslotte beschikken vrouwen, zoals reeds vermeld, over meer alternatieve bronnen van waardering, vooral op sociaal vlak.

Na controle voor de huishoudenspositie, de huisvestingskwaliteit, het opleidingsniveau en de woonplaats, blijven de algemene conclusies voor de inkomensvariabele behouden. De verhouding tussen de klassen met de meest extreme risico's is natuurlijk afgenomen, maar de sterfte van de huishoudens zonder inkomen (1,37) is nog steeds 1,6 keer hoger dan de sterfte van de huishoudens met één voltijds en één deeltijds inkomen (0,84). Bij mannen verandert de rangorde meer en daalt de ratio sterker, tot 1,6, zodat geen sprake meer is van een geslachtsdifferentiatie in het multivariaat model.

Figuur 5.3: Relatieve sterfterisico's naar huisvestingskwaliteit, gemiddelde waarden voor de Belgische mannen en vrouwen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 59 jaar



Figuur 5.4: Relatieve sterfterisico's naar onderwijsniveau (excl. de groep "niet ingevuld"), gemiddelde waarden voor de Belgische mannen en vrouwen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 59 jaar



V.2.3 De huisvestingskwaliteit: een nog grotere overeenkomst

Voor de huisvestingsvariabele vallen de patronen in figuur 5.3 volledig samen in beide geslachtsgroepen. De sterfte volgt in de vrouwelijke bevolking een uitgesproken patroon naar huisvestingskwaliteit, dat perfect aanleunt bij dat van de mannen. Voor de huisvestingskwaliteit kan opnieuw gesteld worden dat het om een huishoudelijk kenmerk gaat, waardoor logischer wijze een grote overeenkomst bestaat tussen mannen en vrouwen.

De huisbezitters met groot comfort vertonen het laagste relatief risico (0,60) en vervolgens met een reeds aanzienlijk hoger risico de eigenaars met middelmatig en klein comfort (0,75 en 0,81), de huurders met groot comfort (0,86) en de groep "onbekend" (0,87). De huisbezitters zonder klein comfort bekleeden veelal een intermediaire positie met een waarde die weinig van het gemiddelde afwijkt (1,04). De huurders van woningen met minder dan groot comfort, daarentegen, vertonen in alle leeftijdsgroepen een matig tot aanzienlijk sterfteoverschot en worden door een minder consistente rangorde naar comfortniveau gekenmerkt dan de eigenaars. Toch kennen huurders zonder klein comfort de hoogste relatieve mortaliteit (1,56).

Net zoals in de vorige modellen, wordt bij vrouwen een kleinere gradiënt genoteerd. De verhouding tussen de exponent B-waarden van de klassen met de meest extreme risico's bedraagt 3,1 bij de mannen tegenover 2,6 bij de vrouwen.

Voor de afzonderlijke variabelen, comfortniveau en huisbezit, duiken eveneens vergelijkbare patronen op, maar opnieuw op een minder intense manier dan bij mannen¹⁸. Bij vrouwen is wel een consistent patroon waarneembaar naar comfortniveau, althans in bepaalde generatiegroepen. De omkering van de relatieve rangorde van de groep met middelmatig comfort en deze met klein comfort treedt bij vrouwen alleen op in de jongste groepen. Vanaf 50-54 jaar wordt een consistente rangorde genoteerd, hetgeen bij mannen niet het geval is.

Na controle voor andere dimensies van de socio-economische status worden weliswaar kleinere verschillen naar huisvestingskwaliteit genoteerd, maar de algemene trends blijven ongewijzigd. Bij vrouwen ontstaat een consistente rangorde in alle generaties en komen de huurders met middelmatig comfort vóór deze met klein comfort te staan. De ratio tussen de klassen met de extreme risico's daalt van 2,6 tot 2,0 bij vrouwen en van 3,1 tot 1,8 bij mannen. In de mannelijke bevolking wordt in het multivariaat model dus een iets kleinere range van exponent B-waarden genoteerd dan bij de vrouwen. Controles voor andere variabelen lijken in het algemeen een groter effect te hebben op de relatieve risico's van de mannen.

V.2.4 Het onderwijsniveau: een typischer patroon voor vrouwen

In figuur 5.4 worden de resultaten voor het onderwijsniveau gegeven. Indien rekening gehouden wordt met de klasse "niet ingevuld", die niet in de figuur opgenomen is, dan bedraagt de verhouding tussen de klassen met de meest extreme risico's 3,5 bij de mannen tegenover 2,8 bij de vrouwen.

Voor vrouwen treedt naar onderwijsniveau een minder consistente rangorde in, net zoals voor de beroepsvariabele. De twee klassen hoger opgeleiden hebben bij mannen, geheel naar de verwachtingen, het laagste sterfterisico. In de vrouwelijke populatie is dit niet het geval en neemt de groep "hoger secundair technisch onderwijs" (0,80) deze positie in. Pas dan plaatsen zich de

¹⁸ Resultaten niet weergegeven.

vrouwen met een diploma van hoger pedagogisch onderwijs van het korte type (0,83), met een iets hogere sterfte en vervolgens deze met een diploma ander hoger onderwijs (0,85), samen met het lager secundair technisch onderwijs (0,86). Het technisch onderwijs geeft dus bij vrouwen aanleiding tot een relatief goede positie, en wel op een meer uitgesproken manier dan bij mannen¹⁹. Daartegenover staat dat het secundair algemeen en kunstonderwijs slechter scoort dan verwacht en wederom in sterkere mate bij de vrouwen. Na de klasse "lager secundair technisch onderwijs", volgt bij mannen eerst nog de groep "hoger secundair algemeen" en pas dan de beroepsrichtingen. Bij vrouwen is dit niet het geval en plaatsen de beroepsrichtingen (0,91 en 0,93) zich net vóór de algemene richtingen (0,94 en 0,96).

Tot de intermediaire klassen behoren de vrouwen met een diploma lager onderwijs en de vrouwen met een onbekend diploma (1,02). Het hoogste risico wordt genoteerd in de categorie zonder diploma (1,15) en vooral in de speciale groep vrouwen voor wie geen informatie beschikbaar is (2,25). Voor de klassen met de hoogste mortaliteit komt deze rangorde perfect overeen met de relatieve posities bij de mannen.

De conclusies omtrent de sterfteverschillen naar onderwijs sluiten relatief goed aan bij deze uit internationaal onderzoek. Elo en Preston (1996) en Pappas, Queen et al. (1993) stellen ook voor Amerikaanse vrouwen kleinere verschillen naar opleidingsniveau vast. Christenson en Johnson (1995) concluderen, eveneens voor de Verenigde Staten, dat vrouwen meer "voordeel" halen uit het secundair onderwijs dan mannen, maar minder uit het hoger onderwijs. Deze bevinding komt goed overeen met de resultaten uit figuur 5.4, althans voor wat betreft de secundair technische richtingen. Verder is ook in Denemarken, Finland, Hongarije, Noorwegen en Zweden sprake van een kleinere gradiënt bij vrouwen in het begin van de jaren tachtig, alleen Engeland en Wales vormen een uitzondering (Elo en Preston, 1996).

Ter verklaring van dit patroon worden verschillende factoren naar voor geschoven. Opleiding is in eerste instantie een belangrijke determinant van de beroepsstatus en van andere variabelen. Bij vrouwen geldt waarschijnlijk een minder rechtlijnig verband tussen het onderwijsniveau en deze variabelen door de interferentie van hun rol als echtgenote en als moeder. Verder is ook duidelijk dat bepaalde sterfteoorzaken bij vrouwen een inverse associatie vertonen met het opleidingsniveau, zoals het geval is voor borstkanker (Koskinen en Martelin, 1994 en Martikainen, 1995). Dit wordt door de auteurs toegeschreven aan het feit dat hoog opgeleide vrouwen de eerste geboorte meer uitstellen naar een latere leeftijd, hetgeen de kans op borstkanker verhoogt.

Anderzijds mogen de overeenkomsten tussen mannen en vrouwen niet uit het oog verloren worden. De klassen "geen opleiding" en "niet ingevuld" vertonen in de Belgische maatschappij een matig tot heel hoog sterfteoverschot, zelfs na controles voor de huishoudenspositie, het inkomenstype, de huisvestingskwaliteit en het arrondissement van woonplaats.

In het multivariaat model blijft de positie van deze groepen met een hoge sterfte onveranderd. Voor andere klassen is wel sprake van een plaatsomwisseling. De secundair technische richtingen hebben het laagste risico, en vooral het hoger technische (0,90). Het lager technische (0,93) wordt op de voet gevolgd door een aantal klassen met een bijna identiek risico: het hoger onderwijs (0,95), de beroepsrichtingen (0,96) en het pedagogisch onderwijs (0,97). Vrouwen zonder diploma (1,11) en vooral deze uit de groep "niet ingevuld" (1,24) hebben nog steeds de hoogste sterfte.

¹⁹ In de jongste generatie vrouwen hebben hoger opgeleiden wel de laagste mortaliteit en biedt het technisch onderwijs minder goede kansen.

De verhouding van de meest extreme exponent B-waarden is gedaald van 2,8 tot 1,4 bij vrouwen en van 3,5 tot 1,5 bij de mannen. Er bestaat dus nog weinig differentiatie tussen mannen en vrouwen op vlak van de grootte van de sterfteverschillen naar onderwijsniveau na controles. In het onderzoek van Elo en Preston (1996) wordt bij vrouwen zelfs een groter verschil naar opleiding waargenomen na multivariate controle.

V.2.5 De leefvorm: het belang van het huwelijk en van kinderen

De huishoudenspositie lijkt in figuur 5.5 aanleiding te geven tot aanzienlijke sterfteverschillen. Net zoals bij de mannen, hebben gehuwden met of zonder inwonende kinderen de laagste sterfte (respectievelijk 0,69 en 0,83). In de vrouwelijke doelgroep vertonen ook éénoudergezinnen een lagere mortaliteit dan gemiddeld (0,95). Op jongere leeftijd is het verschil tussen gehuwde vrouwen met en gehuwde vrouwen zonder inwonende kinderen groter en in de jongste generatie hebben éénoudergezinnen zelfs een iets lager risico dan gehuwden zonder inwonende kinderen.

Het is niet ondenkbaar dat dit patroon gedeeltelijk voortvloeit uit de positieve associatie tussen gezondheid en het hebben van kinderen *op zich* of zelfs uit een selectie-effect, waarbij minder gezonde vrouwen een kleinere kans hebben op moederschap. Het effect van de afstamming of de pariteit is natuurlijk niet geheel vergelijkbaar met de impact van nog inwonende kinderen.

Mannen in een éénoudergezin vertonen een slechter relatief profiel. Zij plaatsen zich na de ongehuwd samenwonenden en lijken het moeilijker te hebben dan hun vrouwelijke soortgenoten, zelfs na controle voor andere dimensies van de socio-economische status. Voor de ongehuwd samenwonenden geldt dat vrouwen (1,15) doorgaans een slechtere positie hebben dan mannen²⁰. De vrouwen uit de restgroep (1,20) en de alleenstaanden (1,34) bekleden de slechtste positie, net zoals bij mannen.

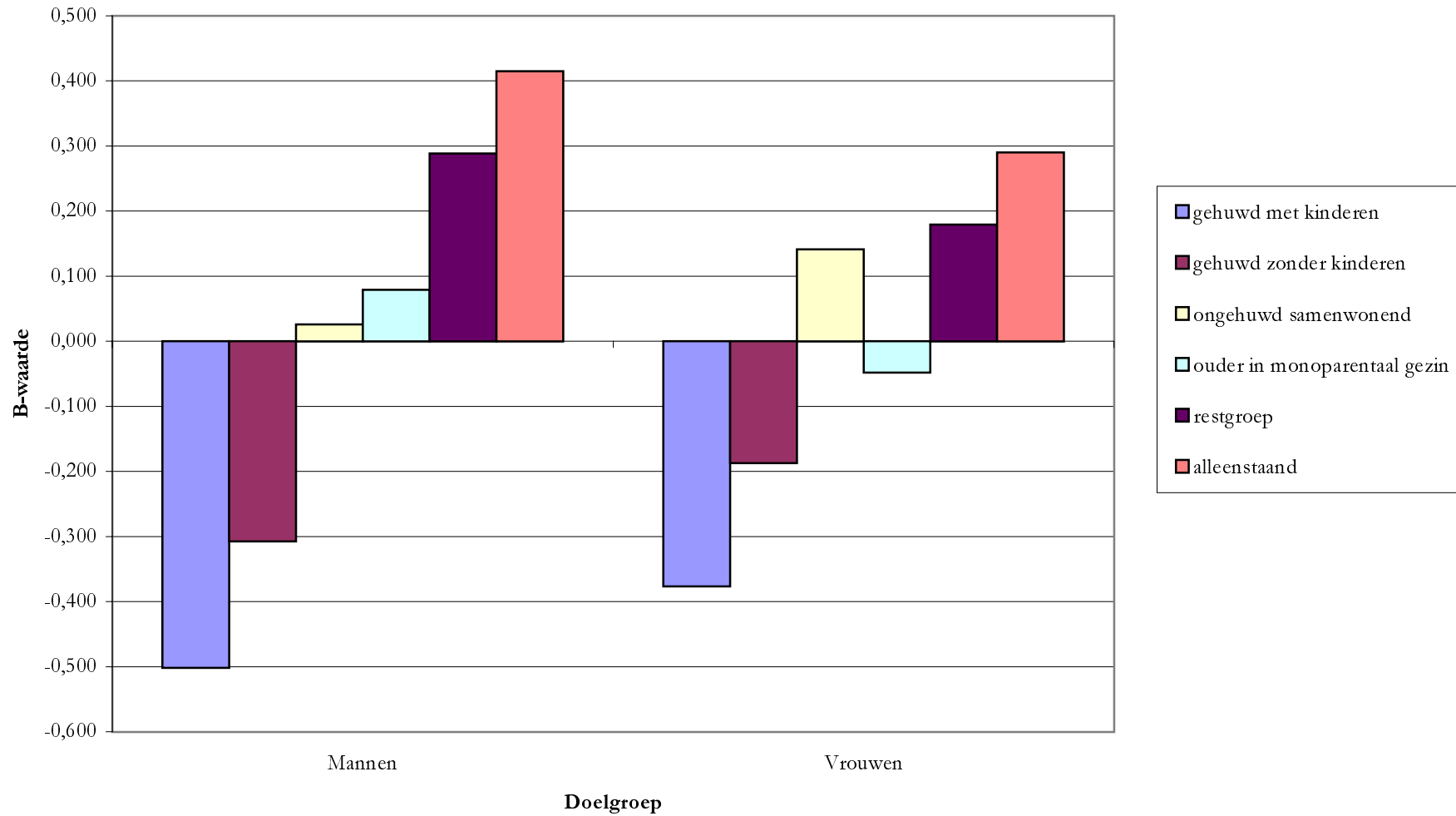
De ratio tussen het risico van gehuwden met kinderen en het risico van alleenstaanden bedraagt 1,9 bij vrouwen en 2,5 bij mannen. Na controle voor de andere covariaten is de relatieve rangorde gewijzigd bij vrouwen, in die zin dat de monoparentale gezinnen zich nu vóór de gehuwden zonder kinderen plaatsen. Op jonge leeftijd hebben éénoudergezinnen na controle het laagste risico, terwijl zij zich op 45-49-jarige leeftijd op de tweede plaats stellen, vóór de gehuwden zonder kinderen. In de oudere generaties behouden de getrouwde vrouwen de laagste mortaliteit. Verder zijn het niet langer de alleenstaande vrouwen die het hoogste risico hebben, maar wel de restgroep. De verhouding tussen de meest extreme klassen is in het multivariaat model gedaald tot 1,3 bij de vrouwen en tot 1,7 bij de mannen.

Verwant met de huishoudenspositie, maar toch niet helemaal vergelijkbaar, is de burgerlijke staat. De eerste variabele heeft eerder betrekking op de *de facto* situatie, terwijl de tweede meer op de *de jure* situatie slaat.

Getrouwde vrouwen hebben uiteraard de laagste sterfte en vormen de enige groep met een lager risico dan gemiddeld (0,72). Gescheiden vrouwen vertonen een klein sterfteoverschot (1,08) en worden op de voet gevolgd door de celibataire vrouwen (1,10). Weduwen vertonen een hogere surmortaliteit (1,17).

²⁰ Op jongere leeftijd lijkt ongehuwd samenwonen minder "nadelig" dan op oudere leeftijd, zowel bij vrouwen als bij mannen. Vermoedelijk heeft ongehuwd samenwonen een andere betekenis en een andere socio-economische invulling naargelang de generatie.

Figuur 5.5: Relatieve sterfterisico's naar huishoudenspositie, gemiddelde waarden voor de Belgische mannen en vrouwen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 59 jaar



Bij mannen is opnieuw sprake van een intenser patroon. Gehuwde mannen hebben een heel laag relatief risico (0,59), terwijl alle niet-gehuwde mannen systematisch een relatief hoog sterfterisico vertonen. Gescheiden mannen en weduwnaars (1,17 en 1,18) hebben een matig overschot, terwijl nooit-gehuwde mannen (1,24) een hoog risico lopen. De verhouding tussen de meest extreme klassen bedraagt 2,1 bij mannen tegenover 1,5 bij vrouwen.

Na controle voor de andere variabelen daalt de verhouding tot 1,3 bij de mannen en tot 1,2 bij de vrouwen. De algemene tendens blijft behouden, hoewel de ongehuwden vóór de weduwnaars komen te staan bij de mannen en net het omgekeerde gebeurt bij de vrouwen.

Deze onderzoeksresultaten komen relatief goed overeen met deze uit andere studies. Hu en Goldman (1990), Goldman (1993) en Elo en Preston (1996) bijvoorbeeld stellen ook in de Verenigde Staten grotere sterfteverschillen vast naar burgerlijke staat bij mannen. Anderzijds moet opgemerkt worden dat het sterfjepatroon in dit onderzoek enigszins afwijkt van het beeld dat bekomen wordt in internationale studies, met een hogere sterfte voor de gescheiden personen dan voor de weduwen/weduwnaars of de ongehuwden. In dit onderzoek hebben ongehuwden en weduwen het grootste risico.

V.2.6 De pariteit of de afstamming

Het verschil tussen gehuwde vrouwen met en deze zonder inwonende kinderen vloeit ongetwijfeld voor een groot deel voort uit de positieve associatie tussen het hebben van kinderen en de gezondheid van de vrouw. Omdat het onderscheid tussen beide groepen gebaseerd is op het al dan niet hebben van *inwonende* kinderen, speelt hier anderzijds ook een effect van de levenscyclusfase, in die zin dat bepaalde vrouwen geen inwonende kinderen meer hebben omdat zij reeds het ouderlijk huis verlaten hebben. Om een zuiver beeld te verkrijgen van de invloed van de bereikte afstamming, wordt het sterfterisico gemodelleerd in functie van de pariteit.

Uit figuur 5.6 blijkt dat kinderloze vrouwen door een aanzienlijk sterfteoverschot gekenmerkt worden (1,27). Bij de interpretatie van dit resultaat dient natuurlijk rekening gehouden te worden met het feit dat de gezondheid van de vrouw een belangrijke impact heeft op kinderloosheid.

Vrouwen met een grote kroost vertonen een veel lager risico (1,15) dan de kinderloze, maar een hoger cijfer dan vrouwen met één kind (0,98). Het typisch gezin met drie (0,82) tot twee kinderen (0,86) is geassocieerd met een laag relatief sterfterisico. Op jonge leeftijd bestaat weinig verschil tussen beide klassen, maar op oudere leeftijd treedt een merkkelijk lagere sterfte in bij vrouwen met drie kinderen.

De groep vrouwen met vier of meer kinderen valt duidelijk uiteen in twee groepen. Dit blijkt uit een model met een samengestelde variabele die de pariteit combineert met de huisvestingskwaliteit, een goede graadmeter voor het inkomen en de materiële welvaart van het huishouden. Uit dit model blijkt duidelijk dat huishoudens met een grote kroost zich in twee groepen opsplitsen: enerzijds de gezinnen waar de gunstige sociale en materiële omstandigheden het mogelijk maken om een grote kinderwens te realiseren en anderzijds de gezinnen die een zeer ongunstige maatschappelijke positie innemen en die om diverse redenen ook een afstamming van vier of meer kinderen hebben. In de eerste groep kan een laag sterfterisico vastgesteld worden, terwijl de tweede groep een hogere sterfte vertoont.

In het multivariaat model blijft het algemene beeld naar pariteit doorgaans behouden, hoewel de verhouding tussen de extreme klassen gevoelig gedaald is van 1,6 tot 1,2. Een aanzienlijk deel van de relatie tussen pariteit en sterfte is dus toe te schrijven aan andere

variabelen, maar het verband blijft bestaan. In het meervoudig model hebben vrouwen met drie kinderen nog steeds een voorsprong (0,90) ten opzichte van deze met twee kinderen (0,95), terwijl het sterfteoverschot van de vrouwen met een grote kroost min of meer verdwijnt (1,04). De hogere mortaliteit bij de vrouwen met slechts één kind (1,03), tegenover deze met twee of drie kinderen, is wellicht te verklaren door het feit dat een deel van deze vrouwen met medische problemen kampt (die soms aan het licht komen n.a.v. de zwangerschap). Kinderloze vrouwen blijven de kwetsbaarste groep, gekenmerkt door een licht sterfteoverschot (1,11). Bij de interpretatie van dit resultaat dient zoals gezegd rekening gehouden te worden met het feit dat kinderloosheid voort kan vloeien uit gezondheidsproblemen. In deze bijdrage kan niet uitgemaakt worden welk deel van de relatie toe te schrijven is aan dit selectie-effect en welk deel op rekening komt te staan van een gezondheidsbevorderende impact van het hebben van kinderen, vooral op psycho-sociaal vlak.

V.2.7 Het combineren van rollen: voordelig of nadelig?

De toegenomen arbeidsparticipatie van de vrouw heeft een stroom studies op gang gebracht naar het effect van haar tewerkstelling in combinatie met de huishoudelijke en opvoedkundige taken, die zij naar traditie meer op zich blijft nemen (zie onder meer Hibbard en Pope, 1991; Moser, Pugh et al., 1990; Koskinen en Martelin, 1994 en Weatherall, Joshi et al., 1994).

Volgens de conflicthythese resulteert de combinatie van een economische activiteit en een moederschapfunctie in een rollenconflict en in overbelasting, en heeft het als zodanig een negatief effect op de gezondheid van de vrouw. Het uitoefenen van meervoudige rollen brengt volgens deze "*double burden*"-theorie grotere verantwoordelijkheden en meer stress mee en verhoogt de kans op conflictsituaties (zie Hibbard en Pope, 1991). Uit onderzoek blijkt bijvoorbeeld dat vrouwen die beide functies vervullen meer schuld- en angstgevoelens hebben dan niet-actieve moeders.

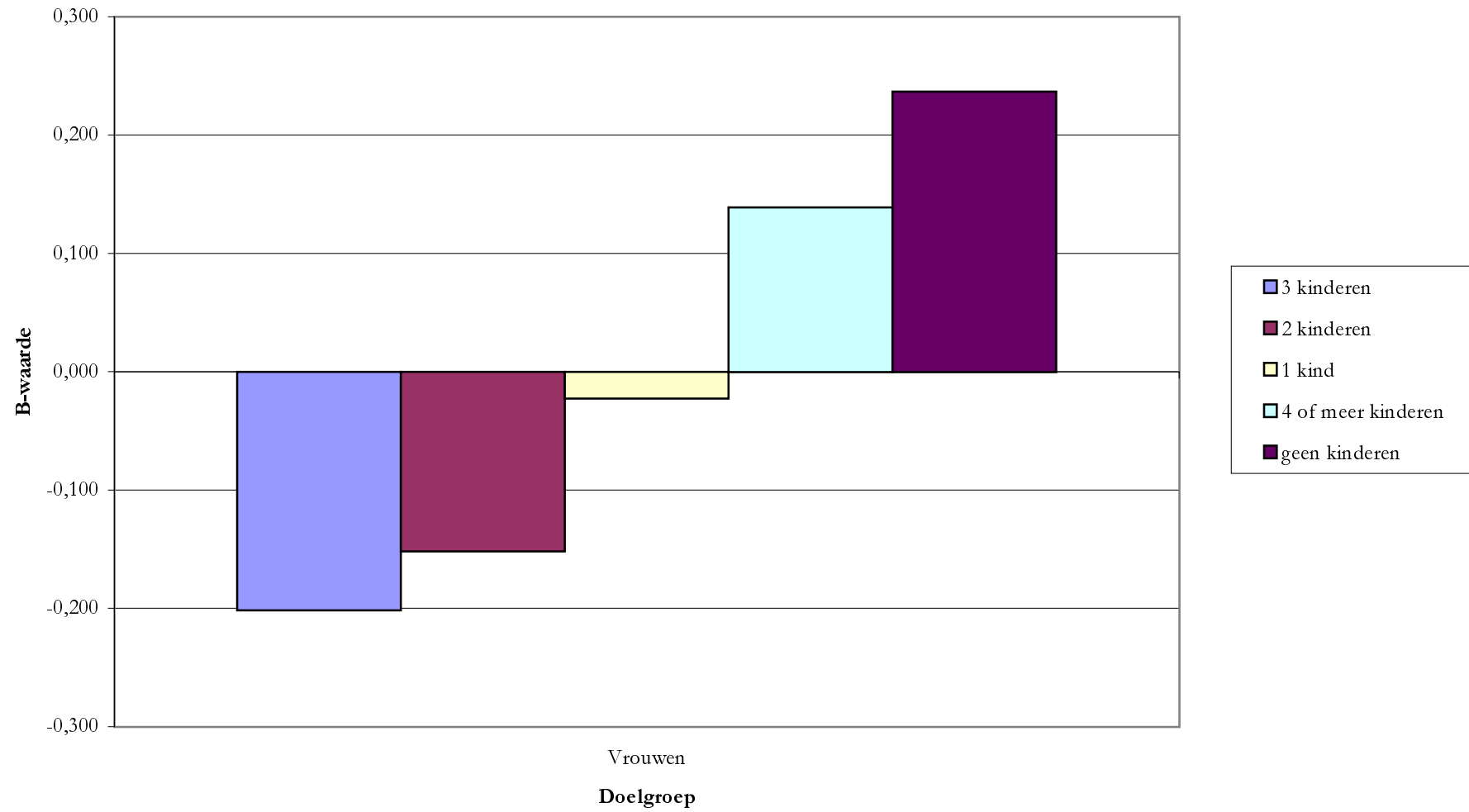
De "*role enhancement*"- of waarderingshypothese vertrekt van een gezondheidsbevorderend effect. De combinatie van beide rollen brengt meer sociale steun en aanzien mee, impliceert grotere uitdagingen en heeft een positieve invloed op de zelfwaardering van de vrouw. Individuen halen verschillende voordelen uit de diverse rollen die ze vervullen, zoals sociale integratie, privileges en middelen die aan beide rollen vasthangen (zie Hibbard en Pope, 1991).

Om een uitspraak over beide veronderstellingen te kunnen doen, zijn in figuur 5.7 de B-waarden opgenomen voor een indicator die aangeeft of de vrouw een beroep uitoefent en één of meer inwonende kinderen heeft, dan wel één van beide of geen enkele rol vervult.

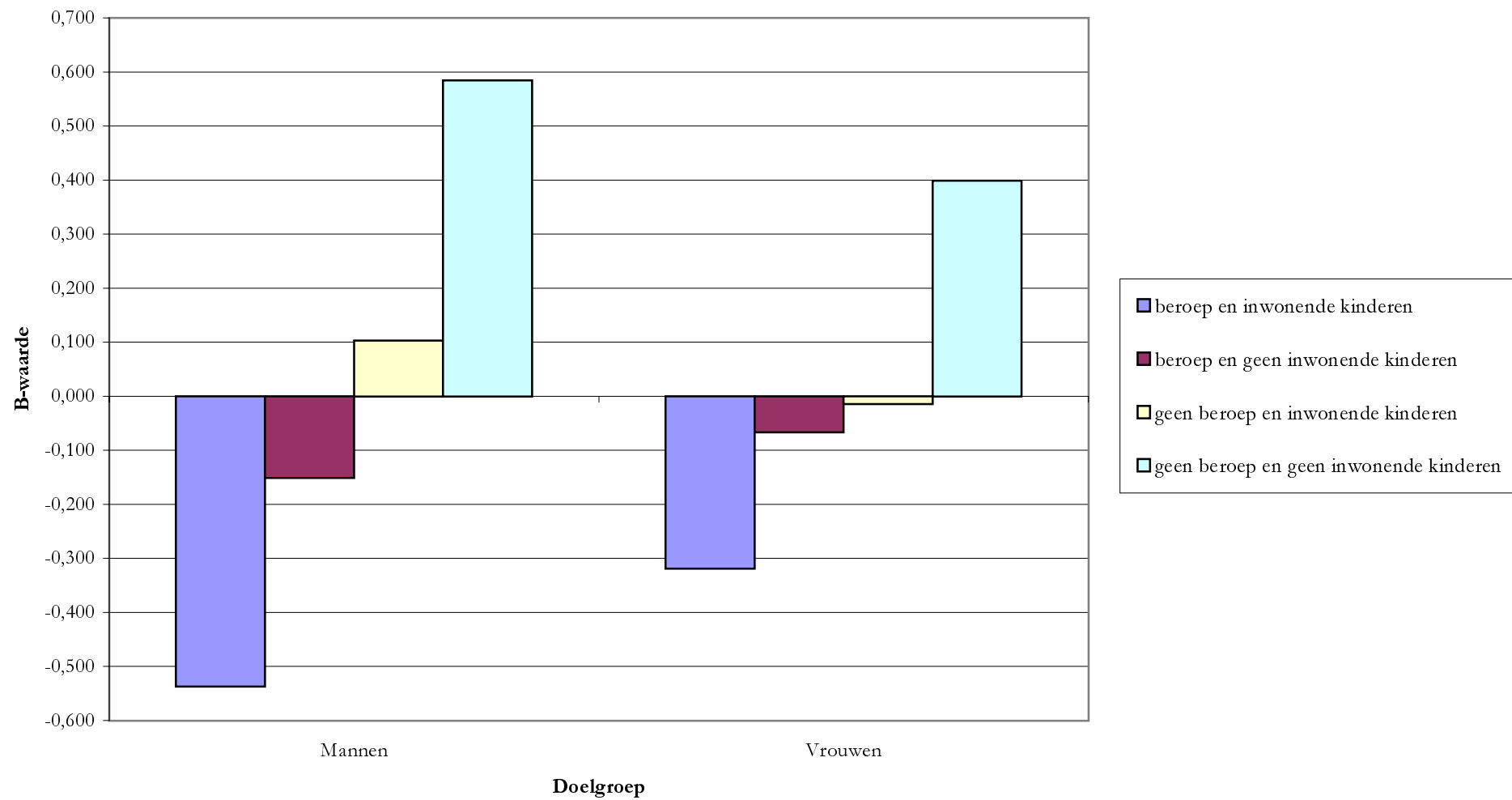
De resultaten leunen voor België eerder aan bij de waarderingshypothese, waarbij een combinatie van beide functies voordelig lijkt te zijn voor de gezondheid. De laagste sterfte wordt genoteerd bij vrouwen die beide rollen vervullen (0,73), met een peil dat ver beneden dat van de andere groepen ligt. Anderzijds is het goed mogelijk dat opnieuw sprake is van een selectie-effect, in die zin dat wie beide rollen wil vervullen over een goede gezondheid moet beschikken.

Vrouwen met een job en zonder inwonende kinderen (0,94) hebben een iets lager risico dan hun leeftijdsgenoten zonder baan maar met inwonende kinderen (0,99). In de jongste generatie wordt deze rangorde omgekeerd en heeft de groep zonder inwonende kinderen een hoger risico. Vrouwen die geen enkele functie uitoefenen, vertonen een heel hoge sterfte op jonge leeftijd en een risico dat nauwer bij de eenheidswaarde aanleunt op oudere leeftijd. Gemiddeld komt dit neer op een sterfteoverschot van 1,49 voor de vrouwen van 40 tot 59 jaar.

Figuur 5.6: Relatieve sterfterisico's naar pariteit, gemiddelde waarden voor de Belgische vrouwen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 59 jaar



Figuur 5.7: Relatieve sterfterisico's naar rollencombinatie, gemiddelde waarden voor de Belgische mannen en vrouwen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 59 jaar



De verhouding tussen de klassen met de meest extreme risico's bedraagt 2,0 bij de vrouwen tegenover 3,1 bij de mannen. De patronen vallen volledig samen in beide geslachtsgroepen. Bij mannen treedt wel een systematische voorsprong op van de personen met een beroep en zonder inwonende kinderen tegenover deze zonder beroep maar met kinderen. Bij vrouwen is dit niet het geval en wordt de voordelige positie van de eerste groep alleen in bepaalde generaties genoteerd. Dit zou er eventueel op kunnen duiden dat de sterfte bij mannen op een meer eenzijdige manier bepaald is door de beroepsstatus. Anderzijds kan bij vrouwen opnieuw een selectie-effect spelen.

In het multivariaat model treedt ook bij vrouwen een duidelijker verschil in tussen de twee intermediaire klassen. In de groep die slechts één enkele rol vervult, hebben vrouwen zonder job systematisch een hogere sterfte (1,12) dan deze met een beroep maar zonder inwonende kinderen (0,85). Deze groep wordt vergezeld door de vrouwen die beide functies uitoefenen met een vergelijkbaar risico (0,86). De personen die geen enkele rol vervullen, blijven dus gekenmerkt door het hoogste sterftepeil (1,23). De ratio tussen de meest extreme klassen is gedaald van 2,1 tot 1,4 bij vrouwen en van 3,1 tot 1,7 bij mannen. Uit deze resultaten blijkt dat de associatie tussen de combinatie van een beroep en moederschap en gezondheid blijft bestaan, onafhankelijk van de huishoudenspositie, het opleidingsniveau, het soort van inkomen, de huisvestingskwaliteit en de woonplaats.

Deze conclusie komt relatief goed overeen met de geraadpleegde literatuur, waar de waarderingshypothese meer bijval krijgt dan de conflicthyptothese (Hibbard en Pope, 1991; Moser, Pugh et al., 1990 en Weatherall, Joshi et al., 1994).

V.3 Conclusie

1. In het algemeen sluiten de sterftepatronen van vrouwen goed aan bij deze van mannen. Hoewel de verschillen kleiner zijn bij vrouwen, kan niet ontkend worden dat de mortaliteit ook in de Belgische vrouwelijke bevolking duidelijk differentieert in functie van de socio-economische positie, waarbij de "laagste" klassen de hoogste sterfte hebben.

2. Vrouwen vertonen doorgaans minder intense en minder lineaire patronen dan mannen. Dit geslachtsverschil wordt waargenomen in alle leeftijdsklassen uit de doelgroep van middelbare leeftijd, hoewel het verschil voor bepaalde variabelen nihil is in de oudere generaties. De algemene conclusie komt goed overeen met internationale onderzoeksresultaten, althans voor de individuele variabelen zoals de beroepsstatus en het onderwijsniveau. Voor de strikt individuele kenmerken wordt een andere gradiënt genoteerd bij vrouwen dan bij mannen, typerend voor een specifieke reactie. Voor de huishoudelijke kenmerken, zoals het inkomenstype en de huisvestingskwaliteit, duiken meer gelijkaardige verschillen op in beide geslachtsgroepen. Dit is voor een stuk logisch, aangezien de kenmerken van alle leden van het huishouden, zowel mannen als vrouwen, in deze variabelen opgenomen zijn.

3. In de multivariate modellen dalen de sterfteverschillen bij vrouwen, maar houden ze doorgaans stand.

Het geslachtsverschil op vlak van differentiële sterfte vermindert of verdwijnt zelfs na controles voor andere variabelen. Deze controles leiden veelal tot een grotere reductie van de variatie van de coëfficiënten bij mannen dan bij vrouwen, zodat uiteindelijk nog maar weinig verschil bestaat tussen beide geslachten. Mogelijk duiken in de mannelijke populatie mechanismen op die het effect van elke afzonderlijke variabele opblazen, wanneer deze in

combinatie met elkaar in hetzelfde model gebracht worden. Bij vrouwen is vermoedelijk minder sprake van dergelijke effecten, waarschijnlijk omdat zij nog steeds sterker beïnvloed worden door hun rol als echtgenote en als moeder. Mannen vormen in deze maatschappij nog steeds *de* of beter *een* meer traditionele kostwinner.

**Socio-economische sterfteverschillen bij Belgische
mannen en vrouwen: opsplitsing naar burgerlijke staat**

VI. Socio-economische sterfteverschillen bij Belgische mannen en vrouwen: opsplitsing naar burgerlijke staat

Uit internationaal onderzoek blijkt dat de kleinere sterfteverschillen bij vrouwen voor een stuk toegeschreven kunnen worden aan het effect van bepaalde "*confounding factors*". Veelal zijn dit socio-demografische elementen, zoals burgerlijke staat, die zowel met sterfte als met de socio-economische positie geassocieerd zijn, maar wel op een andere manier bij mannen dan bij vrouwen en zo dat de verschillen bij vrouwen gemaskeerd worden (Valkonen in Matthews, Manor et al., 1999 en Koskinen en Martelin, 1994).

In het vorig onderzoeksdeel is duidelijk geworden dat de impact van de socio-economische positie van de vrouw bepaald kan zijn door de kenmerken van haar partner. Een belangrijk punt is het onderscheid tussen individuele en huishoudelijke kenmerken. Huishoudelijke variabelen meten bij vrouwen voor een deel de variatie bij mannen, aangezien mannen doorgaans nog steeds de traditionele en belangrijkste kostwinners van het huishouden zijn. Zelfs voor de individuele variabelen geldt dat het effect ervan bij vrouwen beïnvloed kan worden door de status van hun partner.

Hieruit kan afgeleid worden dat de invloed van de variabelen afhankelijk is van het feit of de vrouw al dan niet gehuwd is of samenwoont. In de studie van Koskinen en Martelin (1994) bijvoorbeeld duikt de kleinere gradiënt enkel op bij gehuwde vrouwen en niet bij niet-gehuwde vrouwen (ongehuwd, gescheiden of verwedwd), die een gelijkaardig sterfteverschil vertonen als niet-gehuwde mannen.

Tabel 6.1: Aantal Belgen van 40-59 jaar en aantal sterftegevallen naar leeftijd, geslacht en burgerlijke staat

	40-44 jaar	45-49 jaar	50-54 jaar	55-59 jaar	40-59 jaar
Niet-gehuwden					
aantal mannen	59.944	42.067	37.420	36.027	175.458
aantal vrouwen	55.885	43.921	45.048	57.105	201.959
aantal overleden mannen	1.628	1.710	2.165	3.217	8.720
aantal overleden vrouwen	730	841	1.160	2.103	4.834
Gehuwden					
aantal mannen	257.638	205.371	195.276	196.898	855.183
aantal vrouwen	260.300	206.942	203.066	205.196	875.504
aantal overleden mannen	3.227	4.058	5.784	9.524	22.593
aantal overleden vrouwen	2.086	2.479	3.478	5.336	13.379

Om na te gaan in welke mate dit element van "burgerlijke staat" in België een rol speelt, wordt de doelgroep van de mannen en vrouwen van 40-59 jaar opgesplitst en worden de analyses herhaald voor verschillende groepen van burgerlijke staat. Het beste alternatief, de zo fijn mogelijke opdeling van de respondenten, is niet haalbaar omdat bepaalde categorieën onvoldoende individuen tellen. Daarom worden de modellen telkens voor twee grote groepen opgesteld: de gehuwde vrouwen en de niet-gehuwde vrouwen. De niet-gehuwde groep bestaat uit ongehuwde vrouwen, weduwen en gescheiden vrouwen. In tabel 6.1 wordt de verdeling gegeven van het aantal mannen en vrouwen en van het aantal overlijdensgevallen naar burgerlijke staat en leeftijd. Om de heterogeniteit van de niet-gehuwde groep toch enigszins te omvatten, worden de

analyses voor de afzonderlijke subgroepen toch verricht. De gedetailleerde onderzoeksresultaten worden wel niet in deze bijdrage opgenomen en slechts in heel algemene lijnen besproken²¹.

De exponent B-waarden zijn gegeven in annex 6.1, eerst de gemiddelde waarden voor de vier leeftijdsgroepen samen (zie tabel A.6.1.1.a tot tabel A.6.1.7.a) en vervolgens de waarden per generatiegroep (zie tabel A.6.1.1.b - A.6.1.7.b tot A.6.1.1.e - A.6.1.7.e). De resultaten van de multivariate modellen worden niet gegeven, omdat deze gebaseerd zijn op kleine aantallen.

Een belangrijke opmerking is dat alle hier voorgestelde resultaten indicatief zijn en bepaald zijn op basis van soms relatief kleine groepen. Daartegenover staat dat de cijfers een bepaalde systematiek vertonen, hetgeen toch op een zekere betrouwbaarheid van de resultaten duidt.

VI.1 De kleinere materiële sterfteverschillen bij vrouwen: een zaak van gehuwden?

Voor bepaalde materiële kenmerken is duidelijk sprake van een verschillend sterftepatroon in beide groepen van burgerlijke staat. Niet zozeer de richting van de relatie varieert, in die zin dat de verschillende socio-economische klassen in het algemeen ongeveer dezelfde rangorde innemen qua sterfterisico, maar wel de intensiteit. In het algemeen vertonen gehuwden kleinere sterfteverschillen dan niet-gehuwden, een trend die duidelijker aanwezig is bij vrouwen dan bij mannen. Een andere conclusie is dat gehuwde vrouwen doorgaans een kleinere gradiënt hebben dan gehuwde mannen, terwijl dit in de niet-gehuwde groep minder het geval is.

VI.1.1 De tewerkstellingsstatus en de beroepsstatus

De resultaten voor de *tewerkstellingsstatus* in figuur 6.1 illustreren dat vrouwen een in grootteorde variërend sterfteverschil vertonen in functie van hun burgerlijke staat.

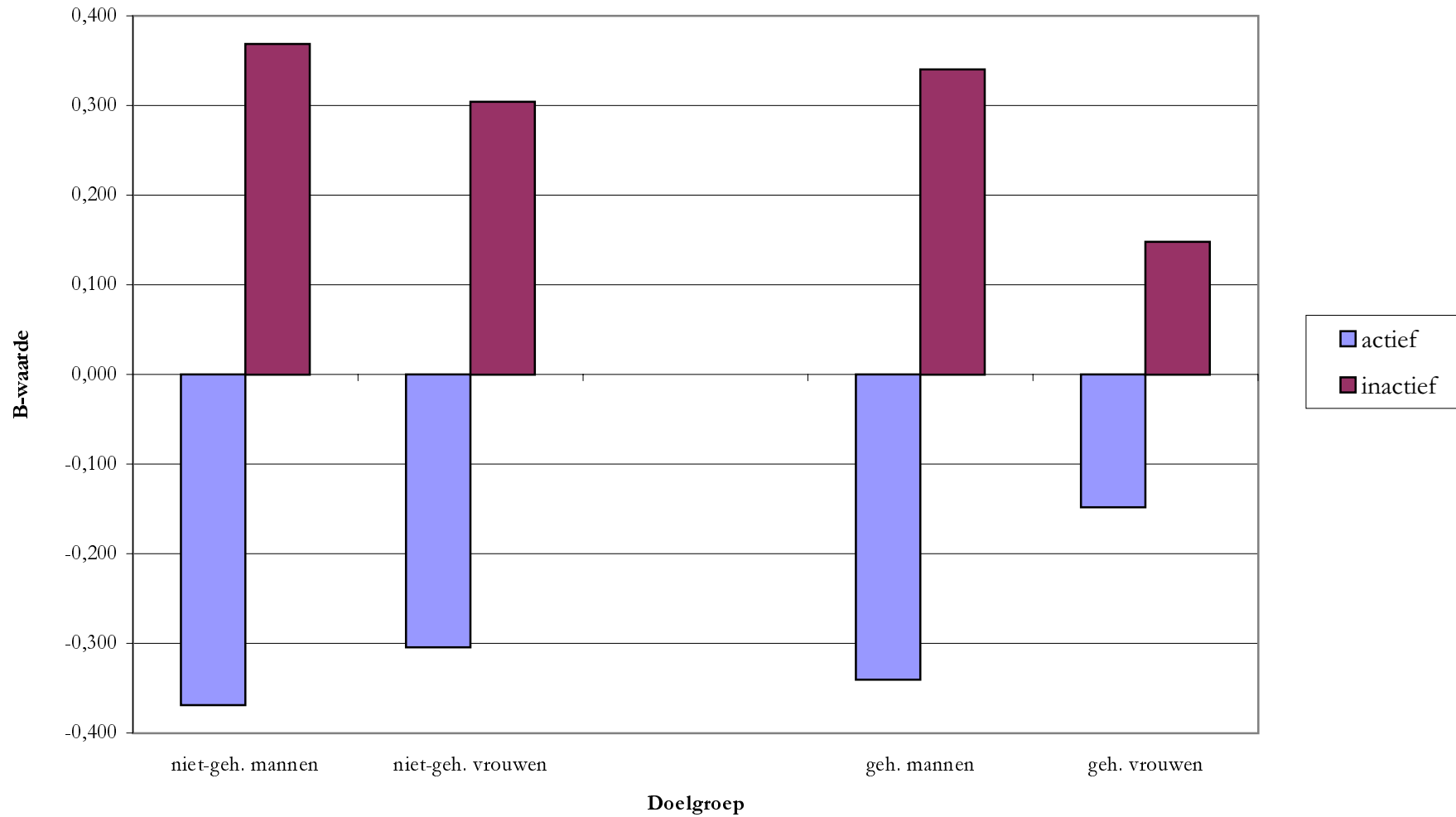
In de totale bevolking is het sterfterisico van inactieve vrouwen 1,4 keer groter dan dat van actieve vrouwen. Voor gehuwden is deze verhouding bijna even groot, maar voor niet-gehuwden wordt een 1,8 maal zo hoge sterfte genoteerd bij inactieve vrouwen. Een verdere opsplitsing naar burgerlijke staat leert dat weduwen de grootste ratio vertonen. Bij mannen treedt de differentiële gradiënt tussen gehuwden en niet-gehuwden niet naar voor.

De resultaten geven ook aan dat de kleinere sterfteverschillen bij vrouwen meer een zaak zijn van gehuwde vrouwen. In de getrouwde groep is het risico van niet-actieve mannen tweemaal groter dan dat van actieve mannen, tegenover slechts 1,3 keer bij vrouwen. Voor de niet-gehuwden geldt een kleiner verschil tussen beide geslachten en wordt een ratio van respectievelijk 2,1 en 1,8 waargenomen. Op jongere leeftijd is deze trend sterker aanwezig en vertonen niet-gehuwde vrouwen een gelijkaardige verhouding als mannen (2,2 tegenover 2,1 op 40-44-jarige leeftijd bijvoorbeeld).

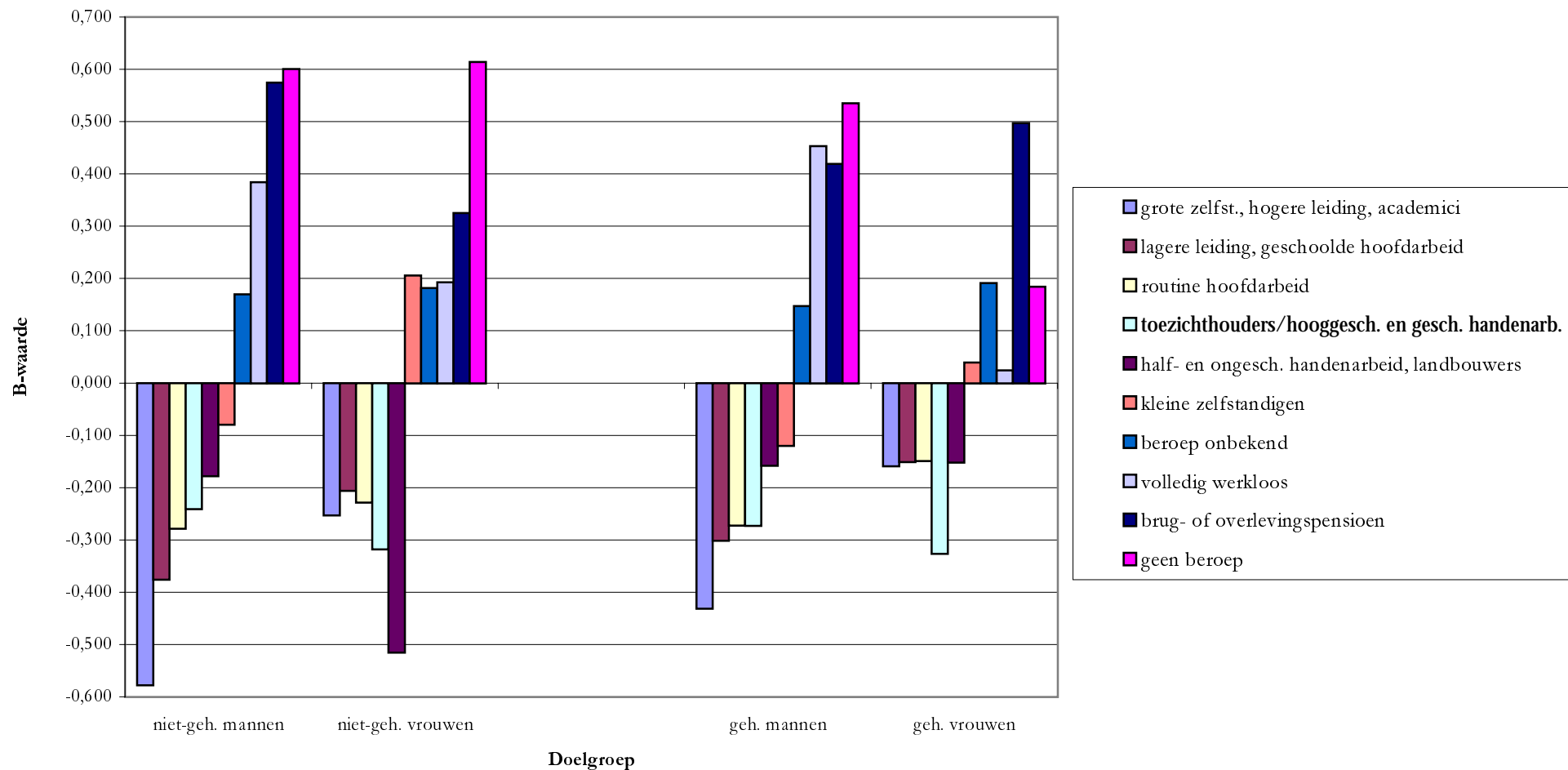
In figuur 6.2 worden de resultaten gegeven voor de *beroepsstatus*. Bij niet-gehuwde vrouwen wordt een ratio van 3,1 genoteerd tussen het laagste en het hoogste risico tegenover slechts 2,3 bij de gehuwde vrouwen. Ook de rangorde van de klassen varieert aanzienlijk in

²¹ Naast de opsplitsing naar burgerlijke staat, is ook een opdeling doorgevoerd naar huishoudenspositie of leefvorm. Omdat de stratificatie naar burgerlijke staat aanleiding geeft tot een meer uitgesproken patroon, in die zin dat de sterftegradiënt sterker verschilt voor de subgroepen van burgerlijke staat dan voor de subklassen van huishoudenspositie, worden alleen de resultaten voor de burgerlijke staat voorgesteld.

Figuur 6.1: Relatieve sterfterisico's naar tewerkstellingsstatus, gemiddelde waarden voor de Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 59 jaar



Figuur 6.2: Relatieve sterfterisico's naar beroepsstatus, gemiddelde waarden voor de Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen in de leeftijdsgroepen van 40 tot 59 jaar



functie van de burgerlijke staat. Vrouwen zonder beroep noch werkloosheidsuitkering (1,85) bekleeden in de niet-gehuwde groep een heel kwetsbare positie, hetgeen bij de gehuwden veel minder het geval is (1,20). Dit verschil geldt ook voor vrouwen met een werkloosheidsuitkering, maar dan op een minder uitgesproken manier. Bij de gehuwden zijn het eerder de vrouwen met een brug- of overlevingspensioen (1,64) die een heel hoge mortaliteit vertonen.

Ook is duidelijk dat mannen iets grotere sterfteverschillen vertonen, zowel in de gehuwde als in de niet-gehuwde subgroep. Wel blijkt meer overeenkomst te bestaan tussen (alle) mannen en ongehuwde vrouwen op vlak van de rangorde en de afstand tussen werklozen en personen zonder beroep enerzijds en personen met een brug- of overlevingspensioen anderzijds.

Indien de doelgroep beperkt wordt tot de *actieve bevolking* dan blijkt het verschil tussen mannen en vrouwen alleen op te duiken in de gehuwde subgroep²². In de beroepsactieve populatie bedraagt de ratio tussen de mortaliteit van de groepen met de meest extreme risico's 1,4 bij de vrouwen tegenover 2,0 bij de mannen. De opsplitsing naar burgerlijke staat leert dat gehuwde vrouwen een ratio van 1,6 vertonen tegenover 1,8 bij gehuwde mannen, terwijl niet-gehuwden een verhouding van 2,0 vertonen in beide geslachtsgroepen. De rangorde van de beroepsclassen varieert van groep tot groep, vermoedelijk door de kleine aantallen in sommige categorieën. Toch is duidelijk dat de range van de exponent B-waarden kleiner is bij de gehuwde dan bij de niet-gehuwde vrouwen en dat de kleinere sterftegradiënt bij vrouwen meer een zaak is van gehuwde vrouwen.

VI.1.2 Het inkomenstype

Globaal genomen bekleeden de inkomensklassen dezelfde relatieve positie in de verschillende subgroepen. Personen die hun loon uitsluitend uit de sociale zekerheid halen, hebben de hoogste sterfte en personen die hun inkomen uit arbeid putten de laagste mortaliteit, onafhankelijk van de burgerlijke staat of het geslacht. Voor de intermediaire categorieën wordt een meer variabele rangorde genoteerd, zonder daarom een bepaalde systematiek te volgen.

Toch is opnieuw sprake van een groter verschil tussen de extreme klassen bij niet-gehuwde vrouwen (ratio van 2,7) dan bij gehuwde vrouwen (ratio van 2,0). Bij mannen duikt dit patroon ook op, met een ratio van 3,2 bij de niet-gehuwden en van 2,4 bij de gehuwden.

De vergelijking tussen beide geslachtsgroepen leert dat vrouwen door een kleiner verschil gekenmerkt worden dan mannen, zowel bij de gehuwden als bij de niet-gehuwden. Wel kan vastgesteld worden dat niet-gehuwde vrouwen nog altijd een grotere gradiënt vertonen dan gehuwde mannen.

VI.1.3 De huisvestingskwaliteit

Uit figuur 6.3 blijkt dat de exponent B-waarden van gehuwde en niet-gehuwde vrouwen relatief goed bij elkaar aanleunen voor de huisvestingskwaliteit. Bij weduwen wordt een iets grotere range van exponent B-waarden waargenomen, waardoor uiteindelijk toch een iets grotere variatie in sterfte optreedt bij de niet-gehuwde vrouwen (2,5 voor de niet-gehuwde vrouwen tegenover 2,3 voor de gehuwde vrouwen).

²² Resultaten niet weergegeven.

Bij mannen is evenmin sprake van een groot verschil naar burgerlijke staat (2,8 voor de niet-gehuwden tegenover 2,7 voor de gehuwden). Voor de huisvestingsvariabele vertonen mannen bovendien wel systematisch de grootste sterfteverschillen.

De rangorde van de onderlinge klassen is ongeveer gelijklopend in beide groepen van burgerlijke staat, op een aantal uitzonderingen na. De eigenaars van een huis met groot comfort hebben steeds de laagste sterfte. Bij de gehuwden plaatsen zich vervolgens alle andere klassen van eigenaars, conform met het comfortniveau, maar bij de niet-gehuwden volgen eerst nog de huurders van een huis met groot comfort, zowel bij mannen als bij vrouwen. Vermoedelijk heeft deze klasse bij de niet-gehuwden een heel specifieke samenstelling met een groter aandeel van personen die eerder tot de hogere maatschappelijke klassen behoren. Verder bestaat ook een verschil voor de restgroep, die bij de gehuwden een betere positie bekleedt dan bij de niet-gehuwden. Bij de niet-getrouwde mannen heeft ook de groep met een onbekend niveau van huisvestingskwaliteit een slechtere relatieve positie. Deze differentiële tendensen hebben wellicht te maken met de specifieke samenstelling van de betrokken groepen.

VI.2 De sociale sterfteverschillen naar geslacht en burgerlijke staat

VI.2.1 Het onderwijsniveau

Voor de onderwijsvariabele zijn de trends ongeveer gelijklopend bij gehuwde en niet-gehuwde vrouwen en is de verhouding tussen de meest extreme klassen bijna identiek, althans in de jongere generaties. Vanaf 50-54 jaar wordt een groter verschil genoteerd en is de onderwijsvariabele meer discriminerend in de niet-getrouwde subgroep.

De verdere opsplitsing van de niet-gehuwde vrouwen illustreert grotere verschillen voor weduwen en ongehuwden, onafhankelijk van de leeftijdsklasse. Gemiddeld vertonen gehuwde vrouwen een ratio van 2,4 tegenover 2,8 bij niet-gehuwden.

Uit de vergelijking van beide geslachten blijkt dat de kleinere gradiënt bij vrouwen opnieuw optreedt in beide groepen van burgerlijke staat. De verhouding tussen de meest extreme exponent B-waarden bedraagt 3,3 bij niet-gehuwde mannen en 2,8 bij niet-gehuwde vrouwen; voor de gehuwden worden waarden van respectievelijk 2,7 en 2,4 genoteerd.

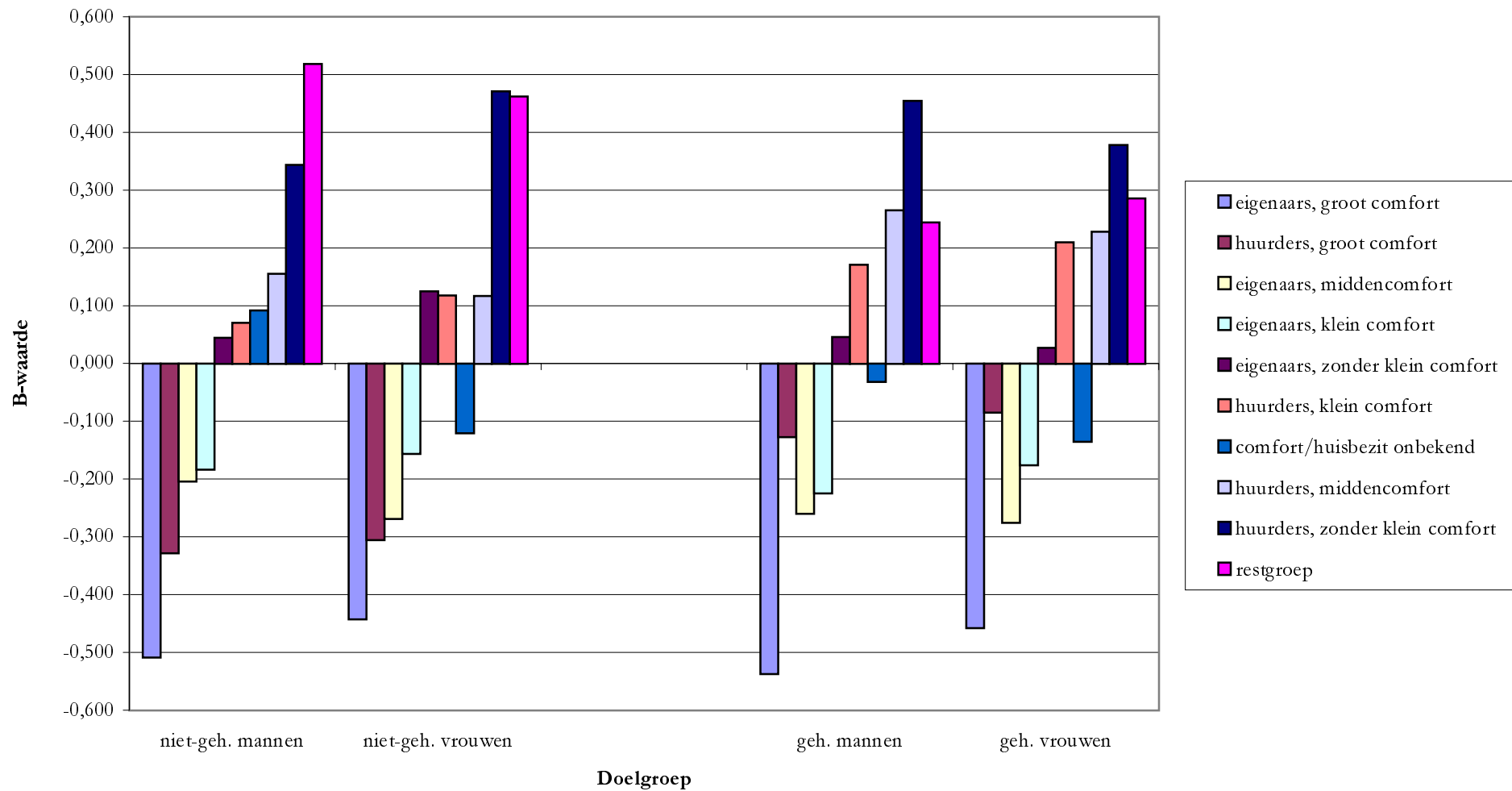
VI.2.2 De pariteit of de afstamming

Uit figuur 6.4 blijkt dat sprake is van een differentieel sterftepatroon naar burgerlijke staat. In de jongste leeftijdsklasse is het verschil minder duidelijk, waarschijnlijk omdat de afstamming nog niet helemaal compleet is op deze leeftijd.

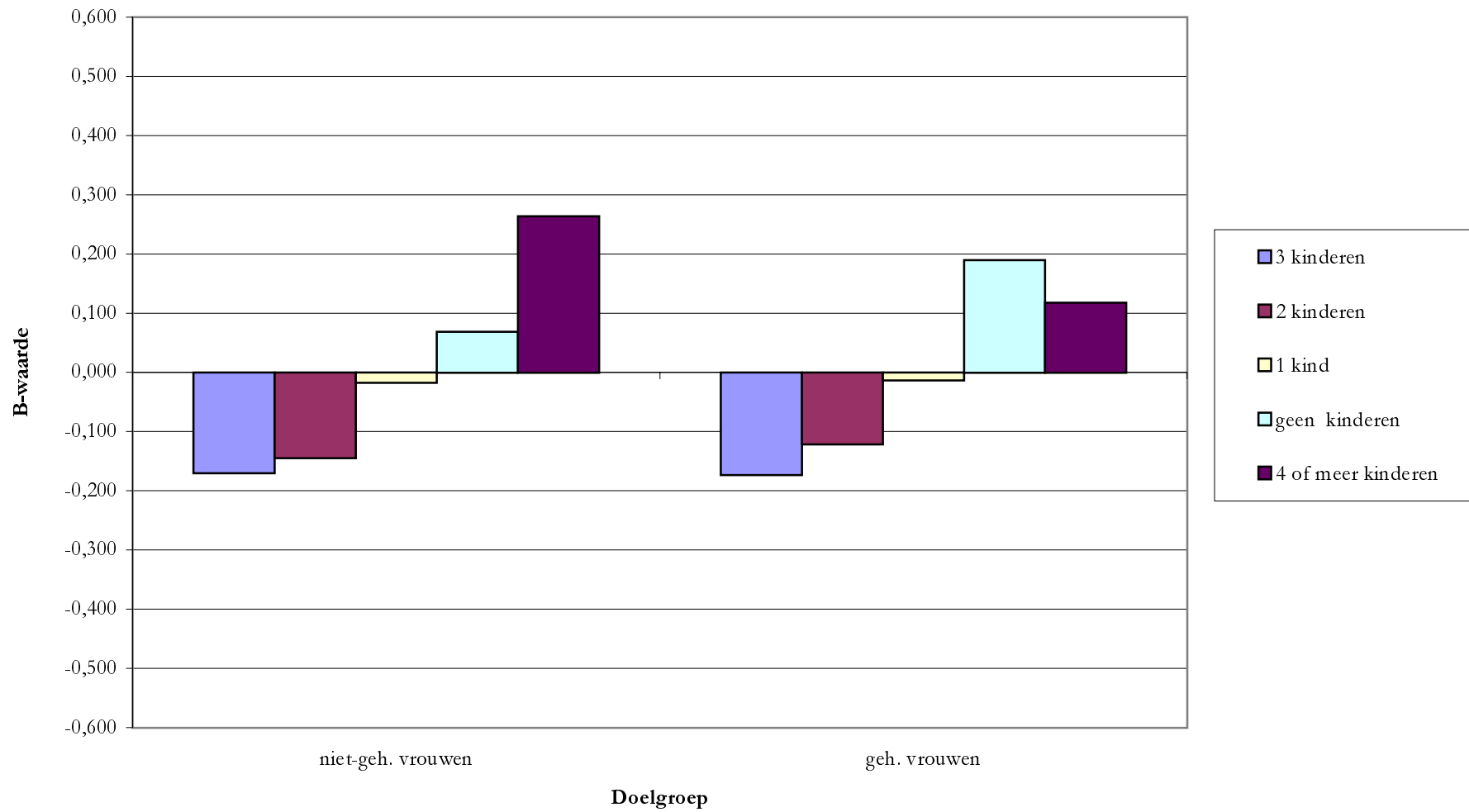
Vrouwen met drie kinderen hebben het laagste risico, zowel in de gehuwde (0,84) als in de niet-gehuwde subgroep (0,84) en worden op de voet gevolgd door vrouwen met twee kinderen (respectievelijk 0,89 en 0,87). Vrouwen met slechts één kind hebben in beide groepen een sterfte dat nauw bij het gemiddelde aanleunt (0,99 en 0,98).

De overige twee groepen van pariteit vertonen een sterfteoverschot en bekleden een verschillende positie naargelang de burgerlijke staat. Bij de niet-gehuwden plaatsen zich eerst de

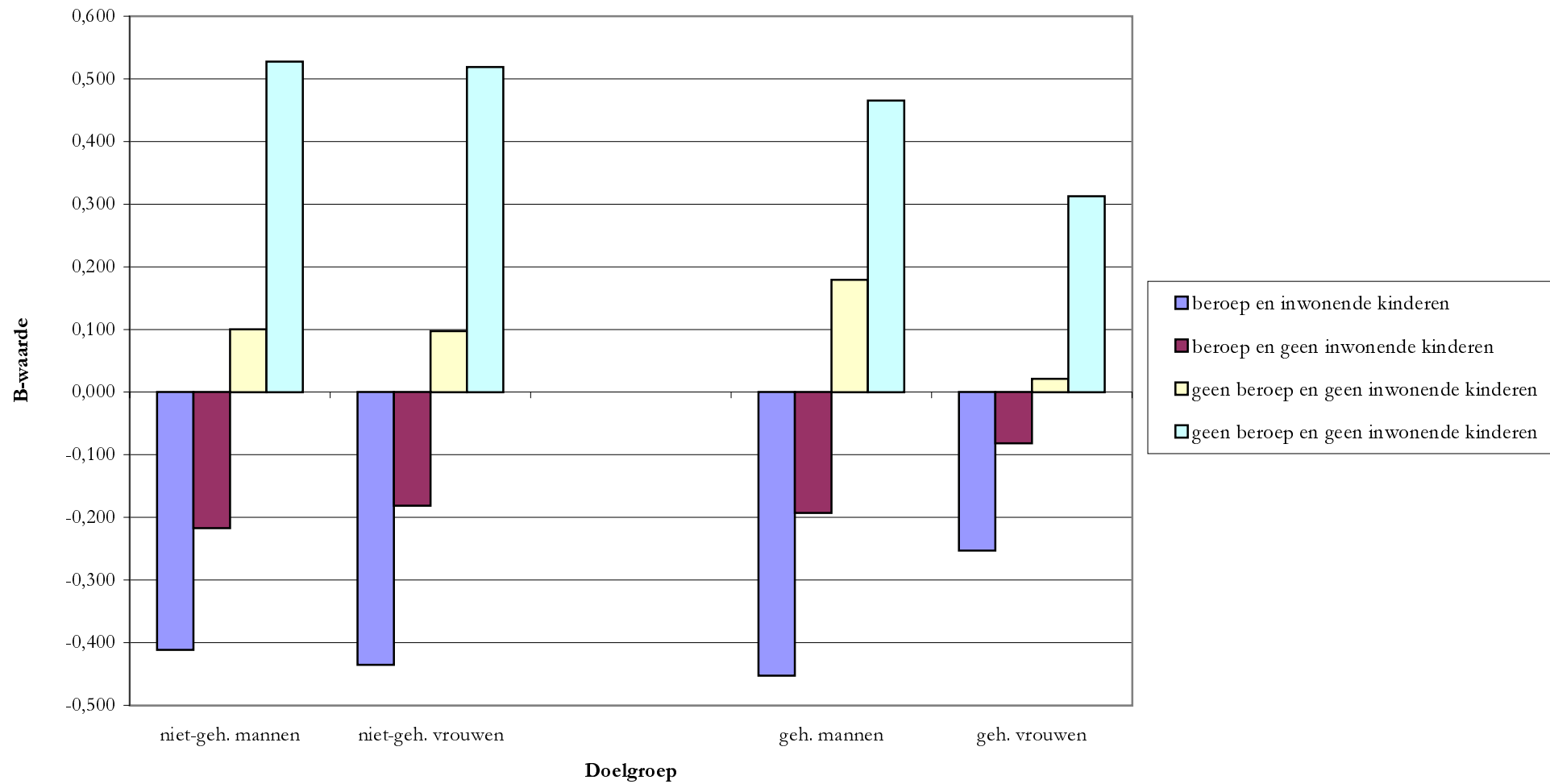
Figuur 6.3: Relatieve sterfterisico's naar huisvestingskwaliteit, gemiddelde waarden voor de Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 59 jaar



Figuur 6.4: Relatieve sterfterisico's naar pariteit, gemiddelde waarden voor de Belgische niet-gehuwde en gehuwde vrouwen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 59 jaar



Figuur 6.5: Relatieve sterfterisico's naar rollencombinatie, gemiddelde waarden voor de Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 59 jaar



vrouwen zonder kinderen (1,07) en vervolgens de groep met vier of meer kinderen (1,30), terwijl voor getrouwde vrouwen de omgekeerde rangorde vastgesteld wordt (1,21 tegenover 1,13). Het is niet uitgesloten dat gehuwde vrouwen zonder kinderen in sterkere mate beïnvloed zijn door een selectie-effect, waarbij een slechte gezondheid een negatieve impact heeft op de pariteit. Het is tenslotte ook mogelijk dat sprake is van een ander selectiepatroon naar burgerlijke staat.

VI.2.3 De combinatie van rollen

De resultaten voor de variabele "rollencombinatie" in figuur 6.5 zijn sprekend. De patronen zijn gelijklopend in beide groepen van burgerlijke staat: vrouwen en mannen die beide functies vervullen, vertonen het laagste sterfterisico en deze die geen enkele rol uitoefenen de hoogste mortaliteit.

Bij de mannen geeft de variabele aanleiding tot gelijkaardige sterfteverschillen in beide groepen van burgerlijke staat. In de vrouwelijke bevolking, daarentegen, wordt wel een duidelijk verschil genoteerd. Niet-gehuwde vrouwen vertonen een grotere afwijking ten opzichte van de éénheidswaarde en dit aan beide einden van het continuüm. De verhouding tussen de "extreme klassen" bedraagt 2,6 bij de niet-gehuwden tegenover slechts 1,8 bij de gehuwden.

De vergelijking van mannen en vrouwen leert dat de kleinere vrouwelijke gradiënt kenmerkend is voor de getrouwde klasse, met een range van 1,8 bij de vrouwen tegenover 2,5 bij de mannen. In de niet-gehuwde groep wordt voor mannen en vrouwen exact dezelfde ratio van 2,6 waargenomen.

VI.3 Conclusie

1. De analyses naar burgerlijke staat geven aan dat gehuwde respondenten kleinere sterfteverschillen vertonen dan niet-gehuwde personen, en dit vooral bij de vrouwen.

2. Naar geslacht en burgerlijke staat, vertonen gehuwde vrouwen een kleinere sterftegradiënt dan gehuwde mannen. In de niet-gehuwde groep treedt dit verschil ook naar voor, maar dan op een minder uitgesproken manier. Voor bepaalde variabelen vertonen niet-gehuwde vrouwen zelfs een min of meer gelijkaardige gradiënt als hun mannelijke soortgenoten. Voor de rollencombinatie bijvoorbeeld worden zij door een even groot sterfteverschil gekenmerkt als niet-gehuwde mannen. Als verklaring voor dit patroon kan verwezen worden naar het feit dat gehuwde vrouwen meer beïnvloed zijn door hun rol als echtgenote en als moeder, terwijl dit bij niet-gehuwden niet of veel minder het geval is.

3. Het dient onderstreept te worden dat het verschil naar burgerlijke staat in het algemeen consequent lijkt: bij mannen maar vooral bij vrouwen worden vaak grotere sterfteverschillen waargenomen in de niet-gehuwde doelgroepen. De burgerlijke staat lijkt dus een belangrijk aspect te zijn, waarmee rekening gehouden moet worden bij de specificatie van socio-economische sterfteverschillen.

Deze onderzoeksresultaten sluiten goed aan bij de conclusies uit de internationale literatuur. Het interactie-effect naar burgerlijke staat kan vermoedelijk voor een deel verklaard worden door het feit dat gehuwden op de bronnen van hun partner kunnen terugvallen, terwijl niet-gehuwde personen geen of minder alternatieve middelen tot hun beschikking hebben. In de getrouwde groep is met andere woorden sprake van een minder rechtlijnig verband tussen de *persoonlijke* socio-economische status van de respondent en het eigenlijke peil van materieel

welzijn. Bij mannen geldt dit minder omdat zij vaak nog de traditionele kostwinner zijn. Toch is de tendens ook bij mannen zichtbaar. Gehuwd zijn impliceert ook een aantal factoren die het individueel welzijn en de levenswijze positief beïnvloeden, zoals de sociale ondersteuning en voldoening bijvoorbeeld, los van de socio-economische status.

Regionale sterfteverschillen op middelbare leeftijd in België

VII. Regionale sterfteverschillen op middelbare leeftijd in België

Uit de literatuur blijkt dat de mortaliteit in België een uitgesproken regionaal patroon volgt. Verschillende studies illustreren het bestaan van een hoger sterftepeil in Wallonië vanaf de Tweede Wereldoorlog en duiden ook op de aanwezigheid van interne gewestelijke verschillen (Andre et al., 1978; Van Houte-Minet en Wunsch, 1978; Schepers, Smet et al., 1985; Moens, Lagasse et al., 1986; Lagasse, Godin et al., 1993; Van der Veen, 1994; Mérenne, Vander Haegen et al., 1998 en Peersman en Vuylsteek, 1998).

Om deze geografische sterfteverschillen te verklaren, worden diverse factoren naar voor geschoven. De belangrijkste hypothese stelt dat de regionale differentiatie voortvloeit uit de socio-economische verschillen tussen de gebieden. Aangezien grote sterfteverschillen bestaan tussen de onderlinge beroepsklassen, opleidingsgroepen, etc., is het mogelijk dat het regionaal sterftebeeld een weerspiegeling vormt van de socio-economische variatie in het land. Andere bronnen van regionale differentiatie van sterfte zijn onder meer de ongelijk verdeelde leefgewoonten en de contextuele omgevingsfactoren.

Door het gebrek aan statistische gegevens kon de sociaal-economische hypothese tot nu toe niet op individueel niveau getoetst worden en beperkte onderzoek zich tot loutere ecologische analyses van de mortaliteit (zie bijvoorbeeld Schepers, Smet et al., 1985). Deze geaggregeerde studies illustreren in het algemeen een belangrijke associatie tussen het sterftepeil en de socio-economische kenmerken van het arrondissement of de gemeente: gebieden met hoge sterfecijfers typeren zich in België door een groter aandeel van de lagere socio-economische klassen, en omgekeerd. De relatie geldt echter niet voor alle arrondissementen of gemeenten, maar zolang zij op basis van ecologische gegevens bestudeerd wordt, blijft onduidelijkheid bestaan over de rol van de socio-economische component in de regionale verdeling van de sterfte.

De Nationale Databank Mortaliteit 1991-96 heeft een einde gesteld aan het tekort aan individuele gegevens en biedt enorm veel mogelijkheden voor de analyse van geografische sterfteverschillen in België. Dit laatste onderzoeksdeel is dan ook gericht op de regionale differentiatie en wenst, in het verlengde van de sociaal-economische hypothese, na te gaan of de sterfteverschillen naar arrondissement van woonplaats blijven bestaan indien rekening gehouden wordt met de ongelijke verdeling van socio-economische kenmerken van de inwoners van de arrondissementen.

Niet alleen sociale identificatiekenmerken kunnen regionale sterfteverschillen genereren, maar ook individuele gedragskenmerken. De individuele dataset laat echter geen controle toe voor dergelijke kenmerken. Evenmin is informatie beschikbaar over contextuele kenmerken die gezondheid en sterfte kunnen beïnvloeden, zoals het psychosociaal klimaat, de gezondheidsvoorzieningen en het beleid terzake, lokale indicatoren van socio-economische ontwikkeling, de fysische omgevingscondities.

Na een korte voorstelling van de gebruikte onderzoeksmethode, volgt een beschrijving van de sterfteverschillen naar arrondissement in België anno 1991-96 voor de Belgische mannen van middelbare leeftijd. In een tweede deel wordt via een serie multivariate analyses nagegaan of deze sterfteverschillen blijven bestaan na controle voor diverse individuele socio-economische variabelen. In een derde en laatste deel worden de regionale sterfteverschillen bij vrouwen bestudeerd en vergeleken met deze bij de mannen.

VII.1 Doelgroep, modellen en indicatoren

VII.1.1 De doelgroep

De analyses zijn opnieuw gebaseerd op de respondenten van middelbare leeftijd, ditmaal voornamelijk de mannen van 40 tot 64 jaar. De doelgroep uit het eerste onderzoeksdeel, de mannen van 45-64 jaar, wordt dus uitgebreid naar de mannen van 40-44 jaar, omdat het regionaal criterium toch relatief fijn is en om na te gaan of de tendensen consequent zijn in verschillende leeftijdsgroepen. De vergelijking tussen mannen en vrouwen is dan weer gebaseerd op de respondenten van 40-59 jaar, omdat de wettelijke pensioenleeftijd 60 jaar bedroeg voor vrouwen in 1991.

Verder is de doelgroep opnieuw beperkt tot de respondenten met de Belgische nationaliteit op het ogenblik van de volkstelling. Het uitsluiten van de alloctonen kan wel tot enige vertekening van de resultaten leiden, gezien de ongelijke verdeling van arbeidsimmigratie naar arrondissement, maar biedt als voordeel dat emigratie en selectieve gezondheidsmigratie kleiner is.

VII.1.2 Modellen

Om een antwoord te bieden op de vraag of de sterfteverschillen naar arrondissement blijven bestaan indien rekening gehouden wordt met socio-economische kenmerken van de mannen, zijn een aantal Cox-regressies opgesteld.

In het eerste model, het "*brutomodel*", met de woonplaats van de man als enige covariaat en zijn exacte leeftijd als controlefactor, wordt een beeld bekomen van het regionaal mortaliteitspatroon in 1991-96 aan de hand van de exponent B-waarden per arrondissement van woonplaats. Deze coëfficiënten geven het relatief sterfterisico van de mannen uit het betrokken gebied, uitgedrukt ten opzichte van het risico van *alle* Belgische mannen van respectievelijk 40-44, 45-49, 50-54, 55-59 en 60-64 jaar en uitsluitend gecontroleerd voor de leeftijdstructuur²³. Een waarde groter dan één impliceert een hoger risico dan op nationaal vlak en een waarde kleiner dan één een lager risico. Indien A_i de exacte leeftijd is van een man i en R_i het arrondissement waar hij woont, dan kan dit model als volgt weergegeven worden:

$$h_i(t) = h_0(t) \exp(B_A A_i + B_R R_i)$$

De sterfteverschillen naar arrondissement van woonplaats ($\exp B_R$) worden vervolgens gecontroleerd voor een serie socio-economische kenmerken van de man.

Eerst wordt het arrondissement als een individueel kenmerk opgenomen, samen en op gelijke voet met de socio-economische kenmerken van de respondent. De coëfficiënten " $\exp(B_R)$ " drukken in dit model het risico uit van de mannen in het betrokken arrondissement ten opzichte van het risico van alle Belgische mannen in België na controle voor een aantal socio-economische variabelen. De verandering van de exponent B-waarden in dit zogenaamd "*endogeen model*" ten opzichte van het brutomodel, geeft aan in welke mate de sterfte van de mannen uit het betrokken arrondissement al dan niet samenhangt met de toegevoegde socio-economische kenmerken. Het model kan via de volgende vergelijking weergegeven worden:

²³ Om de tekst niet te beladen, zal echter niet altijd geschreven worden in termen van "het risico van de mannen uit arrondissement R_a , R_b , etc.", maar zal gesproken worden van "het risico van arrondissement R_a , R_b , etc.".

$$h_i(t) = h_0(t) \exp (B_A A_i + B_R R_i + B_X X_i)$$

met A_i voor de exacte leeftijd van de man, R_i voor het arrondissement van woonplaats op het ogenblik van de volkstelling en X_i voor de respectievelijke socio-economische kenmerken.

In het zogenaamde "*exogeen model*" wordt per arrondissement een "relatieve gemiddelde cumulatieve hazard" geschat, gegeven de socio-economische kenmerken van de inwoners. Op basis van de vergelijking van deze waarden met de exponent B-waarden uit het endogeen model, kunnen gemakkelijk een aantal uitspraken gedaan worden over het eigenlijke belang van socio-economische kenmerken versus dat van andere kenmerken die niet in de modellen opgenomen zijn.

Het verzadigd model met inbegrip van de interactie-effecten tussen het arrondissement en de socio-economische kenmerken, wordt niet geschat.

VII.1.3 Regionaal criterium en socio-economische indicatoren

Het arrondissement waar de man op 1/03/1991 gedomicilieerd is, vormt het regionale criterium van dit onderzoek. Voor grote arrondissementen impliceert deze administratieve indeling een relatief ruwe benadering en zijn fijnere indelingen in principe haalbaar. Anderzijds biedt het geselecteerde criterium wel de mogelijkheid om het onderzoek, net zoals in vorige onderzoeksdelen, toe te spitsen op betrekkelijk homogene leeftijdsklassen. In annex 7.1 wordt de verdeling van de mannen naar arrondissement gegeven per leeftijdsgroep.

Een ander kenmerk is dat geen rekening gehouden wordt met de interne migratiestromen. Het overlijden van de man is hier statistisch gebonden aan het arrondissement waar hij op het ogenblik van de volkstelling woonde, ongeacht het feit of hij naar een ander arrondissement is gëmigreerd.

De selectie van de socio-economische kenmerken is gebaseerd op de theoretische en empirische bevindingen en uiteraard ook op de beschikbaarheid van gegevens. Omdat vaak gesuggereerd wordt dat de *beroepsstatus* en de *tewerkstellingsstatus* belangrijke factoren zijn ten aanzien van regionale sterftepatronen (cf. supra), worden deze variabelen hier enigszins benadrukt. Daarnaast kunnen ook nog andere materiële dimensies een invloed uitoefenen op de mortaliteit en op de regionale sterfteverschillen, zoals het *inkomenstype* en de *huisvestingskwaliteit*, en tenslotte ook de sociale dimensies, zoals het *ondernijmsniveau* en de *huishoudenspositie* of de *leefvorm*²⁴.

VII.2 Sterfteverschillen naar arrondissement bij Belgische mannen: de hogere sterfte in Wallonië bevestigd

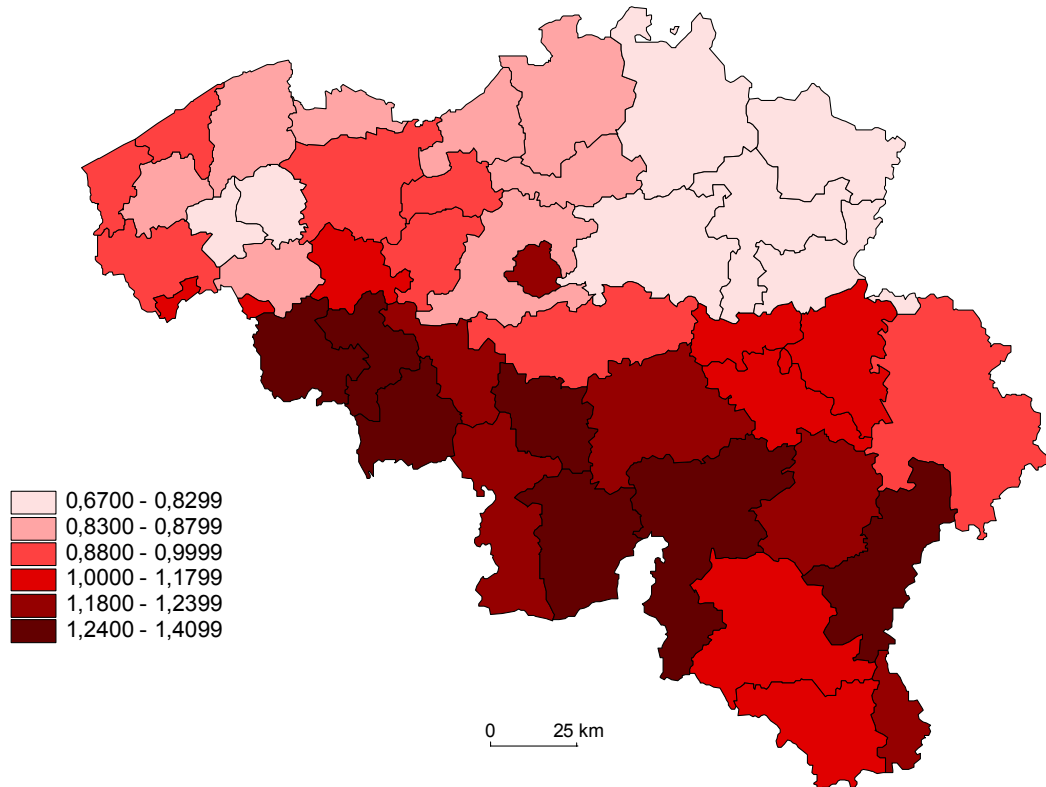
Het sterfterisico wordt in dit deel enkel gemodelleerd in functie van het arrondissement waar de man op het ogenblik van de volkstelling woonde²⁵. De resultaten van deze modellen zijn opgenomen in kaart 7.1, gebaseerd op de gemiddelde waarden voor de vijf leeftijdsgroepen

²⁴ In annex 7.2 wordt de verdeling van de Belgische mannen naar socio-economische kenmerken gegeven (tabel A.7.2.1 tot tabel A.7.2.8).

²⁵ Voor de volledigheid zijn in annex 7.3 het aantal overlijdensgevallen, het totaal aantal "geleefde maanden" en het sterftcijfer per arrondissement gegeven voor de vijf leeftijdsgroepen tijdens de vijf jaar na de volkstelling (tabel A.7.3.1 en tabel A.7.3.2).

samen²⁶. De eigenlijke cijfers kunnen in annex 7.4 gevonden worden, waar ook de waarden voor de vijf afzonderlijke leeftijdsgroepen opgenomen zijn.

Kaart 7.1 : Relatieve sterfterisico's (exponent B-waarden) naar arrondissement, na controle voor leeftijd; gemiddelde waarden voor Belgische mannen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 64 jaar



In kaart 7.1 duikt een uitgesproken dichotomie op waarbij de meerderheid van de Vlaamse arrondissementen een waarde kleiner dan één vertoont en omgekeerd bijna alle Waalse arrondissementen een waarde groter dan één en dus een hogere sterfte hebben.

De mannen uit Limburg en de Kempen worden gekenmerkt door het laagste risico, hierin doorgaans gevolgd door leeftijdsgenoten uit Antwerpen en uit Vlaams-Brabant. De mannen uit West-Vlaanderen vertonen veelal een sterfte die nauwer bij het gemiddelde van het Rijk aanleunt en zijn dus iets slechter af, althans in bepaalde arrondissementen. Dit geldt ook voor Oost-Vlaanderen. In beide provincies wordt de hoogste sterfte van het Nederlandstalig landsgebied genoteerd, zoals bijvoorbeeld in Dendermonde en Veurne, maar vooral in Oostende, Aalst en Oudenaarde, waar een risico waargenomen wordt dat gelijk of bijna gelijk is aan het nationaal gemiddelde.

In Wallonië hebben bijna alle arrondissementen een hoger risico dan het Rijk, op een aantal uitzonderingen na zoals Nijvel en Verviers, waar de laagste sterfte van het Franstalig landsdeel genoteerd wordt. De gebieden met de hoogste mortaliteit zijn voornamelijk in Henegouwen (in Charleroi en Bergen) gesitueerd en in mindere mate ook in Namen. De Luikse en een aantal Luxemburgse arrondissementen hebben in Wallonië een relatief gunstige positie, met waarden die minder afwijken van het gemiddelde.

²⁶ De klassengrenzen van de kaarten zijn zo gekozen dat de arrondissementen in zes groepen verdeeld worden, drie onder de eenheidswaarde en drie boven de eenheidswaarde, en ook zo dat de drie groepen uit beide reeksen ongeveer evenveel arrondissementen tellen.

Het Brussels Hoofdstedelijk Gewest tenslotte bekleedt een eerder slechte positie. Ook in andere stedelijke of industriële arrondissementen kan een hoger risico genoteerd worden dan in de omringende gebieden. In Oost-Vlaanderen bijvoorbeeld heeft Aalst de hoogste sterfte, in Antwerpen is dat het arrondissement Antwerpen en in West-Vlaanderen Oostende. In Wallonië zijn het vaak de industriële arrondissementen die het hoogst scoren.

Uit de resultaten blijkt dat de precieze rangorde van de arrondissementen verschilt van leeftijdsgroep tot leeftijdsgroep (zie annex 7.4). Voor een aantal gebieden, vooral deze gekenmerkt door extreme waarden, kan wel een consistent patroon waargenomen worden. Maaseik, Turnhout en Leuven bijvoorbeeld behoren in alle leeftijdsklassen tot de groep met het laagste relatief sterfterisico, Bergen en Charleroi behoren steeds tot de categorie met de hoogste mortaliteit.

Voor andere arrondissementen duikt een minder stabiel patroon op in de verschillende generatiegroepen. Eeklo bijvoorbeeld behoort veelal tot de intermediaire Vlaamse arrondissementen, maar is het gebied met de laagste sterfte van het land bij de mannen van 50-54 jaar. Diksmuide bekleedt deze positie in de oudste leeftijdsgroep, maar vertoont bij de jongere mannen van 40 tot 49 jaar een relatief hoge mortaliteit. In Wallonië geldt voor Virton meestal een laag relatief risico in vergelijking met andere Waalse arrondissementen, maar bij de jongste mannen (40 tot 49 jaar) is toch sprake van een belangrijk sterfteoverschot. De 55-59-jarige mannen uit Bastenaken hebben het hoogste risico van het land, terwijl voor de overige generaties sprake is van een gunstiger positie. De mannen uit Philippeville hebben doorgaans een heel hoge sterfte, tenzij in de jongste en de oudste leeftijdsklasse, waar zij een betere positie bekleden.

Nog andere voorbeelden van differentiële relatieve posities naar leeftijdsgroep zijn merkbaar (in Tielt, Ieper, etc.). De vraag is of het bij al deze voorbeelden gaat om generatie-effecten dan wel om toevallige schommelingen door de kleine aantallen in de betrokken arrondissementen.

Tenslotte kan ook vastgesteld worden dat de sterfteverschillen tussen de arrondissementen afnemen met de leeftijd. Voor de jongste mannen wordt de grootste exponent B-waarde genoteerd in Charleroi (1,60) en de kleinste in Maaseik (0,51). De verhouding tussen beide waarden bedraagt 3,1. Een man van 40-44 jaar uit Charleroi loopt in de periode 1991-96 dus drie keer zoveel risico om te sterven dan zijn leeftijdsgenoot in Maaseik. Voor de mannen van 45-49 jaar wordt in Philippeville een 2,7 keer hogere sterfte genoteerd dan in Maaseik (1,49 tegenover 0,55). In de groep van 50-54 jaar bedraagt de verhouding 2,1 tussen het risico van Philippeville (1,47) en dat van Eeklo (0,69). Bij de oudere generaties wordt een ratio van ongeveer 1,8 genoteerd tussen Bastenaken (1,39) en Turnhout (0,76) voor de 55-59-jarigen, en tussen Namen (1,30) en Diksmuide (0,72) voor de 60-64-jarigen. Gemiddeld bedraagt het verschil 2,1 tussen het arrondissement Maaseik (0,67) en Bergen (1,40).

In beide taalgebieden is dus sprake van aanzienlijke variatie. In Vlaanderen scoren Limburg en vervolgens Antwerpen als de “gezondste” provincies. West-Vlaanderen en vooral Oost-Vlaanderen hebben in vergelijking met deze koplopers een relatieve achterstand in te halen. In Wallonië hebben bijna alle gebieden een hoger sterfterisico dan gemiddeld, maar vooral deze uit Namen en Henegouwen.

Het dient onderlijnd te worden dat de onderzoeksresultaten enkel gelden voor mannen van middelbare leeftijd. Voor andere leeftijdsgroepen duiken mogelijk afwijkende regionale patronen op. Van Houte-Minet en Wunsch (1978) bijvoorbeeld illustreren voor 1970 dat de surmortaliteit in de arrondissementen Namen en Charleroi slechts vanaf de leeftijd van 30 jaar optreedt, in Bergen en Hoei pas vanaf 40 jaar, in Luik vanaf 45 jaar. Op jonge leeftijd lijken Diksmuide en Maaseik een minder goede positie te bekleden. Voor Diksmuide wordt dit patroon anno 1991-96 in zekere zin bevestigd: de mannen van 40 tot 49 jaar bekleden in dit

arrondissement een slechtere relatieve positie dan de oudere mannen. In Maaseik geldt een gunstig perspectief in alle leeftijdsgroepen, terwijl Luik in alle klassen door een sterfteoverschot gekarakteriseerd wordt.

Verder hebben de analyses betrekking op de algemene sterfte, zonder onderscheid naar sterfteoorzaak. Voor specifieke doodsoorzaken treden vermoedelijk andere patronen op, meer of minder uitgesproken of zelfs fundamenteel verschillend dan voor de algemene sterfte. Van Houte-Minet en Wunsch (1978) tonen voor 1970 aan dat inderdaad sprake is van differentieële patronen naargelang de oorzaak.

De onderzoeksresultaten in kaart 7.1 laten toe te besluiten dat de algemene lijnen van het regionaal sterftepatroon in België, waargenomen na de Tweede Wereldoorlog, nog steeds gelden in de periode 1991-96.

VII.3 Regionale sterfteverschillen bij Belgische mannen en socio-economische kenmerken: een aanhoudend maar gewijzigd patroon

Om na te gaan hoe de relatieve risico's naar arrondissement veranderen wanneer rekening gehouden wordt met de socio-economische kenmerken van de man, zijn Cox-regressies opgesteld met als afhankelijke variabele de sterfte en als covariaten de woonplaats van de man (het arrondissement) en een serie socio-economische variabelen.

In deze "*endogene modellen*" wordt het arrondissement opgevat als een individueel kenmerk en dus samen, op gelijke voet met de andere kenmerken van de man in het model opgenomen. Hierbij wordt geen rekening gehouden met de mogelijke interactie-effecten tussen de variabelen. Verder worden enkel de exponent B-waarden per arrondissement toegelicht; de coëfficiënten voor de socio-economische variabelen zijn uitvoerig besproken in de vorige onderzoeksdelen en blijven betrekkelijk stabiel na introductie van de woonplaats van de man.

Eerst wordt een serie *trivariate modellen* geschat, met de exacte leeftijd, de woonplaats en telkens één socio-economisch kenmerk van de man. Op basis van de vergelijking tussen de exponent B-waarden naar arrondissement uit het brutomodel en deze uit de trivariate modellen, wordt duidelijk hoe de regionale coëfficiënten reageren op de afzonderlijke dimensies van de socio-economische positie. In een tweede stap wordt een *multivariaat endogeen model* opgesteld met verschillende socio-economische kenmerken en tenslotte ook een zogenaamd *exogeen model*, waarbij het relatief risico per arrondissement berekend wordt, gegeven de socio-economische kenmerken van de man.

VII.3.1 De rol van de afzonderlijke socio-economische dimensies

Uit de serie modellen blijkt dat de exponent B-waarden naar arrondissement matig tot sterk veranderen na controle voor de socio-economische status²⁷. De gebieden met een lagere sterfte dan gemiddeld, vooral in Vlaanderen gesitueerd, kennen doorgaans een toename van het risico door de relatief gunstige bevolkingssamenstelling, terwijl de gebieden met een hoge

²⁷ De exponent B-waarden zijn opgenomen in annex 7.5, in tabel A.7.5.1 voor de mannen van 40-64 jaar en in tabel A.7.5.2 tot tabel A.7.5.6 voor elke leeftijdsklasse afzonderlijk. Per socio-economische indicator worden ook figuren opgesteld met de exponent B-waarden uit het brutomodel en deze uit de trivariate modellen (figuur A.7.5.1 tot figuur A.7.5.8).

mortaliteit, in Wallonië, veelal een afname vertonen door de ongunstige verdeling naar socio-economische kenmerken. In beide landsdelen zijn de reacties het sterkst daar waar de socio-economische verdeling het meest afwijkt van het nationaal gemiddelde. Er bestaan wel een aantal uitzonderingen op dit algemeen patroon.

Van alle dimensies geven de materiële componenten, en vooral de *beroepsstatus*, aanleiding tot de sterkste wijziging van de regionale verschillen (zie figuur A.7.5.1 in annex 7.5). De beroepsvariabele genereert een matige tot aanzienlijke reactie in meer dan driekwart van de arrondissementen. In het Franstalig landsdeel neemt het relatief risico doorgaans af en dit vooral in de pijlers van het industriële Wallonië (in 11 van de 18 Waalse arrondissementen met een sterfteoverschot). In de meer rurale gebieden wordt geen reactie of zelfs een toename genoteerd (in 4 van de 18 Waalse arrondissementen met een sterfteoverschot). De twee Franstalige gebieden met een lagere sterfte dan gemiddeld, tenslotte, ondergaan een toename en verliezen hun relatief voordeel. In Vlaanderen zijn de veranderingen minder uitgesproken. De arrondissementen met de laagste sterfte vertonen geen toename, maar juist een afname van de sterfte (in 3 van de 22 Vlaamse arrondissementen). In de andere gebieden wordt doorgaans een stijging van het risico waargenomen (in 13 van de 22 Vlaamse arrondissementen) en vooral in een aantal stedelijke gebieden.

De *inkomensvariabele* heeft in het algemeen een gelijkaardig effect als de beroepsstatus, maar dan op een iets minder uitgesproken manier (zie figuur A.7.5.2).

Omdat de beroepsvariabele tweeledig is en zowel het onderscheid tussen actief en niet-actief weergeeft als de hiërarchische ordening van de beroepen opmeet, stelt zich de vraag naar het relatief belang van beide componenten. De exponent B-waarden uit het model met de *tewerkstellingsstatus*, die enkel het onderscheid tussen actieven en niet-actieven opmeet, verschillen weinig van deze uit het model met de beroepsstatus (zie figuur A.7.5.3). Op dit patroon gelden een aantal uitzonderingen, zoals Waals-Brabant bijvoorbeeld, waar controle voor de EGP-variabele tot een grotere stijging leidt dan controle voor de tewerkstellingsstatus, vermoedelijk door de heel specifieke en gunstige beroepsverdeling met een hoog aandeel van de topklassen. In Moeskroen wordt een vergelijkbare trend waargenomen, maar dan in de andere richting. Moeskroen is op vlak van de beroepsstructuur zowat de tegenpool van Nijvel.

Hoewel de tewerkstellingsdimensie belangrijker lijkt, betekent dit niet dat de *hiërarchische beroepsstructuur* geen effect uitoefent. Wanneer de doelgroep beperkt wordt tot de *actieve bevolking*²⁸, dan blijkt dat de hiërarchische structuur een effect heeft op de relatieve mortaliteit van meer dan de helft van de arrondissementen (24). In de industriële bekkens van Wallonië daalt de sterfte na controle voor de ongunstige compositie van de beroepsbevolking (in 7 arrondissementen), maar blijft ze stabiel of stijgt ze verder in de andere Waalse arrondissementen (in 8 gebieden) en ook in het Brussels Gewest. Aan de andere kant van de taalgrens valt een toename te noteren in drie arrondissementen en een lichte daling in een vijftal gebieden, verspreid over gans het Vlaams Gewest. In bepaalde arrondissementen is sprake van een tegengestelde reactie op de beroeps- en de tewerkstellingsstatus, zoals in Limburg en Luik bijvoorbeeld.

Ook controle voor de *gecombineerde huisvestingsvariabele* (figuur A.7.5.4) leidt tot belangrijke veranderingen van de relatieve risico's, zij het doorgaans op een minder uitgesproken manier (in 31 van de 43 arrondissementen). Voor Wallonië duikt in het algemeen hetzelfde reactiepatroon op als in het model met de beroepsstatus: de relatieve sterfte daalt in de industriële gebieden (in 11 van de 18 Waalse arrondissementen met een sterfteoverschot), maar blijft gelijk of stijgt zelfs verder (in 5 arrondissementen) in de landelijke streken en in Nijvel. In Vlaanderen treedt een ander patroon op dan in het vorige model: in Limburg en in de Brusselse rand is sprake van een

²⁸ Resultaten niet weergegeven.

aanzienlijke toename (in 7 van de 22 arrondissementen), terwijl de landelijke gebieden in het Westen en een aantal stedelijke gebieden een daling ondergaan (in 6 arrondissementen).

De reactie op de gecombineerde huisvestingsvariabele vloeit voort uit het samenspel tussen het huisbezit en het comfortniveau van de woning. De *comfortvariabele* oefent duidelijk een ander effect uit dan de eigendomsstructuur (zie figuur A.7.5.5 en figuur A.7.5.6). Belangrijk is de oost-west tegenstelling in het woningaanbod in België, met een relatieve concentratie van huizen zonder klein comfort in het Westen van het land (Goossens et al., 1997). De afname van het sterfterisico in het Westen, zowel in Vlaanderen als in Wallonië, is tekenend voor de slechte kwaliteit van de behuizing in deze gebieden (in 14 van de 43 arrondissementen). In het Oosten is aan beide kanten van de taalgrens een stijging van de mortaliteit merkbaar (eveneens in 14 arrondissementen).

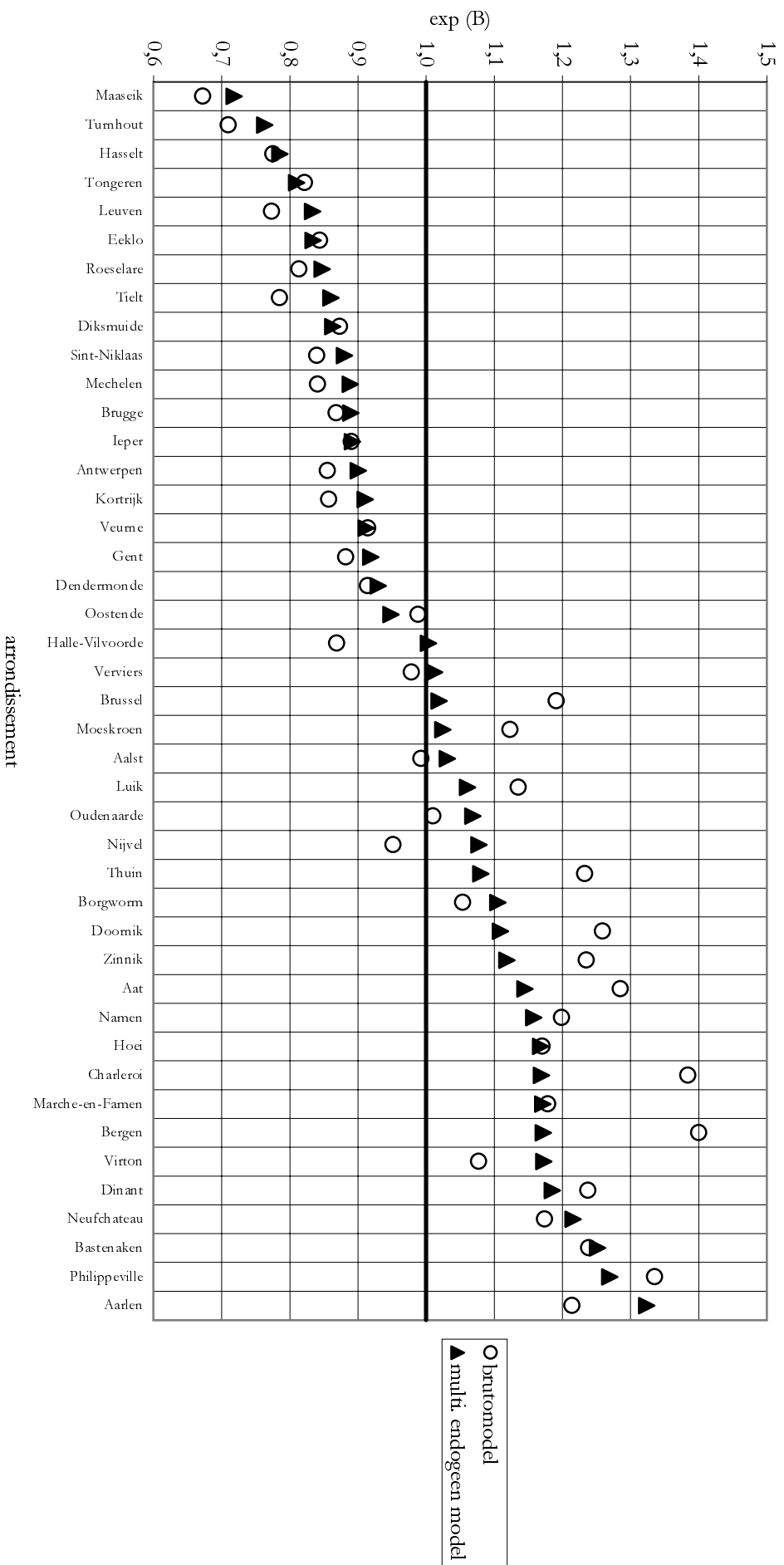
Het *huisbezit* lokt veelal een kleinere verandering uit en meer volgens een grootstedelijk criterium. De aanzienlijke daling van de sterfte in de stedelijke gebieden, ongeacht de beginpositie, kan toegeschreven worden aan het groter aantal huurwoningen. De reactie is het sterkst in Brussel, waar de surmortaliteit volledig verdwijnt na controle voor woningbezit, en vervolgens in de industriële zones van Wallonië. In de Vlaamse stedelijke arrondissementen dalen de exponent B-waarden minder, vermoedelijk omdat het stedelijk karakter van het woningaanbod voor een deel gecompenseerd wordt in de rijkere randgemeenten. Een aantal meer rurale gebieden kent, vooral in Vlaanderen en ook in Luxemburg, een toename van de mortaliteit door de gunstige eigendomsstructuur (in 14 van de 43 arrondissementen).

De sociale dimensies hebben een kleiner effect: de *huishoudenspositie* leidt tot meer gematigde reacties en dit in iets meer dan de helft van de arrondissementen. Net als het huisbezit, speelt de huishoudensamenstelling meer volgens een stedelijk criterium (figuur A.7.5.7). De sterkste verandering treedt op in een viertal gebieden (Brussel, Charleroi, Bergen en Luik), niet toevallig met een "grootstedelijk profiel", gekenmerkt door een groot aantal alleenstaanden. Enkele meer rurale arrondissementen vertonen in Wallonië eveneens een daling, maar dan een veel kleinere (in 6 arrondissementen). In Vlaanderen treedt in Oostende een correctie in naar een lagere mortaliteit, terwijl de landelijker gebieden een lichte stijging kennen door de gunstige huishoudensamenstelling (in 12 van de 22 Vlaamse arrondissementen).

Na controle voor de *onderwijsstructuur* gelden nog kleinere veranderingen (figuur A.7.5.8), in slechts één kwart van de gebieden (in 11 van de 43 arrondissementen). De rol van de onderwijsvariabele is voornamelijk beperkt tot de provincie Luik en tot een aantal stedelijke gebieden uit Wallonië, waar de sterfte toeneemt. Vlaanderen telt slechts één gebied waar de mortaliteit stijgt (Halle-Vilvoorde) en een drietal arrondissementen waar het relatief risico lichtjes daalt. In Wallonië ondergaat één arrondissement een afname.

Op basis van deze analyses kan geconcludeerd worden dat de regionale sterfteverschillen bij de Belgische mannen van middelbare leeftijd sterker samenhangen met de materiële dimensies (beroepsstatus, inkomenstype en huisvesting) dan met de sociale componenten (huishoudenspositie en onderwijsniveau) van de socio-economische status. In de jongere generaties is deze trend meer uitgesproken dan in de oudere, hoewel de algemene lijnen ook aanwezig zijn voor de oudste mannen. Op oudere leeftijd (van 55 tot 64 jaar) lijkt controle voor de onderwijsstructuur in iets meer arrondissementen een reactie uit te lokken dan controle voor de huishoudenspositie of het soort van inkomen. De onderwijsverdeling is in de oudere cohorten vermoedelijk meer discriminerend, vooral in het licht van de algemene toename van het onderwijs voor de jongere generatiegroepen.

Figuur 7.1: Relatief sterfterisico per arrondissement na controle voor leeftijd en na controle voor leeftijd, beroep, huisvesting, huishoudenspositie en onderwijsniveau, gemiddelde waarden voor de Belgische mannen in de leeftijdsgroepen tussen 40-64 jaar



VII.3.2 De regionale sterfteverschillen in het multivariaat model

In figuur 7.1 worden de resultaten van het brutomodel uitgezet tegenover de resultaten van het multivariaat model met het onderwijsniveau, de huishoudenspositie, de gecombineerde huisvestingsvariabele en de beroepsstatus als socio-economische covariaten²⁹. De arrondissementen zijn op de X-as geordend op basis van de exponent B-waarden in het nettomodel. De cijfers van de grafiek zijn gegeven in Annex 7.6, waar ook de resultaten van de analyses voor de vijf leeftijdsgroepen afzonderlijk opgenomen zijn.

Op basis van figuur 7.1 kunnen de arrondissementen in een aantal klassen onderverdeeld worden. De grootste veranderingen treden op in de gebieden met de meest ongunstige bevolkingssamenstelling, in eerste instantie het Westen van Wallonië en het Brussels Gewest. De surmortaliteit van het hoofdstedelijk arrondissement verdwijnt quasi volledig na controles. Het hoog risico van de hoofdstad blijkt het resultaat te zijn van een "polarisatie" van de bevolking op vlak van het socio-economisch welzijn, voornamelijk inzake de huishoudenspositie en het huisbezit (cf. supra). De sterfte van de mannen uit Brussel Hoofdstedelijk Gewest reageert in zekere zin specifiek en is *veel* gevoeliger voor de huisvestingskwaliteit *en* de huishoudenspositie dan voor de beroeps- of inkomensvariabele.

In Wallonië zijn, afhankelijk van het initieel relatief risico, een drietal regionale groepen te onderscheiden. Een eerste klasse omvat de meerderheid van de arrondissementen (11 van de 18 Waalse arrondissementen met een sterfteoverschot) en bestaat uit de gebieden waar de hoge sterfte sterk afneemt in het multivariaat model omdat de belangrijke variabelen doorgaans in dezelfde richting werken. Het zwaartepunt van deze groep is duidelijk in Henegouwen gelegen en doorgaans gaat het om de pijlers van het industriële Wallonië, waar de hoogste sterftcijfers van het land genoteerd worden. De exponent B-waarde van Charleroi en Bergen bijvoorbeeld daalt van ongeveer 1,40 vóór controle naar 1,17 na controles en ook in de andere Henegouwse gebieden wordt het sterfteoverschot vaak gehalveerd. In het algemeen is de beroepsstatus, en vooral de tewerkstellingscomponent, het belangrijkste criterium van de surmortaliteit, hoewel ook de slechte kwaliteit van de behuizing en zelfs de huishoudenspositie tot een verhoogd sterftcijfer leiden³⁰. De Naamse arrondissementen vergezellen de Henegouwse, met dit verschil dat de veranderingen er veel kleiner zijn, ongeacht het initiële risico, en dat de leefvorm er geen enkele rol speelt. In het arrondissement Luik, met een relatief goede positie in Wallonië, ondergaat de sterfte een verdere afname na controle voor de ongunstige huishoudensamenstelling en huisvesting en een toename na controle voor de onderwijsstructuur. Het effect van de controles leunt in Luik in zekere aan bij het effect in het Brussels Gewest.

In het Zuiden van Wallonië daalt het risico niet, maar blijft het stabiel (in 3 van de 18 Waalse arrondissementen met een hoger risico dan gemiddeld) of neemt het zelfs verder toe (in 4 arrondissementen). Dit patroon is vooral in Luxemburg merkbaar en in een tweetal Luikse arrondissementen. In Borgworm en Virton, met een relatief laag initieel risico voor Wallonië, verdubbelt de surmortaliteit en ook in Aarlen wordt een belangrijke stijging genoteerd. In deze gebieden leidt zowel de controle voor de huisvesting als voor de beroepsvariabele tot een toename van de sterfte, wat de aanzienlijke stijging in het multivariaat model verklaart. In

²⁹ De beroepsvariabele wordt verkozen boven het inkomenstype, omdat deze bij de mannen grotere veranderingen genereert en een belangrijke rol toegeschreven wordt in de verklaring van regionale sterfteverschillen in België. Omwille van de volledigheid wordt toch een model geschat waarin de beroepsstatus vervangen wordt door het soort van inkomen.

³⁰ In Doornik en Moeskroen leidt controle voor de huisvesting tot een grotere daling van het risico dan controle voor de beroepsstatus.

Neufchâteau treedt een kleinere verandering in, omdat hier alleen de huisvesting speelt. In Bastenaken is nauwelijks een reactie merkbaar door het tegengestelde effect van de controle voor huisvesting en voor huishoudenspositie. In Hoei en Marche-en-Famenne lokken de controles praktisch geen veranderingen uit en is dus ook sprake van een status quo. Het hoog sterfterisico van deze laatste gebieden hangt dus duidelijk niet samen met de socio-economische kenmerken die in deze bijdrage bestudeerd worden.

De laatste groep in het Franstalig landsdeel bevat de gebieden Nijvel en Verviers, de enige Waalse arrondissementen met een lagere sterfte dan gemiddeld. Beide vertonen in het multivariaat model een aanzienlijke toename van de sterfte en verliezen dus hun relatieve voorsprong, vooral afgewogen tegenover hun gunstige beroeps- en woningenstructuur en in mindere mate ook de gunstige onderwijsstructuur van Nijvel.

In Vlaanderen zijn de effecten van de controles in het algemeen minder uitgesproken dan in het Waals of Brussels Gewest. Het dominante patroon verloopt er in de omgekeerde richting als in Wallonië: in de meerderheid van de gebieden (in 13 van de 22 Vlaamse arrondissementen) neemt de relatieve sterfte toe na controles.

De grootste stijging treedt op in Vlaams-Brabant, waar alle socio-economische variabelen in dezelfde richting ageren, en bovendien ook de sociale dimensies een effect uitoefenen. Tielt, Kortrijk, Roeselare en Sint-Niklaas ondergaan een bescheiden tot aanzienlijke stijging, vooral na controle voor hun gunstige beroepsstructuur en, in mindere mate, na controle voor hun traditionele huishoudensamenstelling. In Oost-Vlaanderen wordt de grootste toename genoteerd in Oudenaarde en vervolgens in Gent en Aalst, ondanks de slechte startpositie van deze gebieden. De stijging van het relatief risico is er voornamelijk het gevolg van de controle voor de gunstige beroepsstructuur. In Antwerpen duikt hetzelfde patroon op, terwijl Mechelen een bescheiden toename kent na controle voor beide materiële variabelen. Net als in Wallonië geldt ook voor Vlaanderen dat de risico's doorgaans het meest veranderen na controle voor de beroepsvariabele.

In Limburg en Turnhout stijgen de exponent B-waarden al bij al maar weinig, vooral in het licht van de heel lage sterftecijfers. Hasselt wordt door een status quo gekenmerkt en Tongeren zelfs door een heel lichte afname. Turnhout vormt een soort overgangsgebied naar de provincie Limburg, waar de mortaliteit niet stijgt maar verder daalt na controle voor de beroepsvariabele, vermoedelijk door het groot aandeel van arbeiders, werklozen en gepensioneerden in de voormalige mijngebieden. De voordelige positie hangt hier dus niet samen met de beroepsstatus van de man. Bij controle voor de huisvesting en voor de huishoudensamenstelling, blijkt er wel een andere samenhang te zijn.

Een laatste klasse omvat de Vlaamse gebieden waar nauwelijks een reactie optreedt of waar de sterfte verder daalt na controle voor de slechte kwaliteit van de huisvesting. Het gaat om eerder rurale arrondissementen, voornamelijk uit West-Vlaanderen, met een intermediaire tot relatief slechte beginpositie in het Nederlandstalig landsdeel. In Oostende neemt het risico af, vooral na controle voor het ongunstige woningenbestand en in mindere mate de ongunstige huishoudensamenstelling. Dit gebied vervult in West-Vlaanderen duidelijk de rol van "stedelijk arrondissement", waar een correctie optreedt naar een lager risico. In Veurne, Ieper, Diksmuide en Eeklo is de daling verwaarloosbaar. In deze gebieden daalt de relatieve sterfte lichtjes tot matig na controle voor de slechte behuizing, maar stijgt ze na controle voor de gunstiger sociale structuur. In Brugge en Dendermonde treedt weinig verandering in omdat de respectievelijke covariaten op zich weinig van het nationaal patroon afwijken.

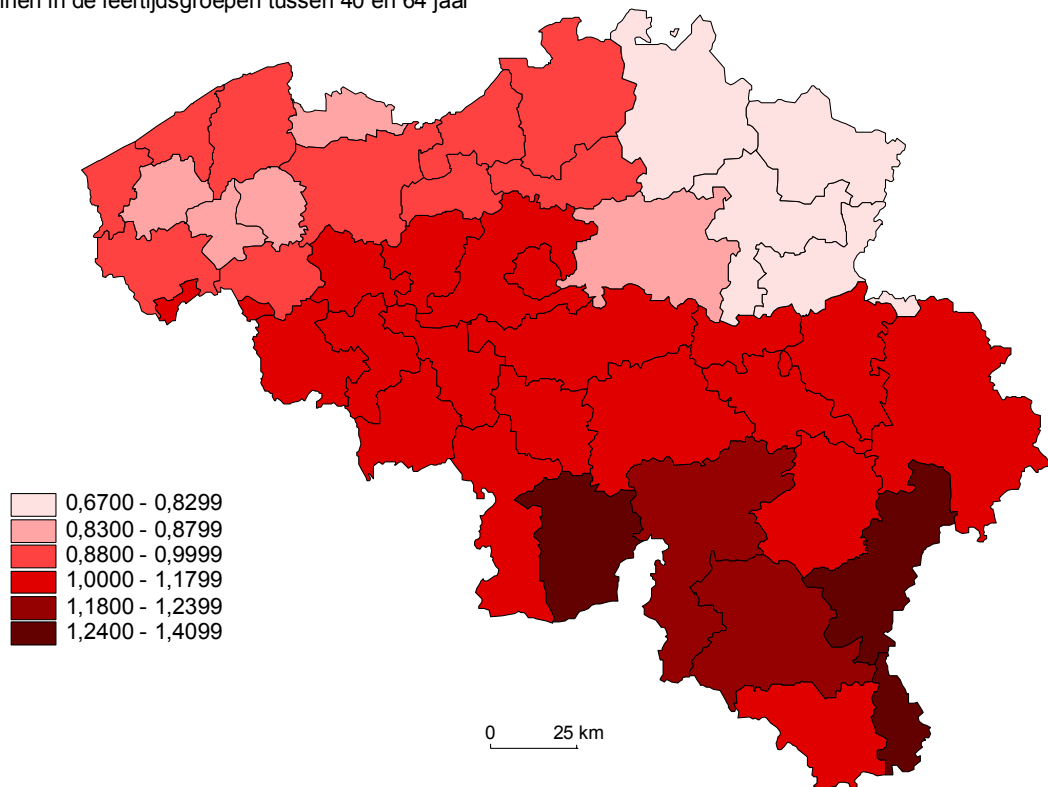
Dit differentieel reactiepatroon per arrondissement resulteert in een enigszins gewijzigd regionaal beeld. Kaart 7.2 groepeert de gebieden op basis van de exponent B-waarden in het multivariaat model, maar volgens dezelfde klassengrenzen als in kaart 7.1. De meerderheid van de arrondissementen behoort tot de intermediaire groepen en vertoont een relatief risico dat dicht bij de eenheidswaarde aanleunt. *Toch zijn de socio-economische factoren niet in staat om de verschillen naar arrondissement volledig te verklaren: het patroon is wel gewijzigd, maar niet verdwenen.*

Op kaart 7.2 lijkt het land in drie stroken verdeeld, gaande van Noord naar Zuid. In het midden is een strook arrondissementen met een gelijkaardig of iets hoger risico dan op nationaal vlak. Ten Noorden ervan zijn gebieden met een kleiner risico, en ten Zuiden deze met een veel hogere mortaliteit dan gemiddeld.

De initiële klasse met de laagste sterfte (relatief risico van 0,6700 tot 0,8299) omvat na controles nog slechts de drie Limburgse arrondissementen en Turnhout. In deze gebieden blijft het risico heel laag en zijn duidelijk andere elementen aan het werk die de mortaliteit op een laag peil houden.

Leuven, Roeselare en Tielt behoren niet langer tot de groep met de laagste sterfte na controles, maar tot de tweede klasse (relatief risico van 0,8300 tot 0,8799). Eeklo en Diksmuide blijven deel uitmaken van deze categorie, gezien de verwaarloosbare verandering van hun risico. Net als de eerste groep telt deze tweede categorie uitsluitend Vlaamse arrondissementen.

Kaart 7.2 : Relatieve sterfterisico's (exponent B-waarden) naar arrondissement, na controle voor leeftijd, beroep, huisvesting, huishoudenspositie en onderwijsniveau; gemiddelde waarden voor Belgische mannen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 64 jaar



Terwijl de twee eerste klassen eerder rurale Vlaamse gebieden groeperen, omvat de derde categorie (relatief risico van 0,8800 tot 0,9999) een aantal meer stedelijke arrondissementen. In het multivariaat model behoren veel meer gebieden tot deze groep, maar opnieuw voornamelijk

Nederlandstalige: in eerste instantie de arrondissementen uit de provincie Antwerpen en Brugge en Kortrijk, die voornamelijk als gevolg van hun gunstige beroepsstructuur de vorige groep verlaten. De arrondissementen Ieper, Gent, Veurne, Dendermonde en Oostende blijven tot de derde categorie behoren, en vertonen dus een relatief hoge sterfte in het Nederlandstalig landsdeel.

Ook de intermediaire klasse met een klein sterfteoverschot (relatief risico van 1,0000 tot 1,1799) telt een groot aantal arrondissementen. Op de eerste plaats volgen Halle-Vilvoorde en Verviers, die initieel tot de tweede en de derde categorie behoorden, maar na controles een risico vertonen dat gelijk is aan het gemiddelde. Zij worden hierin vergezeld door het Brussels Gewest, waar een belangrijke reductie van het sterfterisico is ingetreden na controles. Henegouwen en het arrondissement Luik en Namen vertonen doorgaans een iets grotere surmortaliteit, maar behoren nu ook tot deze intermediaire klasse, dankzij de sterke afname. Borgworm en Hoei ondergaan weinig verandering, zodat beide tot de groep met een relatief klein sterfteoverschot blijven behoren. Twee Vlaamse gebieden maken ook nog deel uit van deze klasse: Aalst en Oudenaarde, die het hoogste relatief sterftcijfer van Vlaanderen behouden.

De groepen met een extreem hoge sterfte daarentegen tellen minder arrondissementen. In de klasse met een hoog (exponent B-waarde van 1,1800 tot 1,2399) tot zeer hoog risico (exponent B-waarde van 1,2400 tot 1,4099) vindt men veelal de arrondissementen uit de provincies Luxemburg en Namen (Dinant en Philippeville). Voor de Luxemburgse arrondissementen is duidelijk geworden dat de hoge risico's nog verder toenemen na controle voor de socio-economische factoren. Vandaar hun slechte eindpositie. In de twee Naamse gebieden daalt het sterfteverschot al bij al maar weinig na controles, zodat de hoge initiële cijfers behouden blijven.

De algemene lijn van het sterftepatroon in België blijft dus relatief stabiel: de Waalse arrondissementen behouden een hogere sterfte dan gemiddeld en de Vlaamse een lagere na controle voor de socio-economische kenmerken van de inwoners van de arrondissementen. Toch treden belangrijke veranderingen op in de sterfteverschillen naar woonplaats. Het laagste risico duikt nog steeds op in Limburg, doch het hoogste is niet langer in Henegouwen maar in Luxemburg en Namen te vinden. Bovendien is de ratio tussen de sterfte van het arrondissement met het laagste en het hoogste risico gedaald van 2,1 in het brutomodel (tussen Maaseik en Bergen) tot 1,8 in het multivariaat model (tussen Maaseik en Aarlen). *In beide "extreme zones" zijn duidelijk factoren actief waardoor de sterfte lager of hoger is dan het nationaal peil, onafhankelijk van de socio-economische structuur van deze gebieden.*

VII.3.3 Een andere zienswijze: de sterfte per arrondissement gegeven de socio-economische kenmerken van de mannen

Een andere manier om de geografische variatie te bestuderen, bestaat erin na te gaan wat de sterfte per arrondissement zou zijn, gegeven de specifieke socio-economische kenmerken van de inwoners van het gebied (het zogenaamde "*exogeen model*"). Via een Cox-regressie wordt voor elk individu de *cumulatieve hazard* geschat op basis van een model met de vier socio-economische variabelen en de leeftijd van de man. Deze cumulatieve hazard wordt dan geaggregeerd per arrondissement en vervolgens gedeeld door de nationale cumulatieve hazard, verkregen op basis van hetzelfde model voor alle Belgische mannen in de betrokken leeftijdsgroep. Op basis van deze cijfers wordt duidelijk wat het risico zou zijn, gegeven de socio-economische kenmerken (en

de leeftijd) van de inwoners van het betrokken arrondissement. De resultaten zijn opgenomen in tabel 7.1, waar ook de exponent B-waarden uit de bruto- en de endogene multivariate modellen herhaald worden. In annex 7.7 zijn deze tabellen gegeven voor elke leeftijdsgroep afzonderlijk.

Een eenvoudiger manier om tot de resultaten uit de derde kolom van tabel 7.1 te komen, bestaat uit de deling van de exponent B-waarden van het brutomodel door deze van het endogeen model. De brutowaarden worden hier met andere woorden ontleed in een "structureffect" van de socio-economische samenstelling (derde kolom) en in een component dat aan andere (onbekende) factoren toegeschreven kan worden (tweede kolom).

Uit tabel 7.1 blijkt dat de spreiding van de cijfers veel kleiner is in het exogeen model. Dit is logisch aangezien hier slechts met één enkele bron van regionale variatie rekening gehouden wordt.

Tabel 7.1: Relatief sterfterisico per arrondissement in het brutomodel, in het multivariaat endogeen model (leeftijd, beroepsstatus, huisvestingskwaliteit, huishoudenspositie en onderwijsniveau) en relatieve cumulatieve hazard per arrondissement gegeven de verdeling van de bevolking naar deze kenmerken, gemiddelde waarden voor de Belgische mannen in de leeftijdsgroepen tussen 40-44 jaar en 60-64 jaar

Arrondissement	bruto model	multivariaat endogeen model	multivariaat exogeen model
Antwerpen	0,854	0,900	0,951
Mechelen	0,840	0,889	0,946
Turnhout	0,709	0,763	0,925
Brussel H. G.	1,190	1,019	1,177
Halle-Vilvoorde	0,868	1,003	0,867
Leuven	0,773	0,833	0,929
Nijvel	0,951	1,078	0,884
Brugge	0,867	0,889	0,979
Diksmuide	0,872	0,863	1,013
Ieper	0,889	0,892	1,001
Kortrijk	0,856	0,911	0,942
Oostende	0,988	0,948	1,047
Roeselare	0,813	0,847	0,964
Tielt	0,784	0,860	0,911
Veurne	0,914	0,912	1,010
Aalst	0,992	1,031	0,960
Dendermonde	0,913	0,930	0,982
Eeklo	0,843	0,834	1,014
Gent	0,881	0,919	0,964
Oudenaarde	1,009	1,068	0,945
Sint-Niklaas	0,839	0,880	0,956
Aat	1,284	1,145	1,123
Charleroi	1,383	1,169	1,186
Bergen	1,399	1,172	1,199
Moeskroen	1,122	1,024	1,099
Zinnik	1,234	1,118	1,106
Thuin	1,232	1,080	1,143
Doornik	1,258	1,109	1,140
Hoei	1,170	1,168	1,003
Luik	1,134	1,061	1,077
Verviers	0,978	1,012	0,969
Borgworm	1,053	1,105	0,954
Hasselt	0,774	0,785	0,981
Maaseik	0,671	0,718	0,928
Tongeren	0,821	0,810	1,009
Aarlen	1,213	1,323	0,909
Bastenaken	1,238	1,252	0,983
Marche-en-Famenne	1,178	1,171	1,007
Neufchâteau	1,173	1,215	0,965
Virton	1,076	1,173	0,919
Dinant	1,237	1,185	1,047
Namen	1,198	1,158	1,037
Philippeville	1,335	1,270	1,050

In Vlaanderen wordt in het exogeen model meestal een groter relatief risico genoteerd dat nauwer bij de eenheidswaarde aanleunt dan in het endogeen model. Gegeven de gunstiger socio-economische structuur van de Vlaamse arrondissementen, wordt dus een hogere sterfte verwacht dan het peil dat waargenomen wordt in het endogeen model. Er zijn bijgevolg andere factoren of effecten aan het werk die de mortaliteit op een *lager peil* houden in het Vlaams Gewest. Het verschil is aanzienlijk in de Limburgse arrondissementen, hetgeen de conclusie uit de vorige paragraaf bevestigt. Ook in andere gebieden kan de afwijking tussen beide waarden aanzienlijk zijn en vooral dan in een aantal West-Vlaamse gebieden.

Een groep arrondissementen vertoont uitzonderlijk in het Vlaams Gewest een hoger risico dan verwacht zou worden op basis van de socio-economische samenstelling. Oudenaarde en Aalst, maar ook Halle-Vilvoorde, hebben een hogere sterfte dan wat de bevolkingsamenstelling doet vermoeden. Dit impliceert opnieuw dat hier andere elementen spelen die nu echter de gezondheid op een *negatieve manier* beïnvloeden.

Wallonië valt uiteen in twee groepen. Enerzijds vertonen de arrondissementen uit de provincies Luxemburg en Namen en de arrondissementen Borgworm, Hoei en Nijvel een hogere sterfte dan de socio-economische structuur suggereert. Hiermee is de conclusie nogmaals gestaafd dat de sterfte in deze voornamelijk rurale gebieden aanzienlijk verhoogd wordt door andere factoren.

Daartegenover staat in Wallonië de groep arrondissementen waar de surmortaliteit sterk samenhangt met de socio-economische structuur. Het zwaartepunt wordt hier gevormd door de oude industriële zones van Wallonië (Charleroi, Bergen, Aat, Doornik, Moeskroen, Thuin en Luik), gekenmerkt door een relatieve socio-economische achterstand en een uitgesproken ongunstige structuur. Na controle voor deze socio-economische kenmerken daalt de surmortaliteit bijgevolg aanzienlijk, hoewel sommige gebieden toch een relatief hoog risico blijven behouden. Ook hier is dus sprake van risicoverhogende effecten die, naast de socio-economische kenmerken, de mortaliteit op een hoger niveau dan gemiddeld houden. Dit geldt wel in veel mindere mate voor het Westen dan voor het Zuiden van Wallonië.

Het Brussels Gewest vertoont een heel ongunstige structuur, waardoor de surmortaliteit bijna helemaal verdwijnt in het endogeen model. Reeds verschillende malen is duidelijk geworden hoe de hoge sterfte van de hoofdstad sterk samenhangt met haar (duale) socio-economische structuur.

Bij dit alles dienen natuurlijk een aantal opmerkingen gemaakt te worden. De effecten of factoren die niet in de analyse opgenomen zijn, kunnen uiteraard niet nader toegelicht worden. Er kan bijgevolg niet uitgemaakt worden of de resterende regionale differentiatie van de mortaliteit toe te schrijven is aan andere *individuele kenmerken* die geografisch verschillen (compositie-effecten) of aan echte *contextuele en regiogebonden effecten* die de gezondheid van de inwoners beïnvloeden. Bovendien zijn de conclusies in dit onderzoek gebaseerd op de hoofdeffecten van de variabelen en is geen rekening gehouden met de interactie-effecten. Verder bestaan de analyses uit eenvoudige modellen, die enkel de directe effecten van de covariaten modelleren.

VII.3.4 Conclusies

1. Uit de analyses kunnen een aantal belangrijke conclusies afgeleid worden. *In eerste instantie is duidelijk geworden dat de algemene lijn van het regionaal sterfjepatroon in België weinig veranderd is na de Tweede Wereldoorlog: Wallonië kent een hogere sterfte en Vlaanderen een lagere mortaliteit dan op nationaal vlak. Het hoofdstedelijk arrondissement vergezelt eerder het Waals Gewest.*

Niet alleen tussen, maar ook binnen de gewesten treden verschillen op. Uit de Cox-regressie met de exacte leeftijd en de woonplaats van de man, blijkt dat Limburg bij mannen de koploper is op gebied van de laagste sterfte van het land. Daarna volgen Vlaams-Brabant en Antwerpen en vervolgens West- en Oost-Vlaanderen. In Aalst en Oudenaarde wordt de hoogste mortaliteit van Vlaanderen genoteerd. In Wallonië hebben alleen Nijvel en Verviers een lager risico dan gemiddeld. Alle andere Franstalige gebieden vertonen een sterfteoverschot. De Luikse en Luxemburgse arrondissementen bekleden hierbij doorgaans een intermediaire positie, terwijl de provincies Namen en vooral Henegouwen een heel hoog risico hebben.

2. *Een tweede belangrijke conclusie is dat het algemeen geografisch patroon nog steeds geldt in het multivariaat model, d.i. na controle voor de beroepsstructuur, de huisvestingskwaliteit, de huishoudenspositie en het onderwijsniveau.* Vlaanderen blijft door het laagste risico gekenmerkt en Wallonië door het hoogste. Dit neemt niet weg dat het regionaal sterftebeeld toch gewijzigd is. De mannen uit Wallonië zien hun risico doorgaans afnemen na controle voor hun meer ongunstige socio-economische status, terwijl in Vlaanderen veelal een stijging genoteerd wordt na controle voor de gunstige socio-economische compositie. Ten aanzien van dit patroon gelden echter een aantal belangrijke uitzonderingen, en het zijn deze gebieden die zorgen voor een toch enigszins gewijzigde verdeling van de sterfte naar arrondissement.

De Limburgse arrondissementen en Turnhout hebben in het multivariaat model nog steeds de laagste sterfte van het land en worden gevolgd door het gros van de andere Nederlandstalige arrondissementen, zij het met coëfficiënten die dicht bij de eenheidswaarde aanleunen. De mortaliteit van Limburg blijft dus heel laag, zelfs na controle van de socio-economische kenmerken. Controle voor de betere huisvesting en in mindere mate de traditionele huishoudensamenstelling leidt tot een toename van het risico, terwijl controle voor de ongunstige beroepsstructuur, met een hoog aandeel van inactieve mannen in de voormalige mijngebieden, een daling van de relatieve sterfte meebrengt. Deze tegengestelde reacties leiden uiteindelijk maar tot een matige stijging van het risico in de betrokken gebieden. Er dient dus duidelijk naar andere elementen gezocht te worden om de voordelige positie van deze streek te verklaren.

De meerderheid van de Vlaamse gebieden ondergaat in het multivariaat model een aanzienlijke stijging van de sterfte, vooral na controle voor de gunstige verdeling naar materiële kenmerken. Toch wordt nog steeds een coëfficiënt genoteerd die kleiner is dan de eenheidswaarde, wat duidt op de aanwezigheid van andere factoren of effecten die de gezondheid positief beïnvloeden. Dit geldt echter niet voor Aalst en Oudenaarde, die aanvankelijk reeds een slechte positie bekleden in Vlaanderen en na controle overigens hun slechte positie behouden. In deze gebieden spelen extra effecten die het risico verhogen. Ook in Halle-Vilvoorde lijken dergelijke invloeden te spelen.

Een aantal uitzonderingen kent in Vlaanderen een status quo of zelfs een lichte daling van de mortaliteit na controles in het multivariaat model. Het gaat hierbij om meer rurale gebieden, maar ook om Brugge en Oostende.

De relatieve positie van de Vlaamse arrondissementen is dus na controles weinig veranderd. De gebieden uit Limburg hebben de laagste sterfte en worden hierin gevolgd door de arrondissementen uit voornamelijk West-Vlaanderen. De meer stedelijke gebieden uit Vlaanderen en Antwerpen behoren in het multivariaat model eerder tot de intermediaire klasse, met een risico dat nauwer bij het gemiddelde aanleunt, en de Oost-Vlaamse strook met een relatief hoog risico blijft nadrukkelijk aanwezig.

In Wallonië is de rangorde van de arrondissementen wel wezenlijk veranderd na controles en zijn de veranderingen doorgaans groter dan in Vlaanderen. Niet langer het industriële Wallonië vertoont de hoogste relatieve sterfte, maar wel de meer rurale streken, voornamelijk in Luxemburg. Voor de Henegouwse arrondissementen geldt dat ongeveer de helft van het

sterfteoverschot voortvloeit uit de nadelige socio-economische structuur, en vooral uit de beroepsstructuur en de verdeling van de bevolking naar tewerkstellingsstatus.

In Zuid-Wallonië blijft het sterfteoverschot stabiel of neemt het zelfs toe in het multivariaat model. Dit is vooral in de Luxemburgse arrondissementen en ook in Borgworm en Hoei het geval. Voor deze streken dient dus naar andere factoren of effecten gezocht te worden om het blijvend hoger sterfterisico te verklaren.

Door de verschillen in correcties van socio-economische effecten, is niet langer Henegouwen de tegenpool van Limburg in het multivariaat model, maar wel Luxemburg. In Wallonië tekent zich dus het omgekeerde patroon af vergeleken met Vlaanderen: de Waalse rurale gebieden hebben niet de laagste relatieve sterfte, maar wel de hoogste eens controles zijn ingebouwd.

VII.4 Regionale sterfteverschillen bij Belgische vrouwen: gelijkaardige patronen

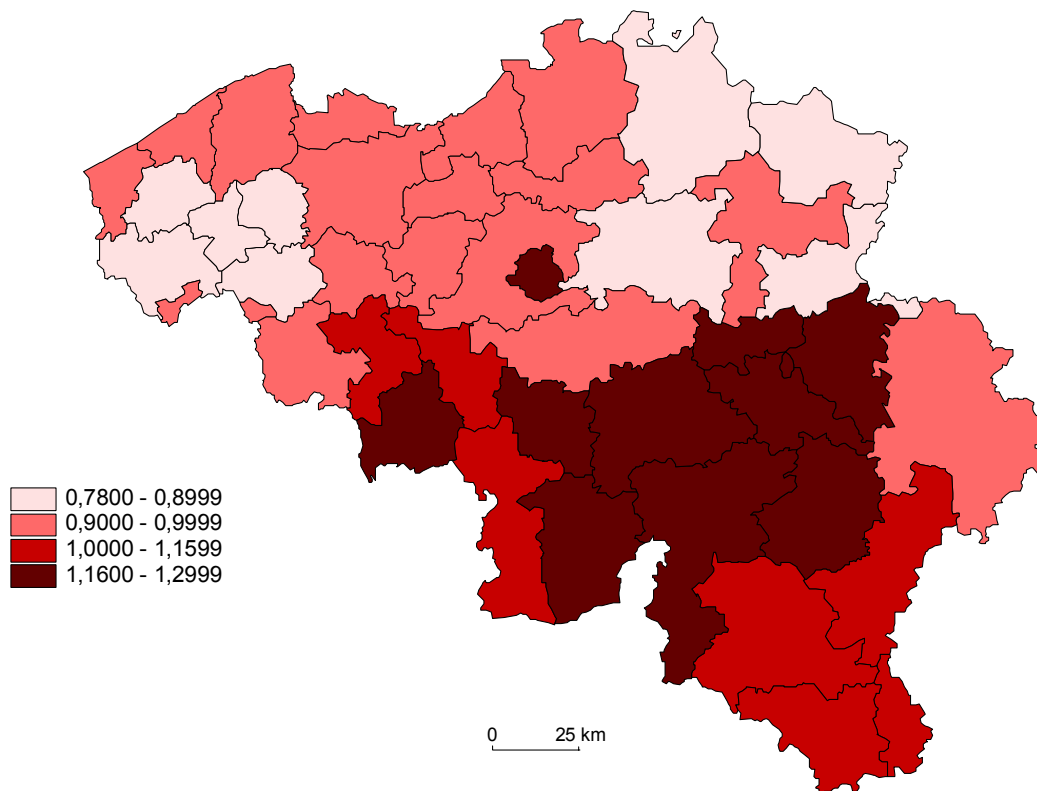
Het arrondissement waar het individu op 1 maart 1991 gedomicilieerd is, vormt net zoals bij mannen het regionaal criterium. Omdat deze administratieve indeling een groot aantal groepen telt en omdat de sterfte lager is bij vrouwen, treden in deze onderzoeksgroep duidelijk minder stabiele en meer fluctuerende resultaten op dan bij mannen.

Om dit probleem enigszins te omzeilen, worden een aantal arrondissementen gegroepeerd, enerzijds op basis van hun geografische nabijheid en anderzijds op basis van een min of meer gelijkaardig sterftepatroon. In West-Vlaanderen wordt Diksmuide bij Ieper gevoegd, Veurne bij Oostende en Roeselare bij Tielt; in Oost-Vlaanderen worden Dendermonde, Oudenaarde en Sint-Niklaas gegroepeerd en Eeklo en Gent en in Limburg Maaseik en Tongeren. In Henegouwen wordt Aat bij Zinnik gevoegd en Moeskroen bij Doornik; in Luik worden Hoei en Borgworm samengebracht en in Luxemburg Aarlen, Bastenaken, Neufchâteau en Virton. In Luxemburg wordt ook nog een grensoverschrijdende groepering doorgevoerd tussen Marche-en-Famenne en twee Naamse arrondissementen, Philippeville en Dinant.

Omwille van de vergelijkbaarheid worden de modellen voor mannen opnieuw geschat met deze nieuwe indeling. De doelgroep is beperkt tot 40-59 jaar en sluit werkonbekwame personen en gehandicapten in een beschutte werkplaats uit, net zoals in het tweede onderzoeksdeel.

VII.4.1 Een vergelijkbaar maar misschien meer "stedelijk patroon" bij vrouwen

Kaart 7.3A : Relatieve sterfterisico's (exponent B-waarden) naar arrondissement, na controle voor leeftijd; gemiddelde waarden voor Belgische vrouwen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 59 jaar

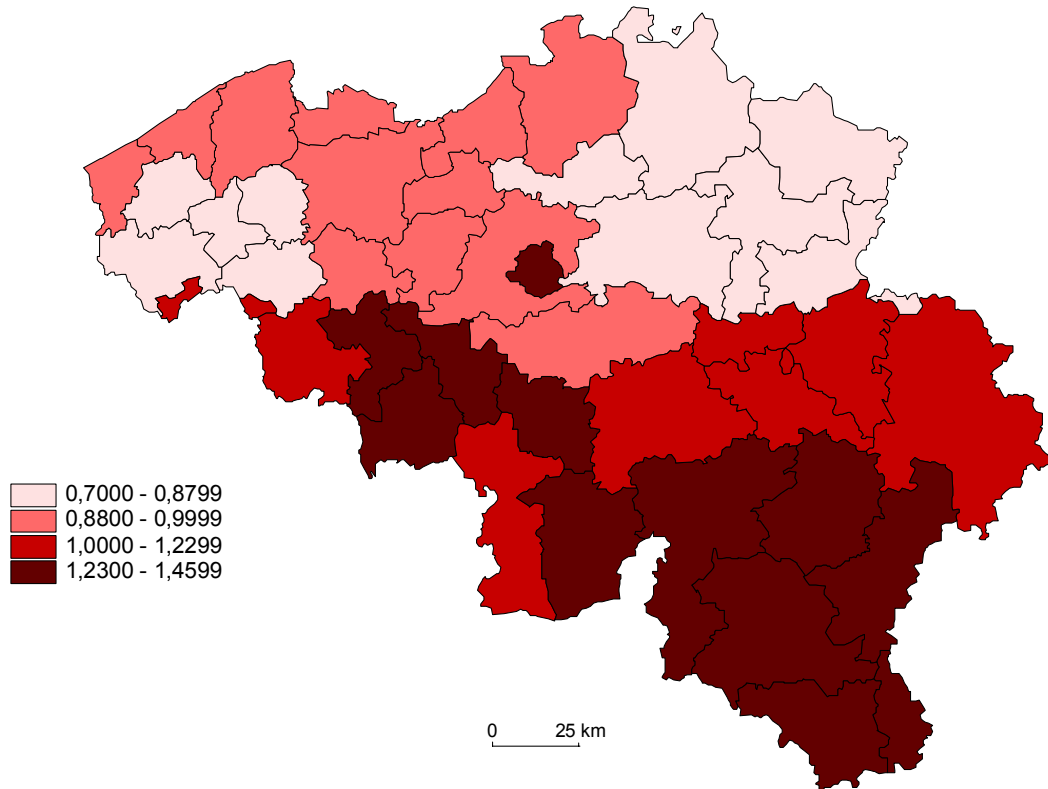


In kaart 7.3A en kaart 7.3B duiken in het algemeen dezelfde regionale lijnen op voor mannen en vrouwen³¹. Alle Vlaamse arrondissementen vertonen in de vrouwelijke bevolkingsgroep een lager risico dan gemiddeld, terwijl de meerderheid van de Waalse arrondissementen een hogere sterfte heeft. De uitzondering is niet alleen Nijvel (0,96), zoals bij mannen, maar ook Verviers (0,97) en Doornik en Moeskroen (0,94). Deze Henegouwse gebieden hebben de laagste mortaliteit in Wallonië bij vrouwen, maar een aanzienlijk sterfteoverschot bij mannen.

De andere Waalse arrondissementen vertonen een hoger sterfterisico dan gemiddeld. In de vrouwelijke doelgroep omvat de intermediaire Waalse klasse een aantal gebieden uit Luxemburg en Henegouwen, zoals Thuin (1,04), Aarlen, Bastenaken, Neufchâteau en Virton (1,07) en Aat en Zinnik (1,07). De groep met een hoge sterfte bestaat uit Hoei en Borgworm (1,24), Marche-en-Famenne, Philippeville en Dinant (1,24), Namen (1,25) en Luik (1,26). Nog hogere risico's worden genoteerd in de "stedelijke arrondissementen" Charleroi (1,27), Bergen (1,29) en Brussel (1,30). De hoofdstad heeft bij vrouwen de hoogste sterfte en bekleedt een slechtere relatieve positie dan bij mannen.

³¹ De exponent B-waarden naar arrondissement zijn gegeven in annex 7.8, tabel A.7.8.1 tot tabel A.7.8.5.

Kaart 7.3B : Relatieve sterfterisico's (exponent B-waarden) naar arrondissement, na controle voor leeftijd; gemiddelde waarden voor Belgische mannen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 59 jaar



Ook andere grootstedelijke arrondissementen vertonen een negatiever beeld bij vrouwen, zoals Luik en Namen bijvoorbeeld. Daartegenover staat dat Luxemburg minder slecht scoort en ook Henegouwen, althans de meer rurale arrondissementen. Bergen en Charleroi behoren bij vrouwen net zozeer tot de hoogste risicogroepen. In de mannelijke bevolking nemen Luik en het arrondissement Namen een betere positie in, gevolgd door een aantal Luxemburgse gebieden en Brussel. De allerhoogste sterfte duikt op in Henegouwen en in Philippeville, Marche-en-Famenne en Dinant, waar een slechter profiel optreedt dan bij vrouwen.

De klasse met de laagste sterfte omvat in de vrouwelijke bevolkingsgroep Maaseik en Tongeren (0,79), Turnhout (0,82) en Leuven (0,87) en het gros van de West-Vlaamse gebieden, net zoals bij mannen. West-Vlaanderen lijkt bij vrouwen wel een iets betere relatieve positie te bekleden³². Daartegenover staat dat Hasselt (0,91) het iets minder goed doet en samen met Halle-Vilvoorde (0,91), Brugge (0,91), Oostende en Veurne (0,92) en Eeklo en Gent (0,93) de intermediaire categorie vormt in Vlaanderen. De groep met de hoogste sterfte bestaat niet alleen uit bepaalde Oost-Vlaamse gebieden, zoals Dendermonde, Sint-Niklaas en Oudenaarde (0,95) en Aalst (0,95), maar tevens uit het arrondissement Mechelen (0,98) en Antwerpen (0,98). Bij mannen is deze trend minder merkbaar en bekleden de Antwerpse arrondissementen een betere plaats. De posities van de arrondissementen komen dus ongeveer overeen in beide geslachtsgroepen, tenzij dan de provincie Antwerpen die een meer afwijkend profiel vertoont.

De verhouding tussen de arrondissementen met het laagste en hoogste risico bedraagt 1,6 bij vrouwen tegenover 2,1 bij mannen. Conform met de analyses naar socio-economische kenmerken wordt dus ook voor het geografisch criterium een kleinere gradiënt genoteerd bij vrouwen.

³² In kaart 7.3 verdwijnt dit verschil door de groepering in vier klassen, maar uit de eigenlijke exponent B-waarden blijkt een aantal West-Vlaamse gebieden toch een beter perspectief te geven bij de vrouwen.

VII.4.2 Controles voor socio-economische kenmerken

In dit deel worden de regionale verschillen niet gecontroleerd voor de beroepsstatus, maar wel voor het soort van inkomen, omdat dit huishoudelijk kenmerk bij vrouwen vaak een betere indicatie geeft van het reële niveau van welvaart (cf. supra). Ook het onderwijsniveau, de huishoudenspositie en de huisvestingskwaliteit worden opnieuw in het multivariaat model opgenomen. Net zoals bij mannen, stijgen de risico's na controles in Vlaanderen, terwijl ze afnemen in Wallonië. Dit patroon komt duidelijk tot uiting in figuur 7.2A en figuur 7.2B, waar de relatieve sterfterisico's uit het brutomodel vergeleken worden met deze uit het multivariaat model, eerst voor vrouwen en vervolgens voor mannen.

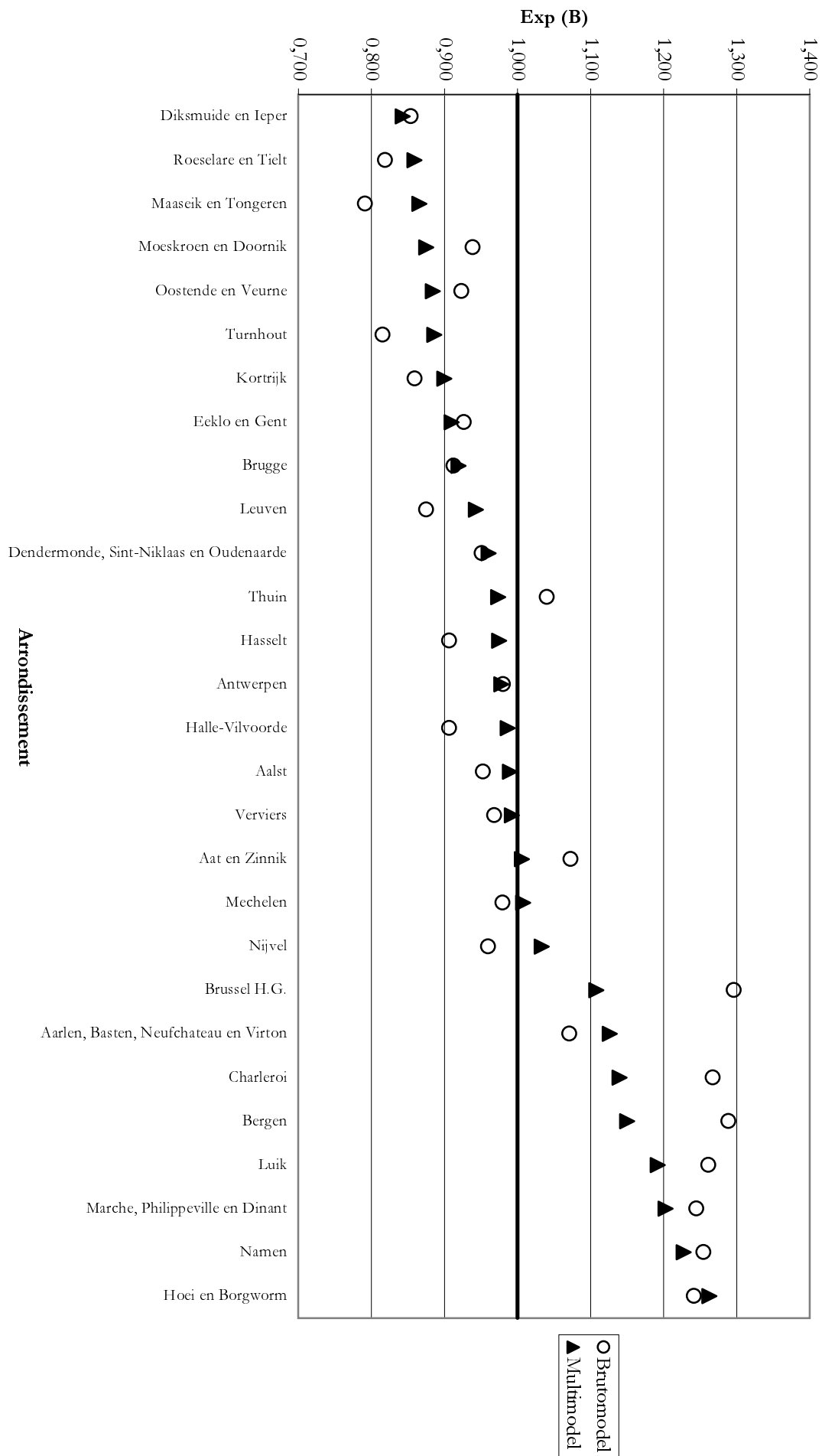
In Vlaanderen verandert de relatieve rangorde al bij al weinig, noch bij mannen noch bij vrouwen. De meerderheid van de Vlaamse arrondissementen ondergaat in de vrouwelijke bevolking een toename. Slechts een drietal groepen kennen een afname: Diksmuide en Ieper, Eeklo en Gent en Oostende en Veurne. De overige Vlaamse gebieden vertonen een toename (9) of een status quo (3), ook deze met een aanvankelijk hoog risico. Voor deze arrondissementen geldt dat hun slecht profiel extra benadrukt wordt, zoals bijvoorbeeld Dendermonde, Sint-Niklaas en Oudenaarde (0,96), Antwerpen (0,98), Aalst (0,99) en vooral Mechelen (1,01). Kortrijk (0,90), Eeklo en Gent (0,91), Leuven (0,94) en vooral Hasselt (0,97) en Halle-Vilvoorde (0,99) vergezellen in het multivariaat model deze groep met de hoogste mortaliteit in Vlaanderen.

Brussel heeft na controles een veel lagere exponent B-waarde (1,11) en neemt bijgevolg een meer intermediaire positie in. Ook in Wallonië grijpen aanzienlijke veranderingen plaats. Niet alleen arrondissementen met een initieel hoog risico kennen een daling (5), maar ook een tweetal gebieden met een lage sterfte. Moeskroen en Doornik (0,88) bijvoorbeeld behoren dankzij de verdere afname tot de klasse met de laagste sterfte van België. Ook Thuin (0,98) verbetert zijn relatieve positie verder, maar dan in mindere mate.

De andere arrondissementen met een relatief lage mortaliteit in Wallonië, Verviers (0,99) en Nijvel (1,03), verliezen hun voorsprong, maar bekleden toch nog een relatief goede positie. Aat en Zinnik (1,01) vergezellen deze gebieden, dankzij een matige afname van het risico. Bergen (1,15) en Charleroi (1,14) vertonen een grotere daling en behoren nu ook tot de groep met een intermediaire sterfte in Wallonië, weliswaar met een reeds hoger risico.

Luik (1,19), Marche-en-Famenne, Philippeville en Dinant (1,20) en Namen (1,23), daarentegen, ondergaan een kleinere afname en vormen dan ook de groep met de hoogste sterfte van het land in het multivariaat model. Hierbij voegen zich nog Hoi en Borgworm (1,26), die geen daling maar een stijging ondergaan. Ook Aarlen, Bastenaken, Neufchâteau en Virton (1,13) kennen een toename, maar behoren eerder tot de groep met een intermediaire sterfte in Wallonië.

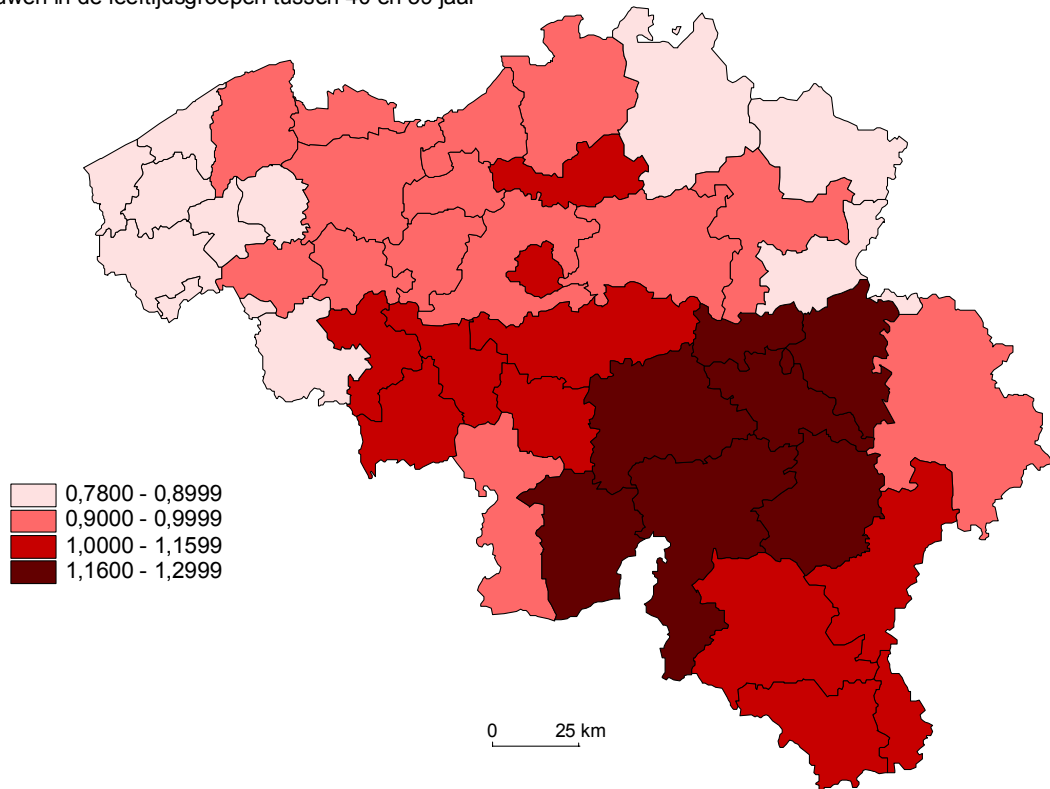
Figuur 7.2A: Relatieve sterfterisico's in het brutomodel en in het multivariaat model, gemiddelde waarden voor de Belgische vrouwen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 59 jaar



Figuur 7.2B: Relatieve sterferisico's in het brutomodel en in het multivariaat model, gemiddelde waarden voor de Belgische mannen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 59 jaar



Kaart 7.4A : Relatieve sterfterisico's (exponent B-waarden) naar arrondissement, na controle voor leeftijd, beroep, huisvesting, huishoudenspositie en onderwijsniveau; gemiddelde waarden voor Belgische vrouwen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 59 jaar

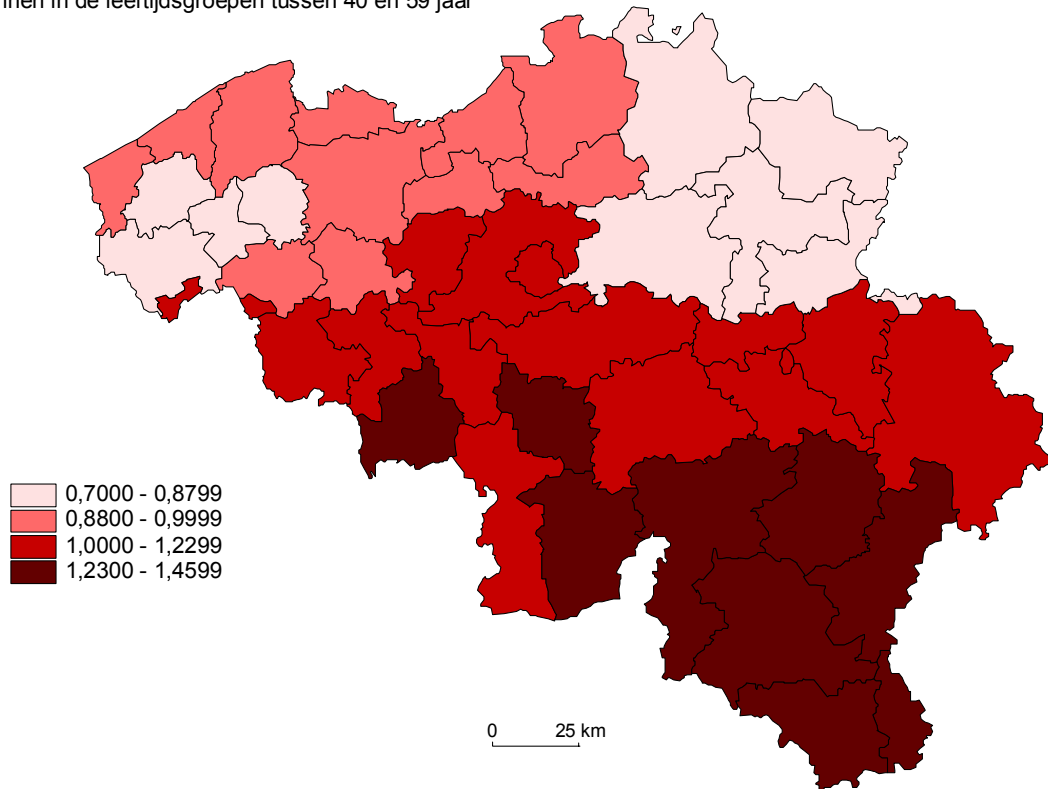


Kaart 7.4A en 7.4B zijn gebaseerd op de exponent B-waarden uit de multivariate modellen, maar volgen dezelfde klassenindeling als de brutomodellen in kaartenserie 7.3. De kaarten illustreren andermaal dat de relatieve positie van de Vlaamse arrondissementen weinig veranderd is: de rurale gebieden uit West-Vlaanderen en Limburg behouden de laagste sterfte, de meer stedelijke arrondissementen uit Oost-Vlaanderen en Antwerpen blijven een minder gunstig profiel vertonen en worden nu vergezeld door Vlaams-Brabant en Hasselt. In Wallonië heeft een aantal Henegouwse gebieden samen met Waals-Brabant en Verviers na controles de laagste sterfte bij vrouwen, terwijl de overige Luikse en de Naamse arrondissementen de hoogste mortaliteit vertonen. De Luxemburgse gebieden handhaven hun positie.

In de mannelijke doelgroep behouden Limburg en Turnhout het laagste risico en blijft West-Vlaanderen het iets minder goed doen dan bij vrouwen. Daartegenover behoudt Leuven wel zijn goede plaats. De hoogste sterfte treedt bij de Vlaamse mannen op in bepaalde gebieden uit Oost-Vlaanderen en in Halle-Vilvoorde, maar niet in Antwerpen zoals bij vrouwen.

Bij de Waalse mannen komt het grootste risico voor in de landelijke gebieden uit Luxemburg en uit Namen, maar ook in Bergen en Charleroi. Beide gebieden kennen wel een aanzienlijke daling, maar blijven een hoog relatief risico vertonen. De overige stedelijke arrondissementen nemen bij mannen een betere positie in dan bij vrouwen, vooral dan voor Luik en Namen.

Kaart 7.4B : Relatieve sterfterisico's (exponent B-waarden) naar arrondissement, na controle voor leeftijd, beroep, huisvesting, huishoudenspositie en onderwijsniveau; gemiddelde waarden voor Belgische mannen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 59 jaar



Het lijkt er dus op dat vrouwen in sterkere mate door een grootstedelijke gradiënt gekenmerkt worden, waarbij de hoogste sterfte in de stedelijke gebieden waargenomen wordt en de laagste in de meer rurale arrondissementen. De ratio tussen de meest extreme waarden is lichtjes gedaald van 1,6 tot 1,5 bij vrouwen en van 2,1 tot 1,8 bij mannen.

VII.5 Conclusies

1. De regionale tendensen komen goed overeen in beide geslachtsgroepen. In het algemeen worden dezelfde lijnen waargenomen, met een hogere sterfte in Wallonië en een lagere in Vlaanderen, zowel bij mannen als bij vrouwen. Bij mannen zijn de regionale sterfteverschillen, net zoals de sociale verschillen, wel iets meer uitgesproken. Ook wordt voor bepaalde arrondissementen een differentieel beeld bekomen in functie van het geslacht. Globaal gesteld duikt bij vrouwen een meer stedelijke gradiënt op, waarbij de stedelijke gebieden doorgaans de hoogste sterfte hebben en de rurale arrondissementen de laagste sterfte. Bij mannen is dit patroon minder uitgesproken.

2. Na controle voor de socio-economische samenstelling van de bevolking blijven deze verschillen behouden in beide geslachtsgroepen. In Vlaanderen zijn duidelijk factoren in het spel die de sterfte op een lager peil houden en in Wallonië elementen die de mortaliteit op een hoger niveau houden, onafhankelijk van de huisvestingskwaliteit, het soort van inkomen, het opleidingsniveau en de huishoudenspositie.

3. De controles voor socio-economische status reiken twee sleutels aan om de regionale sterfteverschillen te interpreteren. De daling of stijging van de sterfterisico's geven aan in welke

mate de regionale sterfteverschillen verklaard kunnen worden door statusverschillen. Zo kan voor Charleroi, Bergen en Brussel afgeleid worden dat de oversterfte in aanzienlijke mate samenhangt met het slecht socio-economisch profiel van de bevolking in deze arrondissementen en dit zowel bij mannen als bij vrouwen.

De tweede sleutel wordt gevormd door de verschillen die in het nettomodel blijven bestaan tussen de arrondissementen en dus niet het gevolg zijn van differentiële socio-economische kenmerken van de bevolking. In essentie blijven vier categorieën over om deze residuele sterfteverschillen te verklaren: milieufactoren, socio-economische omgevingsfactoren, het beleid inzake gezondheidszorg en gedragsfactoren (levensstijl en preventie), in de mate dat deze niet samenhangen met de socio-economische positie, maar wel cultureel bepaald zijn. Het spreekt vanzelf dat deze vier factoren samen ageren en elk voor een variabel deel van de residuele verschillen verantwoordelijk kunnen zijn. De interactie tussen deze factoren kan zelfs een neutraliserend effect hebben waarbij gunstige milieufactoren bijvoorbeeld teniet gedaan worden door een ongezondere levensstijl. Op basis van de beschikbare gegevens in dit onderzoek is het echter niet mogelijk om dieper op deze mogelijke samenhang in te gaan of om verklaringen te kunnen formuleren. Toch kunnen enkele frappante vaststellingen gedaan worden.

In eerste instantie blijkt dat de sterfteverschillen tussen het Vlaams, het Brussels en het Waals Gewest gedeeltelijk te verklaren zijn door de verschillen in socio-economische status van de inwoners van de betrokken gebieden. De daling van de mortaliteit in de dichtstbevolkte en meest geïndustrialiseerde gebieden van Wallonië is hier tekenend voor en tevens de aanzienlijke afname van de sterfte in het Brussels Gewest. Toch blijven na controle belangrijke verschillen bestaan waarvoor de socio-economische factoren op individueel vlak geen verklaring kunnen bieden. Vermoedelijk spelen verschillen in milieu, gedrag en gezondheidszorg hierbij een belangrijke rol. Uit de gezondheidsenquête blijkt duidelijk dat de gewesten een aantal belangrijke verschillen vertonen op gebied van levensstijl en gezondheidszorg. In de literatuur werd herhaaldelijk de grote samenhang tussen socio-economisch statuut en levensstijl bevestigd. Het zou dus moeten gaan om verschillen in levensstijl die blijven bestaan na controle voor de socio-economische status.

In Vlaanderen kunnen na controles drie gebieden onderscheiden worden. Het zuiden van Oost-Vlaanderen en Halle-Vilvoorde vertonen binnen Vlaanderen een belangrijke surmortaliteit, zowel voor mannen als voor vrouwen. Daartegenover staan de Limburgse en Antwerpse Kempen, met een lage mortaliteit voor beide geslachten. De streek van Antwerpen-Mechelen wordt gekenmerkt door een hoge sterfte bij vrouwen, maar door een risico dat nauw bij het Vlaams gemiddelde aanleunt bij de mannen. Verder valt het op dat ook Hasselt bij de vrouwen slechter scoort.

In Wallonië is het veel moeilijker om regionale patronen te onderscheiden die gelijklopend zijn voor mannen en vrouwen. Charleroi, Bergen, Marche-en-Famenne, Dinant en Philippeville doen het slecht in beide groepen, terwijl Moeskroen en Doornik, Thuin en Verviers eerder goed scoren. Opmerkelijk is de hele noord-oostelijke regio van Wallonië (Nijvel, Borgworm, Luik en Verviers) die bij mannen na controle de laagste cijfers vertonen, terwijl dit bij de vrouwen niet het geval is.

Deze onderzoeksresultaten dienen voorzichtig geïnterpreteerd te worden, aangezien twee belangrijke bedenkingen gemaakt kunnen worden bij de regionale analyse. De onderzoekseenheid (het arrondissement) is in eerste instantie een relatief willekeurige administratieve indeling van het territorium. Het is best mogelijk dat belangrijke interne verschillen bestaan binnenin een arrondissement, die hier volkomen gemaskeerd worden. Een fijnere indeling (bijvoorbeeld op gemeentelijk vlak) zou hier eventueel inzicht in kunnen verschaffen. Anderzijds zou een fijnmaziger geografische opdeling tot een ander probleem leiden, dat zelfs reeds opduikt op

arrondissementeel niveau. Sterfte is een relatief zeldzaam fenomeen, in het bijzonder bij vrouwen in de bestudeerde leeftijdsgroepen. Hierdoor kan een zekere volatiliteit ontstaan in de resultaten en vooral in de dunbevolkte arrondissementen.

Bibliografie

Bibliografie

- Aelvoet, W., F. Capet en J. Vanoverloop (1988), *Gezondheidsindicatoren 1996*, Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap.
- Aelvoet, W., M. Fortuin, P. Hooft en J. Vanoverloop (1999), *Gezondheidsindicatoren 1997*, Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap.
- Andre, R. en J. P. Roque (1978), *Demografische analyse van de mortaliteit in België. Regionale studie*, Brussel, Van Muyswinkel, 535 p.
- Allison, P. D. (1984), *Event History Analysis. regression for longitudinal event data*, Newbury Park London New Delhi, Sage Publications, 87 p.
- Anson, J. (2000 a), *The migrant mortality advantage – The effects of nationality, nativity and social characteristics on the mortality risks of the Brussels population, 1991-1996*, Working paper 2000-10, Steunpunt Demografie, Vakgroep Sociaal Onderzoek, Vrije Universiteit Brussel, 20p. (+annexen).
- Anson, J. (2000 a), *Immigrant mortality in Belgium : the person and place* / Working paper 2000-11, Steunpunt Demografie, Vakgroep Sociaal Onderzoek, Vrije Universiteit Brussel, 12p. (+annexen).
- Antonovsky, A. (1967), "Social class, life expectancy and overall mortality," *Milbank Memorial Fund Quarterly*", XLV (2), pp. 31-73.
- Arber, S. (1991), "Class; paid employment and family roles: making sense of structural disadvantage, gender and health status", *Social Science and Medicine*, 32(4), pp. 425-436.
- Barbieri, M. en L. Toulemon (1997), *"Infant and child mortality differentials in France; the end of social inequalities"*, PAA-paper op Internet.
- Blane, D., I. White, en E. Lahelma (1997), "Education, social circumstances and mortality", in *Health and social organisation. Toward a health policy for the 21st century*, D. Blane, E. Brunner en R. Wilkinson, Routledge, pp. 171-191.
- Bossuyt, N. en H. V. Van Oyen (2000), *Gezondheidsverwachting volgens socio-economische gradiënt in België*, Brussel, Scientific Institute of Public Health, Unit Epidemiology, 96 p.
- Census Belgica 2001, (1997), Verslagboek deel 2, *Tweedaagse studie over het gebruik en de toekomst van de Volkstelling in België*, Steunpunt WAV, Steunpunt voor Demografie, DWTC, Leuven, pp. 116.
- Christenson, B. A. en N. E. Johnson (1995), "Educational inequality in adult mortality: an assessment with death certificate from Michigan", *Demography*, 32(2), pp. 215-229.
- Cox, D. R. (1972), "Regression models and life tables", *Journal of the Royal statistical Society, Series B* 34, pp. 187-202.
- Dahl, E. (1993a), "High mortality in lower salaried Norwegian men: the healthy worker effect", *Journal of Epidemiology and Community Health*, 47, pp. 192-194.

Dahl, E. (1993b), "Social inequality in health - the role of the healthy worker effect, mortality in lower salaried Norwegian men: the healthy worker effect", *Social Science and Medicine*, 36(8), pp. 1077-1086.

Davey-Smith, G., C. Hart, D. Blane, C. Gillis en V. Hawthorne (1998), "Education and occupational class: which is the more important indicator of mortality risk", *Journal of Epidemiology and Community Health*, 52(3), pp. 153-160.

Davis, K. en J. Blake (1956), "Social structure and fertility: an analytical framework", *Economic Development and Cultural Change*, 4(4), pp. 211-235.

Deboosere, P., R. Lesthaeghe, J. Surkyn, P.-M. Boulanger en A. Lambert (1997), *Huishoudens en gezinnen*, Algemene Volks- en Woningtelling, Monografie n^o 4, Brussel, Nationaal Instituut voor de Statistiek, 224 p.

De Graef, S. (1997), *Sociale ongelijkheid inzake mortaliteit: differentiëlen naar socio-economische status in België*, Faculteit voor de Politieke en Sociale Wetenschappen, Gent, Rijksuniversiteit Gent, 127 p.

Delanghe, L. (1971), *Differentiële sterfte in België. Een sociaal-demografische analyse*, Leuven, KUL, 232 p.

Diderichsen, F. en J. Hallqvist (1997), "Trends in occupational mortality among middle-aged men in Sweden 1961-1990", *International Journal of Epidemiology*, 122(2), pp. 283-289.

De Saboulin, M., "*Disparité de mortalité féminine en France. Mortalité (1982-1988) des femmes âgées de 45 à 64 ans en 1982*", INSEE, Paris, 14 p.

Elo, I. T. en S. H. Preston (1992), "Effects of early childhood conditions on adult mortality: a review", *Population Index*, 58(2), pp. 211-235.

Elo, I. T. en S. H. Preston (1996), "Educational differences in mortality: United States, 1979-85", *Social Science and Medicine*, 42(1), pp. 47-57.

Feinstein, J. S. (1993), "The relationship between socio-economic status and health. A review of literature", *Milbank Quarterly*, 71(2), pp. 279-322.

Feldman, J. J., D. M. Makuc, J.C. Kleinman en J. Cornoni-Huntley (1989), "National trends in educational differences in mortality", *American Journal of Epidemiology*, 129(5), pp. 919-933.

Fiscella, K. en P. Franks (1997), "Poverty or income inequality as predictor of mortality: longitudinal cohort study", *British Medical Journal*, 314(7096), pp. 1724-1728.

Gijsbers, C. M. T. V. W., A. M. Kolk, W.J.H.M. Van den Bosch en H.J.M. Van den Hoogen (1992), "Male and female morbidity in general practice: the nature of sex differences", *Social Science and Medicine*, 35(5), pp. 665-678.

Goldman, N. (1993), "Marriage selection and mortality patterns: inferences and fallacies", *Demography*, 30(2), pp. 189-208.

Goossens, L., I. Thomas en D. Vaneste (1997), *Huisvesting in sociaal-economisch en geografisch perspectief 1981-1991*, Algemene Volks- en Woningtelling op 1 maart 1991, Monografie n^o 10, Brussel, Nationaal Instituut voor de Statistiek, 307 p.

Gregorio, D. L., J. Stephen en D. Paturzo (1997), "The effects of occupation based social position on mortality in a large American cohort", *American Journal of Public Health*, 87(9), pp. 1472-1475.

Hesselink, D. J., J. P. Mackenbach, H. van de Mheen en K. Stronks (1990), "Sociaal-economische gezondheidsverschillen in Nederland", *Bijblijven*, 6/1990(5), pp. 37-48.

Hibbard, J. H. en C. R. Pope (1991), "Effect of domestic and occupational roles on morbidity and mortality", *Social Science and Medicine*, 32(7), pp. 805-811.

Hu, Y. en N. Goldman (1990), "Mortality differentials by marital status: an international comparison", *Demography*, 27(2), pp. 233-250.

Hummer, A. H., R. G. Rogers, I.W. Eberstein (1998), "Sociodemographic differentials in adult mortality: a review of analytic approaches", *Population and Development Review*, 24(3), pp. 553-578.

Kaprio, J., S. Sarna, M. Fogelholm en M. Koskenvuo (1996), "Total and occupationally active life expectancies in relation to social class and marital status in men classified as healthy at 20 in Finland", *Journal of Epidemiology and Community Health*, 50(6), pp. 653-660.

Kleinbaum, D. G. (1996), *Event history analysis. A self-learning text*, New York, Springer, 324 p.

Kromhout, D., G. Doornbos en M.D.A.F. Hoffmans (1988), "Voedselkeuze, leefwijze en sterfte in relatie tot opleiding", *Tijdschrift voor Sociale Gezondheidszorg*, 66, pp. 345-348.

Kunst, A. E. en J. P. Mackenbach (1989), "Sociale ongelijkheid en sterfte. Worden sociaal-economische verschillen in sterfte kleiner?", *Demos*, 6(6), pp. 47-48.

Kunst, A. E. (1997), *Cross-national comparisons of socio-economic differences in mortality*, Department of Public Health, Den Haag, Erasmus Universiteit Rotterdam, pp. 264.

Koskinen, S. en T. Martelin (1994), "Why are socio-economic mortality differences smaller among women than among men?", *Social Science and Medicine*, 38(10), pp. 1385-1396.

Koskinen, S. (1995), "Regional differences in mortality from ischaemic heart disease in Finland", in *Adult mortality in developed countries: from description to explanation*, A. D. Lopez, G. Caselli en T. Valkonen, Oxford, Clarendon Press, pp. 261-285.

Lagasse, R., I. Godin en A. Leveque (1993), "De eerste doelstelling van de wereldgezondheidsorganisatie: gelijkheid op vlak van gezondheid. Een status quaestionis voor België", in *Sociale ongelijkheid en verschillen in gezondheid*, V. Raes, E. Kerckhofs en F. Louckx, Brussels, VUBPRESS, pp. 75-90.

Lagasse, R., P. C. Humblet, A. Lenaerts, I. Godin en G.F.G. Moens (1990), "Health and social inequities in Belgium", *Social Science and Medicine*, 31(3), pp. 237-248.

Lahelma, E. en T. Valkonen (1990), "Health and social inequalities in Finland and elsewhere", *Social Science and Medicine*, 31, pp. 257-265.

Lang, T., P. Ducimetière, D. Aveiler, P. Amouyel, J.-P. Cambou, J.-M. Ruidavets, M. Montaye, V. Meyer en A. Bingham (1997), "Incidence, case fatality, risk factor of acute coronary heart disease

and occupational categories in men aged 30-59 in France", *International Journal of Epidemiology*, 26(1), pp. 47-57.

Leclerc, A. L. en M. Goldberg (1984), "Les inégalités devant la mort en Grande-Bretagne et en France", *Social Science and Medicine*, 19(5), pp. 479-487.

Leclerc, A. en F. Lert (1989), "La mortalité des travailleurs non qualifiés dans différents pays d'Europe", *Revue d'Epidemiologie et de Santé Publique*, 37, pp. 233-244.

Leeftang, R. L. I., D. J. Klein-Hesselink en I. P. Spruit (1992), "Health effects of unemployment- I. Men and women in a rural and urban setting", *Social Science and Medicine*, 34(4), pp. 341-350.

Lusyne, P. en H. Page (1999), "*Mortality following conjugal bereavement: new data from Belgium*". European Population Conference, Unity in diversity, Den Haag, 30 August-3 September 1999, 9 p.

Mare, R. D. (1990), "**Itinéraires socio-économiques et différences de mortalité chez les hommes âgés aux Etats-Unis**", in *Mesure et analyse de la mortalité. Nouvelles approches*, J. Vallin, S. D'Souza en A. Palloni, Oxford, Clarendon Press, pp. 401-424.

Marmot, M. (1986), "**Social inequalities in mortality: interpreting the social environment**", in *Class and health. Research and longitudinal data*, R. G. Wilkinson, London, New York, Tavistock Publications, pp. 21-33.

Marmot, M. (1988), "Social class and mortality. Trends and explanations", *Tijdschrift voor Sociale Gezondheidszorg*, 66(315-320).

Marmot, M. (1995), "Socio-economic differentials in mortality: the Whitehall Studies", in *Adult mortality in developed countries: from description to explanation*, A. Lopez, G. Caselli en T. Valkonen, Oxford, Clarendon Press, pp. 223-242.

Marmot, M. G. en M. J. Shipley (1996), "Do socio-economic differences in mortality persist after retirement? 25 year follow-up of civil servants from the first Whitehall Study", *British Medical Journal*, 313(7066), pp. 1170-1180.

Martelin, T. (1994), "Mortality by indicators of socio-economic status among the Finnish elderly", *Social Science and Medicine*, 38(9), pp. 1257-1278.

Martikainen, P. T. (1995), "Mortality and socio-economic status among Finnish women", *Population Studies*, 49, pp. 71-90.

Martikainen, P. T. en T. Valkonen (1996), "Excess mortality of unemployed men and women during a period of rapidly increasing unemployment", *The Lancet*, 348, pp. 909-912.

Masuy-Stroobant, G. (1983), *Les déterminants individuels et régionaux de la mortalité infantile. La Belgique d'hier et d'aujourd'hui*, Louvain-la-Neuve, Ciaco Editeur, 540 p.

Masuy-Stroobant, G. (1988), *Santé de l'enfant et inégalités sociales : une enquête dans le Hainaut sur le comportement préventif des mères : rapport POLIWA 3*, Louvain-la-Neuve : CIACO, 283 p.

Matthews, S., O. Manor en C. Power (1999), "Social inequalities in health: are there gender differences?", *Social Science and Medicine*, 48, pp. 49-60.

Menchik, P. L. (1993), "**Economic status as a determinant among black and white older men: does poverty kill?**", *Population Studies*, 47(3), pp. 427-436.

Mérenne, B., H. Van Der Haegen en E. Van Hecke (1998), *België ruimtelijk doorgelicht*. Een Censusatlas opgesteld in opdracht van DWTC, Brussel, Gemeentekrediet, 144 p.

Moens, G. F. G., R. Lagasse, P. Humblet, H. Van de Voorde en E. Wollast (1986), "Vermijdbare sterfte: een evaluatie-instrument van de gezondheidszorg in België?", *Tijdschrift voor geneeskunde*, 42(13), pp. 921-931.

Moser, K. A., H. Pugh en P.O. Goldblatt (1988), "Inequalities in women's health: looking at mortality differentials using an alternative approach", *British Medical Journal*, 296, pp. 1221-1224.

Moser, K. A., H. Pugh en P.O. Goldblatt (1990), "Inequalities in women's health in England and Wales: mortality among married women according to social circumstances, employment characteristics and life-cycle stage", *Genus*, XLVI (3-4), pp. 71-84.

Mosley, W. H. en L. C. Chen (1984), "An analytical framework for the study of child survival in developing countries", *Population and Development Review*, 10 (supplement), pp. 25-45

Nationaal Instituut voor de Statistiek, (1991), *Onderrichtingen aan de gemeentebesturen en Handleiding van de teller*, Brussel, 51 p.

Newcombe, H. B., (1988), *Handbook of record linkage. Methods for health and statistical studies, administration and business*, Oxford University Press, Oxford, 206 p.

Olshansky, S. J. en A. Carnes (1997), "Ever since Gompertz", *Demography*, 34(1), pp. 1-15.

Pamuk, E. R. (1985), "Social class inequality in mortality from 1921 to 1972 in England and Wales", *Population Studies*, 39, pp. 17-31.

Pappas, G., S. Queen, W. Hadden en G. Fischer (1993), "The increasing disparity in mortality between socioeconomic groups in the United States", *The New England Medicine Journal*, 329(2), pp. 103-109.

Peersman, W. en K. Vuylsteek (1998), "Sociaal-economische gezondheidsverschillen en gezondheidsbevordering", *Welzijnsgids - gezondheidszorg, preventieve Voorzieningen*, Afl. 30, pp. 9-27.

Pekkanen, J., J. Tuomilehto, A. Uutela, E. Vartiainen en A. Nissinen (1995), "Social class, health behaviour and mortality among men and women in eastern Finland", *British Medical Journal*, 311(7005), pp. 589-593.

Polus, C. en F. Louckx (1991), "Sociale ongelijkheid en gezondheid", *Tijdschrift voor Sociologie*, 12(3/4), pp. 469-511.

Preston, S. H. en P. Taubman (1994), "Socio-economic differences in adult mortality and health status", in *Demography of ageing*, L. G. Martin en S. H. Preston, Washington D.C., National Academy Press, pp. 279-318.

Rogers, R. G. (1992), "Living and dying in the USA: socio-demographic determinants of death among black and whites", *Demography*, 29(2), pp. 287-303.

Schepers, R., M. Smet en C. Van Wanseele (1985), "Sociale ongelijkheid inzake ziekte, dood en gezondheidszorg", *Welzijnsids*, Afl. 23, Sch. 1 - Sch. 21.

Sorlie, P. D., E. Backlund en J. B. Kleller (1995), "US mortality by economic, demographic and social characteristics: the national longitudinal mortality study", *American Journal of Public Health*, 85(7), pp. 949-956.

Stefansson, C.-G. (1991), "Long-term unemployment and mortality in Sweden, 1980-86", *Social science and Medicine*, 32(4), pp. 419-423.

Stoop, R., J. Surkyn (1997), "*In de wetenschap van het niet te weten. achtergronden -van de non-respons in de Volkestelling 1991*", Steunpunt voor Demografie Working Paper 1997-1, Vrije Universiteit Brussel.

Stronks, K., D. Van De Mheen en J. Mackenbach (1993), "Achtergronden van sociaal-economische gezondheidsverschillen. Een overzicht van de literatuur en een onderzoeksmodel" in *Sociale ongelijkheid en verschillen in gezondheid*, V. Raes, E. Kerkhofs en F. Louckx, Brussel, VUBPRESS, pp. 11-26.

Vagerö, D. en O. Lundberg (1995), "Socio-economic mortality differentials among adults in Sweden" in *Adult mortality in developed countries: from description to explanation*, A. D. Lopez, G. Caselli en T. Valkonen, Oxford, Clarendon Press, pp. 223-242.

Valkonen, T. (1987), "Social inequality in the face of death", *Proceedings of European Population Conference*, Helsinki: Central Statistical Office of Finland, pp. 201-261.

Valkonen, T. (1989), "Adult mortality and level of education: a comparison of six countries", in *Health inequalities in European countries. Proceedings of European Science Foundation Workshops held in London 1984-86*, J. Fox, Aldershot, Gower Press, pp. 142-162.

Valkonen, T. (1993), *Socio-economic mortality differences in Europe*, The Hague, NIDI, 41 p.

Valkonen, T., T. Martelin en A. Rimpela (1990), *Socio-economic mortality differences in Finland 1971-85*, Helsinki, Central Statistical Office of Finland, Studies nr. 176, 103 p.

Valkonen, T. en P. Martikainen (1995), "The association between unemployment and mortality: causation or selection", in *Adult mortality in developed countries: from description to explanation*, A. D. Lopez, G. Caselli en T. Valkonen, Oxford, Clarendon Press, pp. 201-222.

Valkonen, T., A.-P. Sihvonen E. Lahelma (1997), "Health expectancy by level of education in Finland", *Social Science and Medicine*, 44(801-808).

Vallin, J. (1995), "Can sex differentials in mortality be explained by socio-economic mortality differentials?", in *Adult mortality in developed countries: from description to explanation*, A. D. Lopez, G. Caselli en T. Valkonen, Oxford, Clarendon Press, pp. 179-220.

Van der Veen, W. J. (1994), "Does it matter where I live in Western Europe? An analysis of regional mortality differentials in Belgium, Germany and the Netherlands", *European Journal of Population*, 10, pp. 319-348.

Vanhoorne, M. (1984), "Gezondheidseffecten van werken en niet werken", *Tijdschrift voor Geneeskunde*, 40(5), pp. 305-312.

Van Houte-Minet, M. en G. Wunsch (1978), "La mortalité masculine aux âges adultes. Un essai d'analyse régionale", *Population et Famille*, 43(1978-1), pp. 37-68.

Van Houte-Minet, M. en G. Wunsch (1978), "La mortalité masculine aux âges adultes", *Population et Famille*, 44(1978-2), pp. 19-48.

Van Oyen, H., J. Tafforeau, S. Drieskens, W. Aelvoet en S. Van den Brouke (1997), *Overlijden en oorzakelijk specifiek overlijden in de Vlaamse Gemeenschap 1989-1991*, Brussel, COOV, WIV.

Wanner, P., (1999), *Mortalité différentielle selon la cause de décès. Influence de la trajectoire de vie sur le risque de décès en Norvège (1960-1985)*, Louvain-la-Neuve, Academia, 278 p.

Weatherall, R. D., H. Joshi en S. Macran (1994), "Double burden or double blessing? Employment, motherhood and mortality in the Longitudinal Study of England and Wales", *Social Science and Medicine*, 38(2), pp. 285-297.

Wilkinson, R. G. (1986), "Socio-economic differences in mortality: interpreting the data on their size and trends", in *Class and health. Research and longitudinal data*, R. G. Wilkinson, London, New York, Tavistock Publications, pp. 1-20.

Willems, P. (1990), *Ieder jaar een seizoen meer. Recente evolutie van de sterfte in België*, **Referaat op de studiedag: Ontwikkelingen in verband met de sterfte**, Brussel: Vereniging voor Demografie.

Wunsch, G., M. Termote en J. Duchêne (1993), *Demographic analysis. basic Principles and methods*, Louvain-la-Neuve, U.C.L., 299 p.

Wyke, S. en F. Graeme (1992), "Competing explanations for associations between marital status and health", *Social Science and Medicine*, 34(5), pp. 523-532.

Annex 2.1: Statistisch formulier voor het overlijden van een persoon

STROOK A**AANGIFTE VAN OVERLIJDEN VAN EEN PERSOON VAN EEN JAAR OF OUDER***(Strook in te vullen door de **geneesheer** en te bewaren door het gemeentebestuur)*

Naam en voornaam van de overledene		<input type="text"/>
Echtgeno(o)t(e) of weduw(e)(naar) van		<input type="text"/>
Gewone verblijfplaats :	gemeente	<input type="text"/>
	straat, nr.	<input type="text"/>
Datum (DDMMJJJJ) en uur (UUMM) van overlijden		<input type="text"/> / <input type="text"/> / <input type="text"/> <input type="text"/> u <input type="text"/> m
Adres van overlijden :	gemeente	<input type="text"/>
	straat, nr	<input type="text"/>

Nummer van de overlijdensakte

Geslacht van de overledene

• mannelijk • vrouwelijk • onbepaald

Gerechtigd-geneeskundig bezwaar tegen begraving of crematie (1)	<input type="checkbox"/> ja	<input type="checkbox"/> neen
Bezwaar tegen schenking van het lichaam (2)	<input type="checkbox"/> ja	<input type="checkbox"/> neen
Verplichte onmiddellijke kisting		
• in een hermetische kist (3)	<input type="checkbox"/> ja	<input type="checkbox"/> neen
• in een gewone kist (4)	<input type="checkbox"/> ja	<input type="checkbox"/> neen
Bezwaar tegen eventuele		
• crematie (5)	<input type="checkbox"/> ja	<input type="checkbox"/> neen
• conserveringstechnieken (6)	<input type="checkbox"/> ja	<input type="checkbox"/> neen
• vervoer zonder kist (7)	<input type="checkbox"/> ja	<input type="checkbox"/> neen
Risico voor blootstelling aan ioniserende stralen (3)	<input type="checkbox"/> ja	<input type="checkbox"/> neen

Ik, die teken, geneesheer (naam, voornaam, nr. in Orde der geneesheren of RIZIV nummer),

verklaar dat ik deom.....uur heb vastgesteld dat de hierboven genoemde persoon overleden is.

Handtekening en stempel van de geneesheer

- (1) Overlijden zeker of vermoedelijk door uitwendige oorzaak (ongeval, zelfmoord, moord of doodslag).
 (2) De overledene vormt een risico voor besmetting zoals bepaald sub (3).
 (3) A. de overledene leed aan één van de volgende overdraagbare ziekten: cholera, miltvuur, pokken en andere orthopox virusziekten, virale hemorrhagische koorts.
 B. de overledene vormt een risico op radioactieve besmetting (cfr. K.B. van 28 februari 1963 - B.S. 16 mei 1963 - art. 69.4, art. 69.7 en art. 3).
 (4) De overledene leed aan één van de volgende overdraagbare ziekten: AIDS, hondsdolheid, pest, virushepatitis (behalve bevestigde virushepatitis A).
 (5) Prothesen die werken op lithiumbatterijen dienen verwijderd, alsook elke andere prothese die radio-elementen bevat.
 (6) - cfr (2) en (3)
 - slechte toestand van het lijk (ontbonden, verhakkeld)
 - overlijden dat zeker of vermoedelijk aan een uitwendige oorzaak te wijten is.
 (7) cfr (2) en (3)

STROOK B**STATISTISCH FORMULIER VOOR HET OVERLIJDEN VAN EEN PERSOON
VAN EEN JAAR OF OUDER**

(Strook in te vullen door de **geneesheer**, te verifiëren door het gemeentebestuur
en over te maken aan de bevoegde geneesheer-ambtenaar)

1. Datum en uur van het overlijden

• datum (DDMMJJJJ)

□	□	/	□	□	/	□	□	□	□
---	---	---	---	---	---	---	---	---	---

• uur (UUMM)

□	□	u	□	□	m
---	---	---	---	---	---

2. Plaats van het overlijden • thuis • openbare weg • ziekenhuis • werkplaats • bejaardentehuis • andere, precieseer

.....

.....

3. Geslacht van de overledene • mannelijk • vrouwelijk • onbepaald

STROOK C**OVERLIJDEN VAN EEN PERSOON VAN EEN JAAR OF OUDER***(Strook in te vullen en onder gesloten omslag te plaatsen door de geneesheer)***1. Aard van het overlijden**

- natuurlijke oorzaak • doding
- verkeersongeval • wordt onderzocht
- ander ongeval • kan niet bepaald worden
- zelfmoord

2. Indien de doodsoorzaak niet natuurlijk is, beschrijf de omstandigheden

.....

.....

.....

.....

Voorbehouden

3. Ongeval**3.1 Plaats van het ongeval**

- openbare weg • werkplaats
(of school voor kinderen)
- thuis • onbekend
- andere, precieseer
-

3.2 Datum en uur van het ongeval

- datum (DDMMJJJJ) / /
- uur (UUMM) u m

4. Doodsoorzaak (1)**Duur (2)****I. Ziekte of aandoening die rechtstreeks de dood tot gevolg had**

Logische samenhang van de ziekten/aandoeningen die geleid hebben tot de onmiddellijke doodsoorzaak onder a).

Bij vermelding van meerdere ziekten de aan het overlijden ten grondslag liggende het laatst opgeven ("oorspronkelijke doodsoorzaak")

- a)
veroorzaakt door :
- b)
veroorzaakt door :
- c)
veroorzaakt door :
- d)
veroorzaakt door :

II. Geassocieerde oorzaken

Bij overlijden nog bestaande ziekten en bijzonderheden, welke tot de dood hebben bijgedragen, doch niet met de onder I. genoemde ziekten in causaal verband staan.

- e)
f)
g)

- (1) Hier wordt niet de wijze van overlijden bedoeld zoals bvb. : hartfalen, syncope, enz... maar de ziekte, het trauma of de complicatie die de dood veroorzaakte. Gelieve slechts één oorzaak per lijn te vermelden.
- (2) Tijdsinterval (bij benadering) tussen het begin van de ziekte/aandoening en de dood (preciseer zo nodig in minuten, uren, weken of maanden, ...)

Voorbehouden

- a) b) c) d)
- e) f) g)

5. Indien de overledene een vrouw is, is ze, in de loop van het jaar vóór haar overlijden :**5.1 Zwanger geweest**

- ja • neen • onbekend

5.2 Bevallende

- ja • neen • onbekend

6. Autopsie/aanvullende onderzoeken

- ja, lopend • neen
- ja, voorzien • onbekend

7. Was de attesterende geneesheer de behandelende geneesheer ?

- ja • neen

Nr. medisch dossier

Identificatie van de geneesheer

• RIZIV nummer

• datum (DDMMJJJJ)

 / /

naam, voornaam
handtekening
stempel

STROOK D**STATISTISCH FORMULIER VOOR HET OVERLIJDEN VAN EEN PERSOON
VAN EEN JAAR OF OUDER***(Strook in te vullen door het **gemeentebestuur** met de hulp van de aangever)***1. Gemeente (of land) van overlijden**

--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--

Code N.I.S. ==>

--	--	--	--	--	--	--	--

2. Nummer van de overlijdensakte

--	--	--	--	--	--

3. Gemeente (of land) waar de overledene gewoonlijk verbleef

--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--

Code N.I.S. ==>

--	--	--	--	--	--	--	--

4. Geboortedatum (DDMMJJJJ)

--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--

5. Opleiding (hoogste voltooide opleiding of diploma)

- geen opleiding of lager onvoltooid
- lager onderwijs
- lager middelbaar
 - ⇒ beroeps
 - ⇒ technisch
 - ⇒ algemeen
- hoger middelbaar
 - ⇒ beroeps
 - ⇒ technisch
 - ⇒ algemeen
- hoger van het korte type
- hoger van het lange type of universitair
- onbekend
- andere, preciezer

6. Huidige beroepstoestand

- actief(ve)
- student(e)
- werkloos
- gepensioneerd
- invalide
- zonder beroep
- andere, preciezer

7. Sociale staat in het laatst uitgeoefend beroep

- zelfstandige
- bediende
- arbeider(ster)
- helper(ster)
- zonder beroep
- onbekend
- andere, preciezer

**8. Uitgeoefende beroepen, welke ook de huidige beroeps-
toestand weze (begin met het laatst uitgeoefend beroep)**• 1.

--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--

Code N.I.S. ==>

--	--	--	--

• 2.

--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--

Code N.I.S. ==>

--	--	--	--

• 3.

--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--

Code N.I.S. ==>

--	--	--	--

9. Nationaliteit van de overledene

--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--

Code N.I.S. ==>

--	--	--

10. Burgerlijke staat van de overledene

- | | |
|---|--|
| <input type="checkbox"/> • ongehuwd | <input type="checkbox"/> • uit de echt gescheiden |
| <input type="checkbox"/> • gehuwd | <input type="checkbox"/> • van tafel en bed gescheiden |
| <input type="checkbox"/> • weduw(e)(naar) | <input type="checkbox"/> • onbekend |

11. Indien de overledene gehuwd was : (DDMMJJJJ)• geboortedatum van de overlevende

--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--

• datum van het laatste huwelijk

--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--

12. Leefde de overledene :

- alleen
- in een privé-huishouden
- in een instelling
- andere, preciezer

Annex 3.1: Opgenomen covariaten

ANNEX 3.1: OPGENOMEN COVARIATEN

De **beroepsstatus** van het individu vormt een eerste belangrijke dimensie van de socio-economische positie. Om een aantal in zekere zin homogene klassen te verkrijgen wordt een groepering toegepast op de ISCO-codes van het beroep en worden uiteindelijk zeven groepen weerhouden (de grote zelfstandigen, hogere leidinggevendenden en academici; de toezichthouders en de hooggeschoolde handenarbeiders; de kleine zelfstandigen, de lagere leidinggevendenden en geschoolde hoofdarbeiders; de routine hoofdarbeiders; de geschoolde handenarbeiders; de halfgeschoolde en ongeschoolde arbeiders; en de zelfstandige boeren). In de literatuur beperkt de meerderheid van de studies zich tot de actieve beroepsbevolking. Omdat de interesse hier ook uitgaat naar het sterfterisico van de niet-actieve klassen, worden deze klassen als dusdanig opgenomen in een drietal categorieën: de gepensioneerden (brug- of overlevingspensioen); de volledig werklozen; en de werkonbekwame mannen en gehandicapten in een beschutte werkplaats. Een alternatieve werkwijze zou zijn dat de niet-actieven gerangschikt worden naar het beroep dat ze voordien uitoefenden, maar deze optie is hier niet beschikbaar. Verder wordt ook een categorie "beroep onbekend" weerhouden, en tenslotte een klasse "geen beroep" voor mannen die geen beroep uitoefenen en evenmin een werkloosheidsuitkering krijgen.

Het **inkomen** is door gebrek aan cijfermateriaal geoperationaliseerd als het soort van inkomen(s) waarover het huishouden beschikt. De onderscheiden klassen zijn: twee voltijdse inkomens, één voltijds en één deeltijds inkomen, één voltijds inkomen, twee deeltijdse inkomens, één deeltijds inkomen, één voltijds en één vervangingsinkomen, één deeltijds en één vervangingsinkomen, twee vervangingsinkomens, één vervangingsinkomen, geen inkomen en tenslotte een restgroep met alle overige combinaties (met meer dan twee inkomens in het huishouden bijvoorbeeld). Deze variabele biedt als nadeel dat ze geen gradatie toelaat naar de reële omvang van het inkomen. Er kan globaal wel een zekere rangorde onderkend worden met bovenaan de groep "twee voltijdse inkomens" en onderaan de groep "geen inkomen" of "twee vervangingsinkomens", maar voor de eerste groep kan geen verdere verfijning bekomen worden.

Om de langere termijn levensstandaard op te meten, wordt gebruik gemaakt van de **huisvestingskwaliteit**, een combinatie van het **huisbezit** en van het **comfortniveau**. De eerste variabele telt vier groepen: eigen huis, huurhuis, huisbezit onbekend en een restgroep. Deze restgroep bevat enkele heel kwetsbare klassen zoals mannen zonder vaste particuliere woning (bijvoorbeeld thuislozen, mannen in medische of andere collectieve instellingen die daar op 1/03/1991 gedomicilieerd waren, etc.), mannen waarvan het type huishouden onbekend is, mannen die geen tellingformulier invulden, etc.

De comfortindicator bestaat uit zes klassen en is opgesteld rond de notie van "klein comfort". Om tot de categorie "klein comfort" te behoren dienen drie voorwaarden voldaan te zijn: over stromend water beschikken, over een WC met waterspoeling en een badkamer of stortbad. Zodra één van deze voorwaarden niet voldaan is, wordt de persoon tot de groep "zonder klein comfort" gerekend. De categorie "middelmatig" comfort voldoet aan de drie basisvoorwaarden en beschikt daar bovenop ook over centrale verwarming. De klasse "groot comfort" beschikt daarnaast ook nog eens over een keuken van minimum 4 m², een auto en een telefoon. Naast deze groepen wordt een categorie "comfort onbekend" onderscheiden en een restcategorie, opnieuw bestaande uit mannen zonder vaste particuliere woning, mannen voor wie het type huishouden onbekend is of voor wie helemaal geen informatie beschikbaar is.

Een combinatie van de comfortvariabele en het huisbezit in één variabele, de zogenaamde huisvestingskwaliteit, leidt tot een tiental groepen: eigenaars en huurders van een huis met groot, middelmatig en klein comfort of zonder klein comfort, de groep "huisbezit of comfort onbekend" en de restgroep.

Het **onderwijsniveau** is in dit onderzoek geoperationaliseerd op basis van het hoogst behaalde diploma en gegroepeerd in een aanzienlijk aantal klassen (pedagogisch onderwijs van het korte type, universitair of hoger onderwijs van het lange type, ander hoger onderwijs van het korte type, hoger secundair algemeen vormend of kunstonderwijs, hoger secundair technisch onderwijs, hoger secundair beroepsonderwijs, lager secundair algemeen vormend of kunstonderwijs, lager secundair technisch onderwijs, lager secundair beroepsonderwijs, lager onderwijs en geen diploma). Verder worden ook twee groepen van missing values onderscheiden: de categorie die de onderwijsvraag niet heeft ingevuld en de groep die het volkstellingformulier niet heeft ingevuld.

Een meer socio-demografisch kenmerk is de **huishoudenspositie**. Deze variabele bestaat uit negen categorieën: de gehuwden en de ongehuwd samenwonenden met of zonder inwonende kinderen, de éénoudergezinnen, de personen die bij hun ouders of bij een kerngezin inwonen, de alleenstaanden en een restgroep, met heel specifieke huishoudenssamenstellingen (bijvoorbeeld twee zussen die samenwonen).

Voor het onderzoek naar socio-economische sterfteverschillen bij vrouwen worden bepaalde categorieën van deze variabelen samengenomen, zodat een voldoende aantal cases gegarandeerd is. Verder zijn voor vrouwen ook een aantal bijkomende variabelen in de analyses opgenomen. Een eerste additioneel kenmerk is de zogenaamde **rollencombinatie**, die aangeeft of de vrouw een economische functie combineert met een moederschapsfunctie. De variabele telt vier klassen: personen met een beroep en met inwonende kinderen; personen zonder beroep, maar met inwonende kinderen; personen met een beroep, maar zonder inwonende kinderen; en tenslotte personen zonder beroep en zonder inwonende kinderen.

Ook wordt nagegaan of er een relatie bestaat tussen sterfte en het feit of de vrouw een **voltijds** dan wel een **deeltijds beroep** heeft. De onderscheiden variabele bevat vier groepen: werkt voltijds, werkt deeltijds, werkt niet en onbekend.

Tenslotte worden ook de **burgerlijke staat** en de **pariteit** of de **gerealiseerde afstamming** in het onderzoek opgenomen. De burgerlijke staat telt vier groepen: ongehuwd, gehuwd, gescheiden of uit elkaar en verweuwd. De informatie omtrent het aantal levend geboren kinderen is enkel beschikbaar voor vrouwen en geeft aanleiding tot vijf groepen: geen kinderen, één kind, twee kinderen, drie kinderen en vier of meer kinderen.

**Annex 4.1: Frequentieverdeling naar socio-economische kenmerken,
Belgische mannen van 45-64 jaar**

Tabel A.4.1.1: Frequentieverdeling naar beroepsstatus per leeftijdsgroep, Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar

Beroepsstatus	45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		60-64 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
volledig werkloos	10.725	4	15.206	6	19.132	7	12.095	5
grote zelfstandigen, hogere leiding, academici	41.676	16	34.361	14	25.263	10	12.942	5
lagere leiding en geschoolde hoofdarbeid	42.531	17	32.624	13	21.267	8	7.274	3
routine hoofdarbeid	26.566	10	22.201	9	14.374	6	3.994	2
kleine zelfstandigen	7.209	3	6.578	3	6.201	2	3.468	1
toezichthouders en hooggeschoolde handenarbeid	9.982	4	8.054	3	4.288	2	955	0
geschoolde handenarbeid	49.062	19	39.555	16	22.035	9	5.406	2
half- en ongeschoolde handenarbeid	29.877	12	26.792	11	15.795	6	3.400	1
landbouwers	5.946	2	7.861	3	9.288	4	6.039	2
brug- of overlevingspensioen	2.856	1	18.426	7	73.801	29	150.124	61
werkonbekwaam of gehandicapt in werkplaats	9.078	4	15.210	6	24.236	9	25.404	10
beroep onbekend	8.995	4	8.568	3	6.851	3	3.240	1
geen beroep	12.013	5	12.470	5	14.630	6	13.001	5
totaal	256.516	100	247.906	100	257.161	100	247.342	100

Tabel A.4.1.2: Frequentieverdeling naar inkomenstype per leeftijdsgroep, Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar

Inkomenstype	45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		60-64 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
geen inkomen	9664	4	9198	4	9869	4	8063	3
1 vervangingsinkomen	11899	5	22142	9	51382	20	75367	30
2 vervangingsinkomens	4722	2	10196	4	28962	11	66224	27
1 deeltijds inkomen	2188	1	2135	1	2156	1	1284	1
1 deeltijds en 1 vervangingsinkomen	1426	1	2823	1	5103	2	4145	2
2 deeltijdse inkomens	644	0	495	0	405	0	201	0
1 voltijds inkomen	66712	26	58658	24	45225	18	18037	7
1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	24.647	10	28.649	12	33.543	13	26.037	11
1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	26.608	10	16.310	7	8.388	3	2.648	1
2 voltijdse inkomens	61.327	24	45.499	18	27.228	11	8.828	4
restgroep	46.679	18,2	51.801	20,9	44.900	17	36.508	14,8
totaal	256.516	100,0	247.906	100,0	257.161	100,0	247.342	100,0

Tabel A.4.1.3: Frequentieverdeling naar comfortniveau per leeftijdsgroep, Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar

Comfortniveau	45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		60-64 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
groot comfort	137.451	54	124.666	50	116.967	45	104.033	42
middelmatig comfort	30.362	12	30.437	12	32.951	13	33.731	14
klein comfort	58.325	23	59.865	24	67.005	26	65.390	26
zonder klein comfort	20.869	8	24.609	10	32.208	13	36.282	15
comfortniveau onbekend	860	0	1.024	0	1.229	0	1.445	1
restgroep	8.649	3	7.305	3	6.801	3	6.461	3
totaal	256.516	100	247.906	100	257.161	100	247.342	100

Tabel A.4.1.4: Frequentieverdeling naar huisbezit per leeftijdsgroep, Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar

Huisbezit	45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		60-64 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
huurders	53.078	20,7	49.098	19,8	50.604	19,7	48.823	19,7
eigenaars	192.108	74,9	188.246	75,9	195.826	76,1	187.858	76,0
restgroep	8.607	3,4	7.272	2,9	6.773	2,6	6.471	2,6
huisbezit onbekend	2.723	1,1	3.290	1,3	3.958	1,5	4.190	1,7
totaal	256.516	100,0	247.906	100,0	257.161	100,0	247.342	100,0

Tabel A.4.1.5: Frequentieverdeling naar huisvestingskwaliteit (comfortniveau en huisbezit gecombineerd) per leeftijdsgroep, Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar

Huisvestingskwaliteit	45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		60-64 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
eigenaars, groot comfort	117.236	46	107.643	43	100.789	39	89.182	36
huurders, groot comfort	19.297	8	15.986	6	15.022	6	13.693	6
eigenaars, middencomfort	20.172	8	20.882	8	22.866	9	23.290	9
huurders, middencomfort	9.653	3,8	8.874	3,6	9.257	4	9.542	3,9
eigenaars, klein comfort	42.668	16,6	44.624	18,0	50.782	19,7	49.649	20,1
huurders, klein comfort	14.851	5,8	14.293	5,8	15.031	5,8	14.466	5,8
eigenaars, zonder klein comfort	11.520	4,5	14.517	5,9	20.643	8,0	24.837	10,0
huurders, zonder klein comfort	8.966	3,5	9.598	3,9	10.904	4,2	10.672	4,3
restgroep	8.607	3,4	7.272	2,9	6.773	2,6	6.471	2,6
comfortniveau of huisbezit onbekend	3.546	1,4	4.217	1,7	5.094	2,0	5.540	2,2
totaal	256.516	100,0	247.906	100,0	257.161	100,0	247.342	100,0

Tabel A.4.1.6: Frequentieverdeling naar onderwijsniveau per leeftijdsgroep, Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar

Onderwijsniveau	45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		60-64 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
geen diploma	52.851	20,6	63.600	25,7	80.003	31,1	88.320	35,7
lager onderwijs	33.708	13,1	42.907	17,3	49.646	19,3	51.555	20,8
lager secundair beroepsonderwijs	13.595	5,3	12.769	5,2	12.825	5,0	9.218	3,7
lager secundair technisch onderwijs	23.386	9,1	17.001	6,9	14.212	5,5	10.445	4,2
lager secundair algemeen of kunstonderwijs	13.592	5,3	15.297	6,2	15.519	6,0	15.934	6,4
hoger secundair beroepsonderwijs	8.083	3,2	7.649	3,1	8.566	3,3	5.813	2,4
hoger secundair technisch onderwijs	28.499	11,1	20.206	8,2	16.295	6,3	10.976	4,4
hoger secundair algemeen of kunstonderwijs	19.186	7,5	17.811	7,2	17.544	6,8	18.175	7,3
pedagogisch onderwijs v/h korte type	10.819	4,2	8.357	3,4	5.026	2,0	3.273	1,3
ander hoger onderwijs v/h korte type	15.132	5,9	10.637	4,3	7.925	3,1	6.120	2,5
universitair of hoger onderwijs v/h lange type	23.075	9,0	18.135	7,3	15.296	5,9	13.005	5,3
onbekend diploma	8.720	3,4	9.004	3,6	10.456	4,1	11.368	4,6
niet ingevuld	5.870	2,3	4.533	1,8	3.848	1,5	3.140	1,3
totaal	256.516	100,0	247.906	100,0	257.161	100,0	247.342	100,0

Tabel A.4.1.7: Frequentieverdeling naar huishoudenspositie per leeftijdsgroep, Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar

Huishoudenspositie	45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		60-64 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
inwonend bij ouder(s)	9.908	3,9	6.321	2,5	3.782	1,5	1.663	0,7
alleenstaand	27.537	10,7	26.489	10,7	27.879	10,8	28.977	11,7
gehuwd zonder kinderen	34.510	13,5	65.994	26,6	109.574	42,6	136.540	55,2
gehuwd met kinderen	163.496	63,7	129.825	52,4	97.299	37,8	62.475	25,3
ongetrouwd samenwonend zonder kinderen	4.908	1,9	5.017	2,0	4.829	1,9	4.372	1,8
ongetrouwd samenwonend met kinderen	4.222	1,6	2.362	1,0	1.454	0,6	743	0,3
ouder in monoparentaal gezin	6.153	2,4	5.451	2,2	4.860	1,9	4.079	1,6
inwonend in kerngezin	1.901	0,7	1.835	0,7	2.192	0,9	2.372	1,0
restgroep	3.881	1,5	4.612	1,9	5.292	2,1	6.121	2,5
totaal	256.516	100,0	247.906	100,0	257.161	100,0	247.342	100,0

**Annex 4.2: Relatieve sterfterisico's (B-waarden en exponent B-waarden)
naar socio-economische kenmerken, brutomodel (controle voor leeftijd),
Belgische mannen van 45-64 jaar**

Opmerking: De resultaten worden geordend naar de exp B-waarden van de mannen van 45-49 jaar.

Tabel A.4.2.1: B-waarden en exponent B-waarden naar beroepsstatus per leeftijdsgroep, Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar

Beroepspositie	45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		60-64 jaar	
	B	exp (B)	B	exp (B)	B	exp (B)	B	exp (B)
grote zelfstandigen, hogere leiding en academici	-0,670	0,512	-0,440	0,644	-0,386	0,680	-0,340	0,712
toezichhouders, hooggeschoolde handenarbeid	-0,579	0,561	-0,443	0,642	-0,306	0,736	-0,085	0,919
lagere leiding en geschoolde hoofdarbeid	-0,482	0,617	-0,313	0,731	-0,337	0,714	-0,317	0,728
landbouwers	-0,452	0,636	-0,488	0,614	-0,344	0,709	-0,376	0,687
geschoolde handenarbeid	-0,407	0,665	-0,229	0,795	-0,241	0,786	-0,194	0,824
routine hoofdarbeid	-0,333	0,717	-0,351	0,704	-0,209	0,812	-0,161	0,851
halfgeschoolde en ongeschoolde arbeid	-0,223	0,800	-0,083	0,921	-0,058	0,943	-0,034	0,966
kleine zelfstandigen	-0,086	0,918	-0,206	0,814	-0,131	0,877	-0,198	0,821
beroep onbekend	0,087	1,090	0,119	1,126	0,162	1,175	0,130	1,139
volledig werkloos	0,523	1,687	0,409	1,505	0,257	1,293	0,203	1,225
brug- of overlevingspensioen	0,647	1,911	0,244	1,276	0,038	1,038	0,044	1,045
geen beroep	0,715	2,045	0,630	1,877	0,579	1,785	0,487	1,627
werkonbekwaam of gehandicapt in werkplaats	1,259	3,523	1,151	3,161	0,977	2,655	0,840	2,317

Tabel A.4.2.2: B-waarden en exponent B-waarden naar inkomenstype per leeftijdsgroep, Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar

Inkomenstype	45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		60-64 jaar	
	B	exp (B)	B	exp (B)	B	exp (B)	B	exp (B)
2 deeltijdse inkomens	-0,913	0,401	-0,249	0,779	-0,187	0,830	0,101	1,106
1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	-0,651	0,522	-0,465	0,628	-0,425	0,654	-0,265	0,767
2 voltijdse inkomens	-0,570	0,565	-0,449	0,638	-0,392	0,675	-0,365	0,695
1 voltijds inkomen	-0,363	0,695	-0,305	0,737	-0,255	0,775	-0,221	0,802
restgroep	-0,219	0,804	-0,179	0,836	-0,004	0,996	0,132	1,141
1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	-0,114	0,892	-0,039	0,962	0,022	1,022	0,011	1,011
1 deeltijds inkomen	-0,052	0,949	-0,184	0,832	0,017	1,017	-0,145	0,865
1 deeltijds en 1 vervangingsinkomen	0,558	1,747	0,218	1,243	0,139	1,149	-0,007	0,993
geen inkomen	0,586	1,797	0,489	1,631	0,517	1,677	0,439	1,552
2 vervangingsinkomens	0,829	2,290	0,519	1,680	0,242	1,274	0,107	1,113
1 vervangingsinkomen	0,910	2,484	0,644	1,904	0,326	1,386	0,213	1,238

Tabel A.4.2.3: B-waarden en exponent B-waarden naar comfortniveau per leeftijdsgroep, Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar

Comfortniveau	45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		60-64 jaar	
	B	exp (B)	B	exp (B)	B	exp (B)	B	exp (B)
groot comfort	-0,721	0,487	-0,590	0,555	-0,498	0,608	-0,421	0,656
klein comfort	-0,184	0,832	-0,155	0,857	-0,112	0,894	-0,097	0,908
middelmatig comfort	-0,132	0,877	-0,044	0,957	-0,085	0,919	-0,086	0,918
comfortniveau onbekend	0,270	1,309	0,176	1,192	0,054	1,056	0,032	1,033
zonder klein comfort	0,357	1,429	0,267	1,307	0,189	1,208	0,121	1,129
restgroep	0,410	1,506	0,345	1,442	0,451	1,570	0,451	1,570

Tabel A.4.2.4: B-waarden en exponent B-waarden naar huisbezit per leeftijdsgroep, Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar

Huisbezit	45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		60-64 jaar	
	B	exp (B)	B	exp (B)	B	exp (B)	B	exp (B)
eigenaars	-0,539	0,583	-0,474	0,623	-0,389	0,678	-0,327	0,721
huisbezit onbekend	-0,007	0,993	0,013	1,013	-0,162	0,851	-0,199	0,819
huurders	0,128	1,137	0,137	1,147	0,135	1,144	0,104	1,110
restgroep	0,418	1,518	0,324	1,382	0,417	1,517	0,422	1,526

Tabel A.4.2.5: B-waarden en exponent B-waarden naar huisvestingskwaliteit per leeftijdsgroep, Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar

Huisvestingskwaliteit	45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		60-64 jaar	
	B	exp (B)	B	exp (B)	B	exp (B)	B	exp (B)
eigenaars, groot comfort	-0,791	0,453	-0,644	0,525	-0,587	0,556	-0,481	0,618
eigenaars, middencomfort	-0,357	0,700	-0,285	0,752	-0,303	0,738	-0,251	0,778
eigenaars, klein comfort	-0,321	0,726	-0,279	0,756	-0,215	0,807	-0,190	0,827
huurders, groot comfort	-0,267	0,766	-0,287	0,751	-0,110	0,896	-0,132	0,876
comfortniveau of huisbezit onbekend	0,083	1,086	0,036	1,037	-0,076	0,927	-0,117	0,889
huurders, klein comfort	0,188	1,207	0,159	1,173	0,124	1,132	0,158	1,171
eigenaars, zonder klein comfort	0,227	1,255	0,031	1,032	0,047	1,048	0,013	1,013
huurders, middencomfort	0,256	1,292	0,378	1,459	0,288	1,334	0,226	1,254
restgroep	0,429	1,536	0,359	1,432	0,443	1,557	0,457	1,579
huurders, zonder klein comfort	0,552	1,736	0,532	1,702	0,390	1,476	0,317	1,373

Tabel A.4.2.6: B-waarden en exponent B-waarden naar onderwijsniveau per leeftijdsgroep, Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar

Onderwijsniveau	45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		60-64 jaar	
	B	exp (B)	B	exp (B)	B	exp (B)	B	exp (B)
pedagogisch onderwijs v/h korte type	-0,502	0,606	-0,324	0,723	-0,405	0,667	-0,315	0,730
universitair of hoger onderwijs v/h lange type	-0,443	0,642	-0,362	0,697	-0,365	0,694	-0,307	0,735
ander hoger onderwijs v/h korte type	-0,368	0,692	-0,292	0,746	-0,288	0,750	-0,325	0,723
hoger secundair technisch onderwijs	-0,204	0,815	-0,275	0,760	-0,162	0,850	-0,108	0,897
lager secundair technisch onderwijs	-0,124	0,883	-0,100	0,905	-0,064	0,938	-0,058	0,943
hoger secundair algemeen en kunstonderwijs	-0,042	0,959	-0,058	0,944	-0,118	0,889	-0,145	0,865
hoger secundair beroepsonderwijs	0,029	1,029	0,044	1,045	-0,015	0,985	-0,048	0,953
lager secundair algemeen en kunstonderwijs	0,060	1,062	0,002	1,002	-0,052	0,949	-0,005	0,995
lager secundair beroepsonderwijs	0,064	1,066	-0,052	0,949	-0,006	0,994	-0,014	0,986
onbekend diploma	0,148	1,160	0,240	1,272	0,189	1,208	0,234	1,264
lager onderwijs	0,182	1,200	0,205	1,228	0,172	1,187	0,139	1,149
geen diploma	0,310	1,364	0,258	1,294	0,264	1,302	0,193	1,213
niet ingevuld	0,889	2,434	0,713	2,040	0,851	2,342	0,760	2,138

Tabel A.4.2.7: B-waarden en exponent B-waarden naar huishoudenspositie per leeftijdsgroep, Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar

Huishoudenspositie	45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		60-64 jaar	
	B	exp (B)	B	exp (B)	B	exp (B)	B	exp (B)
gehuwd met kinderen	-0,643	0,526	-0,564	0,569	-0,483	0,617	-0,396	0,673
gehuwd zonder kinderen	-0,382	0,683	-0,375	0,687	-0,403	0,668	-0,339	0,712
samenwonend met kinderen	-0,129	0,879	-0,061	0,941	-0,023	0,977	0,008	1,008
ouder in monoparentaal gezin	-0,023	0,978	-0,032	0,968	-0,040	0,961	0,033	1,034
samenwonend zonder kinderen	0,031	1,032	-0,016	0,984	0,009	1,009	0,094	1,099
inwonend in kerngezin	0,034	1,034	0,151	1,162	0,203	1,225	0,123	1,131
inwonend bij ouder(s)	0,284	1,328	0,219	1,245	0,136	1,145	0,026	1,026
alleenstaand	0,400	1,492	0,335	1,398	0,248	1,281	0,147	1,158
restgroep	0,427	1,533	0,345	1,411	0,353	1,424	0,304	1,355

Annex 4.3: Bivariate kruistabellen tussen de socio-economische variabelen, Belgische mannen 45-49 jaar

Tabel A.4.3.1: Kruistabel tussen het inkomenstype en het onderwijsniveau, Belgische mannen van 45-49 jaar

	geen	LO	LSB	LST	LSA	HSB	HST	HSA
geen inkomen	15,9	6,8	2,6	3,2	2,0	1,1	3,2	3,0
1 vervangingsinkomen	39,1	20,0	5,4	6,1	3,8	2,8	5,3	4,4
2 vervangingsinkomens	43,0	21,0	5,2	6,1	4,3	2,5	5,0	3,1
1 deeltijds inkomen	20,1	11,5	4,8	5,7	4,7	3,5	7,1	7,1
1 deeltijds en 1 vervangingsinkomen	28,3	16,9	7,3	8,8	5,3	3,9	7,5	4,6
2 deeltijdse inkomens	12,6	8,7	3,6	4,7	5,1	2,3	7,5	5,1
1 voltijds inkomen	18,8	11,7	5,0	9,2	5,1	3,1	11,9	8,5
1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	25,3	16,2	5,8	10,6	5,4	3,4	11,1	6,5
1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	13,4	9,6	4,6	9,0	5,3	2,9	12,3	8,8
2 voltijdse inkomens	15,9	11,5	5,2	9,5	5,9	3,4	12,7	9,0
restgroep	24,9	16,6	6,5	10,4	6,0	3,5	11,3	6,1
totaal	20,6	13,1	5,3	9,1	5,3	3,2	11,1	7,5

Tabel A.4.3.1: Vervolg kruistabel tussen het inkomenstype en het onderwijsniveau, Belgische mannen van 45-49 jaar

	ander HO KT	UNIV/ HO LT	PED KT	on- bekend	niet ingevuld	totaal
geen inkomen	1,0	1,6	2,6	7,0	50,0	100,0
1 vervangingsinkomen	0,9	2,2	2,1	6,0	1,7	100,0
2 vervangingsinkomens	0,4	1,7	1,3	5,4	1,0	100,0
1 deeltijds inkomen	4,9	7,6	14,3	5,5	3,2	100,0
1 deeltijds en 1 vervangingsinkomen	2,5	4,7	5,4	4,5	0,1	100,0
2 deeltijdse inkomens	8,5	10,4	28,9	2,3	0,3	100,0
1 voltijds inkomen	3,6	6,8	12,6	3,4	0,3	100,0
1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	3,0	4,5	4,8	3,2	0,2	100,0
1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	5,8	9,2	16,2	2,7	0,1	100,0
2 voltijdse inkomens	6,4	7,3	10,4	2,9	0,1	100,0
restgroep	3,7	3,8	3,5	3,0	0,7	100,0
totaal	4,2	5,9	9,0	3,4	2,3	100,0

Legende:

geen= geen onderwijs

LO = lager onderwijs

LSB = lager secundair beroepsonderwijs

LST = lager secundair technisch onderwijs

LSA = lager secundair algemeen vormend of kunstonderwijs

HSB = hoger secundair beroepsonderwijs

HST = hoger secundair technisch onderwijs

HSA = hoger secundair algemeen vormend of kunstonderwijs

ander HO KT = ander hoger onderwijs van het korte type

UNIV/ HO LT = universitair of hoger onderwijs van het lange type

PED KT = pedagogisch onderwijs van het korte type

onbekend = onbekend diploma

niet ingevuld

Tabel A.4.3.2: Kruistabel tussen het inkomenstype en de huishoudenspositie, Belgische mannen van 45-49 jaar

	inwonend bij ouder(s)	alleenstaand	gehuwd geen kinderen	gehuwd met kinderen	samenwonend met kinderen	samenwonend geen kinderen	ouder in mono-parentaal gezin	inwonend in kerngezin	restgroep	totaal
geen inkomen	1,0	46,1	12,1	30,8	2,0	1,9	3,8	0,2	2,1	100,0
1 vervangingsinkomen	4,4	44,0	13,6	26,9	2,8	1,9	4,4	0,4	1,7	100,0
2 vervangingsinkomens	31,2	0,0	19,6	29,4	6,7	2,9	1,8	1,8	6,6	100,0
1 deeltijds inkomen	0,4	35,5	12,2	41,4	2,7	2,4	4,6	0,0	0,8	100,0
1 deeltijds en 1 vervangingsinkomen	9,4	0,0	20,5	55,8	4,1	3,4	2,9	0,5	3,4	100,0
2 deeltijdse inkomens	0,0	0,0	16,1	76,9	3,0	2,3	0,6	0,0	1,1	100,0
1 voltijds inkomen	0,3	25,6	13,5	54,3	0,9	0,8	4,2	0,1	0,3	100,0
1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	15,1	0,0	22,2	50,4	4,1	2,2	1,8	1,1	3,2	100,0
1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	0,0	0,0	15,9	79,8	1,6	1,6	0,7	0,1	0,3	100,0
2 voltijdse inkomens	0,1	0,0	17,0	75,5	2,5	2,0	1,9	0,2	0,8	100,0
restgroep	8,0	0,0	2,1	80,5	0,7	1,8	1,0	2,7	3,2	100,0
totaal	3,9	10,7	13,5	63,7	1,9	1,6	2,4	0,7	1,5	100,0

Tabel A.4.3.3: Kruistabel tussen het inkomenstype en de huisvestingskwaliteit, Belgische mannen van 45-49 jaar

	eigenaars groot comfort	huurders groot comfort	eigenaars middencomfort	huurders middencomfort	eigenaars klein comfort	huurders klein comfort	eigenaars zonder klein comfort	huurders zonder klein comfort	restgroep	onbekend	totaal
geen inkomen	13,4	3,6	4,7	5,0	7,1	5,4	2,9	5,7	49,4	2,8	100,0
1 vervangingsinkomen	13,9	5,6	7,3	11,2	15,0	14,2	8,2	17,6	3,8	3,3	100,0
2 vervangingsinkomens	17,9	5,8	8,4	7,0	21,3	11,1	14,5	10,1	1,6	2,2	100,0
1 deeltijds inkomen	31,7	10,3	7,3	9,8	12,4	11,4	3,7	8,5	2,9	2,1	100,0
1 deeltijds en 1 vervangingsinkomen	33,6	9,0	8,1	5,5	17,9	11,3	6,2	5,2	1,7	1,4	100,0
2 deeltijdse inkomens	55,9	8,9	7,5	3,7	12,9	6,2	1,9	0,8	1,2	1,1	100,0
1 voltijds inkomen	43,2	9,3	8,5	5,4	15,9	6,6	4,1	4,0	1,5	1,4	100,0
1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	40,4	6,8	8,9	3,4	20,4	6,3	8,0	3,4	1,0	1,5	100,0
1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	60,7	7,2	7,2	1,9	14,7	3,7	2,0	0,9	0,8	0,8	100,0
2 voltijdse inkomens	57,0	7,8	8,0	2,1	15,5	4,0	2,5	1,4	0,9	0,9	100,0
restgroep	47,1	6,4	7,3	2,1	20,4	4,9	5,6	2,2	2,6	1,3	100,0
totaal	45,7	7,5	7,9	3,8	16,6	5,8	4,5	3,5	3,4	1,4	100,0

Tabel A.4.3.4: Kruistabel tussen de huisvestingskwaliteit en het onderwijsniveau, Belgische mannen van 45-49 jaar

	geen	LO	LSB	LST	LSA	HSB	HST	HSA	ander HO KT	UNIV/ HO LT	PED KT	on- bekend	niet ingevuld	totaal
eigenaars, groot comfort	14,2	9,9	4,8	9,5	5,3	3,1	13,4	9,0	6,2	8,2	13,5	2,6	0,2	100,0
huurders, groot comfort	18,4	11,7	4,6	7,6	7,0	3,1	10,3	10,8	3,5	6,8	12,2	3,7	0,5	100,0
eigenaars, middencomfort	21,4	13,3	5,6	9,8	5,9	3,4	11,5	8,1	3,9	5,6	7,1	3,7	0,6	100,0
huurders, middencomfort	28,3	15,3	4,8	6,6	6,8	3,4	7,7	8,5	2,2	4,3	5,8	5,1	1,2	100,0
eigenaars, klein comfort	26,1	17,5	6,9	11,0	4,8	3,5	10,8	4,9	2,8	3,7	3,9	3,7	0,4	100,0
huurders, klein comfort	31,8	19,5	6,3	8,2	5,6	3,3	7,5	5,3	1,9	2,8	3,0	4,2	0,6	100,0
eigenaars, zonder klein comfort	35,5	20,3	6,1	9,4	4,3	2,9	7,7	3,6	1,5	2,1	1,9	4,3	0,5	100,0
huurders, zonder klein comfort	38,7	20,9	6,1	6,7	4,6	2,8	5,8	3,7	1,2	2,0	1,8	5,0	0,7	100,0
restgroep	12,1	5,5	1,9	2,9	2,8	1,2	3,6	3,4	1,4	1,9	3,9	3,1	56,3	100,0
comfortniveau of huisbezit onbekend	32,7	17,3	5,3	7,6	4,1	3,3	7,1	3,9	1,3	2,7	3,4	10,1	1,3	100,0
totaal	20,6	13,1	5,3	9,1	5,3	3,2	11,1	7,5	4,2	5,9	9,0	3,4	2,3	100,0

Tabel A.4.3.5: Kruistabel tussen de huisvestingskwaliteit en de huishoudenspositie, Belgische mannen van 45-49 jaar

	inwonend bij ouder(s)	alleenstaand	gehuwd geen kinderen	gehuwd met kinderen	samenwonend met kinderen	samenwonend geen kinderen	ouder in mono-parentaala gezin	inwonend in kerngezin	restgroep	totaal
eigenaars, groot comfort	1,7	3,1	12,6	77,8	1,0	1,0	1,8	0,6	0,4	100,0
huurders, groot comfort	1,5	14,6	15,0	55,0	4,6	3,9	3,7	0,4	1,1	100,0
eigenaars, middencomfort	4,9	9,9	15,7	62,7	1,4	1,0	2,4	0,7	1,3	100,0
huurders, middencomfort	3,9	35,6	12,6	33,5	4,1	2,9	4,5	0,3	2,5	100,0
eigenaars, klein comfort	5,5	6,4	15,7	65,0	1,6	1,5	2,1	1,1	1,1	100,0
huurders, klein comfort	3,5	22,0	14,7	44,7	4,6	4,2	3,8	0,8	1,6	100,0
eigenaars, zonder klein comfort	20,8	14,8	11,9	41,5	1,7	1,2	2,2	2,0	4,0	100,0
huurders, zonder klein comfort	7,0	41,9	10,6	26,6	4,4	2,7	3,7	0,8	2,4	100,0
restgroep	1,6	41,0	8,8	27,9	2,1	1,8	3,4	0,2	13,3	100,0
comfortniveau of huisbezit onbekend	6,1	18,4	14,2	51,5	1,9	1,7	2,2	0,8	3,1	100,0
totaal	3,9	10,7	13,5	63,7	1,9	1,6	2,4	0,7	1,5	100,0

Tabel A.4.3.6: Kruistabel tussen de huisvestingskwaliteit en het inkomensniveau, Belgische mannen van 45-49 jaar

	geen inkomens	1 vervangingsinkomen	2 vervangingsinkomens	1 deeltijds inkomens	1 deeltijds en 1 vervanging	2 deeltijds inkomens	1 voltijds inkomens	1 voltijds en 1 vervanging	1 voltijds en 1 deeltijds inkomens	2 voltijds inkomens	restgroep	totaal
eigenaars, groot comfort	1,1	1,4	0,7	0,6	0,4	0,3	24,6	8,5	13,8	29,8	18,8	100,0
huurders, groot comfort	1,8	3,4	1,4	1,2	0,7	0,3	32,3	8,7	10,0	24,7	15,5	100,0
eigenaars, middencomfort	2,3	4,3	2,0	0,8	0,6	0,2	28,2	10,9	9,5	24,2	17,0	100,0
huurders, middencomfort	5,1	13,8	3,4	2,2	0,8	0,2	37,1	8,7	5,2	13,2	10,1	100,0
eigenaars, klein comfort	1,6	4,2	2,4	0,6	0,6	0,2	24,9	11,8	9,2	22,3	22,3	100,0
huurders, klein comfort	3,5	11,3	3,5	1,7	1,1	0,3	29,7	10,4	6,6	16,4	15,5	100,0
eigenaars, zonder klein comfort	2,4	8,5	5,9	0,7	0,8	0,1	24,0	17,0	4,6	13,2	22,8	100,0
huurders, zonder klein comfort	6,1	23,3	5,3	2,1	0,8	0,1	29,5	9,2	2,8	9,5	11,2	100,0
restgroep	55,5	5,2	0,9	0,7	0,3	0,1	11,6	2,7	2,4	6,6	14,1	100,0
comfortniveau of huisbezit onbekend	7,6	11,1	3,0	1,3	0,6	0,2	25,8	10,7	6,3	15,8	17,7	100,0
totaal	3,8	4,6	1,8	0,9	0,6	0,3	26,0	9,6	10,4	23,9	18,2	100,0

Tabel A.4.3.7: Kruistabel tussen de huishoudenspositie en het onderwijsniveau, Belgische mannen van 45-49 jaar

	geen	LO	LSB	LST	LSA	HSB	HST	HSA	ander HO KT	UNIV/ HOLT	PED KT	on- bekend	niet ingevuld	totaal
inwonend bij ouder(s)	28,7	15,4	5,4	8,1	5,4	3,3	8,6	7,4	2,6	3,8	5,7	3,8	1,7	100,0
alleenstaand	22,6	12,6	4,5	6,5	5,1	2,9	7,9	7,9	2,9	5,0	8,3	3,8	9,9	100,0
gehuwd zonder kinderen	25,0	16,4	6,3	10,0	6,2	3,8	10,8	6,2	2,7	3,9	4,0	3,2	1,4	100,0
gehuwd met kinderen	18,2	12,2	5,3	9,6	5,1	3,1	12,1	7,8	5,0	6,8	10,7	3,3	0,8	100,0
ongehuwd samenwonend zonder kinderen	26,6	15,7	4,5	8,5	6,0	3,1	10,1	6,5	2,9	4,1	5,1	3,7	3,1	100,0
ongehuwd samenwonend met kinderen	25,3	14,0	5,2	7,7	5,1	3,1	10,2	6,9	3,4	4,7	6,5	3,8	4,0	100,0
ouder in monoparentaal gezin	20,9	12,5	5,0	8,6	5,1	2,5	10,5	8,3	4,7	6,0	8,8	3,8	3,4	100,0
inwonend in kerngezin	32,0	16,9	4,9	8,1	5,1	2,8	8,2	5,1	2,2	2,9	3,7	4,9	2,9	100,0
restgroep	29,1	14,7	3,9	5,2	4,3	2,3	5,0	4,9	2,7	3,2	6,8	4,9	12,9	100,0
totaal	20,6	13,1	5,3	9,1	5,3	3,2	11,1	7,5	4,2	5,9	9,0	3,4	2,3	100,0

Tabel A.4.3.8: Kruistabel tussen de huishoudenspositie en de huisvestingskwaliteit, Belgische mannen van 45-49 jaar

	eigenaars groot comfort	huurders groot comfort	eigenaars middencomfort	huurders middencomfort	eigenaars klein comfort	huurders klein comfort	eigenaars zonder klein comfort	huurders zonder klein comfort	restgroep	onbekend	totaal
inwonend bij ouder(s)	20,3	3,0	10,0	3,8	23,6	5,3	24,2	6,3	1,4	2,2	100,0
alleenstaand	13,3	10,2	7,3	12,5	9,9	11,9	6,2	13,7	12,8	2,4	100,0
gehuwd zonder kinderen	42,8	8,4	9,2	3,5	19,4	6,3	4,0	2,8	2,2	1,5	100,0
gehuwd met kinderen	55,8	6,5	7,7	2,0	17,0	4,1	2,9	1,5	1,5	1,1	100,0
ongehuwd samenwonend zonder kinderen	22,7	18,3	5,6	8,1	14,2	13,9	4,0	8,0	3,7	1,4	100,0
ongehuwd samenwonend met kinderen	26,9	17,7	4,9	6,6	14,9	14,9	3,3	5,8	3,6	1,4	100,0
ouder in monoparentaal gezin	34,1	11,7	7,9	7,1	14,4	9,2	4,1	5,4	4,7	1,3	100,0
inwonend in kerngezin	36,3	4,4	7,5	1,4	25,7	6,4	12,0	3,6	1,0	1,6	100,0
restgroep	13,4	5,6	6,6	6,2	12,4	6,1	11,8	5,5	29,5	2,9	100,0
totaal	45,7	7,5	7,9	3,8	16,6	5,8	4,5	3,5	3,4	1,4	100,0

Tabel A.4.3.9: Kruistabel tussen de huishoudenspositie en het inkomenstype, Belgische mannen van 45-49 jaar

	geen inkomen	1 vervangings- inkomen	2 vervangings- inkomens	1 deeltijds inkomen	1 deeltijds 1 vervanging	2 deeltijdse inkomens	1 voltijds inkomen	1 voltijds en 1 vervanging	1 voltijds en 1 deeltijds	2 voltijdse inkomens	rest- groep	totaal
inwonend bij ouder(s)	1,0	5,3	14,9	0,1	1,4	0,0	1,8	37,5	0,1	0,4	37,5	100,0
alleenstaand	16,2	19,0	0,0	2,8	0,0	0,0	62,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0
gehuwd zonder kinderen	3,4	4,7	2,7	0,8	0,8	0,3	26,1	15,8	12,3	30,3	2,8	100,0
gehuwd met kinderen	1,8	2,0	0,8	0,6	0,5	0,3	22,2	7,6	13,0	28,3	23,0	100,0
ongehuwd samenwonend zonder kinderen	4,0	6,7	6,5	1,2	1,2	0,4	12,0	20,5	8,7	31,7	7,1	100,0
ongehuwd samenwonend met kinderen	4,4	5,4	3,2	1,3	1,1	0,4	12,5	12,7	10,4	28,7	20,0	100,0
ouder in monoparentaal gezin	6,0	8,5	1,4	1,6	0,7	0,1	45,8	7,2	2,9	18,4	7,5	100,0
inwonend in kerngezin	0,8	2,2	4,4	0,1	0,4	0,0	3,1	14,7	1,0	7,0	66,2	100,0
restgroep	5,2	5,3	8,1	0,4	1,3	0,2	5,4	20,0	1,8	13,3	39,0	100,0
totaal	3,8	4,6	1,8	0,9	0,6	0,3	26,0	9,6	10,4	23,9	18,2	100,0

Tabel A.4.3.10: Kruistabel tussen het onderwijsniveau en de huishoudenspositie, Belgische mannen van 45-49 jaar

	inwonend bij ouder(s)	alleenstaand	gehuwd geen kinderen	gehuwd met kinderen	gehuwd met samenwonend met kinderen	samenwonend geen kinderen	ouder in mono-parentaala gezin	inwonend in kerngezin	rest-groep	totaal
geen onderwijs	5,4	11,8	16,3	56,3	2,5	2,0	2,4	1,2	2,1	100,0
lager onderwijs	4,5	10,3	16,8	59,4	2,3	1,8	2,3	1,0	1,7	100,0
lager secundair beroep	3,9	9,0	16,0	63,8	1,6	1,6	2,3	0,7	1,1	100,0
lager secundair technisch	3,4	7,7	14,8	67,1	1,8	1,4	2,3	0,7	0,9	100,0
lager secundair algemeen of kunst	3,9	10,4	15,8	61,9	2,2	1,6	2,3	0,7	1,2	100,0
hoger secundair beroep	4,1	9,7	16,0	63,0	1,9	1,6	1,9	0,7	1,1	100,0
hoger secundair technisch	3,0	7,6	13,1	69,6	1,7	1,5	2,3	0,5	0,7	100,0
hoger secundair algemeen of kunst	3,8	11,3	11,1	66,4	1,7	1,5	2,7	0,5	1,0	100,0
pedagogisch onderwijs v/h korte type	2,3	7,5	8,7	74,8	1,3	1,3	2,7	0,4	1,0	100,0
ander hoger onderwijs v/h korte type	2,5	9,2	9,0	73,0	1,3	1,3	2,4	0,4	0,8	100,0
universitair of hoger onderwijs v/h lange type	2,5	9,9	6,0	75,6	1,1	1,2	2,3	0,3	1,1	100,0
onbekend diploma	4,4	12,0	12,5	61,2	2,1	1,8	2,7	1,1	2,2	100,0
niet ingevuld	2,9	46,6	8,3	23,7	2,6	2,9	3,6	1,0	8,5	100,0
totaal	3,9	10,7	13,5	63,7	1,9	1,6	2,4	0,7	1,5	100,0

Tabel A.4.3.11: Kruistabel tussen het onderwijsniveau en de huisvestingskwaliteit, Belgische mannen van 45-49 jaar

	eigenaars groot comfort	huurders groot comfort	eigenaars middencomfort	huurders midden comfort	huurders klein comfort	eigenaars klein comfort	huurders klein comfort	eigenaars zonder klein comfort	huurders zonder klein comfort	rest- onbekend groep	totaal
geen onderwijs	31,4	6,7	8,2	5,2	8,9	21,1	8,9	7,7	6,6	2,0	100,0
lager onderwijs	34,5	6,7	8,0	4,4	8,6	22,2	8,6	6,9	5,6	1,4	100,0
lager secundair beroep	41,5	6,6	8,3	3,4	6,9	21,5	6,9	5,2	4,0	1,2	100,0
lager secundair technisch	47,8	6,2	8,5	2,7	5,2	20,2	5,2	4,6	2,6	1,1	100,0
lager secundair algemeen of kunst	45,7	9,9	8,8	4,8	6,1	15,1	6,1	3,6	3,0	1,8	100,0
hoger secundair beroep	45,6	7,3	8,5	4,0	6,1	18,5	6,1	4,2	3,1	1,2	100,0
hoger secundair technisch	55,3	6,9	8,2	2,6	3,9	16,2	3,9	3,1	1,8	1,1	100,0
hoger secundair algemeen of kunst	55,3	10,9	8,5	4,3	4,1	10,8	4,1	2,1	1,7	1,5	100,0
pedagogisch onderwijs v/h korte type	66,9	6,3	7,3	2,0	2,6	10,9	2,6	1,6	1,0	1,1	100,0
ander hoger onderwijs v/h korte type	63,6	8,6	7,4	2,7	2,8	10,5	2,8	1,6	1,2	1,1	100,0
universitair of hoger onderwijs v/h lange type	68,4	10,2	6,2	2,4	1,9	7,3	1,9	0,9	0,7	1,5	100,0
onbekend diploma	34,6	8,1	8,6	5,7	7,2	17,9	7,2	5,6	5,2	3,0	100,0
niet ingevuld	4,9	1,5	2,0	1,9	1,6	2,6	1,6	1,0	1,1	82,5	100,0
totaal	45,7	7,5	7,9	3,8	5,8	16,6	5,8	4,5	3,5	3,4	100,0

Tabel A.4.3.12: Kruistabel tussen het onderwijsniveau en het inkomenstype, Belgische mannen van 45-49 jaar

	geen inkomen	1 vervangings- inkomen	2 vervangings- inkomens	1 deeltijds inkomen	1 deeltijds en 1 vervangings	2 deeltijdse inkomens	1 voltijds inkomen	1 voltijds en 1 vervangings	1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	2 voltijdse inkomens	rest- groep	totaal
geen onderwijs	2,9	8,8	3,8	0,8	0,8	0,2	23,7	11,8	6,7	18,4	22,0	100,0
lager onderwijs	1,9	7,1	2,9	0,7	0,7	0,2	23,1	11,9	7,6	20,8	23,0	100,0
lager secundair beroep	1,9	4,7	1,8	0,8	0,8	0,2	24,7	10,5	9,0	23,4	22,4	100,0
lager secundair technisch	1,3	3,1	1,2	0,5	0,5	0,1	26,2	11,1	10,3	24,8	20,8	100,0
lager secundair algemeen of kunst	1,4	3,3	1,5	0,8	0,6	0,2	25,2	9,8	10,4	26,4	20,5	100,0
hoger secundair beroep	1,4	4,2	1,5	0,9	0,7	0,2	25,8	10,2	9,6	25,5	20,0	100,0
hoger secundair technisch	1,1	2,2	0,8	0,5	0,4	0,2	27,8	9,6	11,5	27,3	18,6	100,0
hoger secundair algemeen of kunst	1,5	2,8	0,8	0,8	0,3	0,2	29,5	8,3	12,3	28,8	14,8	100,0
pedagogisch onderwijs v/h korte type	0,9	0,9	0,2	1,0	0,3	0,5	22,3	6,9	14,3	36,5	16,1	100,0
ander hoger onderwijs v/h korte type	1,0	1,7	0,5	1,1	0,4	0,4	30,0	7,3	16,2	29,5	11,7	100,0
universitair of hoger onderwijs v/h lange type	1,1	1,1	0,3	1,4	0,3	0,8	36,4	5,1	18,7	27,6	7,1	100,0
onbekend diploma	7,7	8,2	2,9	1,4	0,7	0,2	25,7	9,1	8,2	20,1	15,8	100,0
niet ingevuld	82,3	3,5	0,8	1,2	0,0	0,0	4,0	0,8	0,6	1,3	5,5	100,0
totaal	3,8	4,6	1,8	0,9	0,6	0,3	26,0	9,6	10,4	23,9	18,2	100,0

**Annex 5.1: Frequentieverdeling naar socio-economische kenmerken,
Belgische vrouwen en mannen van 40-59 jaar**

Tabel A.5.1.1a: Frequentieverdeling naar beroepsstatus, Belgische vrouwen van 40-59 jaar

Beroepsstatus	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		40-59 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
volledig werkloos	23.647	7,5	17.875	7,1	17.355	7,0	14.349	5,5	73.226	6,8
grote zelfst., hogere leiding, academici	23.580	7,5	17.035	6,8	10.785	4,3	5.713	2,2	57.113	5,3
lagere leiding en geschoolde hoofdarbeid	46.092	14,6	27.533	11,0	16.028	6,5	8.654	3,3	98.307	9,1
routine hoofdarbeid	54.668	17,3	34.226	13,6	21.935	8,8	12.704	4,8	123.533	11,5
kleine zelfstandigen	7.053	2,2	5.447	2,2	4.284	1,7	3.583	1,4	20.367	1,9
toezichhouders/hooggesch. en gesch.handenarb.	13.627	4,3	8.900	3,5	4.299	1,7	1.873	0,7	28.699	2,7
half- en ongeschoolde handenarbeid, landbouwers	32.493	10,3	23.220	9,3	18.080	7,3	11.765	4,5	85.558	7,9
brug- of overlevingspensioen	5.803	1,8	9.128	3,6	28.336	11,4	64.045	24,4	107.312	10,0
beroep onbekend	10.955	3,5	8.466	3,4	6.953	2,8	5.322	2,0	31.696	2,9
geen beroep	98.267	31,1	99.033	39,5	120.059	48,4	134.293	51,2	451.652	41,9
totaal	316.185	100,0	250.863	100,0	248.114	100,0	262.301	100,0	1.077.463	100,0

Tabel A.5.1.2a: Frequentieverdeling naar tewerkstellingsstatus, Belgische vrouwen van 40-59 jaar

	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		40-59 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
actief	188.468	59,6	124.828	49,8	82.364	33,2	49.614	18,9	445.274	41,3
inactief	127.717	40,4	126.035	50,2	165.750	66,8	212.687	81,1	632.189	58,7
totaal	316.185	100,0	250.863	100,0	248.114	100,0	262.301	100,0	1.077.463	100,0

Tabel A.5.1.3a: Frequentieverdeling naar inkomenstype, Belgische vrouwen van 40-59 jaar

Inkomenstype	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		40-59 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
geen inkomen	12.701	4,0	10.484	4,2	10.522	4,2	11.572	4,4	45.279	4,2
1 vervangingsinkomen	16.562	5,2	17.010	6,8	35.179	14,2	74.286	28,3	143.037	13,3
2 vervangingsinkomens	4.210	1,3	5.288	2,1	13.301	5,4	33.352	12,7	56.151	5,2
1 deeltijds inkomen	7.644	2,4	5.085	2,0	4.691	1,9	3.840	1,5	21.260	2,0
1 deeltijds & 1 vervangings.- of 2 deelt. inks.	3.591	1,1	3.573	1,4	5.392	2,2	6.060	2,3	18.616	1,7
1 voltijds inkomen	80.454	25,4	57.201	22,8	49.645	20,0	35.357	13,5	222.657	20,7
1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	25.777	8,2	22.926	9,1	30.491	12,3	33.772	12,9	112.966	10,5
1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	43.577	13,8	22.043	8,8	13.043	5,3	6.138	2,3	84.801	7,9
2 voltijdse inkomens	82.341	26,0	56.070	22,4	36.608	14,8	18.948	7,2	193.967	18,0
restgroep	39.328	12,4	51.183	20,4	49.242	19,8	38.976	14,9	178.729	16,6
totaal	316.185	100,0	250.863	100,0	248.114	100,0	262.301	100,0	1.077.463	100,0

Tabel A.5.1.4a: Frequentieverdeling naar huisvestingskwaliteit, Belgische vrouwen van 40-59 jaar

Huisvestingskwaliteit	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		40-59 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
eigenaars, groot comfort	147.181	46,5	116.665	46,5	107.413	43,3	99.255	37,8	470.514	43,7
huurders, groot comfort	27.321	8,6	19.747	7,9	15.694	6,3	14.458	5,5	77.220	7,2
eigenaars, middencomfort	24.806	7,8	21.458	8,6	23.572	9,5	27.505	10,5	97.341	9,0
huurders, middencomfort	14.896	4,7	11.349	4,5	10.681	4,3	12.398	4,7	49.324	4,6
eigenaars, klein comfort	52.162	16,5	41.147	16,4	45.385	18,3	51.981	19,8	190.675	17,7
huurders, klein comfort	20.148	6,4	14.666	5,8	14.481	5,8	15.773	6,0	65.068	6,0
eigenaars, zonder klein comfort	9.505	3,0	9.079	3,6	12.996	5,2	19.836	7,6	51.416	4,8
huurders, zonder klein comfort	7.930	2,5	6.527	2,6	7.412	3,0	9.147	3,5	31.016	2,9
restgroep	8.597	2,7	6.652	2,7	6.179	2,5	6.489	2,5	27.917	2,6
comfortniveau/huisbezit onbekend	3.639	1,2	3.573	1,4	4.301	1,7	5.459	2,1	16.972	1,6
totaal	316.185	100,0	250.863	100,0	248.114	100,0	262.301	100,0	1.077.463	100,0

Tabel A.5.1.5a: Frequentieverdeling naar vol- of deeltijdse tewerkstelling, Belgische vrouwen van 40-59 jaar

Vol- of deeltijdse tewerkstelling	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		40-59 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
geen beroep	127.717	40,4	126.035	50,2	165.750	66,8	212.687	81,1	632.189	58,7
volijds	121.830	38,5	82.499	32,9	50.579	20,4	29.946	11,4	284.854	26,4
deeltijds	58.885	18,6	36.114	14,4	26.368	10,6	15.312	5,8	136.679	12,7
onbekend	7.753	2,5	6.215	2,5	5.417	2,2	4.356	1,7	23.741	2,2
totaal	316.185	100,0	250.863	100,0	248.114	100,0	262.301	100,0	1.077.463	100,0

Tabel A.5.1.6a: Frequentieverdeling naar onderwijsniveau, Belgische vrouwen van 40-59 jaar

Onderwijsniveau	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		40-59 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
geen onderwijs	65.873	20,8	61.040	24,3	72.292	29,1	90.526	34,5	289.731	26,9
lager onderwijs	36.688	11,6	38.080	15,2	45.119	18,2	52.360	20,0	172.247	16,0
lager secundair beroeps	25.856	8,2	19.305	7,7	19.047	7,7	18.222	6,9	82.430	7,7
lager secundair technisch	17.071	5,4	12.413	4,9	9.628	3,9	8.247	3,1	47.359	4,4
lager secundair algemeen/kunst	22.841	7,2	19.836	7,9	18.447	7,4	18.367	7,0	79.491	7,4
hoger secundair beroeps	20.026	6,3	14.283	5,7	13.723	5,5	14.028	5,3	62.060	5,8
hoger secundair technisch	23.372	7,4	14.935	6,0	11.668	4,7	9.674	3,7	59.649	5,5
hoger secundair algemeen/kunst	26.300	8,3	17.396	6,9	14.346	5,8	13.891	5,3	71.933	6,7
pedagogisch onderwijs korte type	23.160	7,3	20.991	8,4	16.356	6,6	11.024	4,2	71.531	6,6
ander hoger onderwijs KT en LT	36.401	11,5	17.110	6,8	12.345	5,0	9.551	3,6	75.407	7,0
onbekend diploma	13.057	4,1	11.343	4,5	11.688	4,7	13.313	5,1	49.401	4,6
niet ingevuld	5.540	1,8	4.131	1,6	3.455	1,4	3.098	1,2	16.224	1,5
totaal	316.185	100,0	250.863	100,0	248.114	100,0	262.301	100,0	1.077.463	100,0

Tabel A.5.1.7a: Frequentieverdeling naar huishoudenspositie, Belgische vrouwen van 40-59 jaar

Huishoudenspositie	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		40-59 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
alleenstaand	18.106	5,7	17.996	7,2	22.806	9,2	33.589	12,8	92.497	8,6
gehuwd zonder kinderen	27.206	8,6	44.019	17,5	81.062	32,7	119.692	45,6	271.979	25,2
gehuwd met kinderen	215.220	68,1	150.484	60,0	112.842	45,5	78.283	29,8	556.829	51,7
ongehuwd samenwonend	11.509	3,6	7.345	2,9	5.485	2,2	4.784	1,8	29.123	2,7
ouder in monoparentaal gezin	32.314	10,2	22.344	8,9	17.097	6,9	15.674	6,0	87.429	8,1
restgroep	11.830	3,7	8.675	3,5	8.822	3,6	10.279	3,9	39.606	3,7
totaal	316.185	100,0	250.863	100,0	248.114	100,0	262.301	100,0	1.077.463	100,0

Tabel A.5.1.8a: Frequentieverdeling naar burgerlijke staat, Belgische vrouwen van 40-59 jaar

Burgerlijke staat	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		40-59 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
ongehuwd	16.592	5,2	10.979	4,4	10.712	4,3	12.332	4,7	50.615	4,7
gehuwd	260.300	82,3	206.942	82,5	203.066	81,8	205.196	78,2	875.504	81,3
gescheiden of uit elkaar	31.947	10,1	22.754	9,1	17.125	6,9	13.362	5,1	85.188	7,9
weduwe	7.346	2,3	10.188	4,1	17.211	6,9	31.411	12,0	66.156	6,1
totaal	316.185	100,0	250.863	100,0	248.114	100,0	262.301	100,0	1.077.463	100,0

Tabel A.5.1.9a: Frequentieverdeling naar pariteit, Belgische vrouwen van 40-59 jaar

Pariteit	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		40-59 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
geen kinderen	39.572	12,5	29.495	11,8	31.102	12,5	36.502	13,9	136.671	12,7
één kind	80.105	25,3	59.137	23,6	53.332	21,5	56.831	21,7	249.405	23,1
twee kinderen	116.608	36,9	84.959	33,9	72.792	29,3	67.432	25,7	341.791	31,7
drie kinderen	49.414	15,6	43.848	17,5	45.446	18,3	43.584	16,6	182.292	16,9
vier of meer kinderen	30.486	9,6	33.424	13,3	45.442	18,3	57.952	22,1	167.304	15,5
totaal	316.185	100,0	250.863	100,0	248.114	100,0	262.301	100,0	1.077.463	100,0

Tabel A.5.1.10a: Frequentieverdeling naar rollencombinatie, Belgische vrouwen van 40-59 jaar

Rollencombinatie	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		40-59 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
geen beroep en geen inwonende kinderen	21.338	6,7	34.739	13,8	76.201	30,7	135.178	51,5	267.456	24,8
geen beroep en inwonende kinderen	106.379	33,6	91.296	36,4	89.549	36,1	77.509	29,5	364.733	33,9
beroep en geen inwonende kinderen	41.070	13,0	40.571	16,2	40.658	16,4	32.434	12,4	154.733	14,4
beroep en inwonende kinderen	147.398	46,6	84.257	33,6	41.706	16,8	17.180	6,5	290.541	27,0
totaal	316.185	100,0	250.863	100,0	248.114	100,0	262.301	100,0	1.077.463	100,0

Tabel A.5.1.1b: Frequentieverdeling naar beroepsstatus, Belgische mannen van 40-59 jaar

Beroepsstatus	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		40-59 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
volledig werkloos	12.306	3,9	10.725	4,3	15.206	6,5	19.132	8,2	57.369	5,6
grote zelfst., hogere leiding, academici	52.584	16,6	41.776	16,9	34.470	14,8	25.467	10,9	154.297	15,0
lagere leiding en geschoolde hoofdarbeid	56.748	17,9	42.596	17,2	32.690	14,0	21.421	9,2	153.455	14,9
routine hoofdarbeid	36.176	11,4	26.600	10,8	22.256	9,6	14.485	6,2	99.517	9,7
kleine zelfstandigen	8.611	2,7	7.220	2,9	6.593	2,8	6.239	2,7	28.663	2,8
toezichthouders/hooggesch. en gesch.handenarb.	76.495	24,1	59.079	23,9	47.668	20,5	26.416	11,3	209.658	20,3
half- en ongeschoolde handenarbeid, landbouwers	46.471	15	35.871	14	34.724	15	25.169	11	142.235	13,8
brug- of overlevingspensioen	1.820	0,6	2.563	1,0	18.051	7,8	73.115	31,4	95.549	9,3
beroep onbekend	11.362	3,6	8.995	3,6	8.568	3,7	6.851	2,9	35.776	3,5
geen beroep	15.009	4,7	12.013	4,9	12.470	5,4	14.630	6,3	54.122	5,3
totaal	317.582	100,0	247.438	100,0	232.696	100,0	232.925	100,0	1.030.641	100,0

Tabel A.5.1.2b: Frequentieverdeling naar tewerkstellingsstatus, Belgische mannen van 40-59 jaar

Tewerkstellingsstatus	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		40-59 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
actief	288.447	90,8	222.137	89,8	186.969	80,3	126.048	54,1	823.601	79,9
inactief	29.135	9,2	25.301	10,2	45.727	19,7	106.877	45,9	207.040	20,1
totaal	317.582	100,0	247.438	100,0	232.696	100,0	232.925	100,0	1.030.641	100,0

Tabel A.5.1.3b: Frequentieverdeling naar inkomenstype, Belgische mannen van 40-59 jaar

Inkomenstype	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		40-59 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
geen inkomen	12.380	3,9	9.662	3,9	9.198	4,0	9.869	4,2	41.109	4,0
1 vervangingsinkomen	10.561	3,3	8.600	3,5	16.266	7,0	41.294	17,7	76.721	7,4
2 vervangingsinkomens	3.466	1,1	2.876	1,2	7.075	3,0	23.094	9,9	36.511	3,5
1 deeltijds inkomen	2.806	0,9	2.179	0,9	2.127	0,9	2.149	0,9	9.261	0,9
1 deeltijds & 1 vervangings.-. of 2 deelt. inks.	2.331	0,7	1.694	0,7	2.718	1,2	4.732	2,0	11.475	1,1
1 voltijds inkomen	86.960	27,4	66.653	26,9	58.607	25,2	45.198	19,4	257.418	25,0
1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	30.664	9,7	23.327	9,4	26.477	11,4	30.456	13,1	110.924	10,8
1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	49.891	15,7	26.594	10,7	16.300	7,0	8.385	3,6	101.170	9,8
2 voltijdse inkomens	86.231	27,2	61.297	24,8	45.477	19,5	27.214	11,7	220.219	21,4
restgroep	32.292	10,2	44.556	18,0	48.451	20,8	40.534	17,4	165.833	16,1
totaal	317.582	100,0	247.438	100,0	232.696	100,0	232.925	100,0	1.030.641	100,0

Tabel A.5.1.4b: Frequentieverdeling naar huisvestingskwaliteit, Belgische mannen van 40-59 jaar

Huisvestingskwaliteit	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		40-59 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
eigenaars, groot comfort	143.476	45,2	115.384	46,6	104.156	44,8	94.992	40,8	458.008	44,4
huurders, groot comfort	25.453	8,0	18.737	7,6	15.197	6,5	13.876	6,0	73.263	7,1
eigenaars, middencomfort	23.694	7,5	19.437	7,9	19.687	8,5	20.948	9,0	83.766	8,1
huurders, middencomfort	11.453	3,6	8.899	3,6	7.873	3,4	7.966	3,4	36.191	3,5
eigenaars, klein comfort	56.035	17,6	40.916	16,5	41.342	17,8	45.044	19,3	183.337	17,8
huurders, klein comfort	19.673	6,2	13.827	5,6	12.740	5,5	12.886	5,5	59.126	5,7
eigenaars, zonder klein comfort	12.688	4,0	10.641	4,3	12.946	5,6	17.691	7,6	53.966	5,2
huurders, zonder klein comfort	10.544	3,3	8.066	3,3	8.266	3,6	8.998	3,9	35.874	3,5
restgroep	10.838	3,4	8.186	3,3	6.703	2,9	6.025	2,6	31.752	3,1
comfortniveau/huisbezit onbekend	3.728	1,2	3.345	1,4	3.786	1,6	4.499	1,9	15.358	1,5
totaal	317.582	100,0	247.438	100,0	232.696	100,0	232.925	100,0	1.030.641	100,0

Tabel A.5.1.5b: Frequentieverdeling naar vol- of deeltijdse tewerkstelling , Belgische mannen van 40-59 jaar

Vol- of deeltijdse tewerkstelling	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		40-59 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
geen beroep	29.135	9,2	25.301	10,2	45.727	19,7	106.877	45,9	207.040	20,1
voltijds	276.701	87,1	212.659	85,9	177.049	76,1	117.153	50,3	783.562	76,0
deeltijds	5.699	1,8	4.534	1,8	4.818	2,1	4.476	1,9	19.527	1,9
onbekend	6.047	1,9	4.944	2,0	5.102	2,2	4.419	1,9	20.512	2,0
totaal	317.582	100,0	247.438	100,0	232.696	100,0	232.925	100,0	1.030.641	100,0

Tabel A.5.1.6b: Frequentieverdeling naar onderwijsniveau, Belgische mannen van 40-59 jaar

Onderwijsniveau	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		40-59 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
geen onderwijs	53.059	16,7	48.935	19,8	56.862	24,4	68.583	29,4	227.439	22,1
lager onderwijs	32.190	10,1	31.742	12,8	39.006	16,8	43.367	18,6	146.305	14,2
lager secundair beroeps	18.684	5,9	13.091	5,3	12.030	5,2	11.742	5,0	55.547	5,4
lager secundair technisch	34.313	10,8	22.811	9,2	16.291	7,0	13.266	5,7	86.681	8,4
lager secundair algemeen/kunst	15.172	4,8	13.268	5,4	14.749	6,3	14.700	6,3	57.889	5,6
hoger secundair beroeps	11.552	3,6	7.820	3,2	7.245	3,1	7.923	3,4	34.540	3,4
hoger secundair technisch	41.480	13,1	28.034	11,3	19.598	8,4	15.522	6,7	104.634	10,2
hoger secundair algemeen/kunst	26.370	8,3	18.910	7,6	17.440	7,5	16.986	7,3	79.706	7,7
pedagogisch onderwijs korte type	9.304	2,9	10.775	4,4	8.311	3,6	4.979	2,1	33.369	3,2
ander hoger onderwijs KT en LT	57.947	18,2	37.971	15,3	28.477	12,2	22.844	9,8	147.239	14,3
onbekend diploma	9.589	3,0	8.216	3,3	8.165	3,5	9.179	3,9	35.149	3,4
niet ingevuld	7.922	2,5	5.865	2,4	4.522	1,9	3.834	1,6	22.143	2,1
totaal	317.582	100,0	247.438	100,0	232.696	100,0	232.925	100,0	1.030.641	100,0

Tabel A.5.1.7b: Frequentieverdeling naar huishoudenspositie, Belgische mannen van 40-59 jaar

Huishoudenspositie	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		40-59 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
alleenstaand	33.826	10,7	25.816	10,4	23.961	10,3	24.344	10,5	107.947	10,5
gehuwd zonder kinderen	22.904	7,2	33.217	13,4	61.771	26,5	99.397	42,7	217.289	21,1
gehuwd met kinderen	217.487	68,5	159.880	64,6	124.162	53,4	90.024	38,6	591.553	57,4
ongehuwd samenwonend	13.469	4,2	8.739	3,5	6.781	2,9	5.492	2,4	34.481	3,3
ouder in monoparentaal gezin	6.886	2,2	5.894	2,4	5.073	2,2	4.390	1,9	22.243	2,2
restgroep	23.010	7,2	13.892	5,6	10.948	4,7	9.278	4,0	57.128	5,5
totaal	317.582	100,0	247.438	100,0	232.696	100,0	232.925	100,0	1.030.641	100,0

Tabel A.5.1.8b: Frequentieverdeling naar burgerlijke staat , Belgische mannen van 40-59 jaar

Burgerlijke staat	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		40-59 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
ongehuwd	28.872	9,1	17.930	7,2	16.420	7,1	15.888	6,8	79.110	7,7
gehuwd	257.638	81,1	205.371	83,0	195.276	83,9	196.898	84,5	855.183	83,0
gescheiden of uit elkaar	29.066	9,2	21.442	8,7	16.583	7,1	12.688	5,4	79.779	7,7
weduwnaar	2.006	0,6	2.695	1,1	4.417	1,9	7.451	3,2	16.569	1,6
totaal	317.582	100,0	247.438	100,0	232.696	100,0	232.925	100,0	1.030.641	100,0

Tabel A.5.1.9b: Frequentieverdeling naar rollencombinatie, Belgische mannen van 40-59 jaar

Rollencombinatie	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		40-59 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
geen beroep en geen inwonende kinderen	16.374	5,2	14.548	5,9	26.842	11,5	70.472	30,3	128.236	12,4
geen beroep en inwonende kinderen	12.761	4,0	10.753	4,3	18.885	8,1	36.405	15,6	78.804	7,6
beroep en geen inwonende kinderen	69.252	21,8	63.053	25,5	74.427	32,0	66.754	28,7	273.486	26,5
beroep en inwonende kinderen	219.195	69,0	159.084	64,3	112.542	48,4	59.294	25,5	550.115	53,4
totaal	317.582	100,0	247.438	100,0	232.696	100,0	232.925	100,0	1.030.641	100,0

Annex 5.2: Berekening van de index van ongelijkheid

Annex 5.2: Berekening van de index van ongelijkheid

De index van ongelijkheid wordt berekend aan de hand van volgende formule:

$$\begin{aligned} \text{IO} &= 100 \times \frac{\sum |O_i - E_i|/2}{\sum O_i} \\ &= 100 \times \sum \left[\frac{E_i}{\sum E_i} \left| \frac{O_i}{E_i} - 1 \right| / 2 \right] \end{aligned}$$

met O_i voor het aantal waargenomen sterftegevallen in elke socio-economische klasse i en E_i voor het aantal verwachte overlijdensgevallen in elke klasse i (Koskinen en Martelin, 1994). E_i wordt berekend door de leeftijdsspecifieke sterftcijfers van *alle* vrouwen en mannen, ongeacht hun status, als standaard te hanteren en deze te vermenigvuldigen met het aantal individuen in elke klasse. De index wordt per geslachtsgroep en per vijfjaarlijkse leeftijdsgroep opgesteld en geeft aan hoeveel procent sterftegevallen minimum herverdeeld zou moeten worden om een identiek sterftcijfer te bekomen in elke socio-economische groep. Mathematisch bestaat de indicator uit "de gewogen som van de absolute afwijkingen ten opzichte van het algemeen mortaliteitsniveau, met de proportie verwachte sterftegevallen in de socio-economische klassen als wegingscoëfficiënten" (Koskinen en Martelin, 1994, p. 1386). Kleine groepen dragen dus minder bij tot de waarde van de index dan grote groepen van de bevolking.

Een punt van kritiek op de IO als indicator voor ongelijkheid, is de ongevoeligheid voor de socio-economische dimensie van de ongelijkheid: de index sommeert alle sterfteverschillen tussen de socio-economische klassen, zonder rekening te houden met de klasse met de laagste en deze met de hoogste sterfte. Bepaalde auteurs hebben andere indexen voorgesteld, zoals de "*bellingscoëfficiënt van ongelijkheid*" of de "*concentratie-index*". Het nadeel is dat deze indicatoren gebaseerd zijn op variabelen van minstens ordinaal meetniveau, hetgeen niet het geval is voor een aantal cruciale dimensies, zoals het inkomenstype of de huishoudenspositie bijvoorbeeld. Om de exponent B-waarden te staven, wordt in deze bijdrage dan toch gebruik gemaakt van de IO, die eenvoudig te berekenen en gemakkelijk te interpreteren is.

Annex 5.3: Relatieve sterfterisico's naar socio-economische kenmerken, brutomodel en multivariaat model, Belgische mannen en vrouwen van 40-59 jaar

Opmerkingen voor de tabellen 5.3

In het brutomodel zijn de cijfers gestandaardiseerd voor de exacte leeftijd. In het multivariaat model worden volgende kenmerken opgenomen: de exacte leeftijd, het onderwijsniveau, de huishoudenspositie, de huisvestingskwaliteit, het inkomenstype en het arrondissement van woonplaats.

In het multivariaat model voor beroep wordt de inkomensvariabele vervangen door de beroepsstatus en in het model voor de tewerkstellingsstatus wordt inkomen vervangen door de tewerkstellingsstatus.

Het multivariaat model voor de pariteit bevat naast de gebruikelijke variabelen ook de afstamming van de vrouw en ook het model voor de rollencombinatie bevat één additionele variabele, die aangeeft of het individu al dan niet meerdere rollen combineert.

In het multivariaat model voor de burgerlijke staat wordt de huishoudenspositie als covariaat **vervangen door de burgerlijke staat**.

De resultaten worden geordend naar de exponent B-waarden van de mannen, zowel in het brutomodel als in het multivariaat model, behalve in de tabellen met relatieve sterfterisico's naar pariteit, waar de rangschikking naar exponent B-waarden voor de vrouwen is gebeurd.

Tabel A.5.3.1a: Relatief sterfterisico (exponent B-waarden) naar beroepsstatus, gemiddelde waarden voor de Belgische mannen en vrouwen in de leeftijdsgroepen van 40-59 jaar

Brutomodel				Multivariaat model			
beroepsstatus	Mannen	Vrouwen		beroepsstatus	Mannen	Vrouwen	
grote zelfst., hogere leiding, academici	0,603	0,845		grote zelfst., hogere leiding, academici	0,768	0,926	
lagere leiding en geschoolde hoofdarbeid	0,696	0,861		toezichhouders/hooggeschoolde en gesch. handenarb.	0,788	0,749	
routine hoofdarbeid	0,733	0,851		routine hoofdarbeid	0,803	0,865	
toezichhouders/hooggeschoolde en gesch. handenarb.	0,733	0,713		lagere leiding en geschoolde hoofdarbeid	0,807	0,919	
half- en ongeschoolde handenarbeid, landbouwers	0,837	0,784		half- en ongeschoolde handenarbeid, landbouwers	0,807	0,752	
kleine zelfstandigen	0,865	1,109		kleine zelfstandigen	0,940	1,096	
beroep onbekend	1,160	1,197		beroep onbekend	1,127	1,192	
brug- of overlevingspensioen	1,636	1,680		volledig werkloos	1,275	1,017	
volledig werkloos	1,653	1,095		geen beroep	1,523	1,255	
geen beroep	1,957	1,182		brug- of overlevingspensioen	1,537	1,444	

Tabel A.5.3.2a: Relatief sterfterisico (exponent B-waarden) naar tewerkstellingsstatus, gemiddelde waarden voor de Belgische mannen en vrouwen in de leeftijdsgroepen van 40-59 jaar

Brutomodel				Multivariaat model			
Tewerkstellingsstatus	Mannen	Vrouwen		Tewerkstellingsstatus	Mannen	Vrouwen	
actief	0,669	0,843		actief	0,756	0,876	
inactief	1,494	1,186		inactief	1,323	1,142	

Tabel A.5.3.3a: Relatief sterfterisico (exponent B-waarden) naar inkomenstype, gemiddelde waarden voor de Belgische mannen en vrouwen in de leeftijdsgroepen van 40-59 jaar

Brutomodel				Multivariaat model			
Inkomenstype	Mannen	Vrouwen		Inkomenstype	Mannen	Vrouwen	
1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	0,580	0,712		1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	0,771	0,838	
2 voltijdse inkomens	0,642	0,747		1 voltijds inkomen	0,779	0,967	
1 voltijds inkomen	0,768	0,903		2 voltijdse inkomens	0,823	0,868	
restgroep	0,809	0,840		restgroep	0,930	0,909	
1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	0,863	0,879		1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	0,934	0,915	
1 deeltijds & 1 vervangingsink., 2 deeltijdse inks.	1,037	0,822		1 deeltijds inkomen	0,960	0,920	
1 deeltijds inkomen	1,073	1,012		1 deeltijds & 1 vervangingsink., 2 deeltijdse inks	1,176	0,836	
2 vervangingsinkomens	1,513	1,366		geen inkomen	1,224	1,372	
1 vervangingsinkomen	1,691	1,427		1 vervangingsinkomen	1,274	1,281	
geen inkomen	1,762	1,736		2 vervangingsinkomens	1,323	1,264	

Tabel A.5.3.4a: Relatief sterfterisico (exponent B-waarden) naar huisvestingskwaliteit, gemiddelde waarden voor de Belgische mannen en vrouwen in de leeftijdsgroepen van 40-59 jaar

Huisvestingskwaliteit	Brutomodel		Huisvestingskwaliteit	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
eigenaars, groot comfort	0,526	0,601	eigenaars, groot comfort	0,713	0,718
eigenaars, middencomfort	0,737	0,748	eigenaars, klein comfort	0,862	0,895
eigenaars, klein comfort	0,750	0,808	eigenaars, middencomfort	0,876	0,810
huurders, groot comfort	0,807	0,857	huurders, groot comfort	0,951	0,927
comfort/huisbezit onbekend	1,000	0,869	comfort/huisbezit onbekend	1,006	0,885
eigenaars, zonder klein comfort	1,091	1,040	eigenaars, zonder klein comfort	1,029	1,079
huurders, klein comfort	1,150	1,204	restgroep	1,060	1,111
huurders, middencomfort	1,305	1,253	huurders, klein comfort	1,125	1,180
restgroep	1,608	1,513	huurders, middencomfort	1,210	1,150
huurders, zonder klein comfort	1,619	1,555	huurders, zonder klein comfort	1,308	1,440

Tabel A.5.3.5a: Relatief sterfterisico (exponent B-waarden) naar onderwijsniveau, gemiddelde waarden voor de Belgische mannen en vrouwen in de leeftijdsgroepen van 40-59 jaar

Onderwijsniveau	Brutomodel		Onderwijsniveau	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
pedagogisch onderwijs korte type	0,671	0,831	pedagogisch onderwijs korte type	0,801	0,966
ander hoger onderwijs KT en LT	0,691	0,854	ander hoger onderwijs KT en LT	0,834	0,949
hoger secundair technisch	0,782	0,802	hoger secundair technisch	0,913	0,897
lager secundair technisch	0,870	0,856	lager secundair technisch	0,959	0,932
hoger secundair algemeen/kunst	0,912	0,940	lager secundair beroeps	1,004	0,958
lager secundair beroeps	0,966	0,930	hoger secundair algemeen/kunst	1,020	1,026
hoger secundair beroeps	0,973	0,910	hoger secundair beroeps	1,036	0,958
lager secundair algemeen/kunst	1,030	0,957	onbekend diploma	1,057	0,978
lager onderwijs	1,128	1,021	lager secundair algemeen/kunst	1,063	1,005
onbekend diploma	1,134	1,023	lager onderwijs	1,087	1,024
geen onderwijs	1,185	1,148	geen onderwijs	1,111	1,110
niet ingevuld	2,371	2,249	niet ingevuld	1,187	1,240

Tabel A.5.3.6a: Relatief sterfterisico (exponent B-waarden) naar huishoudenspositie, gemiddelde waarden voor de Belgische mannen en vrouwen in de leeftijdsgroepen van 40-59 jaar

Huishoudenspositie	Brutomodel		Huishoudenspositie	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
gehuwd met kinderen	0,606	0,686	gehuwd met kinderen	0,746	0,845
gehuwd zonder kinderen	0,735	0,830	gehuwd zonder kinderen	0,822	0,908
ongetrouwd samenwonend	1,026	1,152	ongetrouwd samenwonend	0,947	1,109
ouder in monoparentaal gezin	1,082	0,953	ouder in monoparentaal gezin	1,111	0,884
restgroep	1,334	1,196	restgroep	1,202	1,221
alleenstaand	1,515	1,336	alleenstaand	1,289	1,089

Tabel A.5.3.7a: Relatief sterfterisico (exponent B-waarden) naar burgerlijke staat, gemiddelde waarden voor de Belgische mannen en vrouwen in de leeftijdsgroepen van 40-59 jaar

Burgerlijke staat	Brutomodel		Burgerlijke staat	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
gehuwd	0,586	0,722	gehuwd	0,895	0,935
uit elkaar of gescheiden	1,172	1,077	uit elkaar of gescheiden	0,978	0,950
weduwe	1,178	1,174	ongetrouwd	0,993	1,013
ongetrouwd	1,236	1,096	weduwe	1,150	1,112

Tabel A.5.3.8a: Relatief sterfterisico (exponent B-waarden) naar pariteit, gemiddelde waarden voor de Belgische vrouwen in de leeftijdsgroepen van 40-59 jaar

Pariteit	Brutomodel		Pariteit	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
3 kinderen	-	0,818	3 kinderen	-	0,895
2 kinderen	-	0,859	2 kinderen	-	0,953
1 kind	-	0,978	1 kind	-	1,025
4 of meer kinderen	-	1,149	4 of meer kinderen	-	1,035
geen kinderen	-	1,267	geen kinderen	-	1,105

Tabel A.5.3.9a: Relatief sterfterisico (exponent B-waarden) naar rollencombinatie, gemiddelde waarden voor de Belgische mannen en vrouwen in de leeftijdsgroepen van 40-59 jaar

Rollencombinatie	Brutomodel		Rollencombinatie	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
beroep en inwonende kinderen	0,585	0,727	beroep en inwonende kinderen	0,796	0,861
beroep en geen inwonende kinderen	0,860	0,936	beroep en geen inwonende kinderen	0,816	0,846
geen beroep en inwonende kinderen	1,108	0,986	geen beroep en inwonende kinderen	1,171	1,120
geen beroep en geen inwonende kinderen	1,794	1,490	geen beroep en geen inwonende kinderen	1,314	1,224

Tabel A.5.3.1b: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar beroepsstatus, Belgische mannen en vrouwen van 40-44 jaar

beroepsstatus	Brutomodel		beroepsstatus	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
grote zelfst., hogere leiding, academici	0,531	0,710	routine hoofdarbeid	0,715	0,819
routine hoofdarbeid	0,633	0,791	grote zelfst., hogere leiding, academici	0,731	0,813
lagere leiding en geschoolde hoofdarbeid	0,658	0,820	toezichhouders/hooggesch. en gesch. handenarb.	0,741	0,720
toezichhouders/hooggesch. en gesch. handenarb.	0,671	0,671	half- en ongeschoolde handenarbeid, landbouwers	0,777	0,730
kleine zelfstandigen	0,777	1,170	lagere leiding en geschoolde hoofdarbeid	0,794	0,917
half- en ongeschoolde handenarbeid, landbouwers	0,793	0,748	kleine zelfstandigen	0,849	1,137
beroep onbekend	1,132	1,216	beroep onbekend	1,105	1,201
geen beroep	1,935	1,230	volledig werkloos	1,431	1,072
volledig werkloos	2,058	1,197	geen beroep	1,506	1,289
brug- of overlevingspensioen	2,428	2,062	brug- of overlevingspensioen	2,072	1,654

Tabel A.5.3.2b: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar tewerkstellingsstatus, Belgische mannen en vrouwen van 40-44 jaar

Tewerkstellingsstatus	Brutomodel		Tewerkstellingsstatus	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
actief	0,580	0,802	actief	0,682	0,904
inactief	1,724	1,247	inactief	1,466	1,107

Tabel A.5.3.3b: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar inkomenstype, Belgische mannen en vrouwen van 40-44 jaar

Inkomenstype	Brutomodel		Inkomenstype	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	0,422	0,663	1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	0,634	0,841
2 voltijdse inkomens	0,555	0,606	1 voltijds inkomen	0,719	0,962
1 voltijds inkomen	0,705	0,875	2 voltijdse inkomens	0,777	0,738
1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	0,801	0,884	restgroep	0,888	0,811
restgroep	0,807	0,760	1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	0,889	0,905
1 deeltijds & 1 vervangingsink., 2 deeltijdse inks	1,166	0,745	geen inkomen	1,058	1,370
1 deeltijds inkomen	1,304	1,197	1 deeltijds inkomen	1,142	1,163
geen inkomen	1,568	1,646	1 vervangingsinkomen	1,360	1,457
2 vervangingsinkomens	1,934	1,664	1 deeltijds & 1 vervangingsink., 2 deeltijdse inks	1,418	0,732
1 vervangingsinkomen	2,031	1,734	2 vervangingsinkomens	1,536	1,343

Tabel A.5.3.4b: Relatief sterfterisico (exponent B-waarden) naar huisvestingskwaliteit, Belgische mannen en vrouwen van 40-44 jaar

Huisvestingskwaliteit	Brutomodel		Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
eigenaars, groot comfort	0,497	0,559	0,737	0,696
eigenaars, middencomfort	0,720	0,746	0,870	0,891
eigenaars, klein comfort	0,734	0,798	0,889	0,821
huurders, groot comfort	0,771	0,783	0,945	0,867
comfortniveau/huisbezit onbekend	1,028	0,798	0,986	1,044
eigenaars, zonder klein comfort	1,113	1,086	1,004	0,806
huurders, klein comfort	1,194	1,300	1,101	1,215
huurders, middencomfort	1,311	1,286	1,133	1,255
restgroep	1,599	1,525	1,176	1,167
huurders, zonder klein comfort	1,725	1,738	1,279	1,515

Tabel A.5.3.5b: Relatief sterfterisico (exponent B-waarden) naar onderwijsniveau, Belgische mannen en vrouwen van 40-44 jaar

Onderwijsniveau	Brutomodel		Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
pedagogisch onderwijs korte type	0,596	0,740	0,730	0,925
ander hoger onderwijs KT en LT	0,611	0,807	0,765	0,936
hoger secundair technisch	0,784	0,830	0,933	0,954
lager secundair technisch	0,835	0,875	0,942	0,944
hoger secundair algemeen/kunst	0,910	0,940	1,022	1,055
hoger secundair beroeps	0,983	0,917	1,040	1,062
lager secundair beroeps	1,009	1,030	1,043	0,966
geen onderwijs	1,175	1,223	1,062	0,976
lager secundair algemeen/kunst	1,191	1,052	1,082	1,167
onbekend diploma	1,225	0,966	1,141	1,004
lager onderwijs	1,233	1,021	1,166	0,933
niet ingevuld	2,203	2,047	1,203	1,111

Tabel A.5.3.6b: Relatief sterfterisico (exponent B-waarden) naar huishoudenspositie, Belgische mannen en vrouwen van 40-44 jaar

Huishoudenspositie	Brutomodel		Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
gehuwd met kinderen	0,557	0,623	0,705	0,811
gehuwd zonder kinderen	0,748	0,900	0,857	1,044
ongehuwd samenwonend	0,945	0,977	0,876	0,980
ouder in monoparentaal gezin	1,216	0,884	1,153	1,399
restgroep	1,315	1,332	1,178	0,719
alleenstaand	1,589	1,549	1,391	1,200

Tabel A.5.3.7b: Relatief sterfterisico (exponent B-waarden) naar burgerlijke staat, Belgische mannen en vrouwen van 40-44 jaar

Burgerlijke staat	Brutomodel		Burgerlijke staat	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
gehuwd	0,551	0,680	gehuwd	0,707	0,880
gescheiden of uit elkaar	1,208	1,080	gescheiden of uit elkaar	1,071	0,975
ongehuwd	1,220	1,145	ongehuwd	1,077	1,127
weduwnaar/weduwe	1,232	1,190	weduwnaar/weduwe	1,226	1,035

Tabel A.5.3.8b: Relatief sterfterisico (exponent B-waarden) naar pariteit, Belgische vrouwen van 40-44 jaar

Pariteit	Brutomodel		Pariteit	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
twee kinderen	-	0,806	drie kinderen	-	0,930
drie kinderen	-	0,807	vier of meer kinderen	-	0,942
één kind	-	1,031	twee kinderen	-	0,967
vier of meer kinderen	-	1,106	geen kinderen	-	1,040
geen kinderen	-	1,348	één kind	-	1,136

Tabel A.5.3.9b: Relatief sterfterisico (exponent B-waarden) naar rollencombinatie, Belgische mannen en vrouwen van 40-44 jaar

Rollencombinatie	Brutomodel		Rollencombinatie	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
beroep en inwonende kinderen	0,481	0,611	beroep en inwonende kinderen	0,751	0,821
beroep en geen inwonende kinderen	0,853	0,941	beroep en geen inwonende kinderen	0,759	0,824
geen beroep en inwonende kinderen	1,136	0,883	geen beroep en inwonende kinderen	1,200	1,049
geen beroep en geen inwonende kinderen	2,144	1,971	geen beroep en geen inwonende kinderen	1,463	1,409

Tabel A.5.3.1c: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar beroepsstatus, Belgische mannen en vrouwen van 45-49 jaar

Beroepsstatus	Brutomodel		Beroepsstatus	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
grote zelfst., hogere leiding, academici	0,526	0,737	grote zelfst., hogere leiding, academici	0,676	0,751
lagere leiding en geschoolde hoofdarbeid	0,632	0,782	toezichhouders/hooggesch. en gesch. handenarb.	0,720	0,706
toezichhouders/hooggesch. en gesch. handenarb.	0,665	0,654	lagere leiding en geschoolde hoofdarbeid	0,739	0,793
routine hoofdarbeid	0,737	0,799	half- en ongeschoolde handenarbeid, landbouwers	0,765	0,769
half- en ongeschoolde handenarbeid, landbouwers	0,792	0,759	routine hoofdarbeid	0,812	0,815
kleine zelfstandigen	0,939	1,311	kleine zelfstandigen	1,023	1,317
beroep onbekend	1,118	1,274	beroep onbekend	1,105	1,288
volledig werkloos	1,728	1,130	volledig werkloos	1,285	1,066
brug- of overlevingspensioen	2,040	1,988	geen beroep	1,624	1,280
geen beroep	2,094	1,167	brug- of overlevingspensioen	1,898	1,641

Tabel A.5.3.2c: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar tewerkstellingsstatus, Belgische mannen en vrouwen van 45-49 jaar

Tewerkstellingsstatus	Brutomodel		Tewerkstellingsstatus	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
actief	0,597	0,821	actief	0,698	0,833
inactief	1,674	1,218	inactief	1,433	1,200

Tabel A.5.3.3c: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar inkomenstype, Belgische mannen en vrouwen van 45-49 jaar

Inkomenstype	Brutomodel		Inkomenstype	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	0,545	0,718	1 voltijds inkomen	0,745	0,924
2 voltijdse inkomens	0,593	0,757	1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	0,763	0,860
1 voltijds inkomen	0,725	0,882	2 voltijdse inkomens	0,791	0,902
restgroep	0,734	0,773	1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	0,876	0,877
1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	0,814	0,829	1 deeltijds inkomen	0,881	0,789
1 deeltijds inkomen	0,999	0,916	restgroep	0,893	0,914
1 deeltijds & 1 vervangingsink., 2 deeltijdse inks	1,027	0,712	1 deeltijds & 1 vervangingsink., 2 deeltijdse inks	1,173	0,728
2 vervangingsinkomens	1,798	1,623	geen inkomen	1,297	1,451
geen inkomen	1,883	1,892	1 vervangingsinkomen	1,455	1,397
1 vervangingsinkomen	2,060	1,626	2 vervangingsinkomens	1,459	1,497

Tabel A.5.3.4c: Relatief sterfterisico (exponent B-waarden) naar huisvestingskwaliteit, Belgische mannen en vrouwen van 45-49 jaar

Huisvestingskwaliteit	Brutomodel		Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
eigenaars, groot comfort	0,486	0,598	0,689	0,734
eigenaars, middencomfort	0,706	0,794	0,861	0,903
eigenaars, klein comfort	0,727	0,794	0,869	0,876
huurders, groot comfort	0,812	0,841	0,981	0,911
comfortniveau/huisbezit onbekend	1,056	0,922	0,987	1,062
huurders, klein comfort	1,156	1,161	1,061	0,948
eigenaars, zonder klein comfort	1,198	0,989	1,131	1,143
huurders, middencomfort	1,228	1,266	1,132	1,062
restgroep	1,643	1,561	1,134	1,140
huurders, zonder klein comfort	1,672	1,508	1,301	1,358

Tabel A.5.3.5c: Relatief sterfterisico (exponent B-waarden) naar onderwijsniveau, Belgische mannen en vrouwen van 45-49 jaar

Onderwijsniveau	Brutomodel		Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
pedagogisch onderwijs korte type	0,632	0,839	0,785	0,997
ander hoger onderwijs KT en LT	0,681	0,913	0,842	1,037
hoger secundair technisch	0,797	0,769	0,942	0,869
lager secundair technisch	0,853	0,950	0,950	1,042
hoger secundair algemeen/kunst	0,917	1,012	0,997	0,833
hoger secundair beroeps	0,971	0,992	1,020	1,095
lager secundair algemeen/kunst	1,029	0,878	1,034	0,988
lager secundair beroeps	1,042	0,895	1,042	1,046
lager onderwijs	1,076	0,982	1,061	0,926
onbekend diploma	1,082	0,876	1,074	0,925
geen onderwijs	1,200	1,123	1,108	1,076
niet ingevuld	2,564	2,344	1,223	1,229

Tabel A.5.3.6c: Relatief sterfterisico (exponent B-waarden) naar huishoudenspositie, Belgische mannen en vrouwen van 45-49 jaar

Huishoudenspositie	Brutomodel		Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
gehuwd met kinderen	0,584	0,639	0,738	0,784
gehuwd zonder kinderen	0,733	0,859	0,830	0,944
ouder in monoparentaal gezin	1,049	0,985	0,982	1,186
ongehuwd samenwonend	1,062	1,210	1,086	0,917
restgroep	1,334	1,071	1,179	1,069
alleenstaand	1,574	1,428	1,300	1,162

Tabel A.5.3.7c: Relatief sterfterisico (exponent B-waarden) naar burgerlijke staat, Belgische mannen en vrouwen van 45-49 jaar

Burgerlijke staat	Brutomodel		Burgerlijke staat	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
gehuwd	0,571	0,697	gehuwd	0,735	0,851
gescheiden of uit elkaar	1,150	1,091	gescheiden of uit elkaar	1,003	0,989
weduwnaar/weduwe	1,227	1,234	ongetrouwd	1,079	1,032
ongetrouwd	1,242	1,066	weduwnaar/weduwe	1,257	1,151

Tabel A.5.3.8c: Relatief sterfterisico (exponent B-waarden) naar pariteit, Belgische vrouwen van 45-49 jaar

Pariteit	Brutomodel		Pariteit	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
drie kinderen	-	0,797	drie kinderen	-	0,884
twee kinderen	-	0,824	twee kinderen	-	0,923
één kind	-	0,961	één kind	-	1,005
vier of meer kinderen	-	1,229	vier of meer kinderen	-	1,102
geen kinderen	-	1,290	geen kinderen	-	1,106

Tabel A.5.3.9c: Relatief sterfterisico (exponent B-waarden) naar rollencombinatie, Belgische mannen en vrouwen van 45-49 jaar

Rollencombinatie	Brutomodel		Rollencombinatie	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
beroep en inwonende kinderen	0,517	0,695	beroep en inwonende kinderen	0,749	0,837
beroep en geen inwonende kinderen	0,807	0,921	beroep en geen inwonende kinderen	0,813	0,793
geen beroep en inwonende kinderen	1,151	0,953	geen beroep en inwonende kinderen	1,181	1,163
geen beroep en geen inwonende kinderen	2,083	1,639	geen beroep en geen inwonende kinderen	1,392	1,295

Tabel A.5.3.1d: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar beroepsstatus, Belgische mannen en vrouwen van 50-54 jaar

beroepsstatus	Brutomodel		beroepsstatus	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
grote zelfst., hogere leiding, academici	0,666	0,980	routine hoofdarbeid	0,783	0,891
routine hoofdarbeid	0,727	0,891	grote zelfst., hogere leiding, academici	0,812	1,100
lagere leiding en geschoolde hoofdarbeid	0,758	0,919	half- en ongeschoolde handenarbeid, landbouwers	0,848	0,783
toezichhouders/hooggesch. en gesch. handenarb.	0,795	0,827	toezichhouders/hooggesch. en gesch. handenarb.	0,851	0,859
kleine zelfstandigen	0,839	0,942	lagere leiding en geschoolde hoofdarbeid	0,860	0,984
half- en ongeschoolde handenarbeid, landbouwers	0,877	0,839	kleine zelfstandigen	0,910	0,926
beroep onbekend	1,164	1,123	beroep onbekend	1,125	1,118
brug- of overlevingspensioen	1,330	1,457	volledig werkloos	1,249	0,931
volledig werkloos	1,554	0,998	brug- of overlevingspensioen	1,299	1,299
geen beroep	1,940	1,167	geen beroep	1,527	1,231

Tabel A.5.3.2d: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar tewerkstellingsstatus, Belgische mannen en vrouwen van 50-54 jaar

Tewerkstellingsstatus	Brutomodel		Tewerkstellingsstatus	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
actief	0,710	0,874	actief	0,786	0,883
inactief	1,409	1,144	inactief	1,272	1,133

Tabel A.5.3.3d: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar inkomenstype, Belgische mannen en vrouwen van 50-54 jaar

Inkomenstype	Brutomodel		Inkomenstype	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	0,691	0,699	1 voltijds inkomen	0,811	0,955
2 voltijdse inkomens	0,702	0,762	1 deeltijds inkomen	0,825	0,961
restgroep	0,804	0,864	1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	0,872	0,794
1 voltijds inkomen	0,811	0,896	2 voltijdse inkomens	0,872	0,856
1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	0,884	0,886	1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	0,947	0,925
1 deeltijds inkomen	0,919	1,069	restgroep	0,960	0,916
1 deeltijds & 1 vervangingsink., 2 deeltijdse inks.	0,969	0,949	1 deeltijds & 1 vervangingsink., 2 deeltijdse inks.	1,061	0,971
2 vervangingsinkomens	1,388	1,227	1 vervangingsinkomen	1,249	1,217
1 vervangingsinkomen	1,611	1,310	2 vervangingsinkomens	1,261	1,188
geen inkomen	1,796	1,683	geen inkomen	1,293	1,347

Tabel A.5.3.4d: Relatief sterfterisico (exponent B-waarden) naar huisvestingskwaliteit, Belgische mannen en vrouwen van 50-54 jaar

Huisvestingskwaliteit	Brutomodel		Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
eigenaars, groot comfort	0,549	0,627	0,712	0,734
eigenaars, klein comfort	0,752	0,834	0,847	0,910
huurders, groot comfort	0,762	0,911	0,875	0,974
eigenaars, middencomfort	0,779	0,722	0,905	0,771
comfortniveau/huisbezit onbekend	0,983	0,848	0,981	1,070
eigenaars, zonder klein comfort	1,022	1,017	0,999	0,860
huurders, klein comfort	1,161	1,181	1,057	1,100
huurders, middencomfort	1,405	1,237	1,145	1,155
restgroep	1,527	1,457	1,307	1,134
huurders, zonder klein comfort	1,634	1,584	1,352	1,505

Tabel A.5.3.5d: Relatief sterfterisico (exponent B-waarden) naar onderwijsniveau, Belgische mannen en vrouwen van 50-54 jaar

Onderwijsniveau	Brutomodel		Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
hoger secundair technisch	0,724	0,818	0,835	0,912
ander hoger onderwijs KT en LT	0,746	0,855	0,889	0,933
pedagogisch onderwijs korte type	0,758	0,858	0,891	0,970
lager secundair technisch	0,878	0,828	0,936	0,981
lager secundair beroeps	0,884	0,953	0,964	0,905
hoger secundair algemeen/kunst	0,945	0,917	1,036	1,010
hoger secundair beroeps	0,990	0,910	1,055	1,024
lager secundair algemeen/kunst	0,996	0,965	1,056	0,989
lager onderwijs	1,126	1,032	1,056	0,958
onbekend diploma	1,152	1,082	1,108	1,043
geen onderwijs	1,181	1,115	1,110	1,231
niet ingevuld	2,208	2,107	1,117	1,086

Tabel A.5.3.6d: Relatief sterfterisico (exponent B-waarden) naar huishoudenspositie, Belgische mannen en vrouwen van 50-54 jaar

Huishoudenspositie	Brutomodel		Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
gehuwd met kinderen	0,626	0,723	0,761	0,891
gehuwd zonder kinderen	0,740	0,782	0,824	0,836
ongehuwd samenwonend	1,022	1,165	0,944	1,100
ouder in monoparentaal gezin	1,055	0,989	1,101	0,962
restgroep	1,340	1,235	1,224	1,263
alleenstaand	1,493	1,243	1,254	1,005

Tabel A.5.3.7d: Relatief sterfterisico (exponent B-waarden) naar burgerlijke staat, Belgische mannen en vrouwen van 50-54 jaar

Burgerlijke staat	Brutomodel		Multivariaat model		
	Mannen	Vrouwen	Burgerlijke staat	Mannen	Vrouwen
gehuwd	0,595	0,738	gehuwd	0,732	0,863
gescheiden of uit elkaar	1,151	1,079	gescheiden of uit elkaar	1,028	0,960
weduwnaar/weduwe	1,201	1,164	ongehuwd	1,087	1,084
ongehuwd	1,216	1,079	weduwnaar/weduwe	1,222	1,114

Tabel A.5.3.8d: Relatief sterfterisico (exponent B-waarden) naar pariteit, Belgische vrouwen van 50-54 jaar

Pariteit	Brutomodel		Multivariaat model		
	Mannen	Vrouwen	Pariteit	Mannen	Vrouwen
drie kinderen	-	0,822	drie kinderen	-	0,877
twee kinderen	-	0,926	één kind	-	0,985
één kind	-	0,955	twee kinderen	-	0,991
vier of meer kinderen	-	1,137	vier of meer kinderen	-	1,050
geen kinderen	-	1,209	geen kinderen	-	1,112

Tabel A.5.3.9d: Relatief sterfterisico (exponent B-waarden) naar rollencombinatie, Belgische mannen en vrouwen van 50-54 jaar

Rollencombinatie	Brutomodel		Multivariaat model		
	Mannen	Vrouwen	Rollencombinatie	Mannen	Vrouwen
beroep en inwonende kinderen	0,645	0,793	beroep en geen inwonende kinderen	0,792	0,928
beroep en geen inwonende kinderen	0,852	0,956	beroep en inwonende kinderen	0,838	0,881
geen beroep en inwonende kinderen	1,055	1,038	geen beroep en inwonende kinderen	1,178	1,099
geen beroep en geen inwonende kinderen	1,726	1,272	geen beroep en geen inwonende kinderen	1,278	1,113

Tabel A.5.3.1e: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar beroepsstatus, Belgische mannen en vrouwen van 55-59 jaar

beroepsstatus	Brutomodel		beroepsstatus	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
grote zelfst., hogere leiding, academici	0,710	0,996	lagere leiding en geschoolde hoofdarbeid	0,840	0,999
lagere leiding en geschoolde hoofdarbeid	0,743	0,933	half- en ongeschoolde handenarbeid, landbouwers	0,843	0,729
toezichhouders/hooggesch. en gesch. handenarb.	0,812	0,712	toezichhouders/hooggesch. en gesch. handenarb.	0,849	0,722
routine hoofdarbeid	0,850	0,933	grote zelfst., hogere leiding, academici	0,866	1,096
half- en ongeschoolde handenarbeid, landbouwers	0,891	0,791	routine hoofdarbeid	0,913	0,941
kleine zelfstandigen	0,917	1,049	kleine zelfstandigen	0,989	1,041
brug- of overlevingspensioen	1,088	1,335	brug- of overlevingspensioen	1,093	1,234
beroep onbekend	1,228	1,179	volledig werkloos	1,152	1,005
volledig werkloos	1,350	1,064	beroep onbekend	1,174	1,169
geen beroep	1,864	1,166	geen beroep	1,440	1,222

Tabel A.5.3.2e: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar tewerkstellingsstatus, Belgische mannen en vrouwen van 55-59 jaar

Tewerkstellingsstatus	Brutomodel		Tewerkstellingsstatus	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
actief	0,817	0,878	actief	0,872	0,886
inactief	1,225	1,138	inactief	1,147	1,129

Tabel A.5.3.3e: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar inkomenstype, Belgische mannen en vrouwen van 55-59 jaar

Inkomenstype	Brutomodel		Inkomenstype	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	0,710	0,775	1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	0,837	0,860
2 voltijdse inkomens	0,734	0,893	1 voltijds inkomen	0,847	1,031
1 voltijds inkomen	0,841	0,962	2 voltijdse inkomens	0,857	0,996
restgroep	0,899	0,980	restgroep	0,981	1,007
1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	0,962	0,920	1 deeltijds inkomen	1,024	0,812
1 deeltijds & 1 vervangingsink., 2 deeltijdse inks	0,995	0,908	1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	1,034	0,955
2 vervangingsinkomens	1,087	1,050	1 vervangingsinkomen	1,065	1,086
1 deeltijds inkomen	1,107	0,896	2 vervangingsinkomens	1,083	1,069
1 vervangingsinkomen	1,214	1,123	1 deeltijds & 1 vervangingsink., 2 deeltijdse inks	1,084	0,944
geen inkomen	1,817	1,736	geen inkomen	1,267	1,324

Tabel A.5.3.4e: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar huisvestingskwaliteit, Belgische mannen en vrouwen van 55-59 jaar

Huisvestingskwaliteit	Brutomodel		Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
eigenaars, groot comfort	0,576	0,621	0,715	0,709
eigenaars, middencomfort	0,745	0,732	0,843	0,776
eigenaars, klein comfort	0,790	0,808	0,871	0,877
huurders, groot comfort	0,888	0,902	0,963	0,935
comfortniveau/huisbezit onbekend	0,939	0,916	1,008	0,960
eigenaars, zonder klein comfort	1,039	1,071	1,025	1,143
huurders, klein comfort	1,093	1,180	1,090	1,170
huurders, middencomfort	1,281	1,224	1,097	1,073
huurders, zonder klein comfort	1,459	1,411	1,229	1,160
restgroep	1,669	1,511	1,303	1,387

Tabel A.5.3.5e: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar onderwijsniveau, Belgische mannen en vrouwen van 55-59 jaar

Onderwijsniveau	Brutomodel		Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
pedagogisch onderwijs korte type	0,709	0,896	0,808	0,974
ander hoger onderwijs KT en LT	0,734	0,845	0,848	0,896
hoger secundair technisch	0,827	0,792	0,935	0,865
hoger secundair algemeen/kunst	0,878	0,897	0,965	0,983
lager secundair technisch	0,917	0,780	0,971	0,874
lager secundair algemeen/kunst	0,923	0,939	0,984	0,969
lager secundair beroeps	0,937	0,852	0,991	0,841
hoger secundair beroeps	0,947	0,828	1,003	0,868
onbekend diploma	1,082	1,194	1,018	1,152
lager onderwijs	1,084	1,052	1,067	1,063
geen onderwijs	1,184	1,134	1,137	1,114
niet ingevuld	2,534	2,529	1,378	1,599

Tabel A.5.3.6e: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar huishoudenspositie, Belgische mannen en vrouwen van 55-59 jaar

Huishoudenspositie	Brutomodel		Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
gehuwd met kinderen	0,662	0,772	0,781	0,826
gehuwd zonder kinderen	0,721	0,784	0,781	0,897
ouder in monoparentaal gezin	1,020	0,960	0,992	1,184
ongehuwd samenwonend	1,081	1,277	1,081	0,963
restgroep	1,348	1,163	1,217	1,006
alleenstaand	1,409	1,160	1,256	1,177

Tabel A.5.3.7e: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar burgerlijke staat, Belgische mannen en vrouwen van 55-59 jaar

Burgerlijke staat	Brutomodel		Burgerlijke staat	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
gehuwd	0,631	0,777	gehuwd	0,738	0,872
weduwnaar/weduwe	1,061	1,112	gescheiden of uit elkaar	1,054	0,928
gescheiden of uit elkaar	1,179	1,058	weduwe	1,095	1,111
ongetrouwd	1,268	1,093	weduwnaar/weduwe	1,174	1,112

Tabel A.5.3.8e: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar pariteit, Belgische vrouwen van 55-59 jaar

Pariteit	Brutomodel		Pariteit	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
drie kinderen	-	0,844	drie kinderen	-	0,888
twee kinderen	-	0,887	twee kinderen	-	0,933
één kind	-	0,966	één kind	-	0,982
vier of meer kinderen	-	1,127	vier of meer kinderen	-	1,053
geen kinderen	-	1,226	geen kinderen	-	1,166

Tabel A.5.3.9e: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar rollencombinatie, Belgische mannen en vrouwen van 55-59 jaar

Rollencombinatie	Brutomodel		Rollencombinatie	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
beroep en inwonende kinderen	0,729	0,831	beroep en inwonende kinderen	0,852	0,909
beroep en geen inwonende kinderen	0,932	0,925	beroep en geen inwonende kinderen	0,908	0,846
geen beroep en inwonende kinderen	1,095	1,082	geen beroep en inwonende kinderen	1,127	1,175
geen beroep en geen inwonende kinderen	1,344	1,202	geen beroep en geen inwonende kinderen	1,147	1,107

**Annex 6.1: Relatieve sterfterisico's (exponent B-waarden)
naar socio-economische kenmerken, brutomodellen,
Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen
van 40-59 jaar**

Opmerkingen voor de tabellen 6.1

De resultaten zijn geordend naar de exponent B-waarden van de mannen, zowel bij de niet-gehuwden als bij de gehuwden, behalve in de tabellen met relatieve sterfterisico's naar pariteit, waar de rangschikking naar exponent B-waarden voor de vrouwen is gebeurd.

Tabel A.6.1.1a: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar beroepsstatus, gemiddelde waarden voor de Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen van 40 tot 59 jaar

Niet-gehuwd			Gehuwd		
Beroepsstatus	Mannen	Vrouwen	Beroepsstatus	Mannen	Vrouwen
grote zelfst., hogere leiding, academici	0,561	0,777	grote zelfst., hogere leiding, academici	0,650	0,853
lagere leiding, geschoolde hoofdarbeiders	0,687	0,814	lagere leiding, geschoolde hoofdarbeiders	0,740	0,860
routine hoofdarbeid	0,757	0,796	toezichhouders/hooggesch. en gesch. handenarb.	0,761	0,722
toezichhouders/hooggesch. en gesch. handenarb.	0,786	0,728	routine hoofdarbeid	0,762	0,862
half- en ongesch. handenarbeid., landbouwers	0,837	0,597	half- en ongesch. handenarbeid., landbouwers	0,854	0,859
klein zelfstandigen	0,924	1,229	klein zelfstandigen	0,887	1,040
beroep onbekend	1,185	1,199	beroep onbekend	1,159	1,211
volledig werkloos	1,468	1,213	brug- of overlevingspensioen	1,521	1,644
brug- of overlevingspensioen	1,776	1,384	volledig werkloos	1,573	1,024
geen beroep	1,823	1,848	geen beroep	1,708	1,202

Tabel A.6.1.2a: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar tewerkstellingsstatus, gemiddelde waarden voor de Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen van 40 tot 59 jaar

Niet-gehuwd			Gehuwd		
Tewerkstellingsstatus	Mannen	Vrouwen	Tewerkstellingsstatus	Mannen	Vrouwen
actief	0,692	0,738	actief	0,712	0,862
inactief	1,446	1,356	inactief	1,405	1,160

Tabel A.6.1.3a: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar inkomenstype, gemiddelde waarden voor de Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen van 40 tot 59 jaar

Niet-gehuwd			Gehuwd		
Inkomenstype	Mannen	Vrouwen	Inkomenstype	Mannen	Vrouwen
2 voltijdse inkomens	0,563	0,679	1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	0,648	0,762
1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	0,665	0,671	2 voltijdse inkomens	0,723	0,799
1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	0,809	0,916	1 voltijds inkomen	0,744	0,940
1 voltijds inkomen	0,827	0,839	restgroep	0,822	0,836
1 deeltijds inkomen	0,932	0,851	1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	0,905	0,888
1 deeltijds & 1 vervangingsink., 2 deeltijdse inks.	0,954	0,793	1 deeltijds inkomen	1,081	1,044
restgroep	0,993	1,055	1 deeltijds & 1 vervangingsink., 2 deeltijdse inks.	1,136	0,843
2 vervangingsinkomens	1,545	1,582	2 vervangingsinkomens	1,378	1,251
1 vervangingsinkomen	1,602	1,376	geen inkomen	1,465	1,556
geen inkomen	1,828	1,841	1 vervangingsinkomen	1,558	1,375

Tabel A.6.1.4a: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar huisvestingskwaliteit, gemiddelde waarden voor de Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen van 40 tot 59 jaar

Huisvestingskwaliteit	Niet-gehuwd		Huisvestingskwaliteit	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
eigenaars, groot comfort	0,601	0,643	eigenaars, groot comfort	0,585	0,633
huurders, groot comfort	0,720	0,737	eigenaars, middencomfort	0,771	0,759
eigenaars, middencomfort	0,815	0,765	eigenaars, klein comfort	0,799	0,839
eigenaars, klein comfort	0,833	0,855	huurders, groot comfort	0,881	0,919
eigenaars, zonder klein comfort	1,046	1,133	comfort/huisbezit onbekend	0,969	0,874
huurders, klein comfort	1,073	1,125	eigenaars, zonder klein comfort	1,047	1,027
comfort/huisbezit onbekend	1,096	0,887	huurders, klein comfort	1,186	1,233
huurders, middencomfort	1,168	1,124	restgroep	1,276	1,331
huurders, zonder klein comfort	1,410	1,602	huurders, middencomfort	1,303	1,256
restgroep	1,679	1,587	huurders, zonder klein comfort	1,575	1,459

Tabel A.6.1.5a: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar onderwijsniveau, gemiddelde waarden voor de Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen van 40 tot 59 jaar

Onderwijsniveau	Niet-gehuwd		Onderwijsniveau	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
pedagogisch onderwijs korte type	0,606	0,790	pedagogisch onderwijs korte type	0,724	0,847
ander hoger onderwijs KT en LT	0,635	0,830	ander hoger onderwijs KT en LT	0,734	0,826
hoger secundair technisch	0,856	0,763	hoger secundair technisch	0,804	0,829
hoger secundair beroeps	0,911	0,850	lager secundair technisch	0,891	0,853
hoger secundair algemeen/kunst	0,913	0,938	hoger secundair algemeen/kunst	0,934	0,936
lager secundair technisch	0,952	0,961	lager secundair beroeps	0,987	0,944
lager secundair beroeps	1,001	0,983	hoger secundair beroeps	1,019	0,944
lager secundair algemeen/kunst	1,108	0,897	lager secundair algemeen/kunst	1,028	0,994
lager onderwijs	1,165	1,012	onbekend diploma	1,067	0,991
geen onderwijs	1,189	1,196	lager onderwijs	1,114	1,056
onbekend diploma	1,262	1,140	geen onderwijs	1,156	1,158
niet ingevuld	1,980	2,141	niet ingevuld	1,980	2,016

Tabel A.6.1.6a: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar pariteit, gemiddelde waarden voor de Belgische niet-gehuwde en gehuwde vrouwen van 40 tot 59 jaar

Pariteit	Niet-gehuwd		Pariteit	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
3 kinderen	-	0,844	3 kinderen	-	0,841
2 kinderen	-	0,865	2 kinderen	-	0,886
1 kind	-	0,983	1 kind	-	0,987
geen kinderen	-	1,071	4 of meer kinderen	-	1,125
4 of meer kinderen	-	1,301	geen kinderen	-	1,209

Tabel A.6.1.7a: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar rollencombinatie, gemiddelde waarden voor de Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen van 40 tot 59 jaar

Rollencombinatie	Niet-gehuwd		Rollencombinatie	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
beroep en inwonende kinderen	0,663	0,647	beroep en inwonende kinderen	0,636	0,777
beroep, geen inwonende kinderen	0,805	0,834	beroep, geen inwonende kinderen	0,825	0,922
geen beroep, inwonende kinderen	1,105	1,102	geen beroep, inwonende kinderen	1,196	1,022
geen beroep en geen inwonende kinderen	1,695	1,680	geen beroep en geen inwonende kinderen	1,593	1,367

Tabel A.6.1.1b: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar beroepsstatus, Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen, 40-44 jaar

Beroepsstatus	Niet-gehuwd		beroepsstatus	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
grote zelfst., hogere leiding, academici	0,538	0,716	grote zelfst., hogere leiding, academici	0,577	0,694
routine hoofdarbeid	0,636	0,642	routine hoofdarbeid	0,668	0,850
lagere leiding en geschoolde hoofdarbeid	0,681	0,788	toezichhouders/hooggesch. en gesch. handenarb.	0,693	0,695
toezichhouders/hooggesch. en gesch. handenarb.	0,763	0,671	lagere leiding en geschoolde hoofdarbeid	0,700	0,826
half- en ongeschoolde handenarbeid, landbouwers	0,771	0,675	kleine zelfstandigen	0,740	1,051
kleine zelfstandigen	0,995	1,446	half- en ongeschoolde handenarbeid, landbouwers	0,820	0,789
beroep onbekend	1,320	1,179	beroep onbekend	1,056	1,242
volledig werkloos	1,577	1,245	geen beroep	1,723	1,243
geen beroep	1,635	1,920	volledig werkloos	2,093	1,116
brug- of overlevingspensioen	2,155	1,497	brug- of overlevingspensioen	2,317	2,068

Tabel A.6.1.2b: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar tewerkstellingsstatus, Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen, 40-44 jaar

Tewerkstellingsstatus	Niet-gehuwd		Tewerkstellingsstatus	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
actief	0,670	0,690	actief	0,605	0,822
inactief	1,493	1,448	inactief	1,654	1,217

Tabel A.6.1.3b: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar inkomenstype, Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen, 40-44 jaar

Inkomenstype	Niet-gehuwd		Inkomenstype	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
2 voltijdse inkomens	0,526	0,642	1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	0,475	0,698
1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	0,612	0,704	2 voltijdse inkomens	0,633	0,634
1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	0,802	1,004	1 voltijds inkomen	0,654	0,907
1 voltijds inkomen	0,829	0,785	restgroep	0,773	0,744
restgroep	0,898	0,962	1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	0,805	0,856
1 deeltijds & 1 vervangingsink., 2 deeltijdse inks.	0,940	0,648	geen inkomen	1,222	1,458
1 deeltijds inkomen	1,073	0,914	1 deeltijds & 1 vervangingsink., 2 deeltijdse inks.	1,328	0,778
2 vervangingsinkomens	1,697	1,758	1 deeltijds inkomen	1,422	1,403
geen inkomen	1,710	1,763	2 vervangingsinkomens	1,793	1,489
1 vervangingsinkomen	1,780	1,589	1 vervangingsinkomen	1,974	1,649

Tabel A.6.1.4b: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar huisvestingskwaliteit, Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen, 40-44 jaar

Huisvestingskwaliteit	Niet-gehuwd		Huisvestingskwaliteit	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
eigenaars, groot comfort	0,678	0,591	eigenaars, groot comfort	0,542	0,593
huurders, groot comfort	0,725	0,686	eigenaars, middencomfort	0,729	0,738
eigenaars, klein comfort	0,797	0,880	eigenaars, klein comfort	0,780	0,823
eigenaars, middencomfort	0,843	0,839	huurders, groot comfort	0,825	0,828
eigenaars, zonder klein comfort	0,971	1,308	comfortniveau/huisbezit onbekend	1,013	0,872
comfortniveau/huisbezit onbekend	1,021	0,648	eigenaars, zonder klein comfort	1,101	1,015
huurders, middencomfort	1,131	1,216	huurders, klein comfort	1,166	1,377
huurders, klein comfort	1,161	1,124	restgroep	1,305	1,320
huurders, zonder klein comfort	1,421	1,634	huurders, middencomfort	1,327	1,207
restgroep	1,638	1,767	huurders, zonder klein comfort	1,746	1,728

Tabel A.6.1.5b: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar onderwijsniveau, Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen, 40-44 jaar

Onderwijsniveau	Niet-gehuwd		Onderwijsniveau	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
pedagogisch onderwijs korte type	0,590	0,815	pedagogisch onderwijs korte type	0,639	0,726
ander hoger onderwijs KT en LT	0,639	0,814	ander hoger onderwijs KT en LT	0,640	0,785
lager secundair technisch	0,808	0,790	hoger secundair technisch	0,793	0,839
hoger secundair algemeen/kunst	0,837	1,024	lager secundair technisch	0,888	0,929
hoger secundair technisch	0,908	0,861	hoger secundair algemeen/kunst	0,955	0,897
hoger secundair beroeps	0,967	0,870	hoger secundair beroeps	1,007	0,953
lager secundair beroeps	1,072	1,137	lager secundair beroeps	1,009	1,038
lager onderwijs	1,159	0,948	onbekend diploma	1,116	0,943
geen onderwijs	1,172	1,204	geen onderwijs	1,124	1,255
lager secundair algemeen/kunst	1,241	0,916	lager secundair algemeen/kunst	1,165	1,112
onbekend diploma	1,455	1,066	lager onderwijs	1,247	1,073
niet ingevuld	1,697	1,964	niet ingevuld	1,964	1,797

Tabel A.6.1.6b: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar pariteit, Belgische niet-gehuwde en gehuwde vrouwen, 40-44 jaar

Pariteit	Niet-gehuwd		Pariteit	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
drie kinderen	-	0,795	twee kinderen	-	0,835
twee kinderen	-	0,861	drie kinderen	-	0,854
één kind	-	0,971	één kind	-	1,064
geen kinderen	-	1,148	vier of meer kinderen	-	1,083
vier of meer kinderen	-	1,310	geen kinderen	-	1,218

Tabel A.6.1.7b: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar rollencombinatie, Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen, 40-44 jaar

Rollencombinatie	Niet-gehuwd		Rollencombinatie	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
beroep en inwonende kinderen	0,739	0,573	beroep en inwonende kinderen	0,510	0,663
beroep en geen inwonende kinderen	0,803	0,818	beroep en geen inwonende kinderen	0,775	0,920
geen beroep en inwonende kinderen	0,896	1,023	geen beroep en inwonende kinderen	1,256	0,936
geen beroep en geen inwonende kinderen	1,881	2,086	geen beroep en geen inwonende kinderen	2,016	1,752

Tabel A.6.1.1c: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar beroepsstatus, Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen, 45-49 jaar

Beroepsstatus	Niet-gehuwd		beroepsstatus	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
grote zelfst., hogere leiding, academici	0,552	0,594	grote zelfst., hogere leiding, academici	0,558	0,778
lagere leiding en geschoolde hoofdarbeid	0,646	0,729	lagere leiding en geschoolde hoofdarbeid	0,671	0,781
half- en ongeschoolde handenarbeid, landbouwers	0,775	0,557	toezichhouders/hooggesch. en gesch. handenarb.	0,680	0,652
toezichhouders/hooggesch. en gesch. handenarb.	0,782	0,698	routine hoofdarbeid	0,750	0,781
kleine zelfstandigen	0,804	1,350	half- en ongeschoolde handenarbeid, landbouwers	0,820	0,826
routine hoofdarbeid	0,823	0,795	kleine zelfstandigen	1,031	1,260
beroep onbekend	1,102	1,389	beroep onbekend	1,154	1,240
volledig werkloos	1,511	1,441	volledig werkloos	1,620	0,960
geen beroep	1,878	1,907	brug- of overlevingspensioen	1,777	2,245
brug- of overlevingspensioen	2,236	1,451	geen beroep	1,863	1,162

Tabel A.6.1.2c: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar tewerkstellingsstatus, Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen, 45-49 jaar

Tewerkstellingsstatus	Niet-gehuwd		Tewerkstellingsstatus	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
actief	0,651	0,688	actief	0,639	0,847
inactief	1,535	1,454	inactief	1,564	1,181

Tabel A.6.1.3c: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar inkomenstype, Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen, 45-49 jaar

Inkomenstype	Niet-gehuwd		Inkomenstype	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
2 voltijdse inkomens	0,558	0,641	1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	0,614	0,770
1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	0,591	0,745	2 voltijdse inkomens	0,668	0,825
1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	0,774	0,788	1 voltijds inkomen	0,689	0,929
1 deeltijds inkomen	0,779	0,723	restgroep	0,761	0,784
1 voltijds inkomen	0,821	0,793	1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	0,848	0,863
restgroep	0,930	1,035	1 deeltijds & 1 vervangingsink., 2 deeltijdse inks	1,084	0,691
1 deeltijds & 1 vervangingsink., 2 deeltijdse inks	1,046	0,769	1 deeltijds inkomen	1,107	1,011
2 vervangingsinkomens	1,796	2,104	2 vervangingsinkomens	1,479	1,284
1 vervangingsinkomen	1,823	1,504	geen inkomen	1,600	1,792
geen inkomen	1,926	1,843	1 vervangingsinkomen	1,931	1,561

Tabel A.6.1.4c: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar huisvestingskwaliteit, Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen, 45-49 jaar

Huisvestingskwaliteit	Niet-gehuwd		Huisvestingskwaliteit	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
eigenaars, groot comfort	0,528	0,611	eigenaars, groot comfort	0,550	0,642
eigenaars, middencomfort	0,755	0,776	eigenaars, middencomfort	0,753	0,823
huurders, groot comfort	0,763	0,712	eigenaars, klein comfort	0,786	0,840
eigenaars, klein comfort	0,776	0,803	huurders, groot comfort	0,878	0,902
huurders, klein comfort	1,023	1,064	comfortniveau/huisbezit onbekend	0,991	0,858
huurders, middencomfort	1,119	1,069	eigenaars, zonder klein comfort	1,084	0,939
eigenaars, zonder klein comfort	1,201	1,203	huurders, middencomfort	1,211	1,302
comfortniveau/huisbezit onbekend	1,228	1,133	huurders, klein comfort	1,239	1,188
huurders, zonder klein comfort	1,463	1,735	restgroep	1,346	1,599
restgroep	1,715	1,374	huurders, zonder klein comfort	1,612	1,254

Tabel A.6.1.5c: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar onderwijsniveau, Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen, 45-49 jaar

Onderwijsniveau	Niet-gehuwd		Onderwijsniveau	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
pedagogisch onderwijs korte type	0,540	0,832	pedagogisch onderwijs korte type	0,692	0,833
ander hoger onderwijs KT en LT	0,685	0,796	ander hoger onderwijs KT en LT	0,711	0,928
hoger secundair beroeps	0,806	0,790	hoger secundair technisch	0,809	0,731
hoger secundair algemeen/kunst	0,882	1,075	lager secundair technisch	0,853	0,945
hoger secundair technisch	0,916	0,916	hoger secundair algemeen/kunst	0,942	0,966
lager secundair technisch	0,990	1,077	onbekend diploma	1,002	0,832
lager secundair beroeps	1,030	0,931	lager secundair algemeen/kunst	1,009	0,896
lager secundair algemeen/kunst	1,139	0,843	lager onderwijs	1,020	1,002
geen onderwijs	1,148	1,221	hoger secundair beroeps	1,051	1,064
lager onderwijs	1,219	1,007	lager secundair beroeps	1,080	0,907
onbekend diploma	1,249	1,015	geen onderwijs	1,192	1,110
niet ingevuld	2,051	1,839	niet ingevuld	2,239	2,422

Tabel A.6.1.6c: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar pariteit, Belgische niet-gehuwde en gehuwde vrouwen, 45-49 jaar

Pariteit	Niet-gehuwd		Pariteit	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
twee kinderen	-	0,845	drie kinderen	-	0,806
drie kinderen	-	0,873	twee kinderen	-	0,841
één kind	-	0,976	één kind	-	0,957
geen kinderen	-	1,003	vier of meer kinderen	-	1,196
vier of meer kinderen	-	1,385	geen kinderen	-	1,289

Tabel A.6.1.7c: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar rollencombinatie, Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen, 45-49 jaar

Rollencombinatie	Niet-gehuwd		Rollencombinatie	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
beroep en inwonende kinderen	0,604	0,639	beroep en inwonende kinderen	0,566	0,736
beroep en geen inwonende kinderen	0,791	0,753	beroep en geen inwonende kinderen	0,756	0,937
geen beroep en inwonende kinderen	1,127	1,139	geen beroep en inwonende kinderen	1,250	0,982
geen beroep en geen inwonende kinderen	1,859	1,825	geen beroep en geen inwonende kinderen	1,871	1,476

Tabel A.6.1.1d: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar beroepsstatus, Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen, 50-54 jaar

Beroepsstatus	Niet-gehuwd		beroepsstatus	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
grote zelfst., hogere leiding, academici	0,575	0,907	grote zelfst., hogere leiding, academici	0,724	0,986
lagere leiding en geschoolde hoofdarbeid	0,715	0,826	routine hoofdarbeid	0,761	0,868
routine hoofdarbeid	0,734	0,910	lagere leiding en geschoolde hoofdarbeid	0,811	0,936
toezichhouders/hooggesch. en gesch. handenarb.	0,844	1,082	toezichhouders/hooggesch. en gesch. handenarb.	0,828	0,766
kleine zelfstandigen	0,864	0,990	kleine zelfstandigen	0,881	0,913
half- en ongeschoolde handenarbeid, landbouwers	0,913	0,560	half- en ongeschoolde handenarbeid, landbouwers	0,882	0,960
beroep onbekend	1,112	1,179	beroep onbekend	1,202	1,127
volledig werkloos	1,451	0,979	brug- of overlevingspensioen	1,216	1,322
brug- of overlevingspensioen	1,658	1,260	volledig werkloos	1,437	1,013
geen beroep	1,862	1,681	geen beroep	1,655	1,231

Tabel A.6.1.2d: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar tewerkstellingsstatus, Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen, 50-54 jaar

Tewerkstellingsstatus	Niet-gehuwd		Tewerkstellingsstatus	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
actief	0,696	0,801	actief	0,771	0,877
inactief	1,437	1,248	inactief	1,297	1,140

Tabel A.6.1.3d: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar inkomenstype, Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen, 50-54 jaar

Inkomenstype	Niet-gehuwd		Inkomenstype	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
2 voltijdse inkomens	0,546	0,612	1 deeltijds inkomen	0,775	0,906
1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	0,674	0,728	1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	0,787	0,743
1 deeltijds & 1 vervangingsink., 2 deeltijdse inks	0,685	0,875	1 voltijds inkomen	0,802	0,941
1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	0,858	0,964	2 voltijdse inkomens	0,807	0,831
1 voltijds inkomen	0,889	0,839	restgroep	0,851	0,880
1 deeltijds inkomen	1,016	1,008	1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	0,950	0,897
restgroep	1,082	1,052	1 deeltijds & 1 vervangingsink., 2 deeltijdse inks	1,119	1,004
2 vervangingsinkomens	1,590	1,356	2 vervangingsinkomens	1,253	1,224
1 vervangingsinkomen	1,637	1,224	1 vervangingsinkomen	1,411	1,315
geen inkomen	1,816	1,801	geen inkomen	1,587	1,490

Tabel A.6.1.4d: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar huisvestingskwaliteit, Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen, 50-54 jaar

Huisvestingskwaliteit	Niet-gehuwd		Huisvestingskwaliteit	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
eigenaars, groot comfort	0,587	0,757	eigenaars, groot comfort	0,614	0,644
huurders, groot comfort	0,610	0,778	eigenaars, klein comfort	0,791	0,855
eigenaars, klein comfort	0,871	0,914	eigenaars, middencomfort	0,808	0,743
eigenaars, middencomfort	0,905	0,708	huurders, groot comfort	0,860	0,979
eigenaars, zonder klein comfort	1,014	0,926	comfortniveau/huisbezit onbekend	0,914	0,866
huurders, klein comfort	1,079	1,126	eigenaars, zonder klein comfort	0,967	1,078
comfortniveau/huisbezit onbekend	1,170	0,850	huurders, klein comfort	1,203	1,204
huurders, middencomfort	1,265	1,104	restgroep	1,309	1,153
huurders, zonder klein comfort	1,460	1,615	huurders, middencomfort	1,391	1,266
restgroep	1,498	1,662	huurders, zonder klein comfort	1,532	1,524

Tabel A.6.1.5d: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar onderwijsniveau, Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen, 50-54 jaar

Onderwijsniveau	Niet-gehuwd		Onderwijsniveau	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
ander hoger onderwijs KT en LT	0,597	0,792	hoger secundair technisch	0,767	0,871
hoger secundair technisch	0,707	0,711	pedagogisch onderwijs korte type	0,802	0,917
pedagogisch onderwijs korte type	0,751	0,702	ander hoger onderwijs KT en LT	0,814	0,850
lager secundair beroeps	0,951	0,953	lager secundair technisch	0,877	0,785
hoger secundair beroeps	0,960	0,943	lager secundair beroeps	0,900	0,986
hoger secundair algemeen/kunst	1,021	0,865	hoger secundair algemeen/kunst	0,943	0,935
lager secundair technisch	1,053	1,107	lager secundair algemeen/kunst	1,007	0,986
lager secundair algemeen/kunst	1,064	0,975	hoger secundair beroeps	1,029	0,912
lager onderwijs	1,155	0,998	lager onderwijs	1,120	1,078
onbekend diploma	1,166	1,175	onbekend diploma	1,122	1,057
geen onderwijs	1,206	1,187	geen onderwijs	1,147	1,121
niet ingevuld	1,863	2,167	niet ingevuld	1,799	1,773

Tabel A.6.1.6d: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar pariteit, Belgische niet-gehuwde en gehuwde vrouwen, 50-54 jaar

Pariteit	Niet-gehuwd		Pariteit	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
twee kinderen	-	0,857	drie kinderen	-	0,826
drie kinderen	-	0,922	één kind	-	0,962
één kind	-	0,978	twee kinderen	-	0,967
geen kinderen	-	1,018	vier of meer kinderen	-	1,115
vier of meer kinderen	-	1,271	geen kinderen	-	1,166

Tabel A.6.1.7d: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar rollencombinatie, Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen, 50-54 jaar

Rollencombinatie	Niet-gehuwd		Rollencombinatie	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
beroep en inwonende kinderen	0,654	0,647	beroep en inwonende kinderen	0,717	0,858
beroep en geen inwonende kinderen	0,777	0,938	beroep en geen inwonende kinderen	0,847	0,892
geen beroep en inwonende kinderen	1,229	1,144	geen beroep en inwonende kinderen	1,132	1,075
geen beroep en geen inwonende kinderen	1,601	1,441	geen beroep en geen inwonende kinderen	1,455	1,215

Tabel A.6.1.1e: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar beroepsstatus, Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen, 55-59 jaar

Beroepsstatus	Niet-gehuwd		beroepsstatus	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
grote zelfst., hogere leiding, academici	0,581	0,944	grote zelfst., hogere leiding, academici	0,766	0,997
lagere leiding en geschoolde hoofdarbeid	0,707	0,925	lagere leiding en geschoolde hoofdarbeid	0,786	0,907
toezichhouders/hooggesch. en gesch. handenarb.	0,759	0,555	toezichhouders/hooggesch. en gesch. handenarb.	0,861	0,781
routine hoofdarbeid	0,857	0,865	routine hoofdarbeid	0,883	0,958
half- en ongeschoolde handenarbeid, landbouwers	0,901	0,604	half- en ongeschoolde handenarbeid, landbouwers	0,897	0,872
kleine zelfstandigen	1,054	1,179	kleine zelfstandigen	0,921	0,967
beroep onbekend	1,219	1,072	brug- of overlevingspensioen	1,068	1,189
brug- of overlevingspensioen	1,247	1,341	beroep onbekend	1,230	1,237
volledig werkloos	1,345	1,232	volledig werkloos	1,257	1,015
geen beroep	1,931	1,893	geen beroep	1,602	1,175

Tabel A.6.1.2e: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar tewerkstellingsstatus, Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen, 55-59 jaar

Tewerkstellingsstatus	Niet-gehuwd		Tewerkstellingsstatus	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
actief	0,754	0,778	actief	0,861	0,907
inactief	1,326	1,286	inactief	1,162	1,103

Tabel A.6.1.3e: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar inkomenstype, Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen, 55-59 jaar

Inkomenstype	Niet-gehuwd		Inkomenstype	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
2 voltijdse inkomens	0,627	0,842	1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	0,767	0,842
1 voltijds inkomen	0,773	0,949	2 voltijdse inkomens	0,802	0,941
1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	0,803	0,925	1 voltijds inkomen	0,846	0,984
1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	0,804	0,533	restgroep	0,912	0,953
1 deeltijds inkomen	0,889	0,789	1 deeltijds & 1 vervangingsink., 2 deeltijdse inks	1,033	0,935
restgroep	1,075	1,182	1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	1,033	0,938
2 vervangingsinkomens	1,174	1,248	2 vervangingsinkomens	1,085	1,046
1 deeltijds & 1 vervangingsink., 2 deeltijdse inks	1,228	0,908	1 vervangingsinkomen	1,095	1,054
1 vervangingsinkomen	1,239	1,225	1 deeltijds inkomen	1,118	0,926
geen inkomen	1,869	1,961	geen inkomen	1,486	1,503

Tabel A.6.1.4e: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar huisvestingskwaliteit, Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen, 55-59 jaar

Huisvestingskwaliteit	Niet-gehuwd		Huisvestingskwaliteit	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
eigenaars, groot comfort	0,622	0,624	eigenaars, groot comfort	0,638	0,655
eigenaars, middencomfort	0,768	0,742	eigenaars, middencomfort	0,798	0,736
huurders, groot comfort	0,799	0,776	eigenaars, klein comfort	0,841	0,838
eigenaars, klein comfort	0,892	0,829	comfortniveau/huisbezit onbekend	0,960	0,900
comfortniveau/huisbezit onbekend	0,984	0,992	huurders, groot comfort	0,965	0,976
eigenaars, zonder klein comfort	1,011	1,131	eigenaars, zonder klein comfort	1,041	1,085
huurders, klein comfort	1,034	1,189	huurders, klein comfort	1,140	1,175
huurders, middencomfort	1,162	1,113	restgroep	1,153	1,287
huurders, zonder klein comfort	1,302	1,438	huurders, middencomfort	1,291	1,250
restgroep	1,889	1,574	huurders, zonder klein comfort	1,428	1,373

Tabel A.6.1.5e: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar onderwijsniveau, Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen, 55-59 jaar

Onderwijsniveau	Niet-gehuwd		Onderwijsniveau	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
pedagogisch onderwijs korte type	0,563	0,817	pedagogisch onderwijs korte type	0,775	0,928
ander hoger onderwijs KT en LT	0,621	0,925	ander hoger onderwijs KT en LT	0,783	0,750
hoger secundair technisch	0,912	0,606	hoger secundair technisch	0,851	0,882
hoger secundair algemeen/kunst	0,922	0,813	hoger secundair algemeen/kunst	0,898	0,947
hoger secundair beroeps	0,922	0,807	lager secundair algemeen/kunst	0,942	0,995
lager secundair beroeps	0,956	0,926	lager secundair technisch	0,947	0,767
lager secundair technisch	0,974	0,906	lager secundair beroeps	0,968	0,854
lager secundair algemeen/kunst	1,003	0,861	hoger secundair beroeps	0,991	0,858
lager onderwijs	1,129	1,102	onbekend diploma	1,035	1,163
onbekend diploma	1,200	1,328	lager onderwijs	1,083	1,072
geen onderwijs	1,231	1,172	geen onderwijs	1,160	1,153
niet ingevuld	2,370	2,686	niet ingevuld	1,940	2,140

Tabel A.6.1.6e: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar pariteit, Belgische niet-gehuwde en gehuwde vrouwen, 55-59 jaar

Pariteit	Niet-gehuwd		Pariteit	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
drie kinderen	-	0,791	drie kinderen	-	0,881
twee kinderen	-	0,900	twee kinderen	-	0,906
één kind	-	1,006	één kind	-	0,969
geen kinderen	-	1,122	vier of meer kinderen	-	1,109
vier of meer kinderen	-	1,244	geen kinderen	-	1,166

Tabel A.6.1.7e: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) naar rollencombinatie, Belgische niet-gehuwde en gehuwde mannen en vrouwen, 55-59 jaar

Rollencombinatie	Niet-gehuwd		Rollencombinatie	Gehuwd	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
beroep en inwonende kinderen	0,663	0,741	beroep en inwonende kinderen	0,792	0,870
beroep en geen inwonende kinderen	0,851	0,840	beroep en geen inwonende kinderen	0,934	0,939
geen beroep en inwonende kinderen	1,203	1,108	geen beroep en inwonende kinderen	1,152	1,102
geen beroep en geen inwonende kinderen	1,474	1,452	geen beroep en geen inwonende kinderen	1,173	1,112

**Annex 7.1: Frequentieverdeling naar arrondissement,
Belgische mannen van 40-64 jaar**

Tabel A.7.1: Aantal mannen per arrondissement, Belgische mannen van 40-44 jaar tot 60-64 jaar

Arrondissement	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		60-64 jaar		40-64 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
Antwerpen	29.463	9,1	25.430	9,9	24.511	9,9	25.141	9,8	24.677	10,0	129.222	9,7
Mechelen	10.358	3,2	8.523	3,3	8.463	3,4	8.536	3,3	8.266	3,3	44.146	3,3
Turnhout	13.640	4,2	11.224	4,4	10.685	4,3	10.443	4,1	9.141	3,7	55.133	4,1
Brussel H. G.	21.567	6,6	18.061	7,0	17.192	6,9	18.673	7,3	19.058	7,7	94.551	7,1
Halle-Vilvoorde	18.341	5,6	15.403	6,0	14.773	6,0	15.446	6,0	14.800	6,0	78.763	5,9
Leuven	15.338	4,7	12.946	5,0	11.670	4,7	12.272	4,8	11.616	4,7	63.842	4,8
Nijvel	11.641	3,6	8.877	3,5	7.771	3,1	7.676	3,0	7.520	3,0	43.485	3,3
Brugge	9.165	2,8	7.876	3,1	7.458	3,0	7.653	3,0	6.899	2,8	39.051	2,9
Diksmuide	1.467	0,5	1.335	0,5	1.360	0,5	1.368	0,5	1.274	0,5	6.804	0,5
Ieper	3.374	1,0	2.870	1,1	2.730	1,1	2.856	1,1	2.774	1,1	14.604	1,1
Kortrijk	9.202	2,8	7.931	3,1	7.881	3,2	7.949	3,1	7.198	2,9	40.161	3,0
Oostende	4.591	1,4	4.058	1,6	4.002	1,6	4.131	1,6	3.981	1,6	20.763	1,6
Roeselare	4.675	1,4	4.258	1,7	4.182	1,7	4.177	1,6	3.565	1,4	20.857	1,6
Tielt	2.828	0,9	2.577	1,0	2.499	1,0	2.559	1,0	2.271	0,9	12.734	1,0
Veurne	1.702	0,5	1.415	0,6	1.361	0,5	1.565	0,6	1.578	0,6	7.621	0,6
Aalst	9.262	2,8	7.614	3,0	7.344	3,0	7.939	3,1	7.076	2,9	39.235	2,9
Dendermonde	6.769	2,1	5.352	2,1	5.266	2,1	5.334	2,1	4.628	1,9	27.349	2,0
Eeklo	2.664	0,8	2.347	0,9	2.241	0,9	2.416	0,9	2.119	0,9	11.787	0,9
Gent	16.691	5,1	13.765	5,4	13.540	5,5	13.703	5,3	12.413	5,0	70.112	5,3
Oudenaarde	3.859	1,2	3.032	1,2	3.055	1,2	3.366	1,3	3.123	1,3	16.435	1,2
Sint-Niklaas	7.800	2,4	6.568	2,6	5.944	2,4	5.950	2,3	5.334	2,2	31.596	2,4
Aat	2.724	0,8	1.825	0,7	1.802	0,7	1.999	0,8	2.121	0,9	10.471	0,8
Charleroi	13.125	4,0	8.858	3,5	8.316	3,4	9.078	3,5	9.683	3,9	49.060	3,7
Bergen	8.217	2,5	5.210	2,0	4.827	1,9	5.259	2,0	5.611	2,3	29.124	2,2
Moeskroen	2.064	0,6	1.675	0,7	1.541	0,6	1.672	0,7	1.646	0,7	8.598	0,6
Zinnik	5.477	1,7	3.690	1,4	3.465	1,4	3.738	1,5	3.851	1,6	20.221	1,5
Thuin	4.911	1,5	3.228	1,3	3.063	1,2	3.399	1,3	3.456	1,4	18.057	1,4
Doornik	4.802	1,5	3.265	1,3	3.125	1,3	3.493	1,4	3.555	1,4	18.240	1,4
Hoei	3.419	1,1	2.208	0,9	2.249	0,9	2.380	0,9	2.428	1,0	12.684	1,0
Luik	17.975	5,5	12.618	4,9	12.710	5,1	13.762	5,4	14.031	5,7	71.096	5,3
Verviers	8.052	2,5	5.859	2,3	6.034	2,4	6.244	2,4	6.071	2,5	32.260	2,4
Borgworm	2.462	0,8	1.651	0,6	1.506	0,6	1.679	0,7	1.779	0,7	9.077	0,7
Hasselt	12.275	3,8	10.056	3,9	9.652	3,9	9.354	3,6	8.483	3,4	49.820	3,7
Maaseik	6.657	2,0	5.298	2,1	5.486	2,2	5.127	2,0	4.333	1,8	26.901	2,0
Tongeren	6.155	1,9	4.938	1,9	4.920	2,0	4.787	1,9	4.239	1,7	25.039	1,9
Aarlen	1.612	0,5	1.083	0,4	1.161	0,5	1.266	0,5	1.213	0,5	6.335	0,5
Bastenaken	1.212	0,4	783	0,3	850	0,3	905	0,4	1.002	0,4	4.752	0,4
Marche-en-Famenne	1.542	0,5	1.033	0,4	1.073	0,4	1.099	0,4	1.239	0,5	5.986	0,4
Neufchâteau	1.790	0,5	1.190	0,5	1.282	0,5	1.369	0,5	1.415	0,6	7.046	0,5
Virton	1.504	0,5	878	0,3	995	0,4	1.185	0,5	1.154	0,5	5.716	0,4
Dinant	3.108	1,0	2.050	0,8	2.234	0,9	2.339	0,9	2.532	1,0	12.263	0,9
Namen	9.838	3,0	6.293	2,5	6.277	2,5	6.291	2,4	6.617	2,7	35.316	2,6
Philippeville	2.158	0,7	1.365	0,5	1.410	0,6	1.583	0,6	1.572	0,6	8.088	0,6
Totaal	325.476	100,0	256.516	100,0	247.906	100,0	257.161	100,0	247.342	100,0	1.334.401	100,0

Annex 7.2: Frequentieverdeling naar socio-economische kenmerken, Belgische mannen van 40-64 jaar

Tabel A.7.2.1: Frequentieverdeling naar beroepsstatus, Belgische mannen van 40-44 jaar tot 60-64 jaar

Beroepspositie	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		60-64 jaar		40-64 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
volledig werkloos	12.306	3,8	10.725	4,2	15.206	6,1	19.132	7,4	12.095	4,9	69.464	5,2
grote zelfst., hogere leiding, academici	52.511	16,1	41.676	16,2	34.361	13,9	25.263	9,8	12.942	5,2	166.753	12,5
lagere leiding en geschoolde hoofdarbeid	56.686	17,4	42.531	16,6	32.624	13,2	21.267	8,3	7.274	2,9	160.382	12,0
routine hoofdarbeid	36.140	11,1	26.566	10,4	22.201	9,0	14.374	5,6	3.994	1,6	103.275	7,7
kleine zelfstandigen	8.599	2,6	7.209	2,8	6.578	2,7	6.201	2,4	3.468	1,4	32.055	2,4
toezichhouders/ hooggeschoolde handenarb.	12.452	3,8	9.982	3,9	8.054	3,2	4.288	1,7	955	0,4	35.731	2,7
geschoolde handenarbeid	63.985	19,7	49.062	19,1	39.555	16,0	22.035	8,6	5.406	2,2	180.043	13,5
half- en ongeschoolde handenarbeid	39.812	12,2	29.877	11,6	26.792	10,8	15.795	6,1	3.400	1,4	115.676	8,7
landbouwers	6.616	2,0	5.946	2,3	7.861	3,2	9.288	3,6	6.039	2,4	35.750	2,7
brug- of overlevingspensioen	2.104	0,6	2.856	1,1	18.426	7,4	73.801	28,7	150.124	60,7	247.311	18,5
werkonbekwaam / gehandicapt werkplaats	7.894	2,4	9.078	3,5	15.210	6,1	24.236	9,4	25.404	10,3	81.822	6,1
beroep onbekend	11.362	3,5	8.995	3,5	8.568	3,5	6.851	2,7	3.240	1,3	39.016	2,9
geen beroep	15.009	4,6	12.013	4,7	12.470	5,0	14.630	5,7	13.001	5,3	67.123	5,0
totaal	325.476	100,0	256.516	100,0	247.906	100,0	257.161	100,0	247.342	100,0	1.334.401	100,0

Tabel A.7.2.2: Frequentieverdeling naar inkomenstype, Belgische mannen van 40-44 jaar tot 60-64 jaar

Inkomenstype	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		60-64 jaar		40-64 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
geen inkomen	12.381	3,8	9.664	3,8	9.198	3,7	9.869	3,8	8.063	3,3	49.175	3,7
1 vervangingsinkomen	13.386	4,1	11.899	4,6	22.142	8,9	51.382	20,0	75.367	30,5	174.176	13,1
2 vervangingsinkomens	5.254	1,6	4.722	1,8	10.196	4,1	28.962	11,3	66.224	26,8	115.358	8,6
1 deeltijds inkomen	2.814	0,9	2.188	0,9	2.135	0,9	2.156	0,8	1.284	0,5	10.577	0,8
1 deeltijds & 1 vervangingsinkomen	1.681	0,5	1.426	0,6	2.823	1,1	5.103	2,0	4.145	1,7	15.178	1,1
2 deeltijdse inkomens	1.028	0,3	644	0,3	495	0,2	405	0,2	201	0,1	2.773	0,2
1 voltijds inkomen	87.045	26,7	66.712	26,0	58.658	23,7	45.225	17,6	18.037	7,3	275.677	20,7
1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	31.645	9,7	24.647	9,6	28.649	11,6	33.543	13,0	26.037	10,5	144.521	10,8
1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	49.910	15,3	26.608	10,4	16.310	6,6	8.388	3,3	2.648	1,1	103.864	7,8
2 voltijdse inkomens	86.271	26,5	61.327	23,9	45.499	18,4	27.228	10,6	8.828	3,6	229.153	17,2
restgroep	34.061	10,5	46.679	18,2	51.801	20,9	44.900	17,5	36.508	14,8	213.949	16,0
totaal	325.476	100,0	256.516	100,0	247.906	100,0	257.161	100,0	247.342	100,0	1.334.401	100,0

Tabel A.7.2.3: Frequentieverdeling naar tewerkstellingsstatus, Belgische mannen van 40-44 jaar tot 60-64 jaar

Tewerkstellingsstatus	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		60-64 jaar		40-64 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
actief	288.163	88,5	221.844	86,5	186.594	75,3	125.362	48,7	46.718	18,9	868.681	65,1
inactief	29.419	9,0	25.594	10,0	46.102	18,6	107.563	41,8	175.220	70,8	383.898	28,8
werkonbekwaam\gehandicapt	7.894	2,4	9.078	3,5	15.210	6,1	24.236	9,4	25.404	10,3	81.822	6,1
totaal	325.476	100,0	256.516	100,0	247.906	100,0	257.161	100,0	247.342	100,0	1.334.401	100,0

Tabel A.7.2.4: Frequentieverdeling naar huisvestingskwaliteit (huisbezit en comfortniveau), Belgische mannen van 40-44 jaar tot 60-64 jaar

Huisvestingskwaliteit	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		60-64 jaar		40-64 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
eigenaars, groot comfort	144.875	44,5	117.236	45,7	107.643	43,4	100.789	39,2	89.182	36,1	559.725	41,9
huurders, groot comfort	25.913	8,0	19.297	7,5	15.986	6,4	15.022	5,8	13.693	5,5	89.911	6,7
eigenaars, middencomfort	24.315	7,5	20.172	7,9	20.882	8,4	22.866	8,9	23.290	9,4	111.525	8,4
huurders, middencomfort	12.152	3,7	9.653	3,8	8.874	3,6	9.257	3,6	9.542	3,9	49.478	3,7
eigenaars, klein comfort	57.490	17,7	42.668	16,6	44.624	18,0	50.782	19,7	49.649	20,1	245.213	18,4
huurders, klein comfort	20.689	6,4	14.851	5,8	14.293	5,8	15.031	5,8	14.466	5,8	79.330	5,9
eigenaars, zonder klein comfort	13.487	4,1	11.520	4,5	14.517	5,9	20.643	8,0	24.837	10,0	85.004	6,4
huurders, zonder klein comfort	11.406	3,5	8.966	3,5	9.598	3,9	10.904	4,2	10.672	4,3	51.546	3,9
restgroep	11.215	3,4	8.607	3,4	7.272	2,9	6.773	2,6	6.471	2,6	40.338	3,0
comfort / huisbezit onbekend	3.934	1,2	3.546	1,4	4.217	1,7	5.094	2,0	5.540	2,2	22.331	1,7
totaal	325.476	100,0	256.516	100,0	247.906	100,0	257.161	100,0	247.342	100,0	1.334.401	100,0

Tabel A.7.2.5: Frequentieverdeling naar huisbezit, Belgische mannen van 40-44 jaar tot 60-64 jaar

Huisbezit	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		60-64 jaar		40-64 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
huurders	70.534	21,7	53.078	20,7	49.098	19,8	50.604	19,7	48.823	19,7	272.137	20,4
eigenaars	240.770	74,0	192.108	74,9	188.246	75,9	195.826	76,1	187.858	76,0	1.004.808	75,3
restgroep	11.215	3,4	8.607	3,4	7.272	2,9	6.773	2,6	6.471	2,6	40.338	3,0
huisbezit onbekend	2.957	0,9	2.723	1,1	3.290	1,3	3.958	1,5	4.190	1,7	17.118	1,3
totaal	325.476	100,0	256.516	100,0	247.906	100,0	257.161	100,0	247.342	100,0	1.334.401	100,0

Tabel A.7.2.6: Frequentieverdeling naar comfortniveau, Belgische mannen van 40-44 jaar tot 60-64 jaar

Comfortniveau	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		60-64 jaar		40-64 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
groot comfort	171.776	52,8	137.451	53,6	124.666	50,3	116.967	45,5	104.033	42,1	654.893	49,1
middelmatig comfort	37.077	11,4	30.362	11,8	30.437	12,3	32.951	12,8	33.731	13,6	164.558	12,3
klein comfort	79.027	24,3	58.325	22,7	59.865	24,1	67.005	26,1	65.390	26,4	329.612	24,7
zonder klein comfort	25.301	7,8	20.869	8,1	24.609	9,9	32.208	12,5	36.282	14,7	139.269	10,4
comfortniveau onbekend	1.042	0,3	860	0,3	1.024	0,4	1.229	0,5	1.445	0,6	5.600	0,4
restgroep	11.253	3,5	8.649	3,4	7.305	2,9	6.801	2,6	6.461	2,6	40.469	3,0
totaal	325.476	100,0	256.516	100,0	247.906	100,0	257.161	100,0	247.342	100,0	1.334.401	100,0

Tabel A.7.2.7: Frequentieverdeling naar huishoudenspositie, Belgische mannen van 40-44 jaar tot 60-64 jaar

Huishoudenspositie	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		60-64 jaar		40-64 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
inwonend bij ouder(s)	19.045	5,9	9.908	3,9	6.321	2,5	3.782	1,5	1.663	0,7	40.719	3,1
alleenstaand	35.322	10,9	27.537	10,7	26.489	10,7	27.879	10,8	28.977	11,7	146.204	11,0
gehuwd zonder kinderen	23.453	7,2	34.510	13,5	65.994	26,6	109.574	42,6	136.540	55,2	370.071	27,7
gehuwd met kinderen	220.358	67,7	163.496	63,7	129.825	52,4	97.299	37,8	62.475	25,3	673.453	50,5
ongeh. samenwonend zonder kinderen	6.091	1,9	4.908	1,9	5.017	2,0	4.829	1,9	4.372	1,8	25.217	1,9
ongeh. samenwonend met kinderen	7.795	2,4	4.222	1,6	2.362	1,0	1.454	0,6	743	0,3	16.576	1,2
ouder in monoparentaal gezin	7.123	2,2	6.153	2,4	5.451	2,2	4.860	1,9	4.079	1,6	27.666	2,1
inwonend in kerngezin	2.278	0,7	1.901	0,7	1.835	0,7	2.192	0,9	2.372	1,0	10.578	0,8
restgroep	4.011	1,2	3.881	1,5	4.612	1,9	5.292	2,1	6.121	2,5	23.917	1,8
totaal	325.476	100,0	256.516	100,0	247.906	100,0	257.161	100,0	247.342	100,0	1.334.401	100,0

Tabel A.7.2.8: Frequentieverdeling naar onderwijsniveau, Belgische mannen van 40-44 jaar tot 60-64 jaar

Onderwijsniveau	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		60-64 jaar		40-64 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
geen onderwijs	56.414	17,3	52.851	20,6	63.600	25,7	80.003	31,1	88.320	35,7	341.188	25,6
lager onderwijs	33.691	10,4	33.708	13,1	42.907	17,3	49.646	19,3	51.555	20,8	211.507	15,9
lager secundair beroeps	19.206	5,9	13.595	5,3	12.769	5,2	12.825	5,0	9.218	3,7	67.613	5,1
lager secundair technisch	34.881	10,7	23.386	9,1	17.001	6,9	14.212	5,5	10.445	4,2	99.925	7,5
lager secundair algemeen/kunst	15.428	4,7	13.592	5,3	15.297	6,2	15.519	6,0	15.934	6,4	75.770	5,7
hoger secundair beroeps	11.827	3,6	8.083	3,2	7.649	3,1	8.566	3,3	5.813	2,4	41.938	3,1
hoger secundair technisch	41.940	12,9	28.499	11,1	20.206	8,2	16.295	6,3	10.976	4,4	117.916	8,8
hoger secundair algemeen/kunst	26.607	8,2	19.186	7,5	17.811	7,2	17.544	6,8	18.175	7,3	99.323	7,4
pedagogisch onderwijs korte type	9.337	2,9	10.819	4,2	8.357	3,4	5.026	2,0	3.273	1,3	36.812	2,8
ander hoger onderwijs korte type	25.432	7,8	15.132	5,9	10.637	4,3	7.925	3,1	6.120	2,5	65.246	4,9
universitair of hoger onderwijs LT	32.725	10,1	23.075	9,0	18.135	7,3	15.296	5,9	13.005	5,3	102.236	7,7
onbekend diploma	10.065	3,1	8.720	3,4	9.004	3,6	10.456	4,1	11.368	4,6	49.613	3,7
niet ingevuld	7.923	2,4	5.870	2,3	4.533	1,8	3.848	1,5	3.140	1,3	25.314	1,9
totaal	325.476	100,0	256.516	100,0	247.906	100,0	257.161	100,0	247.342	100,0	1.334.401	100,0

**Annex 7.3: Sterftcijfers per arrondissement,
Belgische mannen van 40-64 jaar**

Tabel A.7.3.1: Aantal overlijdensgevallen, aantal geleefde maanden sedert 1/03/1991 en sterftcijfers per arrondissement (per 1.000), Belgische mannen van 40-44 jaar, 45-49 jaar en 50-54 jaar, 1991-96

Arrondissement	40-44 jaar			45-49 jaar			50-54 jaar		
	Sterfte	Tijd	Rate	Sterfte	Tijd	Rate	Sterfte	Tijd	Rate
Antwerpen	369	1.750.028	2,53	620	1.502.882	4,95	883	1.442.512	7,35
Mechelen	151	616.087	2,94	180	505.995	4,27	296	499.557	7,11
Turnhout	156	813.178	2,30	184	667.829	3,31	317	631.649	6,02
Brussel H. G.	471	1.269.161	4,45	597	1.058.470	6,77	864	1.002.491	10,34
Halle-Vilvoorde	287	1.090.264	3,16	367	911.649	4,83	485	871.927	6,67
Leuven	189	913.724	2,48	270	768.223	4,22	365	689.068	6,36
Nijvel	198	690.255	3,44	227	524.549	5,19	302	455.933	7,95
Brugge	143	544.841	3,15	179	466.501	4,60	249	440.403	6,78
Diksmuide	25	87.233	3,44	35	79.113	5,31	45	80.356	6,72
Ieper	42	201.094	2,51	76	169.990	5,37	89	161.305	6,62
Kortrijk	128	548.013	2,80	174	470.324	4,44	275	464.956	7,10
Oostende	74	272.731	3,26	117	239.413	5,86	155	234.988	7,92
Roeselare	62	278.324	2,67	95	253.061	4,50	138	246.918	6,71
Tielt	27	168.788	1,92	62	152.624	4,87	88	147.346	7,17
Veurne	22	101.247	2,61	44	83.487	6,32	52	79.848	7,81
Aalst	148	550.831	3,22	204	450.940	5,43	323	431.356	8,99
Dendermonde	87	403.450	2,59	128	317.399	4,84	203	310.200	7,85
Eeklo	43	158.468	3,26	57	139.266	4,91	63	132.748	5,69
Gent	247	992.559	2,99	348	814.092	5,13	473	798.546	7,11
Oudenaarde	74	229.467	3,87	82	179.683	5,48	121	179.930	8,07
Sint-Niklaas	107	464.444	2,76	143	389.797	4,40	209	350.479	7,16
Aat	67	161.036	4,99	69	107.148	7,73	84	105.881	9,52
Charleroi	361	775.101	5,59	323	521.572	7,43	456	484.609	11,29
Bergen	214	485.102	5,29	197	306.207	7,72	278	281.222	11,86
Moeskroen	45	121.616	4,44	54	98.642	6,57	69	90.564	9,14
Zinnik	124	324.783	4,58	119	217.242	6,57	176	202.715	10,42
Thuin	98	290.886	4,04	115	189.514	7,28	148	179.141	9,91
Doornik	113	284.086	4,77	114	192.344	7,11	161	183.164	10,55
Hoëi	78	202.503	4,62	68	130.129	6,27	96	132.263	8,71
Luik	373	1.063.672	4,21	396	743.898	6,39	542	745.595	8,72
Verviers	131	478.442	3,29	146	346.857	5,05	226	354.983	7,64
Borgworm	48	146.034	3,94	53	97.590	6,52	62	88.482	8,41
Hasselt	154	731.160	2,53	170	597.818	3,41	325	569.495	6,85
Maaseik	58	397.498	1,75	81	315.178	3,08	177	324.065	6,55
Tongeren	77	366.472	2,52	110	292.991	4,51	147	291.001	6,06
Aarlen	38	94.487	4,83	38	63.625	7,17	56	67.611	9,94
Bastenaken	27	71.769	4,51	25	45.924	6,53	40	49.946	9,61
Marche-en-Famenne	40	91.096	5,27	28	60.922	5,52	56	62.664	10,72
Neufchâteau	39	106.151	4,41	37	70.284	6,32	62	74.899	9,93
Virton	36	88.674	4,87	30	51.617	6,97	38	58.279	7,82
Dinant	74	183.929	4,83	73	120.792	7,25	115	130.587	10,57
Namen	203	583.756	4,17	189	370.929	6,11	296	367.995	9,65
Philippeville	48	127.986	4,50	55	80.289	8,22	82	81.903	12,01
Totaal	5.496	19.320.423	3,41	6.679	15.166.796	5,28	9.687	14.579.578	7,97

Tabel A.7.3.2: Aantal overlijdensgevallen, aantal geleefde maanden sedert 1/03/1991 en sterftcijfers per arrondissement (per 1.000) Belgische mannen van 55-59 jaar, 60-64 jaar en van 40-64 jaar, 1991-96

Arrondissement	55-59 jaar			60-64 jaar			40-64 jaar		
	Sterfte	Tijd	Rate	Sterfte	Tijd	Rate	Sterfte	Tijd	Rate
Antwerpen	1.432	1.464.296	11,74	2.308	1.414.139	19,59	5.612	7.573.857	8,89
Mechelen	493	498.280	11,87	724	474.943	18,29	1.844	2.594.862	8,53
Turnhout	516	612.138	10,12	779	526.478	17,76	1.952	3.251.273	7,20
Brussel H. G.	1.360	1.075.930	15,17	2.120	1.079.101	23,58	5.412	5.485.152	11,84
Halle-Vilvoorde	868	900.930	11,56	1.376	847.683	19,48	3.383	4.622.453	8,78
Leuven	626	719.063	10,45	1.021	666.796	18,37	2.471	3.756.873	7,89
Nijvel	449	446.253	12,07	748	429.253	20,91	1.924	2.546.243	9,07
Brugge	427	446.408	11,48	660	394.401	20,08	1.658	2.292.554	8,68
Diksmuide	80	79.692	12,05	97	73.794	15,77	282	400.188	8,46
Ieper	192	165.521	13,92	277	158.284	21,00	676	856.194	9,47
Kortrijk	468	463.724	12,11	684	412.525	19,90	1.729	2.359.542	8,79
Oostende	266	239.890	13,31	412	227.252	21,76	1.024	1.214.274	10,12
Roeselare	241	243.666	11,87	295	204.943	17,27	831	1.226.911	8,13
Tielt	132	149.546	10,59	209	130.806	19,17	518	749.109	8,30
Veurne	90	90.867	11,89	147	89.923	19,62	355	445.372	9,57
Aalst	517	461.148	13,45	703	404.023	20,88	1.895	2.298.298	9,89
Dendermonde	344	310.958	13,28	493	264.147	22,40	1.255	1.606.155	9,38
Eeklo	132	141.109	11,23	195	121.450	19,27	490	693.041	8,48
Gent	743	801.179	11,13	1.199	709.538	20,28	3.010	4.115.914	8,78
Oudenaarde	212	195.574	13,01	323	177.613	21,82	812	962.267	10,13
Sint-Niklaas	344	347.006	11,90	476	305.861	18,68	1.279	1.857.587	8,26
Aat	157	115.271	16,34	269	119.502	27,01	646	608.837	12,73
Charleroi	794	520.657	18,30	1.244	544.374	27,42	3.178	2.846.313	13,40
Bergen	466	301.436	18,55	729	315.767	27,70	1.884	1.689.734	13,38
Moeskroen	101	97.051	12,49	194	93.047	25,02	463	500.920	11,09
Zinnik	294	215.157	16,40	467	216.496	25,89	1.180	1.176.394	12,04
Thuin	268	196.502	16,37	445	193.874	27,54	1.074	1.049.916	12,28
Doornik	250	202.021	14,85	461	199.977	27,66	1.099	1.061.592	12,42
Hoei	174	137.643	15,17	301	136.782	26,41	717	739.320	11,64
Luik	979	796.876	14,74	1.674	792.816	25,34	3.964	4.142.855	11,48
Verviers	444	361.133	14,75	646	345.994	22,40	1.593	1.887.408	10,13
Borgworm	102	97.534	12,55	186	101.550	21,98	451	531.190	10,19
Hasselt	498	547.039	10,92	801	486.081	19,77	1.948	2.931.594	7,97
Maaseik	254	300.383	10,15	361	249.635	17,35	931	1.586.759	7,04
Tongeren	279	279.504	11,98	419	241.649	20,81	1.032	1.471.617	8,42
Aarlen	91	73.083	14,94	136	68.974	23,66	359	367.780	11,71
Bastenaken	81	52.060	18,67	120	56.736	25,38	293	276.434	12,72
Marche-en-Famenne	80	63.619	15,09	131	70.461	22,31	335	348.761	11,53
Neufchâteau	103	79.256	15,60	161	80.205	24,09	402	410.794	11,74
Virton	71	68.789	12,39	114	66.248	20,65	289	333.607	10,40
Dinant	183	134.997	16,27	267	143.517	22,32	712	713.822	11,97
Namen	495	362.995	16,36	876	371.025	28,33	2.059	2.056.699	12,01
Philippeville	127	90.904	16,77	194	88.890	26,19	506	469.972	12,92
Totaal	16.223	14.947.089	13,02	25.442	14.096.551	21,66	63.527	78.110.437	9,76

**Annex 7.4: Relatieve sterfterisico's naar arrondissement,
brutomodel, Belgische mannen van 40-64 jaar**

Tabel A.7.4: Relatief sterfterisico per arrondissement na controle voor leeftijd, Belgische mannen van 40-44 jaar tot 60-64 jaar en gemiddelde waarden voor de vijf leeftijdsgroepen

Arrondissement	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		60-64 jaar		40-64 jaar	
	B	Exp B	B	Exp B	B	Exp B	B	Exp B	B	Exp B	B	Exp B
Antwerpen	-0,325	0,723	-0,113	0,893	-0,110	0,896	-0,130	0,878	-0,109	0,896	-0,157	0,854
Mechelen	-0,173	0,841	-0,262	0,769	-0,142	0,868	-0,119	0,888	-0,176	0,839	-0,174	0,840
Turnhout	-0,413	0,662	-0,517	0,596	-0,308	0,735	-0,277	0,758	-0,205	0,814	-0,344	0,709
Brussel H. G.	0,243	1,275	0,199	1,220	0,235	1,265	0,123	1,131	0,071	1,074	0,174	1,190
Halle-Vilvoorde	-0,102	0,903	-0,137	0,872	-0,206	0,814	-0,146	0,864	-0,116	0,890	-0,142	0,868
Leuven	-0,339	0,713	-0,274	0,760	-0,253	0,776	-0,248	0,781	-0,177	0,838	-0,258	0,773
Nijvel	-0,019	0,981	-0,064	0,938	-0,029	0,971	-0,100	0,905	-0,041	0,960	-0,051	0,951
Brugge	-0,103	0,903	-0,186	0,830	-0,190	0,827	-0,149	0,862	-0,084	0,919	-0,142	0,867
Diksmuide	-0,009	0,991	-0,043	0,958	-0,200	0,819	-0,103	0,902	-0,328	0,721	-0,137	0,872
Ieper	-0,332	0,718	-0,038	0,963	-0,213	0,808	0,042	1,043	-0,046	0,956	-0,117	0,889
Kortrijk	-0,221	0,802	-0,222	0,801	-0,146	0,864	-0,096	0,909	-0,091	0,913	-0,155	0,856
Oostende	-0,070	0,932	0,051	1,053	-0,036	0,965	-0,008	0,992	0,000	1,000	-0,013	0,988
Roeselare	-0,270	0,763	-0,212	0,809	-0,200	0,819	-0,120	0,887	-0,234	0,791	-0,207	0,813
Tielt	-0,595	0,551	-0,128	0,880	-0,133	0,876	-0,227	0,797	-0,134	0,874	-0,243	0,784
Veurne	-0,291	0,748	0,126	1,134	-0,049	0,952	-0,122	0,885	-0,115	0,891	-0,090	0,914
Aalst	-0,079	0,925	-0,019	0,981	0,089	1,093	0,006	1,006	-0,040	0,960	-0,008	0,992
Dendermonde	-0,302	0,739	-0,133	0,876	-0,042	0,959	-0,003	0,997	0,025	1,025	-0,091	0,913
Eeklo	-0,075	0,927	-0,122	0,885	-0,365	0,694	-0,169	0,844	-0,122	0,885	-0,171	0,843
Gent	-0,156	0,856	-0,077	0,926	-0,143	0,867	-0,183	0,833	-0,073	0,930	-0,126	0,881
Oudenaarde	0,106	1,112	-0,009	0,991	-0,016	0,984	-0,031	0,969	-0,005	0,995	0,009	1,009
Sint-Niklaas	-0,240	0,787	-0,228	0,797	-0,137	0,872	-0,115	0,891	-0,160	0,852	-0,176	0,839
Aat	0,361	1,434	0,337	1,401	0,149	1,160	0,198	1,219	0,207	1,230	0,250	1,284
Charleroi	0,470	1,600	0,293	1,341	0,325	1,384	0,308	1,361	0,226	1,254	0,324	1,383
Bergen	0,414	1,513	0,339	1,404	0,370	1,448	0,318	1,374	0,238	1,269	0,336	1,399
Moeskroen	0,237	1,268	0,174	1,190	0,104	1,109	-0,073	0,930	0,135	1,144	0,115	1,122
Zinnik	0,263	1,301	0,177	1,194	0,244	1,277	0,203	1,226	0,164	1,179	0,210	1,234
Thuin	0,145	1,156	0,277	1,319	0,192	1,212	0,200	1,221	0,230	1,259	0,209	1,232
Doornik	0,312	1,367	0,251	1,285	0,251	1,286	0,102	1,107	0,232	1,261	0,230	1,258
Hoei	0,281	1,325	0,129	1,138	0,063	1,065	0,129	1,137	0,181	1,199	0,157	1,170
Luik	0,186	1,204	0,143	1,154	0,065	1,067	0,090	1,095	0,146	1,157	0,126	1,134
Verviers	-0,056	0,946	-0,110	0,896	-0,069	0,934	0,097	1,102	0,024	1,024	-0,023	0,978
Borgworm	0,126	1,134	0,164	1,179	0,029	1,029	-0,066	0,936	0,005	1,006	0,052	1,053
Hasselt	-0,319	0,727	-0,489	0,613	-0,177	0,838	-0,198	0,820	-0,096	0,909	-0,256	0,774
Maaseik	-0,679	0,507	-0,591	0,554	-0,224	0,799	-0,269	0,764	-0,228	0,797	-0,398	0,671
Tongeren	-0,322	0,725	-0,209	0,812	-0,301	0,740	-0,106	0,900	-0,049	0,952	-0,197	0,821
Aarlen	0,323	1,382	0,251	1,285	0,195	1,215	0,114	1,121	0,083	1,086	0,193	1,213
Bastenaken	0,261	1,298	0,160	1,174	0,163	1,177	0,331	1,393	0,151	1,163	0,213	1,238
Marche-en-Famenne	0,423	1,526	-0,010	0,990	0,270	1,309	0,111	1,118	0,024	1,025	0,163	1,178
Neufchâteau	0,236	1,266	0,128	1,137	0,194	1,214	0,153	1,165	0,088	1,092	0,160	1,173
Virton	0,333	1,395	0,229	1,257	-0,056	0,946	-0,081	0,923	-0,058	0,944	0,074	1,076
Dinant	0,328	1,388	0,267	1,306	0,254	1,289	0,192	1,212	0,020	1,021	0,212	1,237
Namen	0,183	1,201	0,101	1,106	0,164	1,179	0,196	1,216	0,259	1,295	0,181	1,198
Philippeville	0,260	1,296	0,397	1,487	0,386	1,471	0,224	1,251	0,177	1,194	0,289	1,335

**Annex 7.5: Relatieve sterferisico's naar
arrondissement, trivariate modellen,
Belgische mannen van 40-64 jaar**

- Tabellen -

Tabel A.7.5.1: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) per arrondissement na controle voor leeftijd en na controle voor leeftijd en telkens één socio-economisch kenmerk, gemiddelde waarden voor de Belgische mannen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 64 jaar

Arrondissement	leeftijd	beroep	inkomen	inactiviteit	huisvesting	comfort	huisbezit	positie	onderwijs
Antwerpen	0,854	0,923	0,879	0,928	0,869	0,910	0,818	0,838	0,864
Mechelen	0,840	0,875	0,853	0,876	0,874	0,877	0,850	0,855	0,827
Turnhout	0,709	0,715	0,711	0,720	0,789	0,768	0,748	0,738	0,684
Brussel H. G.	1,190	1,190	1,146	1,197	1,008	1,139	0,978	1,022	1,195
Halle-Vilvoorde	0,868	0,965	0,935	0,956	0,938	0,931	0,889	0,900	0,898
Leuven	0,773	0,799	0,788	0,792	0,843	0,826	0,808	0,785	0,793
Nijvel	0,951	1,037	1,007	1,014	1,034	1,034	0,968	0,966	1,035
Brugge	0,867	0,896	0,886	0,892	0,863	0,879	0,849	0,874	0,877
Diksmuide	0,872	0,859	0,894	0,864	0,839	0,817	0,900	0,899	0,826
Ieper	0,889	0,905	0,925	0,910	0,832	0,828	0,892	0,920	0,869
Kortrijk	0,856	0,899	0,899	0,898	0,873	0,863	0,880	0,894	0,857
Oostende	0,988	0,994	0,980	0,999	0,930	0,974	0,929	0,960	0,995
Roeselare	0,813	0,841	0,857	0,841	0,814	0,799	0,844	0,848	0,807
Tielt	0,784	0,852	0,844	0,853	0,790	0,771	0,819	0,820	0,768
Veurne	0,914	0,937	0,937	0,937	0,869	0,893	0,875	0,901	0,925
Aalst	0,992	1,022	1,016	1,016	1,012	0,977	1,047	1,022	0,978
Dendermonde	0,913	0,932	0,935	0,930	0,904	0,895	0,931	0,941	0,894
Eeklo	0,843	0,863	0,863	0,861	0,806	0,815	0,831	0,850	0,814
Gent	0,881	0,953	0,919	0,947	0,848	0,878	0,845	0,883	0,892
Oudenaarde	1,009	1,078	1,054	1,077	0,996	0,963	1,053	1,023	1,006
Sint-Niklaas	0,839	0,885	0,862	0,887	0,838	0,846	0,837	0,865	0,818
Aat	1,284	1,174	1,221	1,189	1,198	1,166	1,303	1,246	1,282
Charleroi	1,383	1,210	1,224	1,218	1,286	1,327	1,303	1,318	1,375
Bergen	1,399	1,190	1,256	1,206	1,264	1,279	1,296	1,358	1,390
Moeskroen	1,122	1,050	1,095	1,083	1,038	1,045	1,092	1,130	1,074
Zinnik	1,234	1,140	1,173	1,152	1,172	1,182	1,206	1,208	1,239
Thuin	1,232	1,091	1,131	1,096	1,169	1,174	1,215	1,213	1,231
Doornik	1,258	1,167	1,229	1,190	1,129	1,134	1,212	1,223	1,247
Hoei	1,170	1,168	1,143	1,153	1,186	1,180	1,182	1,144	1,204
Luik	1,134	1,112	1,072	1,093	1,094	1,145	1,066	1,067	1,172
Verviers	0,978	1,026	1,009	1,017	1,000	1,027	0,959	0,967	0,973
Borgworm	1,053	1,077	1,050	1,060	1,124	1,088	1,114	1,048	1,085
Hasselt	0,774	0,725	0,740	0,719	0,862	0,849	0,809	0,806	0,780
Maaseik	0,671	0,638	0,656	0,638	0,780	0,751	0,726	0,714	0,670
Tongeren	0,821	0,756	0,792	0,757	0,899	0,869	0,873	0,843	0,811
Aarlen	1,213	1,307	1,261	1,283	1,300	1,302	1,229	1,208	1,255
Bastenaken	1,238	1,261	1,279	1,249	1,278	1,250	1,284	1,203	1,218
Marche-en-Famenne	1,178	1,158	1,176	1,152	1,193	1,178	1,187	1,161	1,176
Neufchâteau	1,173	1,208	1,211	1,200	1,224	1,199	1,216	1,158	1,169
Virton	1,076	1,122	1,097	1,112	1,159	1,124	1,134	1,088	1,093
Dinant	1,237	1,189	1,204	1,209	1,213	1,211	1,212	1,211	1,229
Namen	1,198	1,169	1,178	1,184	1,172	1,187	1,152	1,176	1,226
Philippeville	1,335	1,248	1,235	1,257	1,290	1,271	1,311	1,328	1,325

Tabel A.7.5.2: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) per arrondissement na controle voor leeftijd en na controle voor leeftijd en telkens één socio-economisch kenmerk, Belgische mannen van 40-44 jaar

Arrondissement	leeftijd	beroep	inkomen	inactiviteit	huisvesting	comfort	huisbezit	positie	onderwijs
Antwerpen	0,723	0,767	0,752	0,771	0,735	0,767	0,693	0,694	0,730
Mechelen	0,841	0,892	0,878	0,894	0,888	0,889	0,857	0,863	0,831
Turnhout	0,662	0,685	0,679	0,696	0,754	0,737	0,704	0,709	0,642
Brussel H. G.	1,275	1,185	1,160	1,152	1,030	1,173	1,011	0,992	1,242
Halle-Vilvoorde	0,903	1,014	1,018	0,995	0,975	0,969	0,924	0,939	0,941
Leuven	0,713	0,754	0,750	0,743	0,788	0,774	0,749	0,729	0,746
Nijvel	0,981	1,091	1,061	1,045	1,065	1,069	0,992	0,996	1,064
Brugge	0,903	0,954	0,953	0,940	0,900	0,917	0,883	0,907	0,924
Diksmuide	0,991	1,047	1,058	1,050	0,979	0,945	1,044	1,045	0,954
Ieper	0,718	0,753	0,774	0,752	0,668	0,667	0,717	0,763	0,717
Kortrijk	0,802	0,866	0,880	0,865	0,833	0,825	0,828	0,854	0,807
Oostende	0,932	0,930	0,933	0,928	0,867	0,904	0,875	0,889	0,925
Roeselare	0,763	0,828	0,847	0,829	0,774	0,765	0,791	0,813	0,768
Tielt	0,551	0,627	0,618	0,629	0,570	0,555	0,580	0,600	0,555
Veurne	0,748	0,764	0,772	0,758	0,683	0,715	0,695	0,723	0,747
Aalst	0,925	0,969	0,971	0,961	0,941	0,912	0,973	0,949	0,917
Dendermonde	0,739	0,778	0,783	0,778	0,750	0,742	0,760	0,780	0,734
Eeklo	0,927	0,948	0,978	0,956	0,900	0,916	0,919	0,954	0,912
Gent	0,856	0,914	0,908	0,902	0,815	0,850	0,813	0,850	0,873
Oudenaarde	1,112	1,203	1,183	1,193	1,103	1,065	1,162	1,131	1,124
Sint-Niklaas	0,787	0,850	0,837	0,858	0,802	0,806	0,793	0,831	0,774
Aat	1,434	1,299	1,302	1,314	1,328	1,285	1,462	1,351	1,418
Charleroi	1,600	1,326	1,319	1,354	1,437	1,486	1,492	1,494	1,534
Bergen	1,513	1,248	1,263	1,264	1,338	1,355	1,389	1,443	1,473
Moeskroen	1,268	1,185	1,228	1,247	1,155	1,167	1,235	1,300	1,200
Zinnik	1,301	1,185	1,185	1,209	1,226	1,226	1,279	1,269	1,292
Thuin	1,156	1,008	1,016	1,022	1,080	1,083	1,136	1,133	1,145
Doornik	1,367	1,263	1,304	1,293	1,199	1,201	1,316	1,317	1,337
Hoei	1,325	1,295	1,268	1,275	1,322	1,316	1,331	1,281	1,355
Luik	1,204	1,130	1,105	1,110	1,128	1,185	1,113	1,083	1,211
Verviers	0,946	0,997	0,984	0,983	0,963	0,991	0,928	0,924	0,933
Borgworm	1,134	1,198	1,126	1,174	1,236	1,186	1,213	1,131	1,171
Hasselt	0,727	0,665	0,677	0,677	0,822	0,807	0,767	0,775	0,741
Maaseik	0,507	0,487	0,496	0,498	0,602	0,578	0,554	0,558	0,510
Tongeren	0,725	0,678	0,685	0,689	0,813	0,787	0,775	0,759	0,726
Aarlen	1,382	1,493	1,481	1,458	1,497	1,481	1,420	1,351	1,456
Bastenaken	1,298	1,251	1,308	1,238	1,386	1,351	1,366	1,284	1,281
Marche-en-Famenne	1,526	1,495	1,495	1,473	1,541	1,532	1,525	1,504	1,503
Neufchâteau	1,266	1,285	1,283	1,270	1,353	1,326	1,328	1,270	1,246
Virton	1,395	1,474	1,454	1,444	1,497	1,439	1,476	1,412	1,437
Dinant	1,388	1,265	1,273	1,282	1,344	1,343	1,349	1,338	1,371
Namen	1,201	1,146	1,158	1,166	1,164	1,175	1,149	1,178	1,220
Philippeville	1,296	1,192	1,162	1,221	1,217	1,202	1,259	1,275	1,260

Tabel A.7.5.3: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) per arrondissement na controle voor leeftijd en na controle voor leeftijd en telkens één socio-economisch kenmerk, Belgische mannen van 45-49 jaar

Arrondissement	leeftijd	beroep	inkomen	inactiviteit	huisvesting	comfort	huisbezit	positie	onderwijs
Antwerpen	0,893	0,963	0,932	0,970	0,918	0,958	0,857	0,862	0,898
Mechelen	0,769	0,822	0,797	0,822	0,817	0,819	0,786	0,789	0,751
Turnhout	0,596	0,621	0,615	0,626	0,693	0,673	0,638	0,634	0,575
Brussel H. G.	1,220	1,143	1,112	1,132	0,990	1,119	0,968	0,983	1,181
Halle-Vilvoorde	0,872	0,985	0,973	0,977	0,955	0,948	0,896	0,911	0,901
Leuven	0,760	0,800	0,784	0,793	0,849	0,832	0,802	0,770	0,787
Nijvel	0,938	1,040	1,012	1,000	1,030	1,032	0,955	0,954	1,034
Brugge	0,830	0,858	0,858	0,856	0,826	0,846	0,808	0,842	0,836
Diksmuide	0,958	0,952	0,979	0,964	0,909	0,890	0,988	1,009	0,894
Ieper	0,963	1,002	1,018	1,006	0,894	0,890	0,970	1,006	0,935
Kortrijk	0,801	0,868	0,875	0,870	0,834	0,822	0,829	0,849	0,803
Oostende	1,053	1,054	1,033	1,064	0,971	1,020	0,974	0,999	1,045
Roeselare	0,809	0,869	0,886	0,871	0,821	0,799	0,854	0,858	0,802
Tielt	0,880	0,968	0,975	0,978	0,896	0,870	0,935	0,936	0,863
Veurne	1,134	1,169	1,194	1,177	1,058	1,097	1,081	1,098	1,147
Aalst	0,981	1,038	1,029	1,024	1,024	0,988	1,049	1,024	0,974
Dendermonde	0,876	0,934	0,924	0,926	0,894	0,881	0,907	0,922	0,861
Eeklo	0,885	0,925	0,924	0,923	0,848	0,859	0,874	0,901	0,855
Gent	0,926	1,022	0,993	1,010	0,895	0,927	0,887	0,931	0,939
Oudenaarde	0,991	1,064	1,065	1,059	0,976	0,941	1,045	1,013	0,993
Sint-Niklaas	0,797	0,869	0,848	0,869	0,817	0,821	0,804	0,839	0,777
Aat	1,401	1,252	1,284	1,271	1,276	1,236	1,428	1,352	1,416
Charleroi	1,341	1,133	1,138	1,151	1,218	1,257	1,248	1,245	1,315
Bergen	1,404	1,157	1,195	1,168	1,256	1,272	1,282	1,347	1,396
Moeskroen	1,190	1,103	1,150	1,146	1,096	1,095	1,169	1,192	1,125
Zinnik	1,194	1,085	1,099	1,099	1,107	1,120	1,152	1,152	1,191
Thuin	1,319	1,142	1,148	1,145	1,220	1,222	1,297	1,297	1,321
Doornik	1,285	1,160	1,222	1,189	1,128	1,137	1,232	1,234	1,273
Hoei	1,138	1,153	1,112	1,129	1,156	1,144	1,157	1,100	1,174
Luik	1,154	1,116	1,081	1,091	1,093	1,143	1,070	1,051	1,180
Verviers	0,896	0,936	0,918	0,927	0,924	0,948	0,880	0,884	0,889
Borgworm	1,179	1,189	1,156	1,165	1,245	1,205	1,248	1,169	1,225
Hasselt	0,613	0,558	0,579	0,561	0,703	0,693	0,648	0,650	0,623
Maaseik	0,554	0,525	0,543	0,531	0,665	0,641	0,606	0,604	0,560
Tongeren	0,812	0,749	0,781	0,758	0,919	0,880	0,878	0,852	0,804
Aarlen	1,285	1,412	1,376	1,384	1,364	1,378	1,281	1,277	1,341
Bastenaken	1,174	1,171	1,212	1,167	1,186	1,174	1,195	1,137	1,154
Marche-en-Famenne	0,990	0,972	0,986	0,967	0,998	0,989	0,997	0,975	0,986
Neufchâteau	1,137	1,168	1,166	1,150	1,185	1,157	1,181	1,123	1,146
Virton	1,257	1,307	1,267	1,285	1,334	1,308	1,312	1,288	1,309
Dinant	1,306	1,226	1,225	1,243	1,276	1,270	1,281	1,283	1,303
Namen	1,106	1,060	1,067	1,075	1,068	1,085	1,055	1,065	1,132
Philippeville	1,487	1,335	1,319	1,347	1,405	1,387	1,425	1,471	1,471

Tabel A.7.5.4: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) per arrondissement na controle voor leeftijd en na controle voor leeftijd en telkens één socio-economisch kenmerk, Belgische mannen van 50-54 jaar

Arrondissement	leeftijd	beroep	inkomen	inactiviteit	huisvesting	comfort	huisbezit	positie	onderwijs
Antwerpen	0,896	0,985	0,940	0,999	0,907	0,955	0,855	0,878	0,906
Mechelen	0,868	0,894	0,880	0,901	0,905	0,909	0,877	0,886	0,853
Turnhout	0,735	0,734	0,733	0,741	0,819	0,797	0,777	0,764	0,705
Brussel H. G.	1,265	1,283	1,234	1,301	1,054	1,207	1,027	1,084	1,276
Halle-Vilvoorde	0,814	0,925	0,889	0,919	0,884	0,879	0,835	0,847	0,844
Leuven	0,776	0,807	0,794	0,805	0,850	0,833	0,813	0,791	0,794
Nijvel	0,971	1,090	1,045	1,067	1,055	1,056	0,989	0,988	1,072
Brugge	0,827	0,849	0,835	0,841	0,821	0,839	0,807	0,830	0,835
Diksmuide	0,819	0,798	0,830	0,800	0,776	0,753	0,839	0,836	0,764
Ieper	0,808	0,842	0,852	0,849	0,757	0,746	0,812	0,837	0,782
Kortrijk	0,864	0,904	0,911	0,907	0,881	0,871	0,888	0,903	0,858
Oostende	0,965	0,980	0,968	0,985	0,904	0,951	0,905	0,932	0,982
Roeselare	0,819	0,834	0,861	0,843	0,825	0,804	0,857	0,855	0,802
Tielt	0,876	0,946	0,959	0,960	0,880	0,853	0,918	0,906	0,841
Veurne	0,952	1,000	0,986	0,989	0,907	0,926	0,914	0,952	0,973
Aalst	1,093	1,125	1,119	1,124	1,121	1,081	1,152	1,128	1,075
Dendermonde	0,959	0,962	0,971	0,968	0,948	0,937	0,977	0,984	0,930
Eeklo	0,694	0,713	0,718	0,715	0,662	0,672	0,682	0,698	0,660
Gent	0,867	0,957	0,922	0,961	0,832	0,864	0,831	0,872	0,875
Oudenaarde	0,984	1,052	1,039	1,065	0,969	0,932	1,024	0,999	0,972
Sint-Niklaas	0,872	0,913	0,902	0,925	0,872	0,881	0,871	0,900	0,841
Aat	1,160	1,075	1,106	1,084	1,074	1,043	1,171	1,127	1,174
Charleroi	1,384	1,185	1,183	1,182	1,286	1,332	1,301	1,316	1,391
Bergen	1,448	1,212	1,289	1,223	1,321	1,337	1,352	1,404	1,461
Moeskroen	1,109	1,026	1,065	1,064	1,020	1,029	1,072	1,100	1,053
Zinnik	1,277	1,178	1,205	1,188	1,212	1,223	1,251	1,231	1,286
Thuin	1,212	1,038	1,086	1,038	1,153	1,160	1,190	1,194	1,221
Doornik	1,286	1,200	1,257	1,219	1,162	1,166	1,240	1,259	1,284
Hoei	1,065	1,060	1,028	1,042	1,088	1,086	1,074	1,047	1,105
Luik	1,067	1,038	0,983	1,014	1,030	1,085	1,002	1,010	1,116
Verviers	0,934	0,998	0,975	0,987	0,958	0,985	0,915	0,932	0,929
Borgworm	1,029	1,064	1,035	1,040	1,096	1,062	1,085	1,025	1,064
Hasselt	0,838	0,782	0,795	0,763	0,932	0,922	0,875	0,872	0,838
Maaseik	0,799	0,744	0,777	0,737	0,928	0,893	0,867	0,855	0,795
Tongeren	0,740	0,667	0,703	0,663	0,810	0,782	0,791	0,765	0,728
Aarlen	1,215	1,294	1,274	1,278	1,312	1,308	1,243	1,219	1,262
Bastenaken	1,177	1,228	1,214	1,204	1,205	1,173	1,204	1,134	1,163
Marche-en-Famenne	1,309	1,261	1,289	1,249	1,317	1,298	1,314	1,274	1,305
Neufchâteau	1,214	1,256	1,275	1,244	1,248	1,225	1,247	1,203	1,206
Virton	0,946	0,989	0,964	0,985	1,034	1,001	1,010	0,960	0,958
Dinant	1,289	1,276	1,276	1,288	1,258	1,264	1,260	1,260	1,293
Namen	1,179	1,160	1,170	1,175	1,168	1,181	1,148	1,163	1,218
Philippeville	1,471	1,353	1,326	1,340	1,451	1,416	1,480	1,474	1,477

Tabel A.7.5.5: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) per arrondissement na controle voor leeftijd en na controle voor leeftijd en telkens één socio-economisch kenmerk, Belgische mannen van 55-59 jaar

Arrondissement	leeftijd	beroep	inkomen	inactiviteit	huisvesting	comfort	huisbezit	positie	onderwijs
Antwerpen	0,878	0,961	0,898	0,967	0,893	0,938	0,839	0,878	0,890
Mechelen	0,888	0,917	0,883	0,916	0,909	0,914	0,890	0,898	0,875
Turnhout	0,758	0,747	0,741	0,747	0,827	0,802	0,795	0,780	0,730
Brussel H. G.	1,131	1,213	1,147	1,252	0,984	1,114	0,947	1,035	1,162
Halle-Vilvoorde	0,864	0,958	0,904	0,952	0,931	0,925	0,882	0,893	0,893
Leuven	0,781	0,793	0,780	0,785	0,847	0,825	0,817	0,795	0,793
Nijvel	0,905	0,975	0,947	0,964	0,985	0,980	0,925	0,919	0,983
Brugge	0,862	0,889	0,866	0,890	0,863	0,876	0,850	0,872	0,872
Diksmuide	0,902	0,846	0,921	0,852	0,857	0,840	0,923	0,922	0,857
Ieper	1,043	1,013	1,056	1,024	0,973	0,971	1,042	1,060	1,013
Kortrijk	0,909	0,933	0,914	0,924	0,915	0,905	0,932	0,938	0,911
Oostende	0,992	1,002	0,982	1,012	0,948	0,992	0,940	0,981	1,013
Roeselare	0,887	0,888	0,898	0,881	0,879	0,862	0,919	0,919	0,881
Tielt	0,797	0,872	0,834	0,861	0,795	0,780	0,827	0,816	0,774
Veurne	0,885	0,899	0,894	0,908	0,870	0,886	0,861	0,884	0,904
Aalst	1,006	1,011	1,011	1,008	1,015	0,977	1,062	1,037	0,984
Dendermonde	0,997	0,986	0,994	0,983	0,961	0,957	1,002	1,011	0,969
Eeklo	0,844	0,853	0,835	0,843	0,798	0,802	0,832	0,844	0,812
Gent	0,833	0,900	0,845	0,892	0,804	0,828	0,803	0,836	0,839
Oudenaarde	0,969	1,027	0,988	1,028	0,957	0,926	1,013	0,981	0,963
Sint-Niklaas	0,891	0,915	0,882	0,910	0,873	0,884	0,883	0,901	0,864
Aat	1,219	1,114	1,198	1,133	1,159	1,136	1,234	1,193	1,217
Charleroi	1,361	1,232	1,263	1,226	1,291	1,334	1,288	1,316	1,372
Bergen	1,374	1,181	1,295	1,206	1,251	1,265	1,280	1,353	1,368
Moeskroen	0,930	0,861	0,916	0,884	0,874	0,880	0,909	0,937	0,902
Zinnik	1,226	1,143	1,202	1,151	1,176	1,192	1,196	1,215	1,244
Thuin	1,221	1,085	1,170	1,089	1,174	1,179	1,207	1,198	1,213
Doornik	1,107	1,031	1,104	1,051	1,003	1,007	1,066	1,076	1,096
Hoei	1,137	1,150	1,123	1,134	1,151	1,150	1,148	1,115	1,174
Luik	1,095	1,108	1,050	1,088	1,074	1,121	1,037	1,058	1,146
Verviers	1,102	1,162	1,145	1,157	1,126	1,155	1,080	1,094	1,101
Borgworm	0,936	0,958	0,939	0,946	1,002	0,970	0,990	0,933	0,960
Hasselt	0,820	0,779	0,791	0,758	0,904	0,887	0,854	0,843	0,822
Maaseik	0,764	0,728	0,742	0,716	0,878	0,842	0,822	0,792	0,756
Tongeren	0,900	0,820	0,879	0,817	0,972	0,936	0,952	0,907	0,886
Aarlen	1,121	1,209	1,132	1,180	1,183	1,204	1,118	1,123	1,144
Bastenaken	1,393	1,464	1,472	1,464	1,429	1,394	1,460	1,334	1,358
Marche-en-Famenne	1,118	1,120	1,142	1,122	1,140	1,121	1,138	1,111	1,130
Neufchâteau	1,165	1,203	1,218	1,208	1,202	1,186	1,197	1,132	1,161
Virton	0,923	0,968	0,944	0,967	1,005	0,971	0,974	0,927	0,930
Dinant	1,212	1,200	1,233	1,232	1,195	1,189	1,192	1,191	1,195
Namen	1,216	1,205	1,215	1,218	1,194	1,208	1,171	1,203	1,241
Philippeville	1,251	1,213	1,196	1,217	1,215	1,199	1,226	1,250	1,249

Tabel A.7.5.6: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) per arrondissement na controle voor leeftijd en na controle voor leeftijd en telkens één socio-economisch kenmerk, Belgische mannen van 60-64 jaar

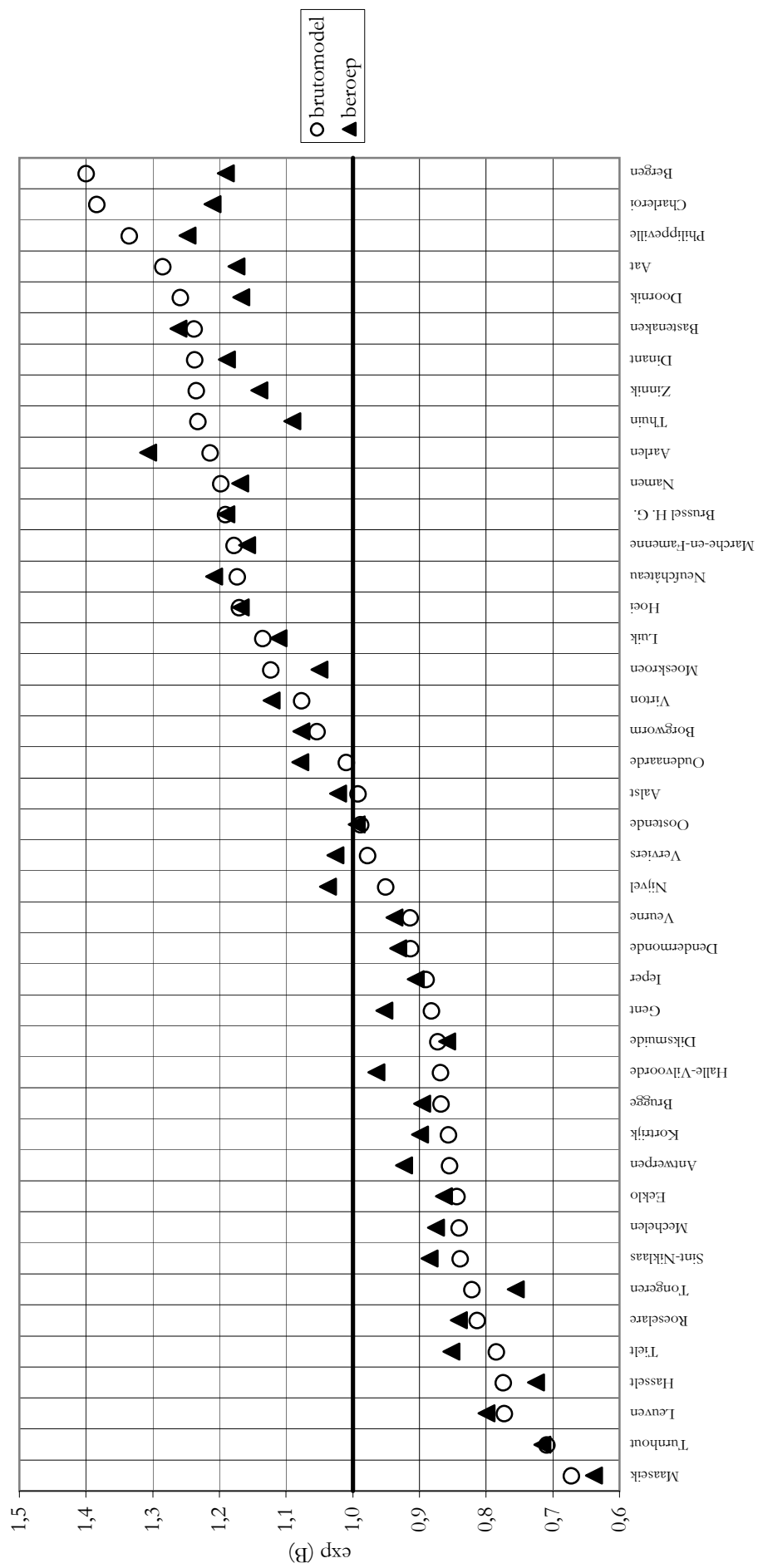
Arrondissement	leeftijd	beroep	inkomen	inactiviteit	huisvesting	comfort	huisbezit	positie	onderwijs
Antwerpen	0,896	0,958	0,889	0,956	0,906	0,948	0,860	0,898	0,910
Mechelen	0,839	0,856	0,829	0,851	0,853	0,855	0,843	0,845	0,832
Turnhout	0,814	0,803	0,802	0,801	0,863	0,842	0,843	0,817	0,790
Brussel H. G.	1,074	1,131	1,083	1,157	0,983	1,084	0,939	1,022	1,120
Halle-Vilvoorde	0,890	0,944	0,898	0,941	0,947	0,939	0,908	0,915	0,912
Leuven	0,838	0,845	0,835	0,840	0,885	0,870	0,863	0,845	0,846
Nijvel	0,960	0,997	0,978	0,997	1,038	1,035	0,979	0,976	1,024
Brugge	0,919	0,937	0,922	0,937	0,909	0,920	0,901	0,922	0,923
Diksmuide	0,721	0,694	0,723	0,696	0,703	0,685	0,741	0,724	0,687
Ieper	0,956	0,946	0,956	0,951	0,909	0,905	0,960	0,969	0,931
Kortrijk	0,913	0,928	0,916	0,923	0,908	0,899	0,929	0,932	0,913
Oostende	1,000	1,010	0,986	1,012	0,966	1,006	0,956	1,004	1,012
Roeselare	0,791	0,787	0,794	0,784	0,776	0,768	0,807	0,800	0,786
Tielt	0,874	0,899	0,888	0,890	0,860	0,847	0,898	0,891	0,855
Veurne	0,891	0,902	0,891	0,902	0,867	0,884	0,868	0,888	0,899
Aalst	0,960	0,977	0,958	0,972	0,968	0,938	1,006	0,980	0,948
Dendermonde	1,025	1,021	1,020	1,017	0,990	0,981	1,037	1,030	1,001
Eeklo	0,885	0,897	0,883	0,893	0,844	0,849	0,872	0,880	0,853
Gent	0,930	0,978	0,931	0,975	0,896	0,926	0,897	0,933	0,938
Oudenaarde	0,995	1,055	1,007	1,048	0,984	0,958	1,028	0,999	0,989
Sint-Niklaas	0,852	0,879	0,844	0,875	0,829	0,840	0,840	0,858	0,837
Aat	1,230	1,146	1,225	1,160	1,169	1,148	1,245	1,220	1,209
Charleroi	1,254	1,185	1,225	1,190	1,211	1,241	1,204	1,235	1,279
Bergen	1,269	1,155	1,240	1,172	1,164	1,173	1,187	1,253	1,263
Moeskroen	1,144	1,105	1,142	1,110	1,066	1,080	1,105	1,151	1,117
Zinnik	1,179	1,114	1,177	1,117	1,141	1,154	1,157	1,179	1,188
Thuin	1,259	1,190	1,251	1,197	1,226	1,232	1,248	1,253	1,264
Dormik	1,261	1,197	1,267	1,211	1,165	1,172	1,221	1,243	1,258
Hoei	1,199	1,194	1,199	1,197	1,225	1,215	1,217	1,191	1,226
Luik	1,157	1,170	1,149	1,169	1,150	1,192	1,110	1,138	1,209
Verviers	1,024	1,050	1,040	1,049	1,041	1,067	1,005	1,017	1,027
Borgworm	1,006	0,999	1,011	0,994	1,064	1,036	1,056	0,999	1,027
Hasselt	0,909	0,888	0,897	0,877	0,977	0,965	0,934	0,919	0,908
Maaseik	0,797	0,767	0,786	0,760	0,883	0,857	0,842	0,815	0,783
Tongeren	0,952	0,885	0,941	0,880	1,003	0,975	0,992	0,947	0,935
Aarlen	1,086	1,158	1,087	1,142	1,170	1,165	1,110	1,087	1,103
Bastenaken	1,163	1,211	1,210	1,196	1,206	1,178	1,214	1,139	1,149
Marche-en-Famenne	1,025	1,017	1,036	1,019	1,046	1,031	1,037	1,016	1,030
Neufchâteau	1,092	1,136	1,123	1,137	1,141	1,113	1,136	1,072	1,093
Virton	0,944	0,966	0,948	0,963	1,007	0,982	0,983	0,945	0,930
Dinant	1,021	1,002	1,029	1,020	1,018	1,018	1,008	1,010	1,015
Namen	1,295	1,285	1,294	1,295	1,276	1,294	1,247	1,282	1,328
Philippeville	1,194	1,159	1,180	1,172	1,183	1,170	1,188	1,195	1,193

**Annex 7.5: Relatief sterferisico naar arrondissement,
trivariate modellen, Belgische mannen van
40-64 jaar**

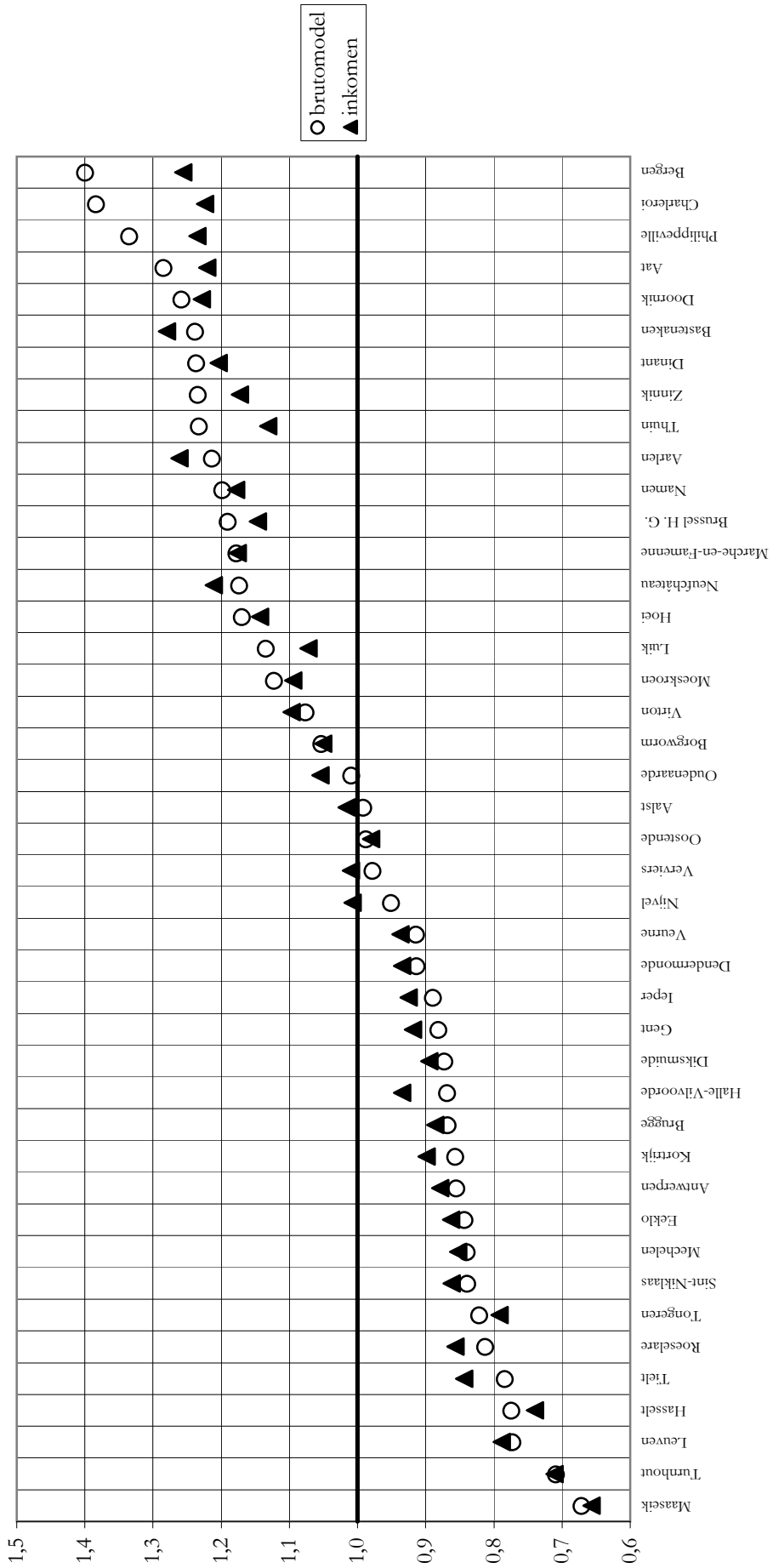
- Figuren -

Opmerking: De resultaten zijn geordend naar de exp B-waarden uit de brutomodellen.

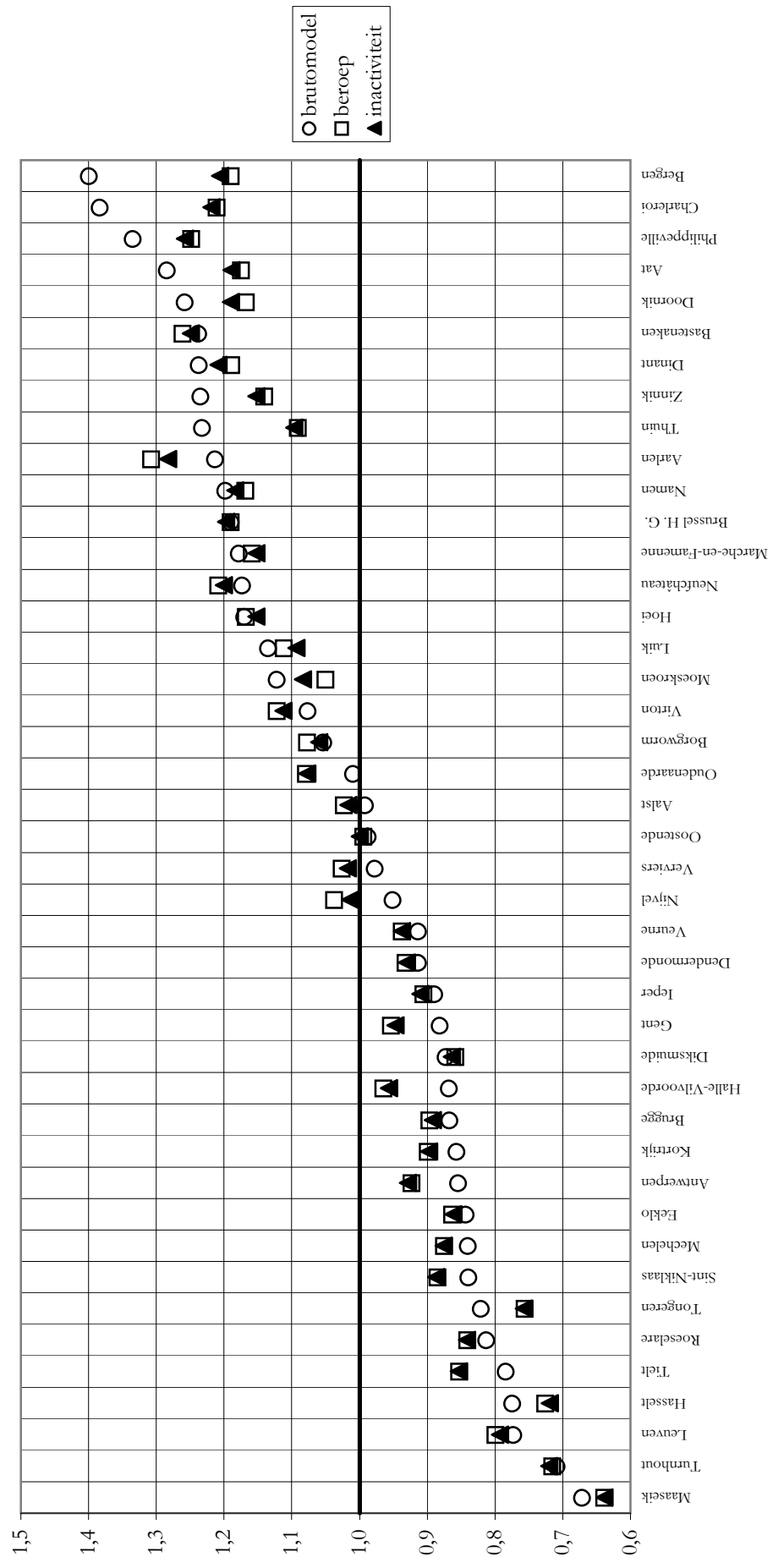
Figuur A.7.5.1: Relatief sterferisico na controle voor leeftijd en na controle voor leeftijd en beroepsstatus, gemiddelde waarden voor de Belgische mannen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 64 jaar



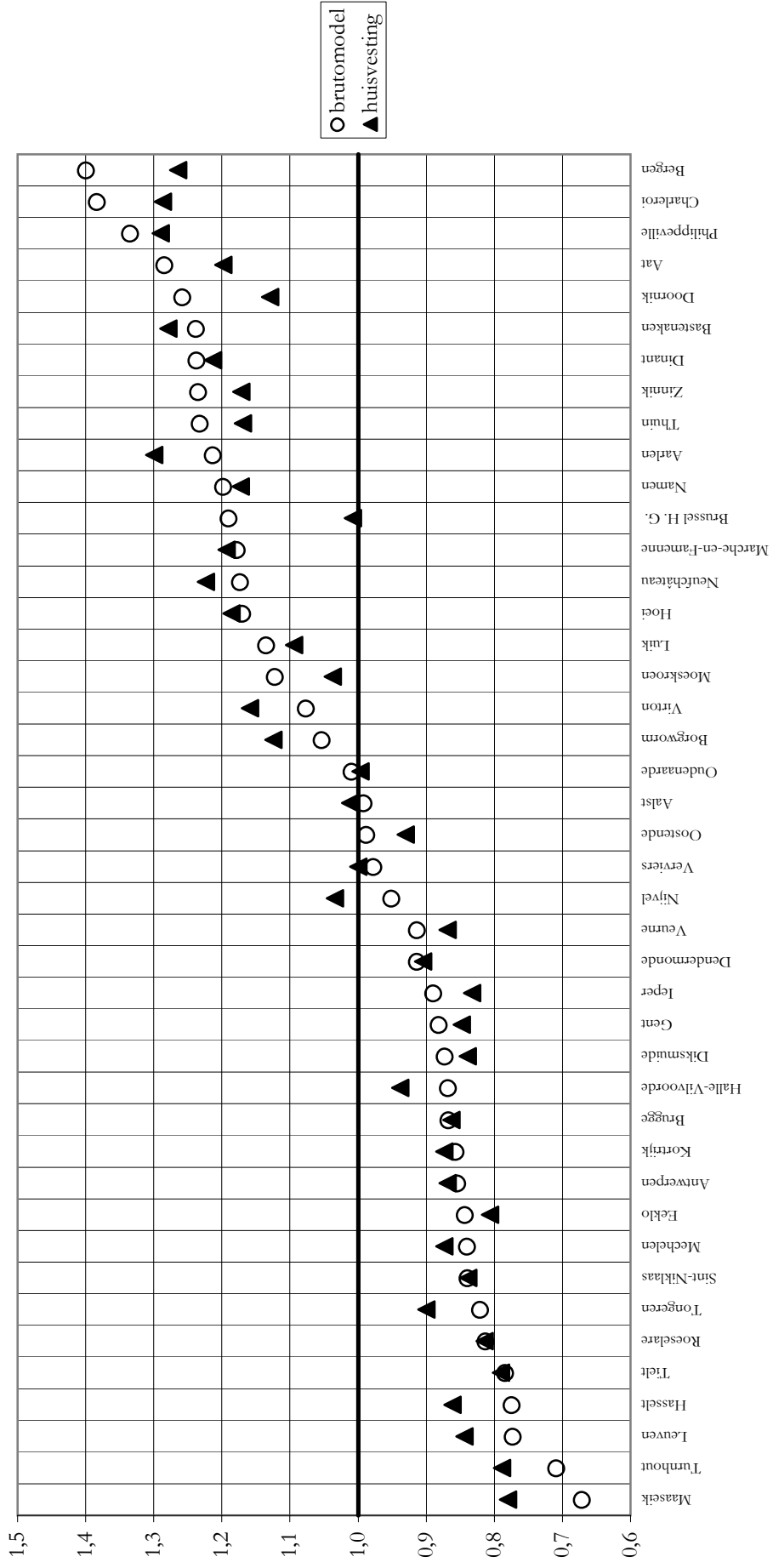
Figuur A.7.5.2: Relatief sterftersico per arrondissement na controle voor leeftijd en na controle voor leeftijd en inkomensstype, gemiddelde waarden voor de Belgische mannen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 64 jaar



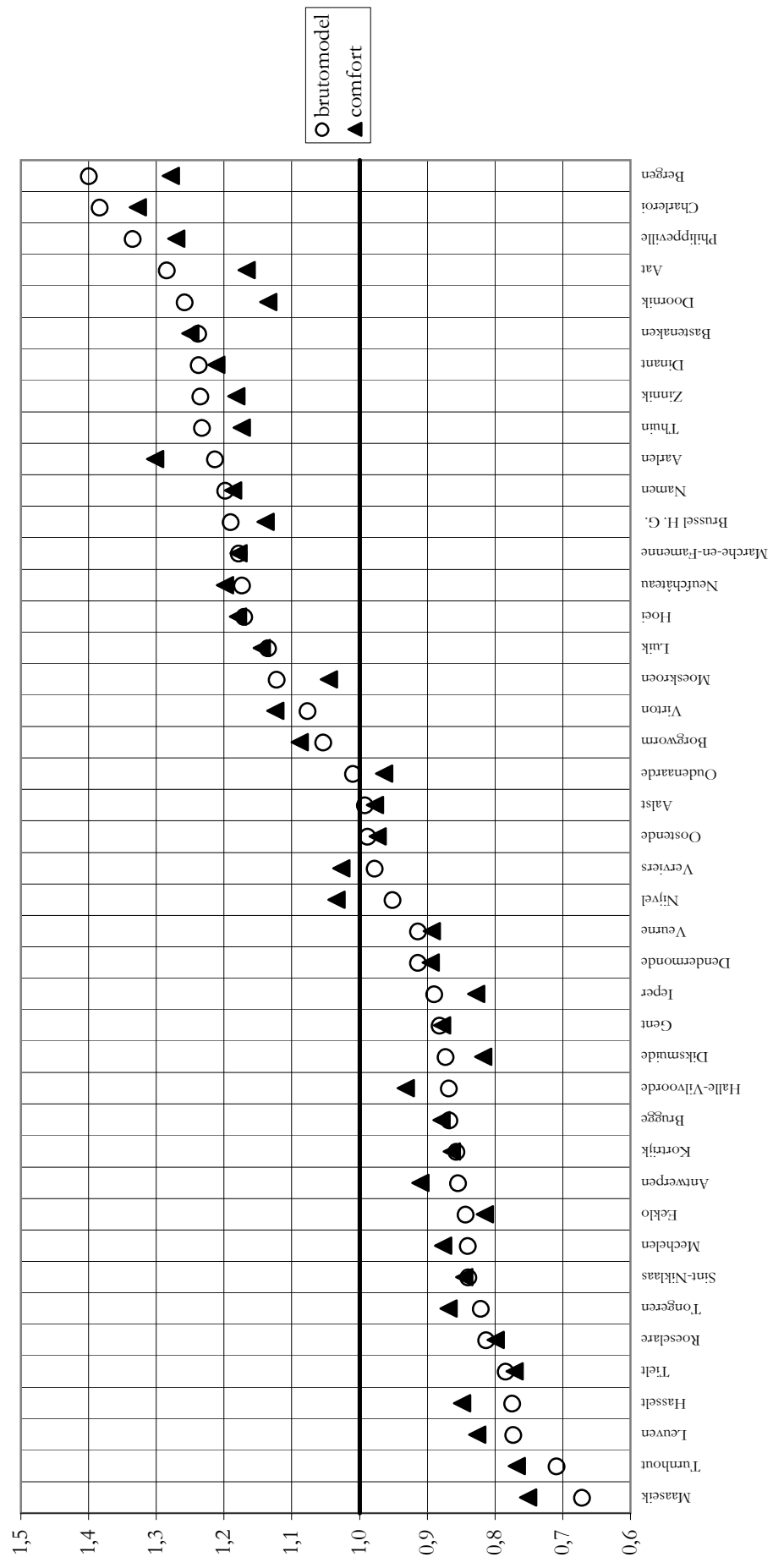
Figuur A.7.5.3: Relatief sterfterisico per arrondissement na controle voor leeftijd, voor leeftijd en beroepsstatus en voor leeftijd en tewerkstellingsstatus, gemiddelde waarden voor de Belgische mannen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 60 jaar



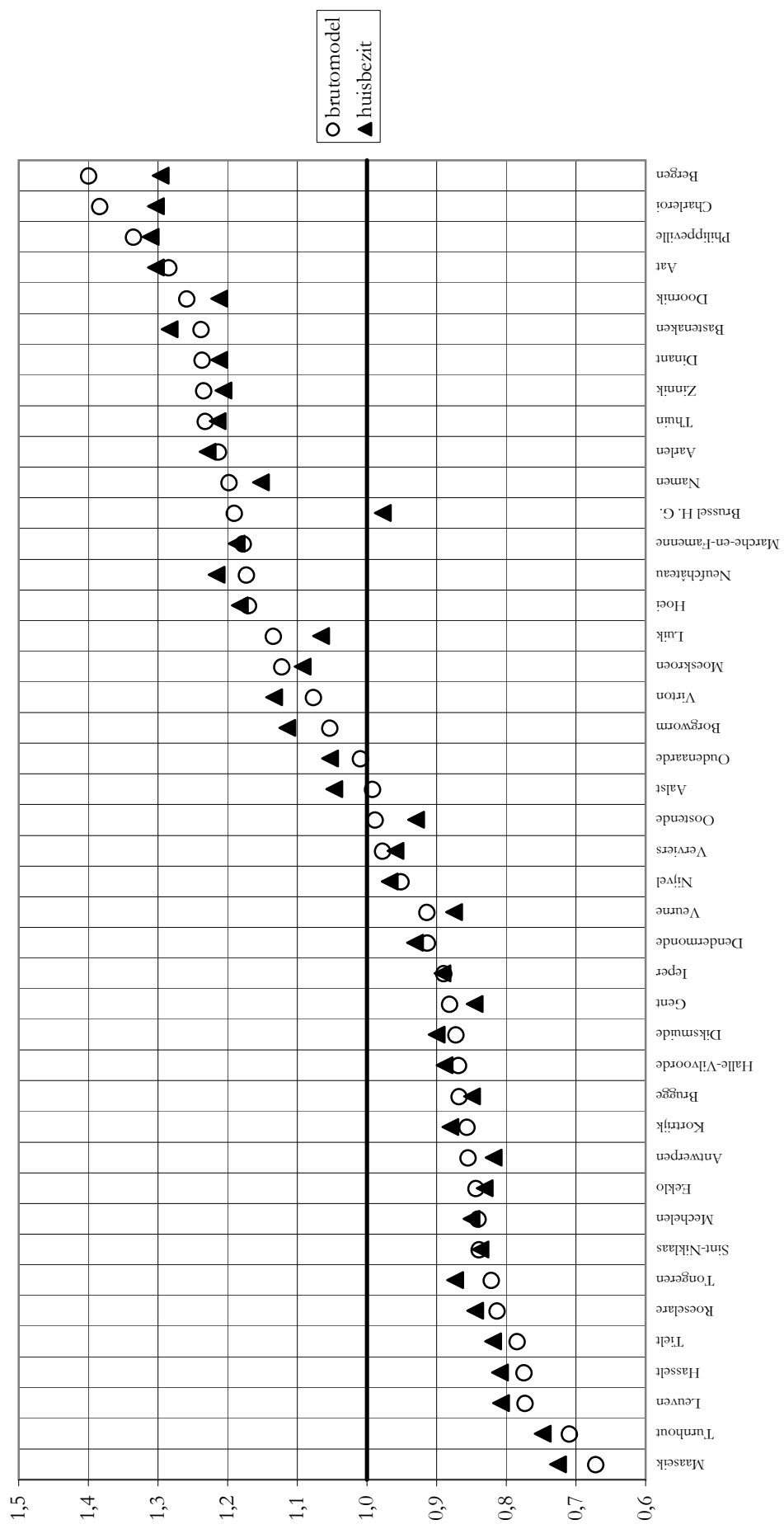
Figuur A.7.5.4: Relatief sterfterisico na controle voor leeftijd en na controle voor leeftijd en huisvestingskwaliteit, gemiddelde waarden voor de Belgische in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 64 jaar



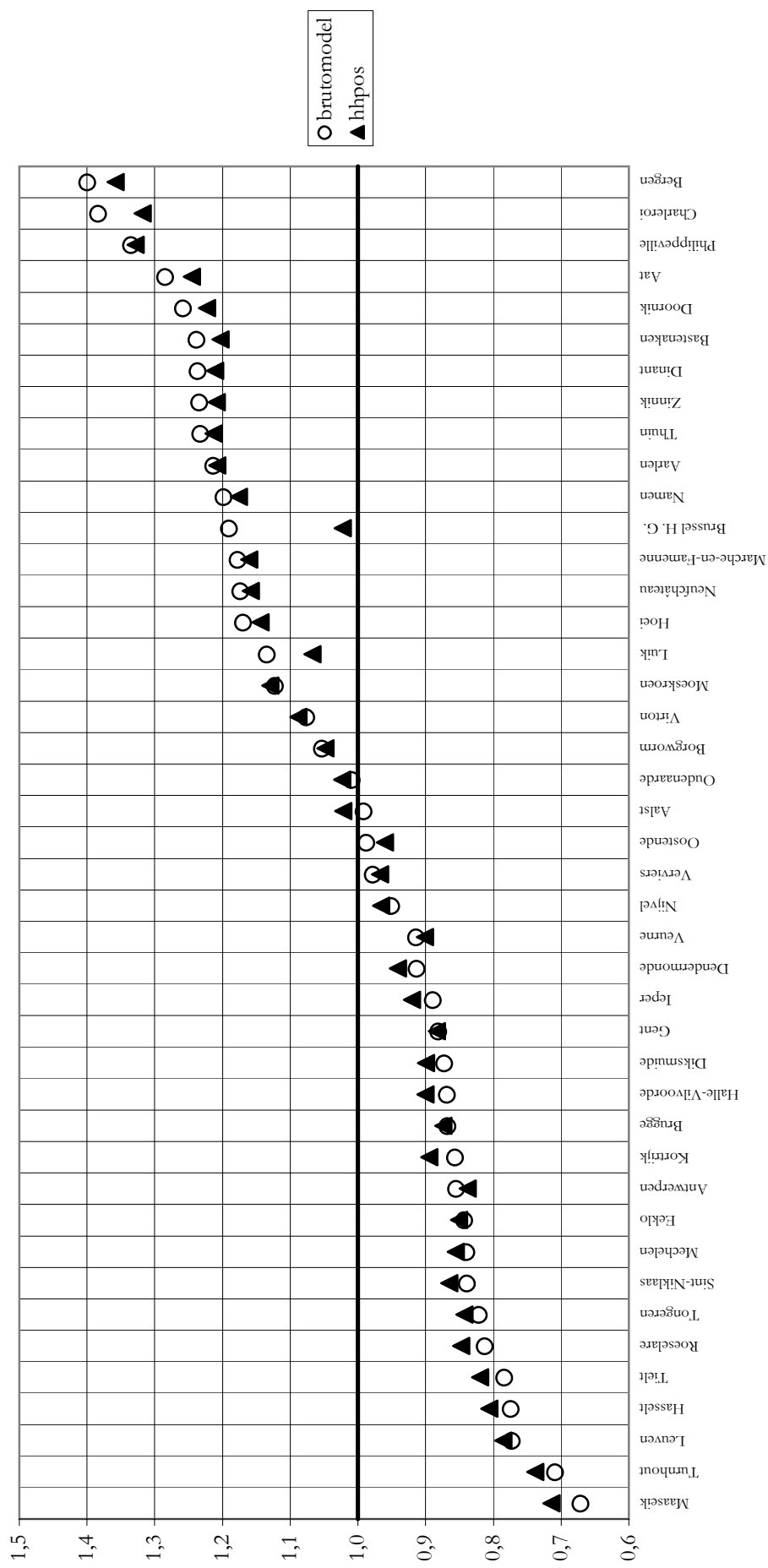
Figuur A.7.5.5: Relatief sterferisico na controle voor leeftijd en na controle voor leeftijd en comfortniveau, gemiddelde waarden voor de Belgische mannen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 64 jaar



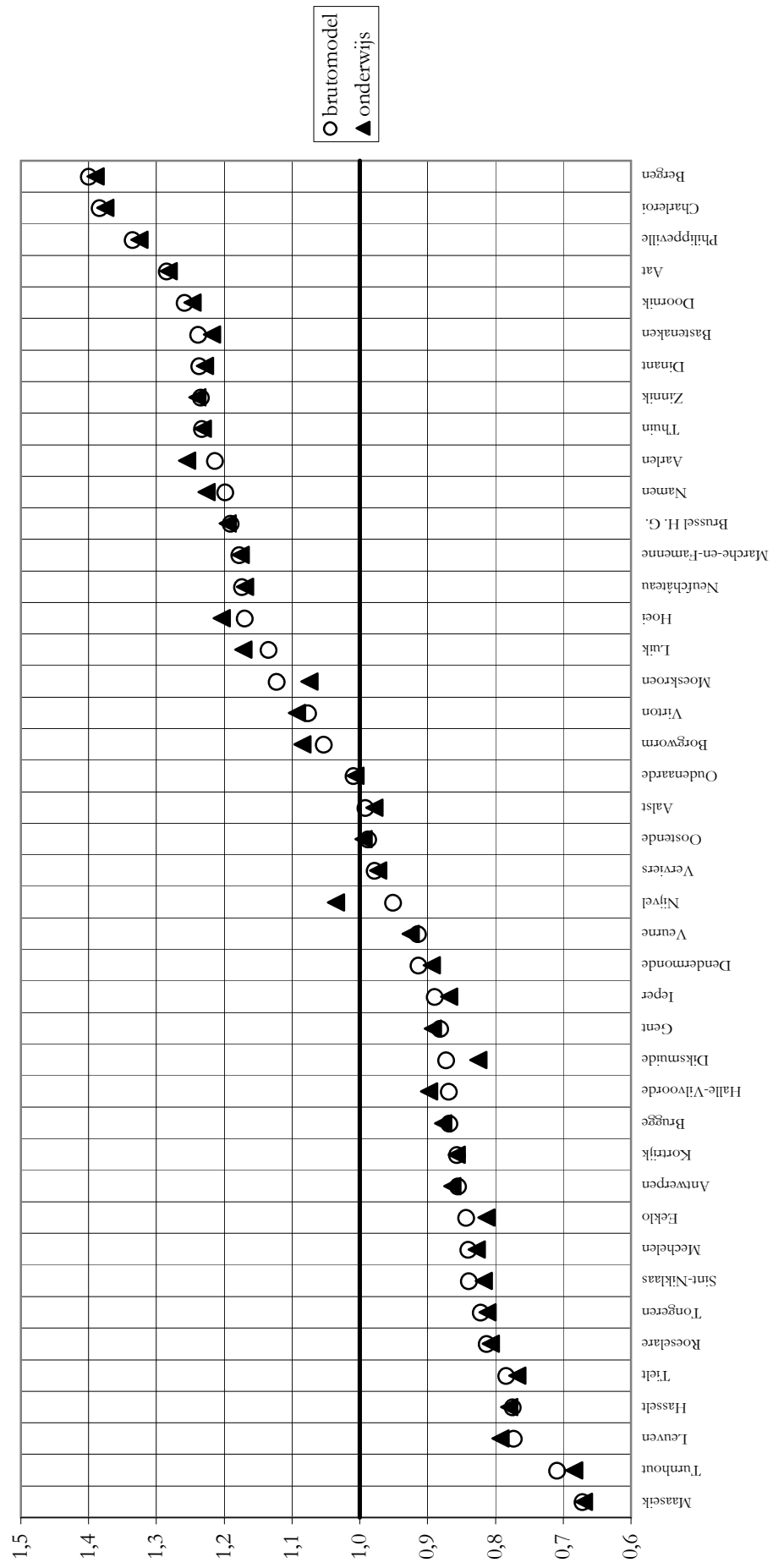
Figuur A.7.5.6: Relatief sterfterisico per arrondissement na controle voor leeftijd en na controle voor leeftijd en huisbezit, gemiddelde waarden voor de Belgische mannen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 64 jaar



Figuur A.7.5.7: Relatief sterferisico per arrondissement na controle voor leeftijd en na controle voor leeftijd en huishoudenspositie, gemiddelde waarden voor de Belgische mannen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 64 jaar



Figuur A.7.5.8: Relatief sterferisico per arrondissement na controle voor leeftijd en na controle voor leeftijd en onderwijsniveau, gemiddelde waarden voor de Belgische mannen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 64 jaar



**Annex 7.6: Relatief sterferisico naar arrondissement,
endogeen multivariaat model, Belgische mannen
van 40-64 jaar**

Tabel A.7.6: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) per arrondissement na controle voor leeftijd en voor leeftijd, beroepsstatus, huisvestingskwaliteit, huishoudenspositie en onderwijsniveau, Belgische mannen van 40-44 jaar tot 60-64 jaar en gemiddelde waarden voor de Belgische mannen in de leeftijdsgroepen tussen 40 en 64 jaar

Arrondissement	40-44 jaar		45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		60-64 jaar		40-64 jaar	
	Bruto	Endo	Bruto	Endo	Bruto	Endo	Bruto	Endo	Bruto	Endo	Bruto	Endo
Antwerpen	0,723	0,739	0,893	0,933	0,896	0,953	0,878	0,945	0,896	0,954	0,854	0,900
Mechelen	0,841	0,914	0,769	0,836	0,868	0,915	0,888	0,922	0,839	0,861	0,840	0,889
Turnhout	0,662	0,748	0,596	0,678	0,735	0,785	0,758	0,790	0,814	0,824	0,709	0,763
Brussel H. G.	1,275	0,973	1,220	0,963	1,265	1,076	1,131	1,051	1,074	1,038	1,190	1,019
Halle-Vilvoorde	0,903	1,046	0,872	1,021	0,814	0,958	0,864	1,000	0,890	0,995	0,868	1,003
Leuven	0,713	0,784	0,760	0,831	0,776	0,844	0,781	0,835	0,838	0,876	0,773	0,833
Nijvel	0,981	1,114	0,938	1,067	0,971	1,119	0,905	1,026	0,960	1,066	0,951	1,078
Brugge	0,903	0,940	0,830	0,855	0,827	0,839	0,862	0,892	0,919	0,927	0,867	0,889
Diksmuide	0,991	1,087	0,958	0,956	0,819	0,796	0,902	0,844	0,721	0,685	0,872	0,863
Ieper	0,718	0,747	0,963	0,987	0,808	0,837	1,043	0,991	0,956	0,923	0,889	0,892
Kortrijk	0,802	0,884	0,801	0,890	0,864	0,914	0,909	0,939	0,913	0,928	0,856	0,911
Oostende	0,932	0,865	1,053	0,989	0,965	0,926	0,992	0,977	1,000	0,993	0,988	0,948
Roeselare	0,763	0,839	0,809	0,879	0,819	0,849	0,887	0,897	0,791	0,778	0,813	0,847
Tielt	0,551	0,651	0,880	0,987	0,876	0,951	0,797	0,866	0,874	0,889	0,784	0,860
Veurne	0,748	0,726	1,134	1,109	0,952	0,972	0,885	0,905	0,891	0,891	0,914	0,912
Aalst	0,925	0,969	0,981	1,046	1,093	1,142	1,006	1,022	0,960	0,985	0,992	1,031
Dendermonde	0,739	0,794	0,876	0,945	0,959	0,961	0,997	0,969	1,025	0,994	0,913	0,930
Eeklo	0,927	0,943	0,885	0,902	0,694	0,684	0,844	0,818	0,885	0,848	0,843	0,834
Gent	0,856	0,873	0,926	0,985	0,867	0,922	0,833	0,870	0,930	0,949	0,881	0,919
Oudenaarde	1,112	1,196	0,991	1,045	0,984	1,044	0,969	1,027	0,995	1,040	1,009	1,068
Sint-Niklaas	0,787	0,863	0,797	0,874	0,872	0,911	0,891	0,899	0,852	0,856	0,839	0,880
Aat	1,434	1,262	1,401	1,211	1,160	1,052	1,219	1,095	1,230	1,120	1,284	1,145
Charleroi	1,600	1,264	1,341	1,084	1,384	1,148	1,361	1,193	1,254	1,165	1,383	1,169
Bergen	1,513	1,226	1,404	1,154	1,448	1,208	1,374	1,159	1,269	1,117	1,399	1,172
Moeskroen	1,268	1,171	1,190	1,078	1,109	0,994	0,930	0,847	1,144	1,062	1,122	1,024
Zinnik	1,301	1,175	1,194	1,047	1,277	1,146	1,226	1,123	1,179	1,106	1,234	1,118
Thuin	1,156	0,998	1,319	1,122	1,212	1,041	1,221	1,070	1,259	1,179	1,232	1,080
Doornik	1,367	1,200	1,285	1,095	1,286	1,155	1,107	0,967	1,261	1,142	1,258	1,109
Hoei	1,325	1,279	1,138	1,147	1,065	1,062	1,137	1,144	1,199	1,219	1,170	1,168
Luik	1,204	1,041	1,154	1,042	1,067	0,993	1,095	1,074	1,157	1,161	1,134	1,061
Verviers	0,946	0,959	0,896	0,929	0,934	0,986	1,102	1,153	1,024	1,050	0,978	1,012
Borgworm	1,134	1,220	1,179	1,199	1,029	1,088	0,936	0,997	1,006	1,039	1,053	1,105
Hasselt	0,727	0,743	0,613	0,622	0,838	0,841	0,820	0,829	0,909	0,928	0,774	0,785
Maaseik	0,507	0,562	0,554	0,608	0,799	0,840	0,764	0,805	0,797	0,826	0,671	0,718
Tongeren	0,725	0,747	0,812	0,831	0,740	0,717	0,900	0,859	0,952	0,910	0,821	0,810
Aarlen	1,382	1,491	1,285	1,419	1,215	1,323	1,121	1,220	1,086	1,189	1,213	1,323
Bastenaken	1,298	1,273	1,174	1,140	1,177	1,204	1,393	1,443	1,163	1,218	1,238	1,252
Marche-en-Famenne	1,526	1,482	0,990	0,989	1,309	1,266	1,118	1,143	1,025	1,039	1,178	1,171
Neufchâteau	1,266	1,307	1,137	1,159	1,214	1,259	1,165	1,202	1,092	1,157	1,173	1,215
Virton	1,395	1,500	1,257	1,390	0,946	1,040	0,923	1,016	0,944	1,007	1,076	1,173
Dinant	1,388	1,258	1,306	1,234	1,289	1,259	1,212	1,192	1,021	1,004	1,237	1,185
Namen	1,201	1,144	1,106	1,039	1,179	1,156	1,216	1,188	1,295	1,277	1,198	1,158
Philippeville	1,296	1,195	1,487	1,370	1,471	1,401	1,251	1,221	1,194	1,178	1,335	1,270

**Annex 7.7: Relatief sterferisico naar arrondissement in het
brutomodel, in het endogeen en het exogeen multivariaat
model, Belgische mannen van 40-64 jaar**

Tabel A.7.7.1: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) per arrondissement in het brutomodel, in het multivariaat endogeen model (leeftijd, beroepsstatus, huisvestingskwaliteit, huishoudenspositie en onderwijsniveau) en relatieve cumulatieve hazard per arrondissement gegeven de verdeling van de bevolking naar deze kenmerken, Belgische mannen van 40-44 jaar en 45-49 jaar

Arrondissement	40-44 jaar			45-49 jaar		
	bruto-model	multivariaat endogeen model	multivariaat exogeen model	bruto-model	multivariaat endogeen model	multivariaat exogeen model
Antwerpen	0,723	0,739	0,962	0,893	0,933	0,956
Mechelen	0,841	0,914	0,902	0,769	0,836	0,921
Turnhout	0,662	0,748	0,860	0,596	0,678	0,875
Brussel H. G.	1,275	0,973	1,293	1,220	0,963	1,275
Halle-Vilvoorde	0,903	1,046	0,848	0,872	1,021	0,853
Leuven	0,713	0,784	0,890	0,760	0,831	0,915
Nijvel	0,981	1,114	0,872	0,938	1,067	0,880
Brugge	0,903	0,940	0,946	0,830	0,855	0,975
Diksmuide	0,991	1,087	0,891	0,958	0,956	1,005
Ieper	0,718	0,747	0,951	0,963	0,987	0,985
Kortrijk	0,802	0,884	0,893	0,801	0,890	0,902
Oostende	0,932	0,865	1,065	1,053	0,989	1,073
Roeselare	0,763	0,839	0,898	0,809	0,879	0,929
Tielt	0,551	0,651	0,829	0,880	0,987	0,891
Veurne	0,748	0,726	1,020	1,134	1,109	1,032
Aalst	0,925	0,969	0,940	0,981	1,046	0,938
Dendermonde	0,739	0,794	0,921	0,876	0,945	0,926
Eeklo	0,927	0,943	0,975	0,885	0,902	0,986
Gent	0,856	0,873	0,968	0,926	0,985	0,944
Oudenaarde	1,112	1,196	0,914	0,991	1,045	0,951
Sint-Niklaas	0,787	0,863	0,903	0,797	0,874	0,911
Aat	1,434	1,262	1,126	1,401	1,211	1,155
Charleroi	1,600	1,264	1,262	1,341	1,084	1,243
Bergen	1,513	1,226	1,234	1,404	1,154	1,214
Moeskroen	1,268	1,171	1,072	1,190	1,078	1,102
Zinnik	1,301	1,175	1,112	1,194	1,047	1,139
Thuin	1,156	0,998	1,158	1,319	1,122	1,174
Doornik	1,367	1,200	1,136	1,285	1,095	1,180
Hoei	1,325	1,279	1,027	1,138	1,147	0,989
Luik	1,204	1,041	1,149	1,154	1,042	1,112
Verviers	0,946	0,959	0,967	0,896	0,929	0,982
Borgworm	1,134	1,220	0,915	1,179	1,199	0,985
Hasselt	0,727	0,743	0,953	0,613	0,622	0,982
Maaseik	0,507	0,562	0,870	0,554	0,608	0,904
Tongeren	0,725	0,747	0,947	0,812	0,831	0,971
Aarlen	1,382	1,491	0,899	1,285	1,419	0,905
Bastenaken	1,298	1,273	1,002	1,174	1,140	1,026
Marche-en-Famenne	1,526	1,482	1,006	0,990	0,989	1,007
Neufchâteau	1,266	1,307	0,954	1,137	1,159	0,984
Virton	1,395	1,500	0,913	1,257	1,390	0,900
Dinant	1,388	1,258	1,091	1,306	1,234	1,065
Namen	1,201	1,144	1,040	1,106	1,039	1,067
Philippeville	1,296	1,195	1,078	1,487	1,370	1,089

Tabel A.7.7.2: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) per arrondissement in het brutomodel, in het multivariaat endogeen model (leeftijd, beroepsstatus, huisvestingskwaliteit, huishoudenspositie en onderwijsniveau) en relatieve cumulatieve relatieve hazard per arrondissement gegeven de verdeling van de bevolking naar deze kenmerken, Belgische mannen van 50-54 jaar en 55-59 jaar

Arrondissement	50-54 jaar			55-59 jaar		
	bruto-model	multivariaat endogeen model	multivariaat exogeen model	bruto-model	multivariaat endogeen model	multivariaat exogeen model
Antwerpen	0,896	0,953	0,946	0,878	0,945	0,939
Mechelen	0,868	0,915	0,951	0,888	0,922	0,971
Turnhout	0,735	0,785	0,936	0,758	0,790	0,966
Brussel H. G.	1,265	1,076	1,189	1,131	1,051	1,094
Halle-Vilvoorde	0,814	0,958	0,856	0,864	1,000	0,873
Leuven	0,776	0,844	0,924	0,781	0,835	0,947
Nijvel	0,971	1,119	0,873	0,905	1,026	0,889
Brugge	0,827	0,839	0,997	0,862	0,892	0,975
Diksmuide	0,819	0,796	1,034	0,902	0,844	1,075
Ieper	0,808	0,837	0,972	1,043	0,991	1,056
Kortrijk	0,864	0,914	0,954	0,909	0,939	0,975
Oostende	0,965	0,926	1,053	0,992	0,977	1,031
Roeselare	0,819	0,849	0,969	0,887	0,897	0,999
Tielt	0,876	0,951	0,920	0,797	0,866	0,923
Veurne	0,952	0,972	0,987	0,885	0,905	0,992
Aalst	1,093	1,142	0,960	1,006	1,022	0,988
Dendermonde	0,959	0,961	1,000	0,997	0,969	1,035
Eeklo	0,694	0,684	1,025	0,844	0,818	1,038
Gent	0,867	0,922	0,950	0,833	0,870	0,971
Oudenaarde	0,984	1,044	0,946	0,969	1,027	0,952
Sint-Niklaas	0,872	0,911	0,962	0,891	0,899	0,999
Aat	1,160	1,052	1,116	1,219	1,095	1,119
Charleroi	1,384	1,148	1,206	1,361	1,193	1,150
Bergen	1,448	1,208	1,208	1,374	1,159	1,202
Moeskroen	1,109	0,994	1,132	0,930	0,847	1,113
Zinnik	1,277	1,146	1,116	1,226	1,123	1,096
Thuin	1,212	1,041	1,169	1,221	1,070	1,152
Doornik	1,286	1,155	1,124	1,107	0,967	1,157
Hoei	1,065	1,062	1,009	1,137	1,144	0,998
Luik	1,067	0,993	1,083	1,095	1,074	1,039
Verviers	0,934	0,986	0,949	1,102	1,153	0,961
Borgworm	1,029	1,088	0,947	0,936	0,997	0,948
Hasselt	0,838	0,841	0,994	0,820	0,829	0,994
Maaseik	0,799	0,840	0,949	0,764	0,805	0,949
Tongeren	0,740	0,717	1,034	0,900	0,859	1,050
Aarlen	1,215	1,323	0,911	1,121	1,220	0,918
Bastenaken	1,177	1,204	0,978	1,393	1,443	0,962
Marche-en-Famenne	1,309	1,266	1,037	1,118	1,143	0,994
Neufchâteau	1,214	1,259	0,960	1,165	1,202	0,974
Virton	0,946	1,040	0,916	0,923	1,016	0,916
Dinant	1,289	1,259	1,030	1,212	1,192	1,027
Namen	1,179	1,156	1,029	1,216	1,188	1,037
Philippeville	1,471	1,401	1,047	1,251	1,221	1,019

Tabel A.7.7.3: Relatief sterfterisico (exponent B-waarde) per arrondissement in het brutomodel, in het multivariaat endogeen model (leeftijd, beroepsstatus, huisvestingskwaliteit, huishoudenspositie en onderwijsniveau) en relatieve cumulatieve relatieve hazard per arrondissement gegeven de verdeling van de bevolking naar deze kenmerken, Belgische mannen van 60-64 jaar

Arrondissement	bruto-model	multivariaat endogeen model	multivariaat exogeen model
Antwerpen	0,896	0,954	0,952
Mechelen	0,839	0,861	0,985
Turnhout	0,814	0,824	0,997
Brussel H. G.	1,074	1,038	1,053
Halle-Vilvoorde	0,890	0,995	0,905
Leuven	0,838	0,876	0,971
Nijvel	0,960	1,066	0,908
Brugge	0,919	0,927	1,003
Diksmuide	0,721	0,685	1,073
Ieper	0,956	0,923	1,047
Kortrijk	0,913	0,928	0,993
Oostende	1,000	0,993	1,015
Roeselare	0,791	0,778	1,030
Tielt	0,874	0,889	1,001
Veurne	0,891	0,891	1,017
Aalst	0,960	0,985	0,974
Dendermonde	1,025	0,994	1,037
Eeklo	0,885	0,848	1,049
Gent	0,930	0,949	0,989
Oudenaarde	0,995	1,040	0,961
Sint-Niklaas	0,852	0,856	1,010
Aat	1,230	1,120	1,100
Charleroi	1,254	1,165	1,079
Bergen	1,269	1,117	1,139
Moeskroen	1,144	1,062	1,079
Zinnik	1,179	1,106	1,069
Thuin	1,259	1,179	1,065
Doornik	1,261	1,142	1,106
Hoei	1,199	1,219	0,991
Luik	1,157	1,161	1,005
Verviers	1,024	1,050	0,984
Borgworm	1,006	1,039	0,977
Hasselt	0,909	0,928	0,984
Maaseik	0,797	0,826	0,972
Tongeren	0,952	0,910	1,050
Aarlen	1,086	1,189	0,914
Bastenaken	1,163	1,218	0,951
Marche-en-Famenne	1,025	1,039	0,989
Neufchâteau	1,092	1,157	0,953
Virton	0,944	1,007	0,950
Dinant	1,021	1,004	1,024
Namen	1,295	1,277	1,012
Philippeville	1,194	1,178	1,021

**Annex 7.8: Relatief sterfterisico naar arrondissement,
brutomodel en (endogeen) multivariaat model, Belgische
vrouwen en mannen van 40-59 jaar**

Tabel A.7.8.1: Relatief sterfterisico (exp B) naar arrondissement, gemiddelde waarden voor de Belgische mannen en vrouwen in de leeftijdsgroepen van 40 tot 59 jaar

Arrondissement	Brutomodel		Arrondissement	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
Turnhout	0,707	0,815	Turnhout	0,765	0,886
Maaseik en Tongeren	0,712	0,791	Maaseik en Tongeren	0,780	0,866
Hasselt	0,755	0,906	Hasselt	0,817	0,975
Leuven	0,765	0,874	Leuven	0,830	0,943
Roeselare en Tielt	0,803	0,818	Roeselare en Tielt	0,857	0,859
Kortrijk	0,845	0,858	Diksmuide en Ieper	0,877	0,843
Mechelen	0,859	0,979	Antwerpen	0,884	0,978
Diksmuide en Ieper	0,872	0,853	Mechelen	0,888	1,008
Antwerpen	0,882	0,979	Eeklo en Gent	0,891	0,910
Brugge	0,892	0,912	Kortrijk	0,903	0,900
Eeklo en Gent	0,894	0,926	Brugge	0,910	0,919
Halle-Vilvoorde	0,903	0,906	Dendermonde, Sint-Niklaas en Oudenaarde	0,931	0,960
Dendermonde, Sint-Niklaas en Oudenaarde	0,908	0,950	Oostende en Veurne	0,935	0,884
Nijvel	0,968	0,959	Halle-Vilvoorde	1,003	0,987
Aalst	0,974	0,952	Aalst	1,006	0,989
Oostende en Veurne	0,977	0,922	Verviers	1,011	0,992
Verviers	1,006	0,967	Brussel H.G.	1,014	1,108
Hoei en Borgworm	1,125	1,241	Luik	1,056	1,192
Luik	1,154	1,261	Nijvel	1,075	1,033
Namen	1,179	1,254	Moeskroen en Doornik	1,123	0,875
Moeskroen en Doornik	1,212	0,938	Hoei en Borgworm	1,142	1,262
Thuin	1,225	1,040	Thuin	1,143	0,974
Aat en Zinnik	1,244	1,072	Namen	1,157	1,228
Aarlen, Bastenaken, Neufchâteau en Virton	1,244	1,070	Aat en Zinnik	1,169	1,006
Brussel H.G.	1,276	1,295	Charleroi	1,233	1,140
Marche, Philippeville en Dinant	1,389	1,244	Aarlen, Bastenaken, Neufchâteau en Virton	1,298	1,126
Charleroi	1,402	1,267	Bergen	1,308	1,150
Bergen	1,452	1,288	Marche, Philippeville en Dinant	1,349	1,203

* In het brutomodel zijn de cijfers gestandaardiseerd voor de exacte leeftijd. In het multivariaat model worden volgende kenmerken opgenomen : het onderwijsniveau, de huishoudenspositie, de huisvestingskwaliteit, het inkomenstype en het arrondissement van woonplaats. De resultaten zijn geordend naar de exponent B-waarden van de mannen, zowel in het brutomodel als in het multivariaat model.

Tabel A.7.8.2: Relatief sterfterisico (exp B) naar arrondissement, Belgische mannen en vrouwen van 40-44 jaar

Arrondissement	Brutomodel		Arrondissement	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
Maaseik en Tongeren	0,604	0,791	Maaseik en Tongeren	0,670	0,871
Roeselare en Tielt	0,663	0,770	Antwerpen	0,733	0,891
Turnhout	0,704	0,913	Roeselare en Tielt	0,737	0,843
Leuven	0,721	0,856	Turnhout	0,781	1,008
Hasselt	0,730	0,802	Leuven	0,797	0,928
Antwerpen	0,733	0,915	Hasselt	0,798	0,857
Kortrijk	0,816	0,727	Oostende en Veurne	0,824	0,858
Diksmuide en Ieper	0,828	0,740	Diksmuide en Ieper	0,871	0,754
Mechelen	0,832	0,991	Mechelen	0,879	1,029
Dendermonde, Sint-Niklaas en Oudenaarde	0,855	0,901	Eeklo en Gent	0,889	0,836
Oostende en Veurne	0,870	0,911	Kortrijk	0,895	0,793
Eeklo en Gent	0,885	0,841	Dendermonde, Sint-Niklaas en Oudenaarde	0,903	0,940
Aalst	0,903	0,842	Aalst	0,936	0,900
Halle-Vilvoorde	0,918	0,956	Verviers	0,992	0,990
Brugge	0,987	0,975	Brussel H.G.	0,994	1,044
Verviers	0,996	0,974	Brugge	1,020	0,992
Nijvel	1,022	0,987	Halle-Vilvoorde	1,030	1,059
Thuin	1,196	1,165	Luik	1,084	1,215
Namen	1,238	1,327	Thuin	1,108	1,071
Luik	1,238	1,319	Nijvel	1,130	1,073
Hoei en Borgworm	1,322	1,204	Namen	1,202	1,279
Brussel H.G.	1,325	1,272	Moeskroen en Doornik	1,247	1,021
Aat en Zinnik	1,358	1,233	Aat en Zinnik	1,254	1,151
Moeskroen en Doornik	1,359	1,102	Charleroi	1,297	1,090
Aarlen, Bastenaken, Neufchâteau en Virton	1,393	1,101	Hoei en Borgworm	1,328	1,231
Marche, Philippeville en Dinant	1,516	1,491	Bergen	1,348	1,025
Charleroi	1,536	1,264	Marche, Philippeville en Dinant	1,446	1,416
Bergen	1,554	1,175	Aarlen, Bastenaken, Neufchâteau en Virton	1,476	1,154

Tabel A.7.8.3: Relatief sterfterisico (exp B) naar arrondissement, Belgische mannen en vrouwen van 45-49 jaar

Brutomodel				Multivariaat model			
Arrondissement	Mannen	Vrouwen	Arrondissement	Mannen	Vrouwen		
Hasselt	0,616	0,991	Hasselt	0,681	1,068		
Turnhout	0,618	0,791	Turnhout	0,689	0,869		
Maaseik en Tongeren	0,674	0,822	Maaseik en Tongeren	0,757	0,908		
Mechelen	0,795	1,014	Mechelen	0,829	1,043		
Leuven	0,803	0,852	Leuven	0,871	0,925		
Kortrijk	0,811	0,848	Brugge	0,887	0,966		
Brugge	0,868	0,951	Kortrijk	0,888	0,918		
Roeselare en Tielt	0,870	0,889	Verviers	0,914	1,010		
Dendermonde, Sint-Niklaas en Oudenaarde	0,874	0,931	Dendermonde, Sint-Niklaas en Oudenaarde	0,920	0,967		
Verviers	0,912	0,972	Antwerpen	0,944	0,950		
Aalst	0,920	0,988	Roeselare en Tielt	0,946	0,965		
Antwerpen	0,940	0,962	Aalst	0,965	1,050		
Halle-Vilvoorde	0,943	0,842	Eeklo en Gent	0,968	0,901		
Eeklo en Gent	0,963	0,907	Diksmuide en Ieper	0,982	0,829		
Nijvel	0,973	0,875	Brussel H.G.	0,988	1,109		
Diksmuide en Ieper	0,978	0,811	Oostende en Veurne	1,020	1,050		
Oostende en Veurne	1,089	1,093	Halle-Vilvoorde	1,057	0,909		
Namen	1,140	1,377	Luik	1,077	1,035		
Luik	1,194	1,135	Nijvel	1,086	0,923		
Hoei en Borgworm	1,227	1,239	Namen	1,098	1,326		
Moeskroen en Doornik	1,238	0,786	Moeskroen en Doornik	1,140	0,744		
Aat en Zinnik	1,253	0,876	Aat en Zinnik	1,154	0,808		
Aarlen, Bastenaken, Neufchâteau en Virton	1,270	1,191	Charleroi	1,174	0,984		
Brussel H.G.	1,297	1,356	Hoei en Borgworm	1,236	1,245		
Marche, Philippeville en Dinant	1,357	1,226	Thuin	1,241	1,090		
Thuin	1,358	1,169	Bergen	1,278	1,246		
Charleroi	1,363	1,124	Marche, Philippeville en Dinant	1,311	1,178		
Bergen	1,434	1,419	Aarlen, Bastenaken, Neufchâteau en Virton	1,326	1,254		

Tabel A.7.8.4: Relatief sterfterisico (exp B) naar arrondissement, Belgische mannen en vrouwen van 50-54 jaar

Brutomodel				Multivariaat model			
Arrondissement	Mannen	Vrouwen		Arrondissement	Mannen	Vrouwen	
Turnhout	0,729	0,742		Diksmuide en leper	0,772	1,070	
Leuven	0,765	0,881		Turnhout	0,776	0,801	
Diksmuide en leper	0,777	1,097		Leuven	0,826	0,954	
Maaseik en Tongeren	0,799	0,768		Brugge	0,844	0,805	
Roeselare en Tielt	0,818	0,817		Roeselare en Tielt	0,859	0,838	
Brugge	0,837	0,805		Maaseik en Tongeren	0,867	0,839	
Hasselt	0,837	0,976		Eeklo en Gent	0,885	0,950	
Kortrijk	0,864	0,887		Hasselt	0,890	1,045	
Halle-Vilvoorde	0,873	0,921		Kortrijk	0,910	0,910	
Eeklo en Gent	0,889	0,969		Oostende en Veurne	0,940	0,809	
Mechelen	0,920	0,888		Mechelen	0,950	0,910	
Dendermonde, Sint-Niklaas en Oudenaarde	0,948	1,012		Antwerpen	0,959	1,033	
Antwerpen	0,957	1,020		Dendermonde, Sint-Niklaas en Oudenaarde	0,961	1,007	
Oostende en Veurne	0,973	0,838		Halle-Vilvoorde	0,965	1,009	
Hoei en Borgworm	0,981	1,285		Luik	1,003	1,240	
Nijvel	0,998	0,959		Hoei en Borgworm	1,011	1,309	
Verviers	1,000	0,996		Verviers	1,012	1,025	
Aalst	1,071	1,017		Thuin	1,050	0,919	
Luik	1,083	1,299		Brussel H.G.	1,057	1,156	
Thuin	1,113	0,987		Aalst	1,104	1,042	
Namen	1,150	1,161		Nijvel	1,111	1,032	
Aarlen, Bastenaken, Neufchâteau en Virton	1,164	1,077		Moeskroen en Doornik	1,139	0,744	
Aat en Zinnik	1,214	1,084		Namen	1,144	1,149	
Moeskroen en Doornik	1,227	0,797		Aat en Zinnik	1,146	1,022	
Brussel H.G.	1,305	1,306		Charleroi	1,197	1,336	
Charleroi	1,348	1,467		Aarlen, Bastenaken, Neufchâteau en Virton	1,212	1,137	
Marche, Philippeville en Dinant	1,428	1,147		Bergen	1,344	1,108	
Bergen	1,468	1,221		Marche, Philippeville en Dinant	1,389	1,110	

Tabel A.7.8.5: Relatief sterfterisico (exp B) naar arrondissement, Belgische mannen en vrouwen van 55-59 jaar

Arrondissement	Brutomodel		Arrondissement	Multivariaat model	
	Mannen	Vrouwen		Mannen	Vrouwen
Leuven	0,773	0,908	Turnhout	0,819	0,879
Turnhout	0,785	0,823	Eeklo en Gent	0,826	0,959
Maaseik en Tongeren	0,792	0,782	Leuven	0,827	0,966
Eeklo en Gent	0,844	0,994	Maaseik en Tongeren	0,842	0,847
Hasselt	0,864	0,868	Brugge	0,896	0,925
Halle-Vilvoorde	0,880	0,907	Diksmuide en Ieper	0,898	0,755
Roeselare en Tielt	0,880	0,802	Mechelen	0,899	1,055
Nijvel	0,883	1,021	Roeselare en Tielt	0,900	0,799
Brugge	0,884	0,926	Hasselt	0,920	0,944
Kortrijk	0,893	0,992	Kortrijk	0,921	0,988
Mechelen	0,894	1,029	Antwerpen	0,923	1,045
Antwerpen	0,917	1,025	Dendermonde, Sint-Niklaas en Oudenaarde	0,941	0,928
Diksmuide en Ieper	0,919	0,804	Halle-Vilvoorde	0,962	0,976
Dendermonde, Sint-Niklaas en Oudenaarde	0,960	0,961	Oostende en Veurne	0,968	0,838
Oostende en Veurne	0,986	0,867	Nijvel	0,981	1,115
Hoei en Borgworm	1,005	1,237	Moeskroen en Doornik	0,982	1,037
Aalst	1,012	0,972	Brussel H.G.	1,020	1,125
Moeskroen en Doornik	1,045	1,120	Hoei en Borgworm	1,026	1,267
Luik	1,109	1,299	Aalst	1,028	0,974
Verviers	1,127	0,929	Luik	1,062	1,296
Aat en Zinnik	1,159	1,128	Aat en Zinnik	1,126	1,077
Aarlen, Bastenaken, Neufchâteau en Virton	1,165	0,929	Verviers	1,139	0,946
Brussel H.G.	1,182	1,250	Thuin	1,180	0,837
Namen	1,191	1,165	Namen	1,187	1,166
Thuin	1,244	0,869	Aarlen, Bastenaken, Neufchâteau en Virton	1,196	0,979
Marche, Philippeville en Dinant	1,267	1,143	Marche, Philippeville en Dinant	1,256	1,131
Bergen	1,360	1,352	Bergen	1,266	1,237
Charleroi	1,371	1,235	Charleroi	1,270	1,178

