

**SOCIO-ECONOMISCHE FACTOREN IN DIFFERENTIËLE
STERFTE VAN MANNEN VAN 45-64 JAAR IN BELGIË**

Analyse van de Nationale Databank Mortaliteit

S. Gadeyne en P. Deboosere
sgadeyne@vub.ac.be & patrick.deboosere@vub.ac.be

Steunpunt Demografie,
Vakgroep Sociaal Onderzoek

VRIJE UNIVERSITEIT BRUSSEL

INHOUDSTAFEL

I. Inleiding

II. Literatuuroverzicht

- II.1 Socio-economische sterfteverschillen
- II.2 Socio-economische sterfteverschillen in België

III. Verklaringen voor socio-economische sterfteverschillen

IV. Data, analysemethode en indicatoren

- IV.1 Data
- IV.2 Analysemethode
- IV.3 Indicatoren

V. Onderzoeksresultaten

V.1 Descriptieve analyse

- V.1.1 Bruto sterfteverschillen naar onderwijsniveau
- V.1.2 Bruto sterfteverschillen naar beroepsstatus
- V.1.3 Bruto sterfteverschillen naar inkomenstype
- V.1.4 Bruto sterfteverschillen naar huisvestingskwaliteit
- V.1.5 Bruto sterfteverschillen naar huishoudenspositie
- V.1.6 Conclusie

V.2 Multivariate analyse

- V.2.1 Netto sterfteverschillen naar inkomenstype
- V.2.2 Netto sterfteverschillen naar huisvestingskwaliteit
- V.2.3 Netto sterfteverschillen naar huishoudenspositie
- V.2.4 Netto sterfteverschillen naar onderwijsniveau
- V.2.5 Conclusie

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 chronisch 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, gerealiseerd door het Steunpunt Demografie van de VUB. Voor het eerst kunnen socio-economische sterfteverschillen dus op een robuuste en gedetailleerde manier geanalyseerd worden voor België.

In deze bijdrage, de eerste van een reeks studies gebaseerd op de Nationale Databank Mortaliteit, worden socio-economische verschillen in algemene sterfte (zonder onderscheid naar doodsoorzaak) bestudeerd aan de hand van Cox-regressies, toegepast op de Belgische mannen van 45-49, 50-54, 55-59 en 60-64 jaar.

In een eerste deel wordt een kort literatuuroverzicht gegeven en wordt dieper ingegaan op het (weinig) onderzoek naar differentiële sterfte in België. Na de presentatie van enkele verklarende hypothesen voor de relatie tussen socio-economische klasse en sterfte, volgt een beschrijving van de gegevens, de analysemethode en de indicatoren. De resultaten worden in twee stappen voorgesteld. Eerst worden bruto sterfteverschillen gegeven voor een aantal dimensies van de socio-economische status van de man. In een tweede stap wordt multivariaat nagegaan hoe deze verschillen reageren na statistische controles op een reeks covariaten.

II. LITERATUUROVERZICHT

II.1 SOCIO-ECONOMISCHE STERFTEVERSCHILLEN

Het thema van socio-economische ongelijkheid in sterfte vormt het centraal onderwerp van talrijke studies. In het Westen lijkt differentiële mortaliteit van alle tijden te zijn. Door de eeuwen heen is er sprake van een negatieve relatie tussen sterfte en socio-economische klasse (De Graef 1997).

Na de Tweede Wereldoorlog heerste de algemene opvatting dat de introductie van de welvaartsstaat de sociale ongelijkheid zou opvangen en dat de 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 VSA¹.

De meerderheid van de studies bevestigt, onafhankelijk van tijd en ruimte, een negatieve associatie. Ruimtelijk worden in het Westen de grootste sterfteverschillen waargenomen in de VS, Frankrijk en Italië, de kleinste in 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. De belangrijkste afwijking is dat de Scandinavische landen niet langer gekenmerkt worden 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).

II.2 SOCIO-ECONOMISCHE STERFTEVERSCHILLEN IN BELGIË

Voor België zijn zoals gezegd 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).

Door de beschikbaarheid van geaggregeerde data bestaat wel relatief veel onderzoek naar de 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.

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).

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 een 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 (Schepers, Smet et al. 1985).

Een klein aantal ecologische onderzoeken bestudeert expliciet de relatie tussen socio-economische structuur en mortaliteit op een geaggregeerd niveau. Hooft et al. (Lagasse, Godin et al. 1993) bijvoorbeeld analyseren de associatie tussen de socio-economische context en sterfte in de 30 Leuvense gemeenten in 1989.

Door het gebrek aan data konden de hypothesen doorgaans niet op individueel niveau getoetst worden en beperkten de studies 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 (Schepers, Smet et al. 1985) illustreert in 1983 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. In een latere studie van 1988 concludeert dezelfde auteur dat het beroep van de vader de belangrijkste determinant is van de perinatale sterfte (Peersman en Vuylsteek 1998). Voor de ongeschoolde arbeiders en de handlangers bijvoorbeeld wordt 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. Dit laatste thema vormt het onderwerp van een volgende bijdrage, hier wordt uitsluitend aandacht besteed aan de socio-economische differentiatie en niet aan de regionale ongelijkheid. Vooraleer op de resultaten terug te komen, wordt eerst nog een aantal verklaringen van de socio-economische differentiatie van sterfte beschreven.

III. VERKLARINGEN VOOR SOCIO-ECONOMISCHE STERFTEVERSCHILLEN

In deze sectie wordt een kort overzicht gegeven van de theoretische denkpijlers in verband met socio-economische differentiatie van sterfte.

Verschillende hypothesen worden naar voor geschoven om de relatie tussen sterfte en socio-economische positie te verklaren (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, leeftijd, geslacht, etc.) zou de associatie met andere woorden 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, bijvoorbeeld met betrekking tot de oorzaakspecifieke 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 zich voordoet 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. Recent onderzoek onderstreept op dit vlak het belang van het "*healthy worker effect*" of de selectieve intrede in of uitstoot uit de arbeidsmarkt of bepaalde beroepsgroepen door gezondheidsproblemen (Dahl 1993b). Een typisch voorbeeld is de verschuiving van fysisch zware naar minder zware arbeid ten gevolge van een verzwakte gezondheid. Uit onderzoek is gebleken dat dit selectiemechanisme geen volledige verklaring kan 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 (Scheper, 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 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 multidimensionele stroming impliceert een belangrijke 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 oorzaken (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 analyseresultaten, maar vormen ook de leidraad bij de beschrijving van de gegevens en bij de keuze van de indicatoren.

IV. DATA, ANALYSEMETHODE EN INDICATOREN

IV.1 DATA

De gegevens over de socio-economische kenmerken van het individu zijn afkomstig uit de volkstelling van 1/03/1991. De mortaliteitsdata zijn afgeleid uit het Rijksregister en hebben

betrekking op de vijf jaar na de telling, van 1/03/1991 tot 1/03/1996. De koppeling en controle van beide geanonimiseerde databanken werd gerealiseerd door het Steunpunt Demografie van de VUB in samenwerking met het NIS en werd verricht en op basis van een uniek identificatienummer aanwezig in beide bestanden.

Zoals in alle onderzoek legt de aard van de gegevens verschillende beperkingen op. De data laten bijvoorbeeld niet toe om de veelbelovende benadering van de directe determinanten te volgen of om tijdvariërende covariaten in het model op te nemen. Ook is voorlopig nog geen informatie beschikbaar over contextuele variabelen die sterfte kunnen beïnvloeden (milieufactoren, indicatoren van socio-economische ontwikkeling, van gezondheidsvoorzieningen, etc).

In de toekomst zal uitgemaakt worden of de databank niet verder gekoppeld kan worden aan andere gegevensbronnen. Specifieke enquêtes, zoals bijvoorbeeld de Gezondheidsenquête van 1997 van het Wetenschappelijk Instituut Volksgezondheid Louis Pasteur of andere surveys die peilen naar gedrags- en psychosociale variabelen zouden informatie kunnen leveren over directe determinanten van sterfte. Voor een aantal variabelen, zoals burgerlijke staat of woonplaats, zouden tijdvariërende covariaten opgesteld kunnen worden op basis van het Rijksregister. Contextuele gegevensbronnen tenslotte zouden informatie kunnen geven over macrofactoren en een multilevel analyse toelaten.

Naast deze beperkingen biedt de Nationale Databank Mortaliteit zoals nu opgesteld reeds enorm veel mogelijkheden voor een analyse van differentiële sterfte op individueel vlak. In deze eerste bijdrage wordt een aanloop genomen en exploratief een aantal relaties tussen sterfte en socio-economische variabelen onderzocht. De analyses zijn gebaseerd op heel grote aantallen. Op 1/03/1991 telt de risicopopulatie in totaal 9.978.681 personen², waarvan er 84.760 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 1996³. De analysemethode en de gebruikte indicatoren zijn in de volgende paragrafen omschreven.

IV.2 ANALYSEMETHODE

Aangezien 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 "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, de "tijdsduur" of nog de "levensduur" van elk individu, kan via een regressietechniek nagegaan worden welke factoren (verklarende variabelen of covariaten) belangrijk zijn ten aanzien van het sterftetempo in deze periode. Bij de analyse van tijdsduurdata volstaan traditionele regressietechnieken om twee

² Waaronder 4.875.982 mannen en 5.102.699 vrouwen en in totaal 9.077.826 Belgen.

³ Voor 1991 gaat het om de overlijdensgevallen van 1/03 tot 1/12 en voor 1996 van 1/01 tot 1/03.

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. Een andere reden betreft het opnemen van tijdvariërende covariaten. Om aan deze problemen 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 de verdeling van het risico doorheen de tijd en een geschikte verdeling vinden is niet altijd evident, vooral niet wanneer het om een niet monotoon verloop gaat. Een tweede probleem heeft betrekking op tijdvariërende covariaten die in parametrische modellen moeilijk in te brengen zijn.

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" methode⁴. Het grote voordeel is dat het om een robuust analytisch instrument gaat. Wat de vorm van de verdeling met andere woorden 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:

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

Het model bestaat dus uit het product van een "*baseline*" of gemeenschappelijke risicofunctie $h_0(t)$ en een exponentfactor, waaraan een foutterm toegevoegd is. Voor continue variabelen stelt $\exp(B_k)$ het risico voor bij een toename van één eenheid in de verklarende variabele. Voor categorische indicatoren geeft deze factor het relatief sterfterisico per categorie van de variabele X_k , uitgedrukt ten opzichte van een referentiegroep. Een waarde groter dan één impliceert een groter risico dan in de standaardgroep en een waarde kleiner dan één een lager risico.

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. Kunst (1997) suggereert om volgende klassen te onderscheiden: 0-14 jaar, 15-44 jaar, 45-64 jaar, 65-74 jaar en 75+ jaar.

Mannen van middelbare leeftijd vormen een goed aanknopingspunt voor deze eerste verkennende bijdrage. De analyses worden afzonderlijk verricht voor vier leeftijdsgroepen, 45-49 jaar, 50-54 jaar, 55-59 jaar en 60-64 jaar, om aan de veronderstelling van proportionaliteit naar leeftijd te voldoen. Om een "zuiverder beeld" te verkrijgen, wordt ook een selectie doorgevoerd op nationaliteit en zijn alleen Belgische mannen in de analyse betrokken⁵. De relatieve sterfterisico's zijn telkens uitgedrukt ten opzichte van de sterfte van het totaal aantal Belgische mannen in de vier

⁴ Indien de interesse gericht is op de tijdsverdeling van het bestudeerde fenomeen, en niet zozeer op de determinanten ervan, dient uiteraard gebruik gemaakt te worden van een parametrisch model (Allison 1984).

⁵ Met inbegrip van de genaturaliseerde Belgen op 1/03/1991.

onderscheiden leeftijdsgroepen. De analyses zijn allemaal verricht met behulp van het softwareprogramma "SPSS" en zijn gebaseerd op 256.521 mannen van 45-49 jaar, 247.909 mannen van 50-54 jaar, 257.162 van 55-59 jaar en 247.344 mannen van 60-64 jaar, waarvan er respectievelijk 6.680, 9.687, 16.223 en 25.442 overlijden tijdens de vijfjarige onderzoeksperiode.

IV.3 INDICATOREN

De afhankelijke variabele bestaat uit een statusindicator om aan te geven of het individu al dan niet overleden is tussen 1991 en 1996, gekoppeld aan het exact aantal geleefde tijdseenheden van elke persoon tijdens deze periode. De "levensduur" wordt hier 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 deze overeen met het aantal maanden tussen het begin van de observatieperiode en het ogenblik van overlijden.

De keuze van de onafhankelijke variabelen is ingegeven door de theoretische en empirische bevindingen uit de literatuur en door de beschikbare gegevens in de volkstelling. De meest gebruikelijke indicatoren om socio-economische sterfteverschillen in kaart te brengen zijn het onderwijsniveau (als immateriële dimensie van de socio-economische status) en het beroep of het persoonlijk of huishoudelijk inkomen (als materiële dimensies van de sociale positie).

Over beroep en opleiding is voldoende informatie beschikbaar in de volkstelling, maar voor het inkomen kan alleen een uitspraak gedaan worden over het soort van loon waarover het huishouden beschikt. Om hieraan enigszins tegemoet te komen, wordt in de analyse een aantal proxies opgenomen voor de lange termijn levensstandaard, hoofdzakelijk gericht op de kwaliteit van de woning en op het bezit van een eigen huis. Verder is ook een meer socio-demografische variabele weerhouden, de huishoudenspositie van de man.

Al deze indicatoren zijn ingebracht als categorische variabelen. De enige intervalvariabele is de exacte leeftijd van de man, opgenomen om voor de leeftijdsstructuur van de socio-economische groepen te controleren. Aangezien de gegevens betrekking hebben op de totale bevolking van België, kunnen relatief gedetailleerde categorische indicatoren gebruikt worden (zie annex A.1 voor een bespreking). De implicatie is ook dat geen rekening gehouden moet worden met significantieniveaus, omdat de werkelijke waarden (van de totale populatie) beschikbaar zijn en dus niet met schattingen gewerkt wordt. 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.

De analyse verloopt in twee stappen. In de eerste fase wordt elke covariaat afzonderlijk in één model opgenomen. Op die manier kunnen bruto sterfteverschillen beschreven worden voor de onderscheiden socio-economische indicatoren. In de tweede stap worden een aantal multivariate modellen met verschillende covariaten geschat.

Het dient benadrukt te worden dat dit explorierend onderzoek gebaseerd is op eenvoudige 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 man op latere leeftijd invult. Deze werkwijze zou rekening houden met het feit dat het onderwijsniveau eerst komt en 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 worden ingevoerd, 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) het sterkste of het zwakste effect veroorzaakt.

V. ONDERZOEKSRESULTATEN

V.1 DESCRIPTIEVE ANALYSE

Op basis van Cox-regressies met telkens één variabele (het onderwijsniveau, de beroepsstatus, het inkomenstype, de huisvestingskwaliteit en de huishoudenspositie) kan nagegaan worden hoe de sterfte van elke specifieke categorie zich verhoudt ten opzichte van het risico van de referentiegroep: alle Belgische mannen van respectievelijk 45-49 jaar, 50-54, 55-59 en 60-64 jaar. 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 zoals gezegd op een groter risico dan gemiddeld en een waarde kleiner dan één op een lager risico. Omdat de B-waarden visueel een correctere en eenvoudiger voorstelling geven, zijn de figuren op deze coëfficiënten gebaseerd⁶. Negatieve B-coëfficiënten duiden op een kleiner sterfterisico, positieve op een groter risico.

In annex A.2 wordt de frequentieverdeling van elke socio-economische variabele gegeven en in annex A.3 zijn per indicator tabellen opgesteld met de B- en de exponent B-waarden.

⁶ Een exponent B-waarde van 0,50 bijvoorbeeld duidt op een risico dat twee keer zo laag is dan in de referentiegroep, een waarde van 2,0 impliceert een tweemaal zo hoog risico dan 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, moet daarom gebruik gemaakt worden van de B-coëfficiënten op de figuren en niet van de exponent B-waarden of relatieve risico's.

V.1.1 BRUTO STERFTEVERSCHILLEN NAAR ONDERWIJSNIVEAU

In figuur 1.1⁷ worden de B-waarden van een 13-tal onderwijsgroepen voorgesteld. Het onderwijsniveau biedt als immateriële indicator van de socio-economische status twee specifieke voordelen. Het kan, in tegenstelling tot de beroepsstatus of het inkomensniveau, voor elk individu bepaald worden en het verandert meestal niet meer na de leeftijd van 25 jaar (Elo en Preston 1996).

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 bekleedt dan weer een relatief goede plaats bij de oudere 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 typeren zich door een veel hoger tempo. Mannen zonder diploma hebben een relatief risico van 1,36 tot 1,21⁸ 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 meest en de minst 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.

De sterfteverschillen lijken af te nemen met de leeftijd. Voor de 45-49 jarigen bedraagt de verhouding tussen de risico's van de extreme categorieën, het pedagogisch onderwijs versus de groep

⁷ Alle figuren en tabellen zijn in een afzonderlijk bestand opgenomen (in "*Graphs & tabs.doc*"). Ook annex A.2, A.3 en annex A.4 zijn in dit bestand opgenomen. Annex A.1 bevindt zich op het einde van de hoofdtekst, na de bibliografie.

⁸ De cijfers zijn telkens gegeven voor de jongste (en de oudste leeftijdsgroep, omdat zij bijna altijd de extreemste exponent B-waarde vertonen. Indien dit niet het geval is, dan wordt dit in de tekst nader bepaald.

"niet ingevuld", ongeveer vier, voor de andere leeftijdsgroepen wordt een ratio van plus minus drie genoteerd.

Deze onderzoeksresultaten voor België komen relatief goed overeen met de internationale patronen (Feinstein 1993), onder andere waargenomen in de VS (Elo en Preston 1996, Mare 1990, Menchik 1993 en Sorlie, Backlund et al. 1995) en in Europa (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. Toekomstig onderzoek zou moeten kunnen uitwijzen via welke mechanismen dit effect van opleiding juist verloopt.

V.1.2 BRUTO STERFTEVERSCHILLEN NAAR BEROEPSSTATUS

Een eerste meer materiële 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 1.2 getuigt van een duidelijke tweedeling tussen de actieve mannen met een lager 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. In deze studie hebben zij een relatief risico dat drie tot twee keer zo hoog ligt in vergelijking met de totale bevolking (3,52 tot 2,32).

Ook de mannen die geen beroep of werkloosheidsuitkering hebben, 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 tempo, behalve in de jongste leeftijdsgroep. Hier hebben de gepensioneerden (1,91) een hogere mortaliteit dan de werklozen (1,69). Op oudere leeftijd geldt het omgekeerde en lijkt een overlevings- of brugpensioen (1,28 tot 1,05) veel 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 veel groter risico (1,17 en 1,14). Dit generatieverschil zou toegeschreven kunnen worden aan het feit dat pensionering op jongere leeftijd vaak alleen in specifieke, waarschijnlijk kwetsbare situaties voorkomt.

Over het risicoverhogend effect van werkloosheid bestaan heel wat studies (Martikainen en Valkonen 1996, 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-Hesselink et al. 1992). Dergelijke resultaten dienen echter omzichtig geïnterpreteerd te worden. Het is goed mogelijk dat een aantal mannen wegens gezondheidsproblemen uit de arbeidsmarkt gestoten worden of er geen nieuwe intrede toe vinden (Dahl 1993a, Dahl 1993b,

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 gemiddeld⁹.

Het laagste risico wordt, afhankelijk van de generatiegroep, genoteerd bij de grote zelfstandigen, de hogere leidinggevendenden en de academici (0,51 en 0,68 voor de mannen van respectievelijk 45-49 en 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 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 jongste leeftijdsklassen hebben de toezichhouders en de hooggeschoolde handenarbeiders de tweede laagste sterfte van de actieve bevolking (0,56 en 0,64). Ook bij de mannen van 55-59 jaar heeft deze categorie een relatief laag risico (0,74). De lagere leidinggevendenden en de geschoolde hoofdarbeiders komen in het algemeen op de derde plaats te staan (uitgezonderd voor de groep 55-59 jaar) met exponent B-waarden van 0,62 tot 0,73.

Na deze klassen met de laagste sterfte positioneren zich veelal de geschoolde handenarbeiders (0,67 tot 0,82) en vervolgens de routine hoofdarbeiders (met als kleinste waarde 0,70 voor de 55-59-jarigen en als grootste waarde 0,85 voor de 60-64-jarigen). Routine hoofdarbeid scoort minder goed dan verwacht, tenzij misschien voor de klasse 50-54 jaar. 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 opslorpt die het zware fysische werk wegens gezondheidsproblemen niet meer aankunnen. Om deze hypothese te kunnen verifiëren zijn echter longitudinale gegevens over het beroep vereist.

De kleine zelfstandigen bekleden doorgaans een iets minder goede positie (0,92 voor de 45-49-jarigen tot 0,88 voor de 50-54-jarigen), behalve voor de mannen van 60-64 jaar waar zij de vierde laagste sterfte hebben (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 0,97. De enige uitzondering hierop is de jongste leeftijdsgroep, waar de kleine zelfstandigen een nog hogere mortaliteit hebben. Ten opzichte van de beroepsklasse met de laagste sterfte hebben halfgeschoolde en ongeschoolde 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 klassen kenmerken zich door een hoger risico dan gemiddeld en de actieven 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

⁹ Op oudere leeftijd vervult pensionering eerder deze functie.

intermediaire categorieën vertonen een minder systematisch en consistent beeld. In de toekomst kan nagegaan worden of andere operationaliseringen van de beroepsdimensie tot een fijner beeld leiden.

V.1.3 BRUTO STERFTEVERSCHILLEN NAAR INKOMENSTYPE

Een tweede materiële dimensie van de socio-economische positie is het soort van inkomen. Uit figuur 1.3, waar de sterfteverschillen naar inkomenstype gegeven zijn, 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. Anderzijds kan uit figuur 1.3 een betrekkelijk consistent sterftebeeld naar inkomenstype afgeleid worden, en dit vooral voor de "extreme" inkomensklassen.

Zonder rekening te houden met de categorie "twee deeltijdse inkomens", komt de laagste sterfte voor in de huishoudens die hun loon uitsluitend uit arbeid putten, deze met één 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, moet eerst gecontroleerd 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 klasse omdat zij reeds in veel sterkere mate gepensioneerd zijn en dus een vervangingsinkomen hebben.

Na deze klassen met de laagste mortaliteit tekent zich een intermediaire groep af die een minder consistent of systematisch patroon volgt. 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 in de jongste generaties en door een risico dat nauw bij het gemiddelde aanleunt bij de oudste mannen. Voor de 60-64-jarigen blijkt de restgroep wel een hoger tempo te hebben, terwijl de mannen met één deeltijds inkomen een relatief laag risico vertonen. In deze leeftijdsgroep behoort eerder de klasse "één deeltijds en één vervangingsinkomen" tot de intermediaire groep.

De huishoudens die geheel of gedeeltelijk 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, waarschijnlijk 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 tempo, 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 inkomenstype 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.

V.1.4 BRUTO STERFTEVERSCHILLEN NAAR HUISVESTINGSKWALITEIT

Om tegemoet te komen aan de tekortkoming van de inkomensvariabele, die geen gradaties toelaat naar de omvang van het inkomen, wordt ook 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 1.4 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 "middelmatig 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 het belang van materiële welvaart. Voor de intermediaire groepen middelmatig 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. In de toekomst zal getracht worden om alternatieve comfortindicatoren op te stellen.

Voor het woningbezit duikt in figuur 1.5 ook een consistent 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 (1,15 voor de 50-54-jarigen tot 1,11 voor de oudste mannen) en de restgroep opnieuw door het hoogste risico (1,38 voor de 50-54 jarigen tot 1,52 à 1,53 voor de andere leeftijdsklassen).

De combinatie van beide indicatoren in één huisvestingsvariabele tenslotte leidt in figuur 1.6 eveneens tot een relatief consistent beeld.

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 reeds veel hogere mortaliteit. Doorgaans zijn dit de eigenaars met middelmatig (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 zijn dit eerst de huurders van een woning met groot comfort en pas dan de eigenaars met middelmatig of klein comfort, hoewel ze allen ongeveer hetzelfde relatief risico vertonen (0,75 à 0,76).

Na deze klassen met de laagste sterfte volgt doorgaans de categorie "huisbezit of comfortniveau onbekend" (d.i. een mengelmoes 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.

Tot slot komt de groep met de hoogste mortaliteit: de meerderheid van de huurdersklassen en de restcategorie. Voor de twee oudste leeftijdsklassen wordt identiek hetzelfde patroon vastgesteld. Eerst positioneren zich 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. 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 monotoon toenemende sterfte met een afnemend comfortniveau, vooral onder de eigenaars.

V.1.5 BRUTO STERFTEVERSCHILLEN NAAR HUISHOUDENSPOSITIE

Om te controleren voor een meer sociaal-demografische variabele, wordt het sterftepeil ook uitgesplitst naar de huishoudenspositie. Volgens de internationale literatuur geeft de huishoudenspositie van de man (of de burgerlijke staat) aanleiding tot systematische sterfteverschillen (Wyke en Graeme 1992). Deze patronen worden voor België heel zichtbaar in figuur 1.7.

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 1,35) en de alleenstaanden (1,49 tot 1,16). Het relatief risico van de alleenstaanden is dus 2,8 à 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 veel 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 profileren de ongehuwd samenwonenden zonder kinderen zich als een risicovollere groep (1,10).

In de andere leeftijdsgroepen vertonen de ongehuwd samenwonenden zonder kinderen doorgaans een lichte surmortaliteit, tenzij bij de 50-54-jarige mannen. 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 huwelijk, 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 stel 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, biedt dus nog steeds het meest "gezonde" perspectief. Ongehuwd samenwonenden hebben duidelijk een hoger sterfterisico dan gehuwden.

Toch dient omzichtig omgesprongen te worden met dergelijke conclusies. Er bestaan in het algemeen 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 samenwoonrelatie) 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.

V.1.6 CONCLUSIE

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. Hoe België zich ten aanzien van andere Westerse landen verhoudt, vormt een interessant onderwerp voor toekomstig onderzoek. Of de bruto sterfteverschillen voor de respectieve indicatoren blijven bestaan na controle voor andere factoren, wordt in het volgende deel nagegaan.

V.2 MULTIVARIATE ANALYSE

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 deze bijdrage is geopteerd voor het inkomenstype, de huisvestingsvariabele, de huishoudenspositie en het onderwijsniveau¹⁰.

Per determinant wordt eerst een serie modellen geschat met 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 goed onderkend worden. In annex A.4 zijn, met dezelfde bedoeling, bivariate kruistabellen met relatieve frequenties opgesteld voor de verschillende combinaties van de socio-economische kenmerken.

Vervolgens worden, ook per determinant, de resultaten beschreven van een 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 tweede 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). De regionale sterfteverschillen en de vraag of deze standhouden na controle voor een serie socio-economische variabelen komen in een volgende onderzoeksfase aan bod.

Omdat de differentiatie van de mortaliteit doorgaans groter is in de jongste leeftijdsklasse, worden voorlopig alleen de analyses 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.

Deze volgorde van presentatie is ingegeven door een multivariate correlatieanalyse. Een indicator zoals R^2 , die een idee levert over de proportie verklaarde variantie per variabele, is in de Cox-regressie niet gegeven. In een voorwaartse regressie worden de variabelen doorgaans ingevoerd naargelang het significantieniveau: de meest significante variabele wordt eerst ingevoerd, vervolgens de tweede meest significante, etc. Omdat met de totale bevolking en dus een omvangrijk bestand gewerkt wordt, zijn de coëfficiënten zodanig significant dat dit criterium niet gehanteerd kan worden. Daarom wordt de "belangrijkheid" van de variabelen hier beoordeeld op basis van de partiële correlatiecoëfficiënt. Deze geeft de relatiesterkte weer tussen de betrokken variabele en het

¹⁰ De gecombineerde huisvestingsvariabele wordt verkozen boven de afzonderlijke indicatoren voor het comfortniveau en het huisbezit omdat beide sterk correleren. Het inkomenstype wordt boven de beroepsstatus gesteld omdat de aard en de kwaliteit van de eerste variabele beter geschikt lijkt voor dit onderzoek.

sterfterisico, na controle voor alle andere, in het model opgenomen, covariaten. De aldus bekomen rangorde is niet noodzakelijk gelijk aan deze die verkregen zou worden op basis van het significantie criterium¹¹.

V.2.1 NETTO STERFTEVERSCHILLEN NAAR INKOMENSTYPE

Het inkomenstype kenmerkt zich in het multivariaat model door de grootste partiële correlatie. Dit duidt reeds op het belang van de materiële dimensie van de socio-economische status ten aanzien van de gezondheid en de levensverwachting.

In tabel 2.1 worden eerst de bruto sterfteverschillen naar inkomen (model A.1) gegeven en vervolgens de relatieve risico's na controle voor telkens één dimensie van de socio-economische status, het onderwijsniveau (model A.2), de huishoudenspositie (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.

** Trivariate modellen*

De veranderingen van de relatieve risico's zijn in tabel 2.1 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" sterftetempo en vooral op deze met een heel hoog risico. De correlatie tussen inkomen en sterfte (0,107) daalt het meest na controle voor de huisvestingskwaliteit (0,074) en voor de huishoudenspositie (0,078).

Introductie van het onderwijsniveau leidt maar tot een bescheiden verandering van de partiële correlatie (0,091) en van de exponent B-waarden. Onder de klassen met een lage sterfte wordt slechts voor twee groepen een matige toename van het risico genoteerd: voor deze met twee deeltijdse inkomens en met één voltijds en één deeltijds inkomen, gekenmerkt door een groter aandeel (dan gemiddeld) van de hogere en dus "gezondere" opleidingsniveaus (zie tabel A.4.1.A in annex A.4). De klassen met een sterfteoverschot lijken sterker te reageren op de opleidingsvariabele en vooral de mannen zonder inkomen, geconcentreerd in de onderwijsgroep "niet ingevuld". De inkomensloze klasse telt dus veel mannen die geen tellingformulier invulden en 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 maar toch aanzienlijke dalingen door het relatief overwicht van niet of weinig opgeleide mannen.

De sociaal-demografische variabele sorteert een groter effect. Het verband tussen het inkomenstype en de huishoudenspositie is enigszins voor de hand liggend aangezien beide variabelen

¹¹ Door een steekproef van het totaalbestand (van 10% tot 30%) te selecteren, kan het statistisch programma het significantieprincipe wel toepassen. Uit deze analyses blijkt veelal (hoewel niet altijd) dat eerst de huishoudenspositie, vervolgens het soort van inkomen, de huisvestingskwaliteit en tenslotte het onderwijsniveau ingevoerd worden op basis van de significantie.

in zekere zin controleren voor de huishoudensgrootte¹². De doorgaans 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.4.1.B in annex A.4). Twee uitzonderingen typeren zich wel door een verdere daling van het risico: de groepen met één deeltijds en in mindere mate met één voltijds inkomen, die beide relatief veel alleenstaanden tellen. In de klassen met een surmortaliteit ondergaan de mannen met één vervangingsinkomen de sterkste afname; 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 mannen met één deeltijds en één vervangingsinkomen zien hun mortaliteit verder toenemen door het groter aandeel van de gehuwden zonder inwonende kinderen.

De huisvestingskwaliteit lokt gelijkaardige reacties uit, hoewel de partiële correlatiecoëfficiënt iets sterker daalt. De inkomensklassen met een laag tempo zijn in het algemeen minder gevoelig 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 (tabel A.4.1.C in annex A.4). De groep met één voltijds en één vervangingsinkomen lijkt verder even gevoelig voor de huishoudenspositie als voor de huisvesting. 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.

** Multivariaat model*

Door het gezamenlijk en uniform effect van de verschillende kenmerken ondergaan de meeste inkomensgroepen de grootste wijziging in model A.5 en wordt de partiële correlatie bijna gehalveerd (0,107 tot 0,060). 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 lage tempo van deze mannen zou toegeschreven kunnen worden aan het klein effectief. Anderzijds zijn wel een aantal reële redenen denkbaar, zoals een verminderde stresssituatie, de beschikbaarheid van andere middelen, een specifieke levensstijl, 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 positioneren zich de mannen met één deeltijds inkomen (0,81), gekenmerkt door een daling die resulteert uit de tegenovergestelde effecten van de huishoudenspositie en de twee materiële 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

¹² De inkomensvariabele maakt (onder andere) een onderscheid tussen huishoudens met één, twee of meerdere inkomens. De huishoudenspositie laat toe om alleenstaanden met of zonder kinderen te onderscheiden van inwonende respondenten, van gehuwden of samenwonenden met of zonder kinderen.

geldt voor deze met één vervangingsinkomen (1,70), met één deeltijds en één vervangingsinkomen (1,79) en met twee vervangingsinkomens (1,87).

Door de statistische controles is het verschil tussen de "extreme" inkomensgroepen bijna gehalveerd (van 6,2 naar 3,4). Toch blijft een duidelijk patroon bestaan, dat bovendien weinig afwijkt van het sterftebeeld uit de descriptieve analyse. De economisch actieven kennen nog steeds een lager tempo 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 contextuele factoren.

V.2.2 NETTO STERFTEVERSCHILLEN NAAR HUISVESTINGSKWALITEIT

De huisvestingsvariabele vertoont in het multivariaat model de tweede grootste partiële correlatie. Het sterftetempo van de 45-49 jarige Belgische mannen lijkt in dit onderzoek dus iets meer geassocieerd te zijn met de materiële dimensies van de socio-economische status dan met de niet-materiële aspecten, vooral het onderwijsniveau (cf. infra). In tabel 2.2 worden, net als voor de inkomensvariabele, eerst de bruto en vervolgens de netto sterfteverschillen voorgesteld.

** Trivariate modellen*

De algemene lijnen in tabel 2.2 zijn in het algemeen vergelijkbaar met deze in tabel 2.1. De sterfteverschillen worden opnieuw samengedrukt na introductie van andere socio-economische kenmerken, die vooral inwerken op de klassen met een extreem risico en vooral op deze met een heel hoog tempo. De meerderheid van de groepen lijkt feller te reageren op het inkomenstype, hoewel bepaalde intermediaire groepen gevoeliger zijn voor de huishoudenspositie. De relatie tussen huisvestingskwaliteit en sterfte (0,093) neemt het sterkst af na controle voor de huishoudenspositie en het soort van inkomen (0,060). Het onderwijsniveau (0,077) oefent net zoals in de vorige serie modellen een veel kleiner effect uit.

Zo ondergaan de huisvestingsklassen met een laag risico maar een matige stijging in model B.2, behalve de eigenaars van een woning met klein comfort die nauwelijks reageren. Bij de huisbezitters is de toename geassocieerd met het groter aandeel van de drie hoogste onderwijsniveaus, terwijl voor de huurders een minder duidelijk concentratiepatroon geldt (tabel A.4.2.A in annex A.4). De klassen met een surmortaliteit vertonen ook maar een bescheiden verandering, tenzij de restgroep die zijn risico drastisch ziet dalen. Het gaat hier in zekere zin opnieuw om een specifieke situatie: een groot deel van de restcategorie behoort tot de onderwijsklasse "niet ingevuld", net zoals de mannen zonder inkomen in de vorige serie modellen. Verder kennen de huurders met middelmatig comfort geen afname, maar een lichte toename, terwijl deze met klein comfort niet reageren op het onderwijsniveau.

Onder invloed van de huishoudenspositie stijgt het risico van de hoogste comfortklassen aanzienlijker en op een meer monotone manier, vermoedelijk door het overwicht van de gehuwden met inwonende kinderen (tabel A.4.2.B in annex A.4). Voor de eigenaars met middelmatig of klein

comfort is deze concentratie minder uitgesproken zodat de verandering beperkter is. De huurders van een woning met groot comfort tellen proportioneel ook meer alleenstaanden waardoor de stijging nog kleiner is. In de klassen met een sterfteoverschot worden aanzienlijke dalingen genoteerd, behalve in de groep "comfort of huisbezit onbekend", gekenmerkt door een bescheiden toename. Introductie van de huishoudenspositie vermindert dus vooral het risico van de huurders, die meer alleenstaand zijn dan gemiddeld. De twee groepen zonder klein comfort wonen dan weer meer bij hun ouders in.

In model B.4 worden gelijkaardige maar nog meer uitgesproken trends waargenomen. De klassen met een lage sterfte ondergaan een iets hogere toename (behalve de eigenaars met klein comfort) door het uitgesproken overwicht van de betere inkomensklassen (tabel A.4.2.C in annex A.4). Ook de meerderheid van de groepen met een surmortaliteit zijn gevoeliger voor het inkomenstype. Bij de huurders zonder klein comfort hangt de drastische daling samen met het relatief groot aandeel van de economisch inactieve mannen. De restcategorie telt dan weer veel mannen zonder inkomen (cf. supra), zoals gezegd een heel kwetsbare groep. Verder lijkt inkomen de enige variabele te zijn waarop de huurders met klein comfort en de categorie "comfortniveau of huisbezit onbekend" reageren, terwijl de overige groepen gevoeliger zijn voor de huishoudenspositie.

** Multivariaat model*

Door het samenspel van de covariaten die meestal in dezelfde richting werken, daalt de partiële correlatie aanzienlijk (0,093 tot 0,039) en worden in model B.5 de sterkste wijzigingen genoteerd. Voor slechts één klasse geldt dit niet, de mannen waarvan het comfortniveau of het huisbezit niet gekend is. Dit viel enigszins te verwachten, aangezien zij een soort van intermediaire groep vormen.

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 positioneren zich 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.

Het verschil tussen de huisvestingsklasse met het laagste en deze met het hoogste risico daalt van 3,8 tot 1,9. Er blijft dus een differentiatie van bijna factor twee bestaan tussen deze extreme categorieën. Het belang van een zekere graad van materiële welvaart ter bevordering van de gezondheid lijkt hiermee wel bevestigd; samen met het soort van inkomen vormt de kwaliteit van de woning een significante variabele.

V.2.3 NETTO STERFTEVERSCHILLEN NAAR HUISHOUDENSPOSITIE

Naast deze materiële dimensies blijkt ook de huishoudenspositie een belangrijke covariaat te zijn. De partiële correlatie tussen sterfte en huishoudenspositie bedraagt in het multivariaat model 0,038, bijna even veel dan de associatie tussen sterfte en huisvestingskwaliteit (0,039). Dit duidt op het belang van een zekere mate van "sociaal welzijn" of althans van het sociaal netwerk dat een huwelijk of een samenwonenrelatie kan bieden. In tabel 2.3 worden de analysesresultaten volgens het gebruikelijke stramien voorgesteld.

** Trivariate modellen*

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 tempo. De correlatie tussen huishoudenspositie en sterfte (0,090) daalt het meest na controle voor de huisvestingskwaliteit (0,052) en voor het inkomenstype (0,056). Het onderwijsniveau leidt tot een veel lichtere afname (0,080).

De onderwijsvariabele oefent dus wederom maar een bescheiden effect uit op de differentiële mortaliteit. De positie met het kleinste risico, gehuwd met inwonende kinderen, kent in model C.2 een matige toename door de grotere proportie mannen met hogere studies (tabel A.4.3.A in annex A.4). De éénoudergezinnen verliezen op dezelfde manier hun voordeel en vertonen nu een licht sterfteoverschot, terwijl de overige twee posities nauwelijks reageren. De klassen met een surmortaliteit kennen een matige tot kleine afname. Alleen de restgroep ondergaat een sterke daling door het relatief overwicht van mannen zonder diploma en van de onderwijsklasse "niet ingevuld". De restcategorie van de socio-demografische variabele bestaat klaarblijkelijk voor een stuk uit mannen die geen tellingformulier invulden.

Controle voor de huisvestingskwaliteit brengt grotere veranderingen mee, behalve voor de éénoudergezinnen die een iets kleinere stijging vertonen. Bij de gehuwden met kinderen hangt de toename samen met het relatief groot aandeel van de eigenaars met groot comfort, terwijl bij de getrouwde mannen zonder inwonende kinderen minder duidelijk sprake is van een bepaald concentratiepatroon (tabel A.4.3.B in annex A.4). De huisvestingsklassen met een surmortaliteit reageren doorgaans het sterkst in model C.3. Zo ondergaan de restgroep en de alleenstaanden een drastische vermindering door het overwicht van mannen uit de restgroep van de huisvestingsvariabele en van de eigenaars of huurders zonder klein comfort. De andere groepen kennen een matiger daling. Samenwonenden zonder kinderen zijn geconcentreerd in de hogere huurdersklassen en kennen duidelijk een lager huisbezit¹³. Mannen die samenwonen met een kerngezin zien hun risico verder stijgen.

Het inkomenstype lokt bij de gehuwden gelijkaardige reacties uit. Zij kennen een aanzienlijke toename en behoren proportioneel meer tot de "gezonde" inkomensklassen (tabel A.4.3.C in annex A.4). De monoparentale gezinnen zijn merkkelijk gevoeliger voor de inkomensdimensie, waarschijnlijk door de sterke concentratie in de klasse "één voltijds inkomen". Verder is inkomen ook de enige dimensie waarop de samenwonenden met inwonende kinderen matig reageren door het relatief overwicht van de klassen met twee voltijdse inkomens en met één voltijds en één

¹³ Vermoedelijk duidt dit op het nog tijdelijke karakter van het ongehuwd samenwonen (zonder kinderen) in België.

vervangingsinkomen. De posities met een sterfteoverschot lijken minder gevoelig voor het soort van inkomen, tenzij de mannen die bij hun ouders inwonen. Zij halen in model C.4 het grootste deel van hun achterstand in en zijn sterker vertegenwoordigd in de klasse met twee vervangingsinkomens. Dit is voor een stuk logisch aangezien ze bij hun bejaarde ouders inwonen. De alleenstaanden en de restgroep zien hun risico matig inkrimpen door de concentratie in de groep zonder inkomen en met één vervangingsinkomen.

** Multivariaat model*

Na multiële controle lijken de verschillen naar huishoudenspositie aanzienlijk verminderd, dit vooral onder invloed van de materiële dimensies van de socio-economische status. De partiële correlatie daalt in model C.5 van 0,090 tot 0,038.

De getrouwde en de samenwonende mannen gaan in zeker opzicht dichter bij elkaar aanleunen. De gehuwden met of zonder kinderen (0,71 en 0,82) ondergaan een aanzienlijke toename, maar blijven de koplopers op gebied van de laagste sterfte. 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 positioneren zich 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 grootste afname de meest kwetsbare categorieën.

Het sterfteverschil tussen de "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. Het effect van een huwelijk of een samenwoonrelatie verloopt dus voor een stuk via de hogere socio-economische status, maar voor een deel ook weer niet. Vermoedelijk gaat het dan om gezondheidsbevorderende effecten van het huwelijk op psychosociaal, gedragsmatig en contextueel vlak, factoren waarvoor hier geen informatie beschikbaar is.

V.2.4 NETTO STERFTEVERSCHILLEN NAAR ONDERWIJSNIVEAU

Het onderwijsniveau vertoont de kleinste associatie met het sterftetempo. Toch levert deze variabele nog 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 2.4 gegeven.

** Trivariate modellen*

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. De correlatie tussen onderwijsniveau en sterfte (0,060) daalt even sterk na introductie van het soort van inkomen en van de huisvesting (0,027), maar veel minder na controle voor de huishoudenspositie (0,042).

De huishoudenspositie oefent inderdaad maar een bescheiden effect uit op de exponent B-waarden. De onderwijsniveaus met een lage sterfte ondergaan een matige tot kleine stijging door het relatief overwicht van de gehuwden met inwonende kinderen (tabel A.4.4.A in annex A.4). De meest opgeleiden tellen in vergelijking met het hoger technische wel meer alleenstaanden waardoor de toename beperkter is. Bij de groepen met een klein sterfteoverschot wordt in model D.2 een minieme stijging genoteerd en in de klassen met een aanzienlijke surmortaliteit een matige afname. Voor één uitzondering, de groep "niet ingevuld", treedt een spectaculaire vermindering in door het groot aandeel van de meest "ongezonde" posities, alleenstaand en behorend tot de restgroep (cf. supra).

De kwaliteit van de huisvesting leidt tot grotere en consistentere wijzigingen. Voor de groepen met de laagste sterfte is de stijging toe te schrijven aan de relatieve oververtegenwoordiging van de eigenaars en de huurders met groot comfort (tabel A.4.4.B in annex A.4). De klassen met een licht sterfteoverschot reageren nauwelijks, tenzij het lager beroepsonderwijs dat in model D.3 toch een aanzienlijke toename kent. Bij de onderwijsniveaus met een belangrijke surmortaliteit staat de afname min of meer in verhouding tot het initieel risico. De specifieke groep "niet ingevuld" ondergaat een drastische daling door het overwicht van de restgroep. De overige categorieën kennen een kleinere maar toch aanzienlijke afname gezien de relatief slechte behuizing.

Het inkomenstype lijkt bij de drie hoogste onderwijsniveaus een lichter effect te hebben. Het hoger technisch onderwijs ondergaat een even grote verandering, terwijl de intermediaire posities gevoeliger zijn voor de inkomensvariabele. Dit geldt ook voor de klasse "niet ingevuld", die in model D.4 een nog drastischer vermindering ondergaat door het overwicht van de mannen zonder inkomen (tabel A.4.4.C in annex A.4). Ook de mannen met een onbekend diploma reageren sterker en zien hun sterfteoverschot quasi volledig verdwijnen door de concentratie in de inkomensklassen die op sociale uitkeringen moeten terugvallen. De groep zonder diploma of met een diploma van lager onderwijs tenslotte lijkt gevoeliger te zijn voor de huisvestingsvariabele, maar kent niettemin een aanzienlijke daling.

** Multivariaat model*

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. De partiële correlatie tussen opleiding en mortaliteit vermindert met meer dan drie vierde (0,059 tot 0,013).

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 profileren zich 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 zich kenmerken 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).

Het verschil 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. Blijkbaar zijn nog andere factoren verantwoordelijk voor de associatie tussen onderwijsniveau en sterfte. Vermoedelijk zijn deze op gedragsmatig vlak gesitueerd en hebben ze met een differentiële levensstijl te maken. Een verschillend onderwijsniveau impliceert natuurlijk ook andere structurele of contextuele kenmerken voor het individu.

V.2.5 CONCLUSIE

De analyse is eerst en vooral 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 respectievelijke 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), zou andere waarden genereren voor de effectparameters.

Gegeven deze "welbepaalde" modelspecificatie is het besluit dat het sterfterisico in deze studie meer geassocieerd lijkt met de materiële dimensies van de socio-economische status dan met de immateriële facetten, en dan vooral het onderwijsniveau. De inkomensvariabele kenmerkt zich door de hoogste correlatiecoëfficiënt; vervolgens komt de huisvestingskwaliteit en daar vlak na de huishoudenspositie. Opleiding komt hier naar voor als de minst belangrijke variabele. In de modellen geschat op basis van een aantal steekproeven blijkt ook dat het onderwijsniveau doorgaans de minst significante variabele is. Dit kan eventueel toegeschreven worden aan het feit dat het onderwijsniveau minder in directe relatie staat met de huidige levenssituatie en –stijl dan inkomen, huisvesting of huishoudenspositie, kenmerken die de man actueel bekleedt. De opleidingsgraad werd voor deze mannen van 45-49 jaar toch een aantal jaar geleden behaald. Het onderwijseffect wordt als het ware verdund door de andere, meer materiële effecten die later in de levenscyclus tot ontwikkeling komen. Er dient ook opgemerkt te worden dat het onderwijsniveau een indirecte invloed op sterfte uitoefent, een kanaal waarmee hier geen rekening gehouden wordt. Niet alleen via inkomen, huisvesting of huishoudenspositie, maar ook via andere mechanismen, zoals gedragsvariabelen en contextuele factoren, heeft onderwijs een effect op de gezondheid en de levensverwachting.

Het belang van deze laatste mechanismen kan hier niet uitgemaakt worden door het gebrek aan informatie. Er kan met andere woorden niet nagegaan worden of differentiële sterfte eerder voortvloeit uit gedragsmatige of uit contextuele mechanismen. De culturele stelling kan niet tegen de structurele hypothese afgewogen worden.

Doorgaans houden de sterfteverschillen van elke indicator goed stand in de onderscheiden modellen en blijven ook de sterftepatronen uit de descriptieve analyse betrekkelijk stabiel, tenzij voor een aantal specifieke groepen. 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. Deze trend is niet zo verwonderlijk, aangezien het voor een stuk om mannen gaat die geen tellingformulier invulden, herhaaldelijk omschreven als een heel kwetsbare groep.

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 "multipole toestand van deprivatie" op verschillende dimensies van de socio-economische positie.

De algemene tendensen waargenomen in de internationale literatuur voor Europa en de VSA worden hier bevestigd voor de mannen van middelbare leeftijd met de Belgische nationaliteit. Hoe de differentiële sterfte zich verhoudt in andere bevolkingsgroepen, d.i. in andere leeftijds- en nationaliteitsgroepen en bij de vrouwen - zal in toekomstig onderzoek uitgemaakt worden. Voor de mannen van 45-49 jaar resteren nog tal van onderzoeksthema's zoals de invloed van de interacties tussen de verschillende variabelen en van regio van verblijf, het effect van nationaliteit en van alternatieve indicatoren voor inkomen, levensstandaard, afzonderlijke analyses per doodsoorzaak, etc.

BIBLIOGRAFIE

Allison, P. D. (1984), *Event History Analysis. regression for longitudinal event data*, Newbury Park London New Delhi, Sage Publications, 87 p.

Barbieri, M. en L. Toulemon (1997), "Infant and child mortality differentials in France; the end of social inequalities", *PAAPaper* on Internet.

Blane, D., I. White, et al. (1996), "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.

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, et al. (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.

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.

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, et al. (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.

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

Hesselink, D. J., J. P. Mackenbach, et al. (1990), "Sociaal-economische gezondheidsverschillen in Nederland", *Bijblijven*, 6/1990(5), pp. 37-48.

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

Kaprio, J., S. Sarna, et al. (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, et al. (1988), "Voedselkeuze, leefwijze en sterfte in relatie tot opleiding", *Tijdschrift voor Sociale Gezondheidszorg*, 66, pp. 345-348.

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

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.

Lagasse, R., I. Godin, et al. (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. Kerkhofs en F. Louckx, Brussels, VUBPRESS, pp. 75-90.

Lagasse, R., P. C. Humblet, et al. (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, et al. (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.

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

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.

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, et al. (1998), *België ruimtelijk doorgelicht. Een Censusatlas opgesteld in opdracht van DWTC*, Brussel, Gemeentekrediet, 144 p.

Moens, G. F. G., R. Lagasse, et al. (1986), "Vermijdbare sterfte: een evaluatie-instrument van de gezondheidszorg in België?", *Tijdschrift voor geneeskunde*, 42(13), pp. 921-931.

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.

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, et al. (1993), "The increasing disparity in mortality between socio-economic 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.

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, et al. (1985), "Sociale ongelijkheid inzake ziekte, dood en gezondheidszorg", *Welzijnsgids*, Afl. 23, Sch. 1 - Sch. 21.

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

Stronks, K., D. Van De Mheen, et al. (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, Brussels, 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, et al. (1990), *Socio-economic mortality differences in Finland 1971-85*, Helsinki, Central Statistical Office of Finland, Studies nr. 176, pp. 103.

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, et al. (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.

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", *Population et Famille*, 44(1978-2), pp. 19-48.

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, et al. (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 A.1: OPGENOMEN COVARIATEN

Het onderwijsniveau benadrukt eerder de immateriële dimensie van de socio-economische status, zoals kennis bijvoorbeeld. In dit onderzoek is de onderwijsvariabele gebaseerd op 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 onderwijsvariabele niet heeft ingevuld en de groep die het volkstellingformulier niet heeft ingevuld.

De beroepsstatus van het individu verwijst naar de materiële dimensie van de socio-economische positie. In de volkstelling wordt het beroep van de man gerangschikt volgens de beroepsclassificatie van het NIS. Om een aantal in zekere zin homogene klassen te verkrijgen wordt hierop een groepering toegepast en worden uiteindelijk zeven groepen weerhouden (de grote zelfstandigen, hogere leidinggevenden en academici, de toezichthouders en de hooggeschoolde handarbeiders, de kleine zelfstandigen, de lagere leidinggevenden en geschoolde hoofdarbeiders, de routine hoofdarbeiders, de geschoolde handarbeiders, 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, waarvoor geen informatie beschikbaar is over het soort van beroep, en tenslotte een klasse "geen beroep" voor mannen die geen beroep uitoefenen en evenmin een werkloosheidsuitkering krijgen.

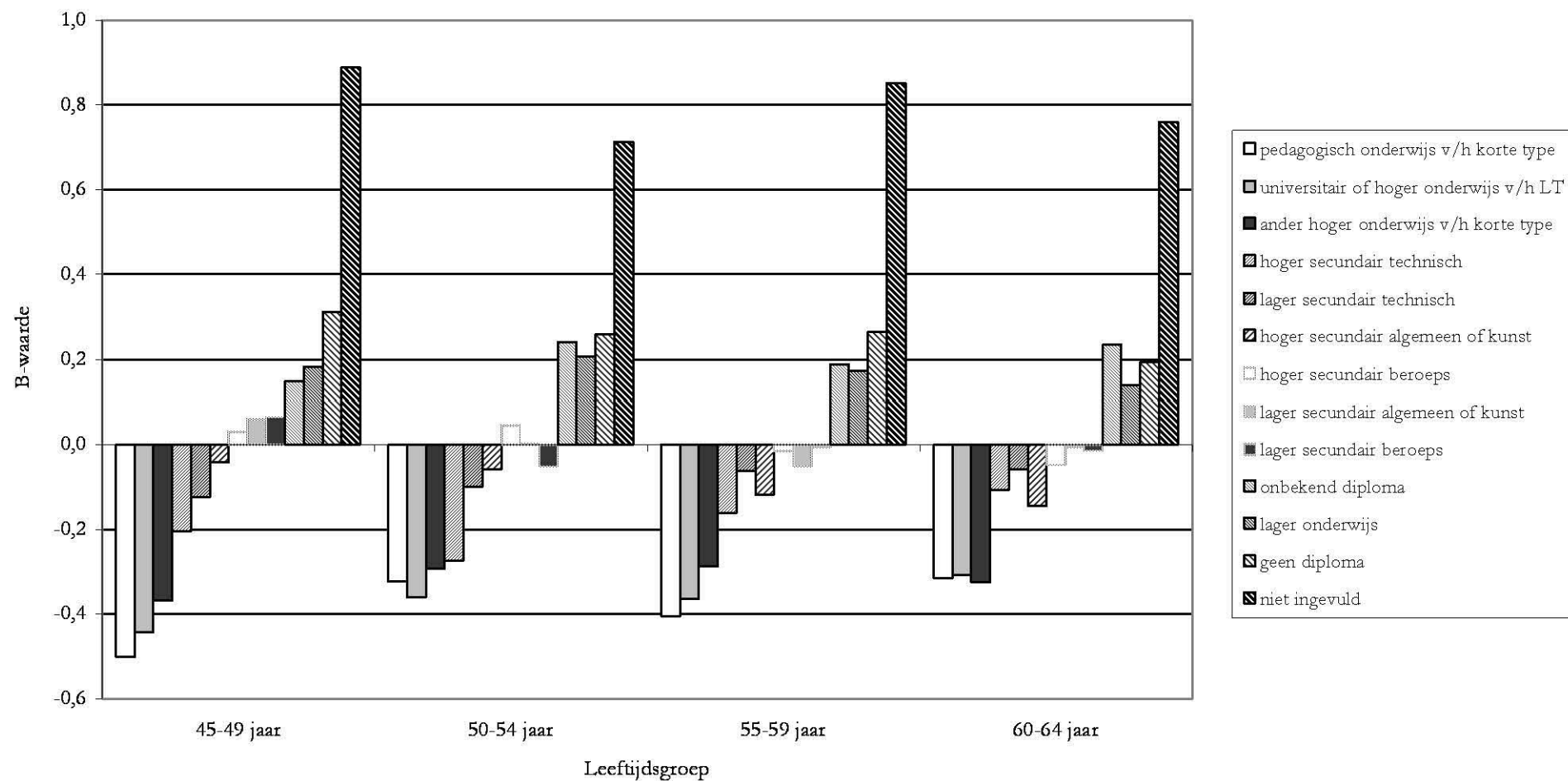
Het inkomen is door gebrek aan cijfermateriaal geoperationaliseerd als het soort van inkomen(s) waarover het huishouden beschikt. Deze variabele biedt als nadeel dat ze geen gradatie toelaat naar de reële omvang van het inkomen. Er kan globaal wel een zekere rangorde onderkend worden met bovenaan de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

Om de langere termijn levensstandaard op te meten, wordt gebruik gemaakt van huisbezit (of men eigenaar dan wel huurder is) en van het comfortniveau. De eerste variabele telt vier groepen: eigen huis, huurhuis, huisbezit onbekend en een restgroep. De laatste categorie 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.

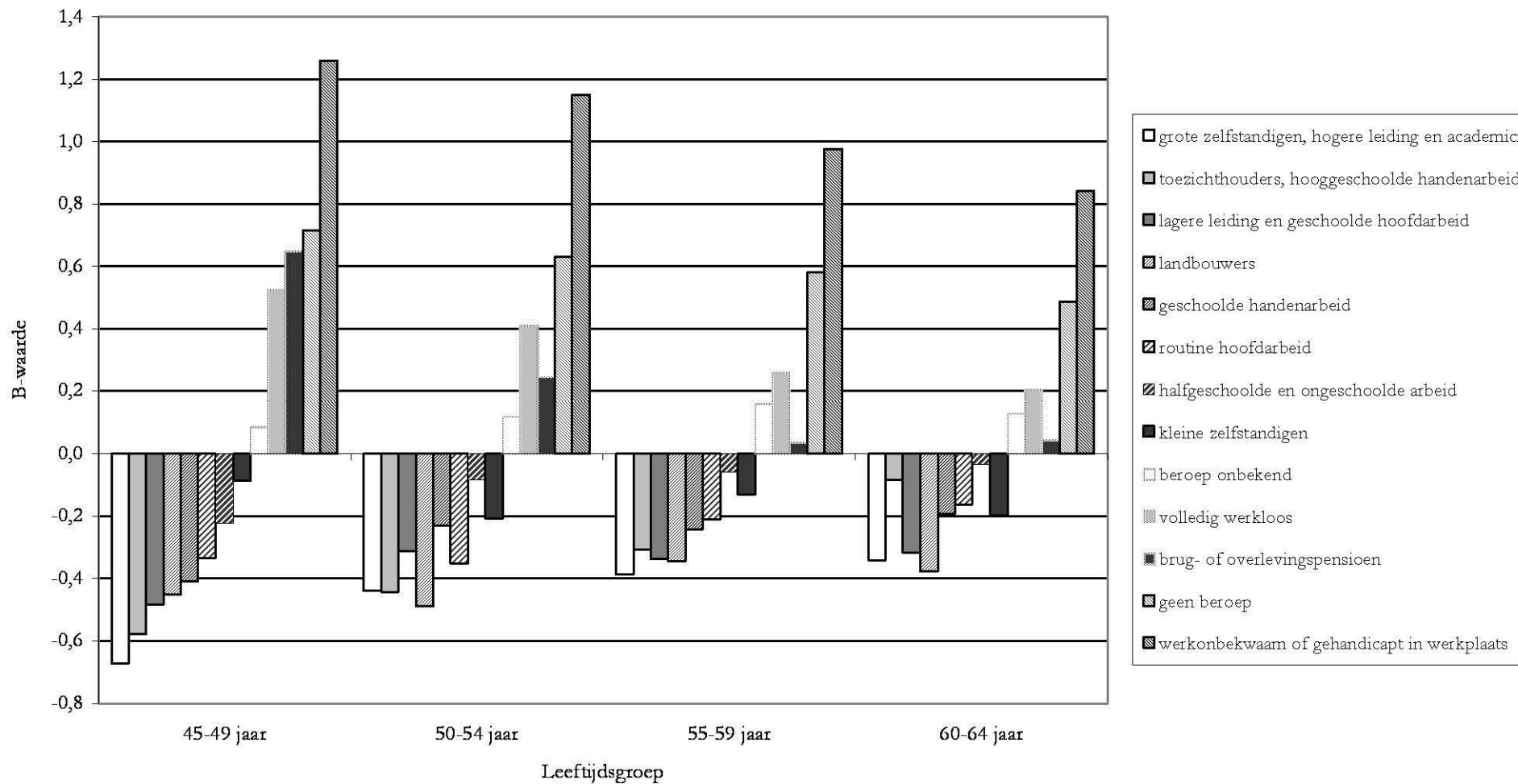
De comfortindicator bestaat uit zes klassen en is opgesteld rond de notie van “klein comfort”. Om tot de categorie “klein comfort” te behoren dienen drie voorwaarden voldaan te zijn: over stromend water beschikken, over een WC met waterspoeling en een badkamer of stortbad. Zodra één van deze voorwaarden 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.

De huishoudenspositie 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).

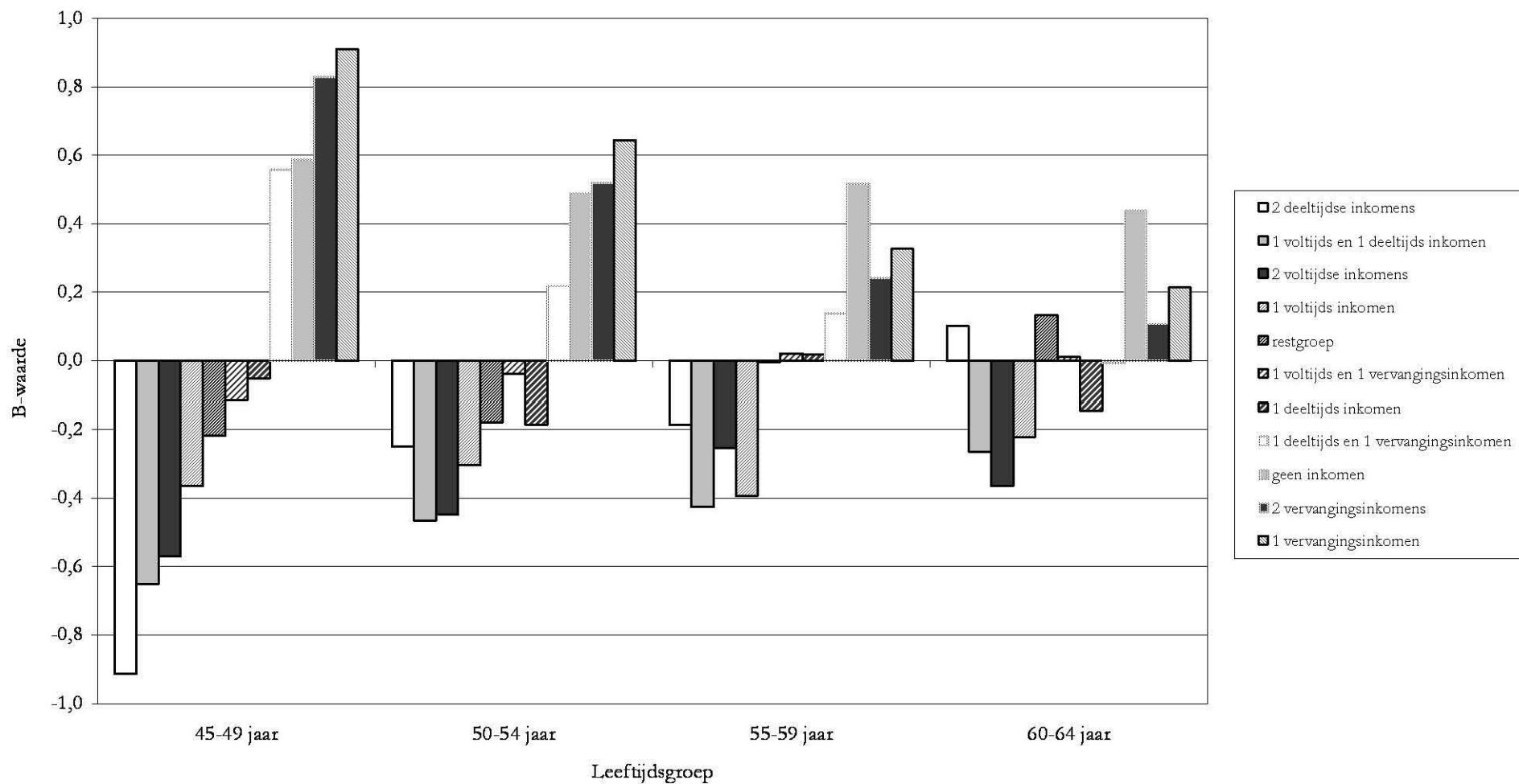
Figuur 1.1: B-coëfficiënten naar onderwijsniveau per leeftijdsgroep, Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar



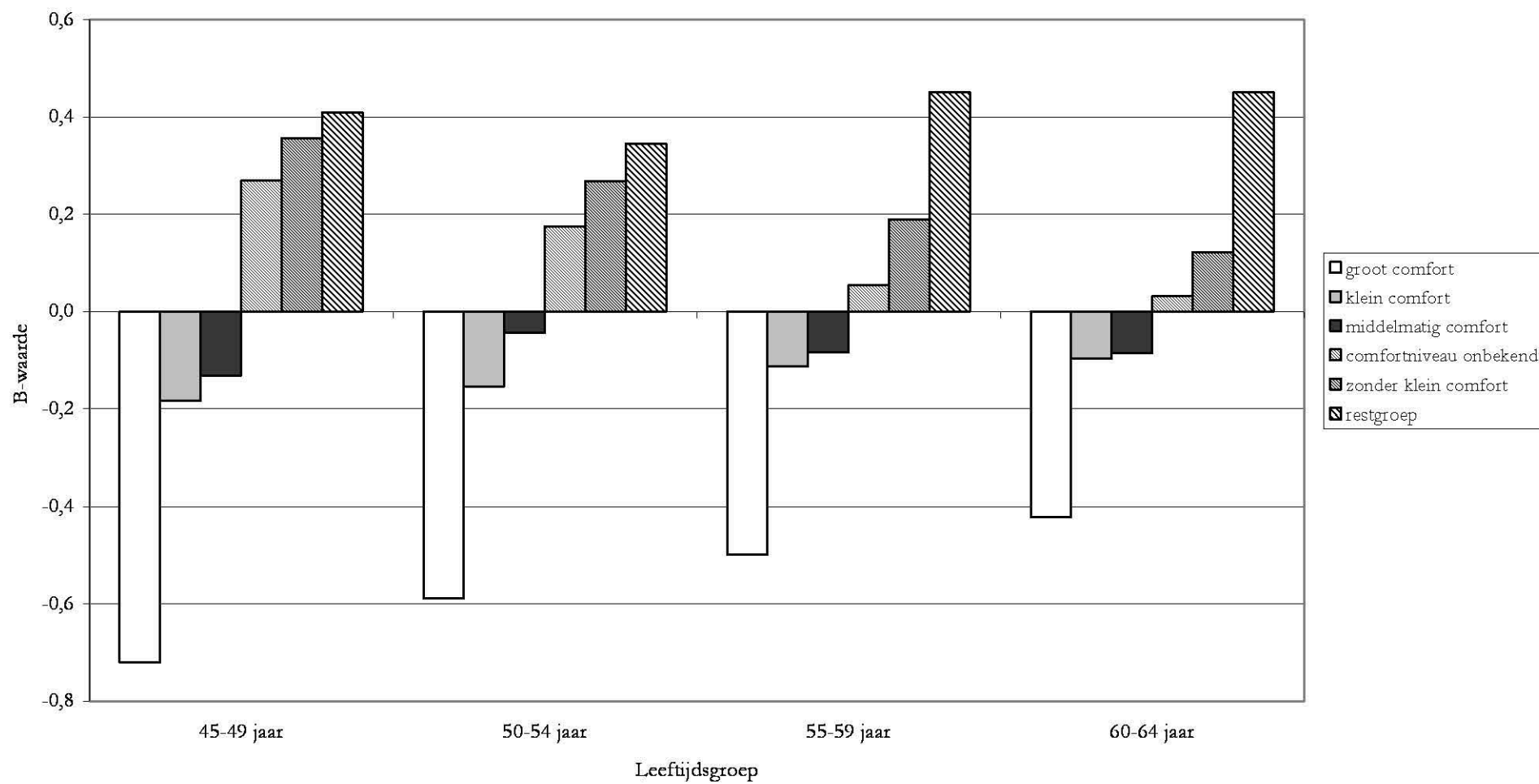
Figuur 1.2: B-coëfficiënten naar beroepsstatus per leeftijdsgroep, Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar



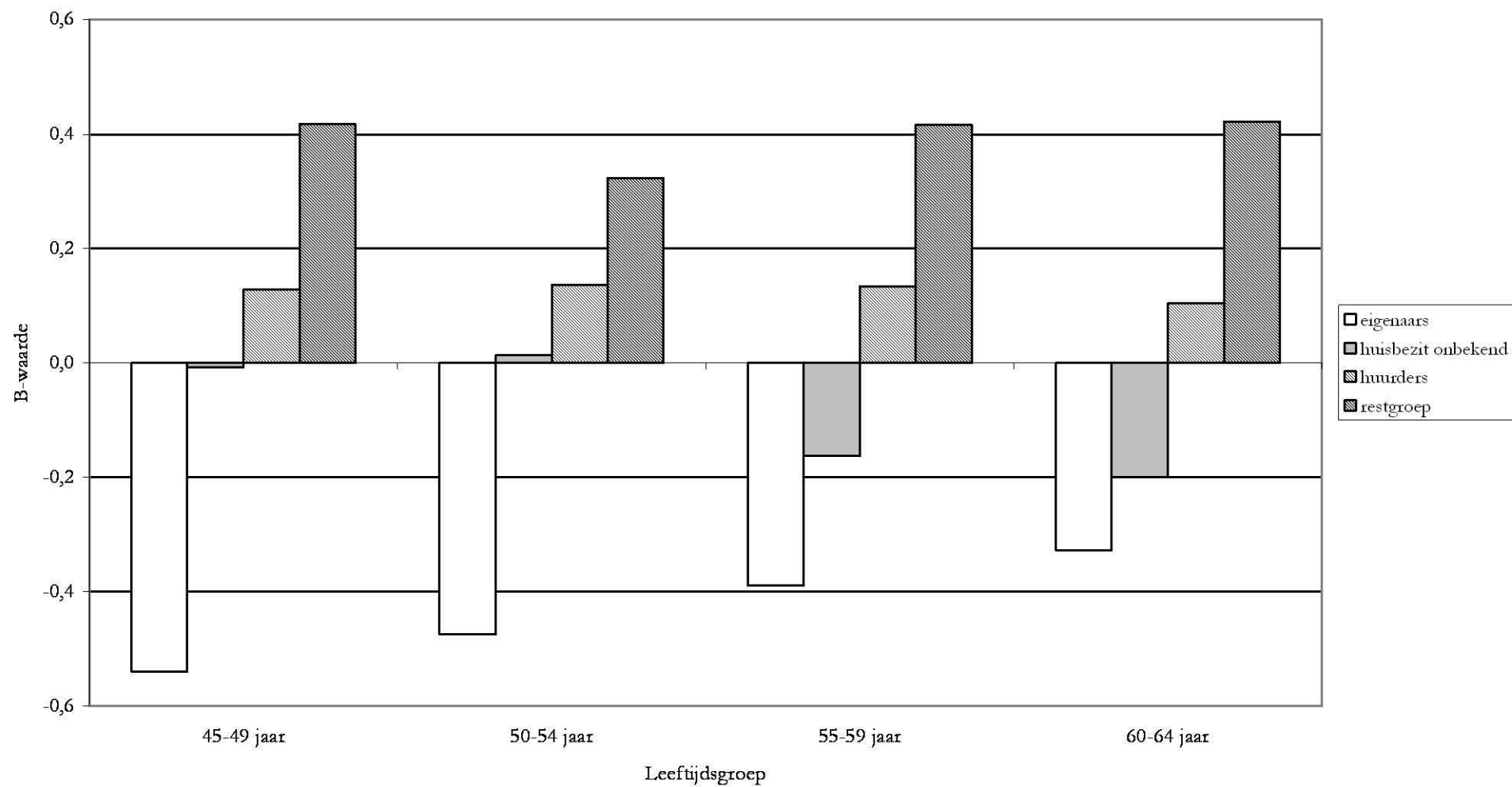
Figuur 1.3: B-coëfficiënten naar inkomenstype per leeftijdsgroep, Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar



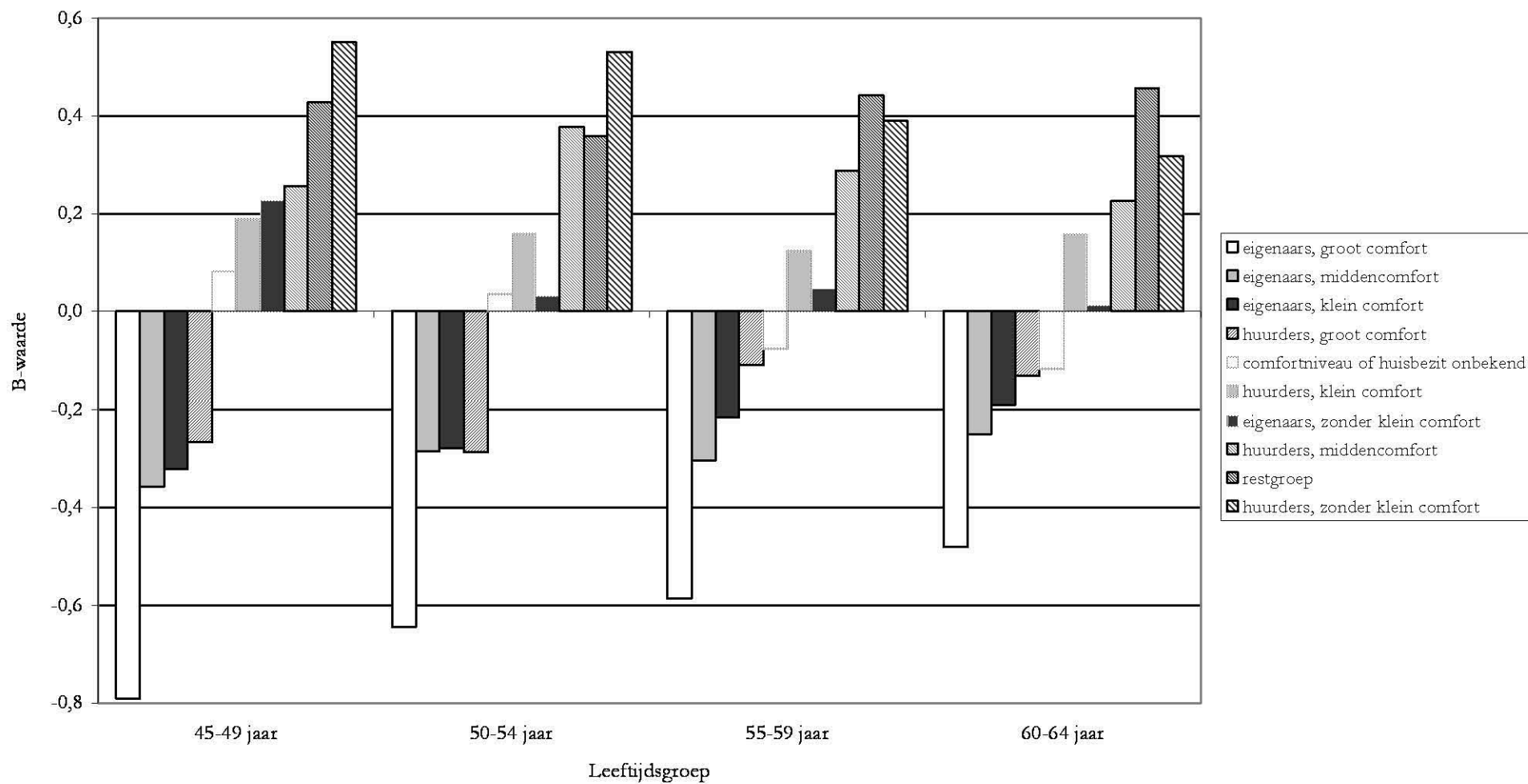
Figuur 1.4: B-coëfficiënten naar comfortniveau per leeftijdsgroep, Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar



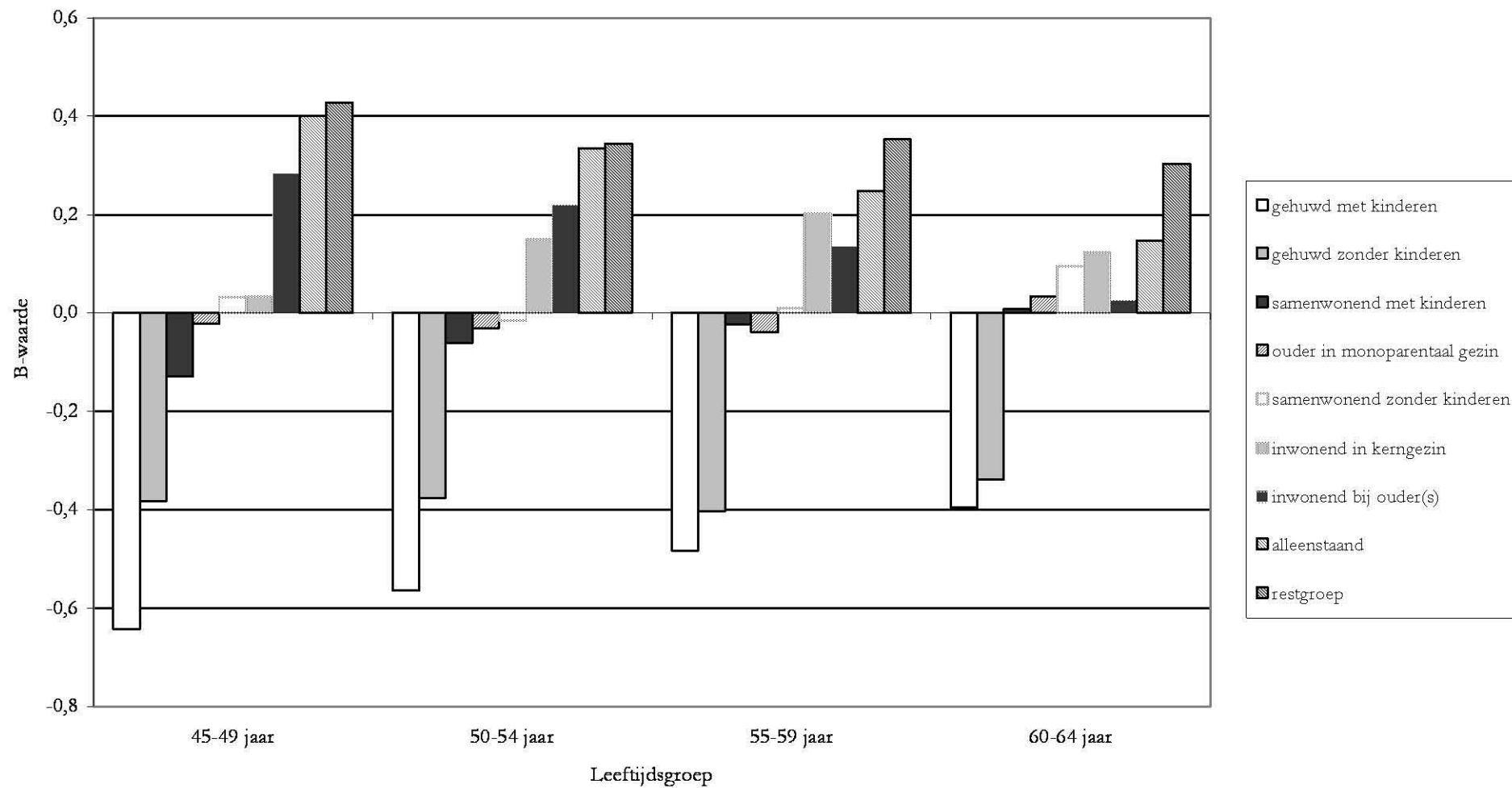
Figuur 1.5: B-coëfficiënten naar huisbezit per leeftijdsgroep, Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar



Figuur 1.6: B-coëfficiënten naar huisvestingskwaliteit (comfortniveau en huisbezit gecombineerd) per leeftijdsgroep, Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar



Figuur 1.7: B-coëfficiënten naar huishoudenspositie per leeftijdsgroep, Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar



Tabel 2.1: 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
partiële correlatiecoëfficiënt	0,107	0,091	0,078	0,074	0,060

Tabel 2.2: 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
partiële correlatiecoëfficiënt	0,0930	0,0766	0,0600	0,0599	0,0387

Tabel 2.3: Relatieve sterfterisico's (exponent B-waarden) naar huishoudenspositie trivariate modellen en multivariaat model, Belgische mannen van 45-49 jaar

Huishoudenspositie	Bivariaat model	Trivariate modellen: controle voor			Multivariaat
	C.1	opleiding C.2	inkomen C.3	behuizing C.4	alle controles 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
partiële correlatiecoëfficiënt	0,0900	0,0797	0,0518	0,0563	0,0381

Tabel 2.4: 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
partiële correlatiecoëfficiënt	0,060	0,042	0,027	0,027	0,013

Annex A.2: Frequentieverdelingen

Tabel A.2.1: 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	52851	20,6	63600	25,7	80003	31,1	88321	35,7
lager onderwijs	33708	13,1	42907	17,3	49646	19,3	51555	20,8
lager secundair beroepsonderwijs	13595	5,3	12769	5,2	12825	5,0	9218	3,7
lager secundair technisch onderwijs	23386	9,1	17001	6,9	14212	5,5	10445	4,2
lager secundair algemeen of kunstonderwijs	13592	5,3	15297	6,2	15519	6,0	15934	6,4
hoger secundair beroepsonderwijs	8083	3,2	7649	3,1	8566	3,3	5813	2,4
hoger secundair technisch onderwijs	28499	11,1	20206	8,2	16296	6,3	10977	4,4
hoger secundair algemeen of kunstonderwijs	19186	7,5	17811	7,2	17544	6,8	18175	7,3
pedagogisch onderwijs v/h korte type	10819	4,2	8357	3,4	5026	2,0	3273	1,3
ander hoger onderwijs v/h korte type	15133	5,9	10637	4,3	7925	3,1	6120	2,5
universitair of hoger onderwijs v/h lange type	23075	9,0	18135	7,3	15296	5,9	13005	5,3
onbekend diploma	8720	3,4	9004	3,6	10457	4,1	11368	4,6
niet ingevuld	5873	2,3	4533	1,8	3852	1,5	3141	1,3
totaal	256520	100,0	247906	100	257167	100,0	247345	100,0

Tabel A.2.2: 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	10725	4,2	15206	6,1	19132	7,4	12095	4,9
grote zelfstandigen, hogere leiding, academici	41676	16,2	34361	13,9	25263	9,8	12942	5,2
lagere leiding en geschoolde hoofdarbeid	42531	16,6	32624	13,2	21267	8,3	7274	2,9
routine hoofdarbeid	26566	10,4	22201	9,0	14374	5,6	3994	1,6
kleine zelfstandigen	7209	2,8	6578	2,7	6201	2,4	3468	1,4
supervisoren en hooggeschoolde handenarbeid	9982	3,9	8054	3,2	4288	1,7	955	0,4
geschoolde handenarbeid	49062	19,1	39555	16,0	22035	8,6	5406	2,2
half- en ongeschoolde handenarbeid	29877	11,6	26792	10,8	15795	6,1	3400	1,4
landbouwers	5946	2,3	7861	3,2	9288	3,6	6039	2,4
brug- of overlevingspensioen	2856	1,1	18426	7,4	73801	28,7	150124	60,7
werkonbekwaam of gehandicapt in werkplaats	9078	3,5	15210	6,1	24237	9,4	25404	10,3
beroep onbekend	8996	3,5	8568	3,5	6852	2,7	3240	1,3
geen beroep	12016	4,7	12470	5,0	14634	5,7	13004	5,3
totaal	256520	100,0	247906	100,0	257166	100,0	247343	100,0

Tabel A.2.3: 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	9667	3,8	9198	3,7	9871	3,8	8063	3,3
1 vervangingsinkomen	11899	4,6	22142	8,9	51382	20,0	75368	30,5
2 vervangingsinkomens	4722	1,8	10196	4,1	28963	11,3	66225	26,8
1 deeltijds inkomen	2188	0,9	2135	0,9	2156	0,8	1284	0,5
1 deeltijds en 1 vervangingsinkomen	1426	0,6	2823	1,1	5103	2,0	4145	1,7
2 deeltijdse inkomens	644	0,3	495	0,2	405	0,2	201	0,1
1 voltijds inkomen	66712	26,0	58658	23,7	45225	17,6	18037	7,3
1 voltijds en 1 vervangingsinkomen	24647	9,6	28649	11,6	33543	13,0	26037	10,5
1 voltijds en 1 deeltijds inkomen	26608	10,4	16310	6,6	8388	3,3	2648	1,1
2 voltijdse inkomens	61328	23,9	45499	18,4	27229	10,6	8828	3,6
restgroep	46679	18,2	51801	20,9	44902	17,5	36509	14,8
totaal	256520	100,0	247906	100,0	257167	100,0	247345	100,0

Tabel A.2.4: 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	137452	53,6	124666	50,3	116969	45,5	104034	42,1
middelmatig comfort	30362	11,8	30437	12,3	32951	12,8	33731	13,6
klein comfort	58326	22,7	59865	24,1	67005	26,1	65392	26,4
zonder klein comfort	20869	8,1	24609	9,9	32208	12,5	36282	14,7
comfortniveau onbekend	860	0,3	1024	0,4	1229	0,5	1445	0,6
restgroep	8651	3,4	7305	2,9	6805	2,6	6461	2,6
totaal	256520	100,0	247906	100,0	257167	100,0	247345	100,0

Tabel A.2.5: Frequentieverdeling naar huisbezit per leeftijdsgroep, Belgische mannen

Huisbezit	45-49 jaar		50-54 jaar		55-59 jaar		60-64 jaar	
	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.	Abs.	Rel.
huurders	53078	20,7	49098	19,8	50604	19,7	48824	19,7
eigenaars	192110	74,9	188246	75,9	195828	76,1	187860	76,0
restgroep	8609	3,4	7272	2,9	6777	2,6	6471	2,6
huisbezit onbekend	2723	1,1	3290	1,3	3958	1,5	4190	1,7
totaal	256520	100,0	247906	100,0	257167	100,0	247345	100,0

Tabel A.2.6: 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	117237	45,7	107643	43,4	100791	39,2	89183	36,1
huurders, groot comfort	19297	7,5	15986	6,4	15022	5,8	13693	5,5
eigenaars, middencomfort	20172	7,9	20882	8,4	22866	8,9	23290	9,4
huurders, middencomfort	9653	3,8	8874	3,6	9257	3,6	9542	3,9
eigenaars, klein comfort	42669	16,6	44624	18,0	50782	19,7	49650	20,1
huurders, klein comfort	14851	5,8	14293	5,8	15031	5,8	14467	5,8
eigenaars, zonder klein comfort	11520	4,5	14517	5,9	20643	8,0	24837	10,0
huurders, zonder klein comfort	8966	3,5	9598	3,9	10904	4,2	10672	4,3
restgroep	8609	3,4	7272	2,9	6777	2,6	6471	2,6
comfortniveau of huisbezit onbekend	3546	1,4	4217	1,7	5094	2,0	5540	2,2
totaal	256520	100,0	247906	100,0	257167	100,0	247345	100,0

Tabel A.2.7: 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)	9908	3,9	6321	2,5	3782	1,5	1663	0,7
alleenstaand	27538	10,7	26489	10,7	27880	10,8	28977	11,7
gehuwd zonder kinderen	34510	13,5	65994	26,6	109575	42,6	136542	55,2
gehuwd met kinderen	163499	63,7	129825	52,4	97301	37,8	62476	25,3
ongehuwd samenwonend zonder kinderen	4908	1,9	5017	2,0	4829	1,9	4372	1,8
ongehuwd samenwonend met kinderen	4222	1,6	2362	1,0	1454	0,6	743	0,3
ouder in monoparentaal gezin	6153	2,4	5451	2,2	4860	1,9	4079	1,6
inwonend in kerngezin	1901	0,7	1835	0,7	2193	0,9	2372	1,0
restgroep	3881	1,5	4612	1,9	5293	2,1	6121	2,5
totaal	256520	100,0	247906	100,0	257167	100,0	247345	100,0

Annex A.3: B-waarden en exponent B-waarden

Tabel A.3.1: B-waarden en exponent B-waarden naar onderwijsniveau per leeftijdsgroep, Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar

Onderwijsniveau	45-49 jaar 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.3.2: B-waarden en exponent B-waarden naar beroepsstatus per leeftijdsgroep, Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar

Beroepspositie	45-49 jaar 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
toezichthouders, 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.3.3: B-waarden en exponent B-waarden naar inkomenstype per leeftijdsgroep,
Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar**

Inkomenstype	45-49 jaar 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.3.4: B-waarden en exponent B-waarden naar comfortniveau per leeftijdsgroep,
Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar**

Comfortniveau	45-49 jaar 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.3.5: B-waarden en exponent B-waarden naar huisbezit per leeftijdsgroep,
Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar**

Huisbezit	45-49 jaar 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.3.6: B-waarden en exponent B-waarden naar huisvestingskwaliteit per leeftijdsgroep, Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar

Huisvestingskwaliteit	45-49 jaar 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.3.7: B-waarden en exponent B-waarden naar huishoudenspositie per leeftijdsgroep, Belgische mannen van 45-49 jaar tot 60-64 jaar

	45-49 jaar 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 A.4: Bivariate kruistabellen tussen de socio-economische variabelen

Tabel A.4.1.A: 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.4.1.A: 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.4.1.B: Kruistabel tussen het inkomenstype en de huishoudenspositie, Belgische mannen van 45-49 jaar

53

	inwonend bij ouder(s)	alleen- staand	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.4.1.C: 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

53

Tabel A.4.2.A: 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.4.2.B: Kruistabel tussen de huisvestingskwaliteit en de huishoudenspositie, Belgische mannen van 45-49 jaar

	inwonend bij ouder(s)	alleen- staand	gehuwd geen kinderen	gehuwd met kinderen	samenwonend met kinderen	samenwonend geen kinderen	ouder in mono- parentaal 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.4.2.C: Kruistabel tussen de huisvestingskwaliteit en het inkomenstype, Belgische mannen van 45-49 jaar

	geen inkomen	1 vervangings- inkomen	2 vervangings- inkomens	1 deeltijds inkomen	1 deeltijds en 1 vervanging	2 deeltijdse inkomens	1 voltijds inkomen	1 voltijds en 1 vervanging	1 voltijds en 1 deeltijds	2 voltijdse inkomens	rest- groep	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.A: 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/ HO LT	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.B: Kruistabel tussen de huishoudenspositie en de huisvestingskwaliteit, Belgische mannen van 45-49 jaar

57

	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.C: 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 en 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

57

Tabel A.4.4.A: Kruistabel het onderwijsniveau en de huishoudenspositie, Belgische mannen van 45-49 jaar

	inwonend bij ouder(s)	alleen- staand	gehuwd geen kinderen	gehuwd met kinderen	samenwonend met kinderen	samenwonend geen kinderen	ouder in mono- parentaal 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.4.4.B: Kruistabel tussen het onderwijsniveau en de huisvestingskwaliteit, Belgische mannen van 45-49 jaar

	eigenaars groot comfort	huurders groot comfort	eigenaars middencomfort	huurders midden comfort	eigenaars klein comfort	huurders klein comfort	eigenaars zonder klein comfort	huurders zonder klein comfort	rest- groep	onbekend	totaal
geen onderwijs	31,4	6,7	8,2	5,2	21,1	8,9	7,7	6,6	2,0	2,2	100,0
lager onderwijs	34,5	6,7	8,0	4,4	22,2	8,6	6,9	5,6	1,4	1,8	100,0
lager secundair beroep	41,5	6,6	8,3	3,4	21,5	6,9	5,2	4,0	1,2	1,4	100,0
lager secundair technisch	47,8	6,2	8,5	2,7	20,2	5,2	4,6	2,6	1,1	1,2	100,0
lager secundair algemeen of kunst	45,7	9,9	8,8	4,8	15,1	6,1	3,6	3,0	1,8	1,1	100,0
hoger secundair beroep	45,6	7,3	8,5	4,0	18,5	6,1	4,2	3,1	1,2	1,4	100,0
hoger secundair technisch	55,3	6,9	8,2	2,6	16,2	3,9	3,1	1,8	1,1	0,9	100,0
hoger secundair algemeen of kunst	55,3	10,9	8,5	4,3	10,8	4,1	2,1	1,7	1,5	0,7	100,0
pedagogisch onderwijs v/h korte type	66,9	6,3	7,3	2,0	10,9	2,6	1,6	1,0	1,1	0,4	100,0
ander hoger onderwijs v/h korte type	63,6	8,6	7,4	2,7	10,5	2,8	1,6	1,2	1,1	0,6	100,0
universitair of hoger onderwijs v/h lange type	68,4	10,2	6,2	2,4	7,3	1,9	0,9	0,7	1,5	0,5	100,0
onbekend diploma	34,6	8,1	8,6	5,7	17,9	7,2	5,6	5,2	3,0	4,1	100,0
niet ingevuld	4,9	1,5	2,0	1,9	2,6	1,6	1,0	1,1	82,5	0,8	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.4.4.C: 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 vervanging	2 deeltijdse inkomens	1 voltijds inkomen	1 voltijds en 1 vervanging	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