

An open-access
journal
of population
research



Volume 9 / 5
2021

Inégalités sociales de mortalité au-delà de 65 ans. Le cas de la Belgique

Thierry Eggerickx

Correspondance :

thierry.eggerickx@uclouvain.be

Université catholique de Louvain, Centre de recherche en démographie

Jean-Paul Sanderson

jean-paul.sanderson@uclouvain.be

Université catholique de Louvain, Centre de recherche en démographie

Christophe Vandeschrick

christophe.vandeschrick@uclouvain.be

Université catholique de Louvain, Centre de recherche en démographie

Cécile Donadille

Université catholique de Louvain, Centre de recherche en démographie



DEMO Centre de recherche
en démographie

IACCHOS Institut d'analyse du changement
dans l'histoire et les sociétés contemporaines

UCLouvain

DOI.10.14428/rqj2021.09.01.05 • ©2022 Thierry Eggerickx, Jean-Paul Sanderson, Christophe Vandeschrick, Cécile Donadille

PUL PRESSES
UNIVERSITAIRES
DE LOUVAIN



This work is licensed under a Creative Commons Attribution NonCommercial 4.0 International License. You can share, adapt the material for non-commercial purposes provided that you give appropriate credit and indicate if changes were made. For details see <https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>

Résumé – Abstract ¹⁻²

Résumé

Les inégalités sociales de mortalité au-delà de 65 ans sont une problématique importante dans le contexte actuel de vieillissement de la population, d'augmentation de l'espérance de vie et de politiques visant à augmenter l'âge légal de départ à la retraite. Cet article pose trois questions : les inégalités sociales face à la mort, très présentes aux âges actifs, se maintiennent-elles durant la vieillesse ? Comment ont-elles évolué au cours de ces dernières décennies ? Quel est le rôle de l'état de santé sur le différentiel social de mortalité aux âges élevés ? Nous utiliserons une base de données appariant les informations du Registre national (1991-2016) avec celles des recensements de la population de 1991, 2001 et 2011. Des tables de mortalité par groupe social et état de santé subjectif ont été calculées et nous aurons aussi recours à des modèles de régression logistique. Les résultats montrent qu'au-delà de 65 ans, les inégalités sociales face à la mort sont importantes et ont même augmenté aux cours des 25 dernières années. En contrôlant l'état de santé, des différences de mortalité subsistent entre les groupes sociaux mais varient en importance en fonction du gradient social. Les plus âgés doivent donc faire l'objet d'une attention particulière, non seulement parce qu'il s'agit d'une population intrinsèquement plus fragile mais aussi parce que leurs effectifs croissent. Il s'agit là d'un défi actuel et futur majeur de santé publique.

Mots-clés : *Inégalités sociales, santé, mortalité, personnes âgées, Belgique*

Abstract

Social inequalities in mortality beyond the age of 65 are an important issue in the current context of population ageing, increased life expectancy and policies aimed at extending the legal retirement age. This article asks three questions: do social inequalities in the face of death, which are very present at working ages, continue in old age? How have they evolved over the last few decades? What is the role of health status on the social differential in mortality at advanced ages? We will use a database matching information from the National Register (1991-2016) with information from the 1991, 2001 and 2011 population censuses. Mortality tables by social group and subjective health status have been calculated. We also use logistic regression models. The results show that social inequalities in the face of death beyond the age of 65 are significant and have even increased over the last 25 years. Controlling for health status, mortality differences remain between social groups but vary in magnitude along the social gradient. The elderly therefore need special attention, not only because they are an inherently more fragile population, but also because their numbers are increasing. This is a major current and future public health challenge.

Keywords: *Social inequalities, health, mortality, elderly, Belgium*

¹ Cet article a été finalisé dans le cadre du projet EOS (Excellence of Science) du FNRS-FWO intitulé "How inequality kills. Two centuries of social and spatial disparities in all-cause and cause-specific mortality in Belgium (1800-2025)".

² Nous tenons à remercier Philippe Bocquier pour ses conseils méthodologiques judicieux lors de la finalisation de cet article.

Introduction

L'augmentation de l'espérance de vie depuis plus d'un siècle constitue un progrès sociodémographique marquant. Or, malgré l'amélioration des systèmes de protection sociale et de soins de santé, les inégalités sociales face à la mort se maintiennent, voire s'aggravent dans le contexte occidental (Cambois et Jusot, 2007 ; Eggerickx et al., 2020). Si ces disparités sociales sont globalement démontrées, la manière dont elles évoluent selon l'âge est moins bien établie (Hoffmann, 2005). Les inégalités sociales de santé et de mortalité relatives aux personnes âgées constituent une problématique qui deviendra de plus en plus cruciale, compte tenu du vieillissement de la population, de la contribution croissante des personnes âgées aux gains d'espérance de vie (Huisman et al., 2013 ; Meslé, 2005 ; Spini et Widmer, 2009) et des politiques actuelles visant à augmenter l'âge légal de départ à la retraite. Les inégalités sociales face à la mort, très présentes aux âges actifs, se maintiennent-elles durant la vieillesse ? Dans l'affirmative, comment ont-elles évolué au cours de ces dernières décennies ? Quel est le rôle de l'état de santé sur le différentiel social de mortalité aux âges élevés ?

Pour répondre à ces questions, nous aurons recours à la base de données Causineq (dérivée de DEMOBEL³) : la base de données individuelles (mais anonymisées) du Registre national belge couvrant la période d'observation 1991-2016, appariées à celles des recensements de la population de 1991, 2001 et 2011 et aux bulletins de décès de l'état-civil des années correspondantes. Notre approche est transversale et deux types de méthodes complémentaires seront mobilisées : d'une part, des tables de mortalité selon le groupe social et l'état de santé subjectif, et d'autre part, des modèles de régression logistique.

1. Bref état des connaissances

Sur un plan théorique, plusieurs schémas explicatifs sont envisagés (Hoffmann, 2005 ; Oris et Lerch, 2009 ; Van Rossum et al., 2000). Premièrement, les différences sociales de mortalité pourraient subsister, voire s'aggraver, aux âges élevés, compte tenu d'un processus d'accumulation de comportements bénéfiques ou nocifs en regard de la santé au cours de la vie. Il a été largement démontré que les plus défavorisés cumulent un grand nombre de comportements à risque, tels que la consommation de tabac, d'alcool, une mauvaise hygiène alimentaire, une sédentarité plus élevée (Van Oyen et al., 2010 ; Pinxten et Lievens, 2014). Dans ce cadre, l'impact des expériences et comportements passés serait reporté aux âges élevés et se traduirait par des différences sociales de mortalité importantes. Cette approche individualiste et comportementale fait peu de cas des déterminants sociaux et contextuels tels que l'impact de l'exposition à des facteurs de risques liés à la profession, à l'environnement et aux conditions de vie, lesquels façonnent également les différences sociales de mortalité (Krieger, 1992).

Deuxièmement, on peut aussi supposer que les différences sociales de mortalité vont se résorber, voire disparaître, au-delà d'un certain âge, compte tenu des effets de sélection qui progressivement éliminent les plus « faibles ». Le vieillissement nivèlerait les différences sociales, le processus biologique prenant progressivement le dessus sur les déterminants sociaux nous amenant tous à mourir un jour, quelle que soit notre classe sociale (Liang et al., 2002).

Enfin, les politiques sociales peuvent également jouer un rôle en favorisant ou non une couverture des soins équitables à tous, en termes de coût et/ou d'accès (Oris et Lerch, 2009).

³ Pour en savoir plus, voir <https://statbel.fgov.be/fr/nouvelles/demobel-nouvelle-base-de-donnees-demographique>.

La plupart des études empiriques démontrent que les différences sociales de mortalité persistent aux âges élevés, même si elles sont généralement moins élevées, en termes relatifs, qu'aux âges actifs. Ainsi, dans leur étude sur 11 pays européens, Huisman et al. (2013) constatent que les ratios de taux de mortalité observés entre les bas et hauts niveaux d'instruction se réduisent avec l'âge pour les hommes, sans pour autant disparaître, alors qu'ils restent relativement constants chez les femmes. Dans le cas de la Suisse alémanique, le gradient social (mesuré par le niveau d'instruction) de mortalité diminue également avec l'âge chez les hommes – de 13% entre 25-39 ans à 4,5% après 75 ans – sans pour autant disparaître, alors qu'il reste assez stable et plus modéré chez les femmes après 45 ans (de 5,9% entre 40-54 ans à 5,6% après 75 ans) (Bopp et Minder, 2003). En Allemagne, une étude (Lampert et al., 2019) a démontré que des différences significatives d'espérance de vie à 65 ans existaient entre les groupes de revenus : les femmes du groupe de revenus le plus bas ont une espérance de vie inférieure de 3,7 ans à celle des femmes du groupe de revenus le plus élevé, alors que du côté des hommes, l'écart est de 6,6 ans entre ces groupes extrêmes.

Les différences sociales de mortalité persistent donc aux âges élevés, et généralement davantage chez les hommes que chez les femmes (Martelin, 1994 ; Van Rossum et al., 2000), mais, en termes relatifs, elles sont plus faibles qu'aux âges actifs, ce qui accrédirait au moins partiellement l'hypothèse de sélection. Mais tout dépend de la manière de calculer les différences sociales de mortalité. La plupart des études compare la mortalité des groupes sociaux par des mesures de risques relatifs, telles que le rapport du taux ou quotient de mortalité par groupe d'âge du groupe le plus défavorisé sur celui du groupe le plus favorisé (Mackenbach et Kunst, 1997). Toutefois, ces indices, faciles à comprendre, ne nous renseignent pas sur le niveau de mortalité selon l'âge pour chaque groupe social (Mackenbach et Kunst, 1997). La valeur des taux ou des quotients de mortalité atteignant des valeurs de plus en plus élevées avec l'âge, le rapport de ces indices sont automatiquement plus faibles lorsqu'ils concernent des valeurs élevées plutôt que réduites (Eggerickx et al., 2017). A contrario, les écarts absolus entre les taux/quotients de mortalité des groupes sociaux augmentent avec l'âge (Kibelle et al., 2013 ; Huisman et al., 2014), confirmant plutôt l'hypothèse de l'accumulation des comportements nocifs au cours de la vie. La mesure des inégalités absolues doit aller de pair avec celle des inégalités relatives, car selon Mackenbach et al., (2016, p.2), « (...) ultimately it is the absolute excess death rate in lower groups that affects people's lives, not the relative excess of a more and more infrequent event ».

Qu'en est-il de l'évolution temporelle du différentiel social de mortalité aux âges élevés ? Plusieurs études ont montré que les inégalités sociales relatives de mortalité chez les plus âgés s'était accentuées au cours de ces dernières décennies : la mortalité diminue généralement pour tous les groupes sociaux, mais plus rapidement en haut de l'échelle sociale qu'à sa base (Kibelle et al., 2013 ; Lampert et al., 2019). L'étude réalisée par Mackenbach et al. (2016) sur 12 pays européens au cours de la période 1990-2010 constate que les inégalités relatives de mortalité se sont accrues presque partout car la réduction des taux de mortalité était proportionnellement plus faible dans les groupes socio-économiques inférieurs. Néanmoins, les baisses absolues étant souvent plus faibles dans les groupes socio-économiques supérieurs, les inégalités absolues se sont réduites jusqu'à 35 %, notamment chez les hommes. Le rétrécissement des inégalités absolues est principalement dû aux maladies cardiaques ischémiques, aux causes liées au tabagisme et aux causes pouvant faire l'objet d'une intervention médicale.

De nombreuses études ne prennent pas en compte certaines variables intermédiaires entre catégorie sociale et mortalité (Liang et al., 2002). Ainsi, il convient de s'interroger sur le rôle de l'état de santé qui détermine bien davantage le risque de mourir aux âges élevés qu'aux jeunes âges et aux âges adultes. On peut logiquement admettre que plus l'état de santé est défavorable, plus le risque de mourir est élevé.

Par ailleurs, les plus défavorisés se caractérisent, toute chose égale par ailleurs, par un moins bon état de santé que les plus favorisés (Mizrahi et Mizrahi, 2002 ; Knurrowski et al., 2005 ; Humblet, 2007). En d'autres termes, les différences sociales de mortalité aux âges élevés s'expliqueraient avant tout par un état de santé moins bon des plus défavorisés, entraînant pour eux une mort plus précoce. Mais est-ce bien le cas ? A état de santé donné, observe-t-on des différences de mortalité entre les groupes sociaux ? Peu d'études se sont penchées sur cette question. Hoffman (2005) a néanmoins démontré que les différences sociales de mortalité se réduisaient nettement avec la dégradation de l'état de santé.

Deux questions principales sont posées dans cet article. Premièrement, quelle est l'ampleur des inégalités sociales de mortalité au-delà de 65 ans et comment celle-ci a-t-elle évolué au cours de ces dernières décennies ? Deuxièmement, quel est le rôle de l'état de santé subjectif ? A état de santé subjectif équivalent, les différences sociales de mortalité subsistent-elles ?

2. Données et méthodes

L'appariement des données individuelles des recensements aux enregistrements des décès extraits de l'état civil constitua un progrès important dans la mesure des inégalités sociales de mortalité et de leur précision (Valkonen, 2002). En Belgique, cette opération fut rendue possible grâce à la centralisation et à l'informatisation des registres de population communaux et la création du Registre national. Celui-ci permet de suivre en continu les caractéristiques démographiques (âge, sexe, nationalité, état-civil, situation et taille de ménage) de la population résidente en Belgique et des mouvements qui y sont associés (naissances, décès, migrations internes et internationales, changements de nationalité) (Poulain et Herm, 2013). Nous disposons de la base de données Causineq, exhaustives du Registre national belge du 1^{er} janvier 1991 au 31 décembre 2016, auxquelles ont été appariées les informations extraites des recensements de la population et des logements de 1991, 2001 et 2011 qui permettent de caractériser socio-économiquement les individus.

Comment mesurer les inégalités sociales ? Différentes dimensions sont utilisées pour déterminer le positionnement social des individus : le niveau d'instruction, le statut socio-professionnel, les conditions de logement et le revenu (Cambois et Jusot, 2007 ; Kunst et Mackenbach, 1994 ; Hummer et al., 1998). Si la corrélation entre ces dimensions est élevée, il n'en demeure pas moins qu'elles peuvent avoir un rôle différent sur l'état de santé et la mortalité. Ainsi, le niveau d'instruction, qui mesure le niveau de connaissance et le capital culturel, va davantage déterminer les attitudes de prévention, de recours et d'accès aux soins de santé, alors que le revenu, la catégorie socioprofessionnelle et les conditions de logement se réfèrent plus au niveau de vie (Cambois et Jusot, 2007) et donc aux ressources matérielles. Aujourd'hui, par exemple, un niveau élevé d'instruction ne garantit pas automatiquement une position favorable ou très favorable dans le continuum social. C'est donc la position des individus sur les différentes dimensions qui détermine leur situation sociale.

Pour chaque recensement séparément, un indicateur multidimensionnel a été construit, lequel, par le biais d'une méthode de scoring, répartit la population du pays en groupes sociaux (encadré 1)⁴. Cet indicateur repose sur trois dimensions porteuses d'inégalités sociales fournies par les recensements de la population : le niveau d'instruction, la catégorie socio-professionnelle et les caractéristiques du logement. Les recensements de la population ne fournissent pas d'information sur le revenu, une dimension importante des inégalités sociales. Le statut et type d'activité ainsi que les caractéristiques du logement et son statut d'occupation constituent néanmoins de bons proxys de cette variable (Mackenbach et Kunst, 1997).

⁴ Cette méthode est développée dans Sanderson et al., 2023 (à paraître).

A chaque individu est attribué un score qui dépend de sa position sur chacune des dimensions, la somme des scores variant de 0 à 10. Pour faciliter les analyses et surtout éviter le problème des petits nombres (rareté ou absence des décès), à chaque recensement, les individus ont été regroupés en quartiles de score afin de distinguer quatre groupes sociaux : défavorisé, intermédiaire bas, intermédiaire haut et favorisé⁵. Certaines analyses ont également considéré les populations ayant respectivement les 5 % de scores les moins élevés et les plus élevés (Eggerickx et al., 2020).

Les analyses se baseront sur des tables de mortalité transversales par groupe social pour les périodes quinquennales post-censitaires 1992-1996, 2002-2006 et 2011-2015. On pose alors l'hypothèse que la position des personnes sur les trois dimensions de l'indicateur n'a pas évolué au cours de la période d'observation. Cette hypothèse est peu contraignante pour deux raisons. Premièrement, compte tenu de l'âge de la population cible - les personnes âgées de 65 ans et plus -, leur niveau d'instruction et leur statut d'activité ont très peu de chance de se modifier. En outre, même si les migrations post-retraite (et donc les changements de logements) sont loin d'être inexistantes, elles sont sensiblement moins fréquentes qu'à d'autres périodes du cycle de vie (Sanderson et al., 2018). Deuxièmement, les quartiles de score constituent des classes très larges, le risque de glisser d'un quartile à l'autre ne concerne réellement que les individus se situant aux limites de chacun d'eux.

La mesure de l'impact de l'état de santé sur le différentiel social de mortalité ne portera que sur la période d'observation 2002-2006, car seul le recensement de 2001 pose une question sur l'état de santé déclaré, soit : *Quel est votre état de santé général ? Très bon, bon, moyen, mauvais, très mauvais*. Il s'agit donc d'un état de santé subjectif qui peut être sujet à des biais déclaratifs variables selon le groupe social. Il a néanmoins été démontré que le traitement de ces données fournit une image fiable de la santé publique en Belgique. Le taux de non-réponse à cette question est de 3,2% et les caractéristiques des non-répondants correspondent à celles des personnes n'ayant pas répondu aux autres parties du questionnaire (Deboosere et al., 2006).

Des tables de mortalité par groupe social et état de santé seront calculées pour cette période d'observation. En complément de ces premières analyses, qui ne peuvent prendre en compte l'ensemble des caractéristiques favorables ou défavorables pesant sur la mortalité des plus âgés, nous recourrons à des analyses multivariées du risque de décéder au-delà de 65 ans, au cours des cinq années qui suivent les recensements de la population. Plus précisément il s'agit de modèles de régression logistique pondérés par les années vécues durant cette période de cinq années.

⁵ Il est à souligner que cet indicateur multidimensionnel, basé sur les quartiles de score, maximise les inégalités sociales de mortalité. En d'autres termes, les différences de mortalité entre les groupes sociaux favorisé et défavorisé sont plus importantes que celles qui opposent les personnes qui ne disposent qu'au mieux que d'un diplôme l'enseignement primaire et les diplômés de l'enseignement supérieur, les locataires et les propriétaires ou encore les personnes qui résident dans les logements les moins bien équipés et les mieux équipés. Voir à ce sujet, Eggerickx et al., 2018 et annexe 1.

Encadré 1. La construction de l'indice multidimensionnel de positionnement social

Nous avons élaboré un indicateur multidimensionnel qui, par le biais d'une méthode de 'scoring', va permettre de répartir la population de l'ensemble du pays en groupes sociaux. Cet indicateur se base sur trois dimensions porteuses d'inégalités sociales et fournies par les recensements de la population : le niveau d'instruction, la catégorie socio-professionnelle et les caractéristiques du logement. L'objectif est donc de mieux mesurer les inégalités sociales en considérant les effets conjugués de plusieurs facteurs susceptibles d'impacter plus ou moins fortement la mortalité. Cet indicateur multidimensionnel révèle des écarts de mortalité plus importants que ceux proposés par les indicateurs unidimensionnels classiques (voir annexe 1) et permet une analyse plus fine des inégalités face à la mort. Précisons les éléments suivants à propos de la construction de l'indicateur multidimensionnel de positionnement social des individus :

- *Le niveau d'instruction* est défini comme le niveau d'étude le plus élevé atteint et sanctionné par un diplôme. Les personnes titulaires d'un diplôme obtenu à l'étranger ont été assimilées aux personnes disposant d'un diplôme belge d'un niveau équivalent. Le recensement reprend des questions spécifiques à propos du niveau de diplôme le plus élevé obtenu en Belgique ou à l'étranger. Sur la base des réponses à ces questions, un score sur 4 a été attribué à chaque individu pour la dimension « niveau d'instruction ». À titre d'exemple, une personne sans diplôme reçoit un score de 0 contre un score de 4 pour un autre individu ayant obtenu un diplôme du supérieur (avec évidemment des valeurs intermédiaires pour les diplômes des catégories intermédiaires).
- *La catégorie socio-professionnelle* est définie par la situation de l'individu au moment du recensement. Elle combine deux variables venant du recensement : la situation sur le marché du travail (en emploi, demandeur d'emploi inoccupé, retraité/pré-retraité et inactif) et pour les actifs occupés, la situation dans l'emploi (ouvrier ; indépendant/profession libérale ; employé du secteur public ; employé du secteur privé et actif indéterminé). Sur la base du statut résultant de la combinaison des deux variables du recensement, un score sur 4 a été attribué à chaque individu pour la dimension « CSP ». À titre d'exemple, une personne sans emploi ou s'occupant de son ménage reçoit un score de 0 contre un score de 4 pour un autre individu employé du secteur privé. Les catégories pour décrire la situation des individus pour la dimension « CSP » présentent une limite importante dans la mesure où, en particulier pour les retraités, elle regroupe des individus ayant des histoires professionnelles totalement différentes (un ouvrier retraité sera mis sur le même pied qu'un professeur d'université retraité). Ce biais est malheureusement inhérent au type de données utilisées, puisque nous ne disposons pas, à chaque recensement, d'informations sur l'emploi précédant le passage à la retraite. Pour cette raison, le poids de la dimension « CSP » a été ramené à 2, en supposant que, pour les situations de type « retraité », les autres dimensions permettront de dépasser les limites qui viennent d'être signalées.
- *La dimension logement* a été définie sur la base de différentes informations : outre le statut d'occupation du logement (propriétaire-locataire), différentes caractéristiques (le nombre de pièce par habitant, la présence d'un chauffage central ; de lieux d'aisances ; d'une salle de bain ; d'une cuisine séparée et de double vitrage...) ont été considérées en prenant en compte l'évolution des standards (ou normes) en matière de logement sur la période. Ainsi pour 1991 la détention d'un poste téléphonique fixe a été considérée, mais plus en 2001 ou en 2011, dans la mesure où les lignes fixes sont largement concurrencées par les téléphones portables. Dès lors, la détention d'un poste fixe relevant désormais d'un effet générationnel, les plus jeunes n'en disposant pas contrairement aux générations plus âgées. Chaque caracté-

térise du logement s'est traduite par un score partiel. Par exemple, en 2001, si le logement est équipé d'un chauffage central, le score partiel est de 1 pour cette commodité contre un score nul en son absence. Pour le nombre de pièces par habitant du logement, le score partiel varie de 0 (si moins d'une pièce par habitant du logement) à 2 (si 3 pièces ou plus par habitant), avec des scores intermédiaires pour les situations elles-mêmes intermédiaires. Ces scores partiels sont ensuite additionnés. Le score de la dimension logement est ensuite exprimé sur une échelle variant de 0 à 4.

La valeur de l'indicateur multidimensionnel de positionnement social des individus est alors obtenue par addition des scores sur les 3 dimensions, avec un maximum de 10 et un minimum de 0, respectivement en cas de score maximal et nul pour les 3 dimensions. Les individus pourront facilement être regroupés par quartiles, par déciles ou encore par 5 percentiles définis selon la valeur de l'indicateur multidimensionnel des individus, en fonction du degré de finesse requis par l'étude ou du type de décomposition spatiale, par exemple. Il est important de souligner que la définition du groupe social a été opérée sur l'ensemble de la population et pas spécifiquement sur la population de 65 ans et plus, par exemple.

3. Espérance de vie et quotients de mortalité par âge selon le groupe social (1992-2015)

Cette section propose des analyses descriptives. Après avoir brièvement retracé l'évolution des espérances de vie féminine et masculine aux âges élevés depuis plus ou moins la moitié du 19^e siècle, il s'agira d'une part de mesurer l'importance des inégalités sociales de mortalité selon l'âge et le sexe et son évolution entre 1992-96 et 2011-15, et d'autre part, de vérifier comment ces différences se traduisent en termes d'espérance de vie à 65 ans et à 80 ans selon les groupes sociaux.

3.1. Contexte général de l'évolution de l'espérance de vie à 65 et à 80 ans en Belgique

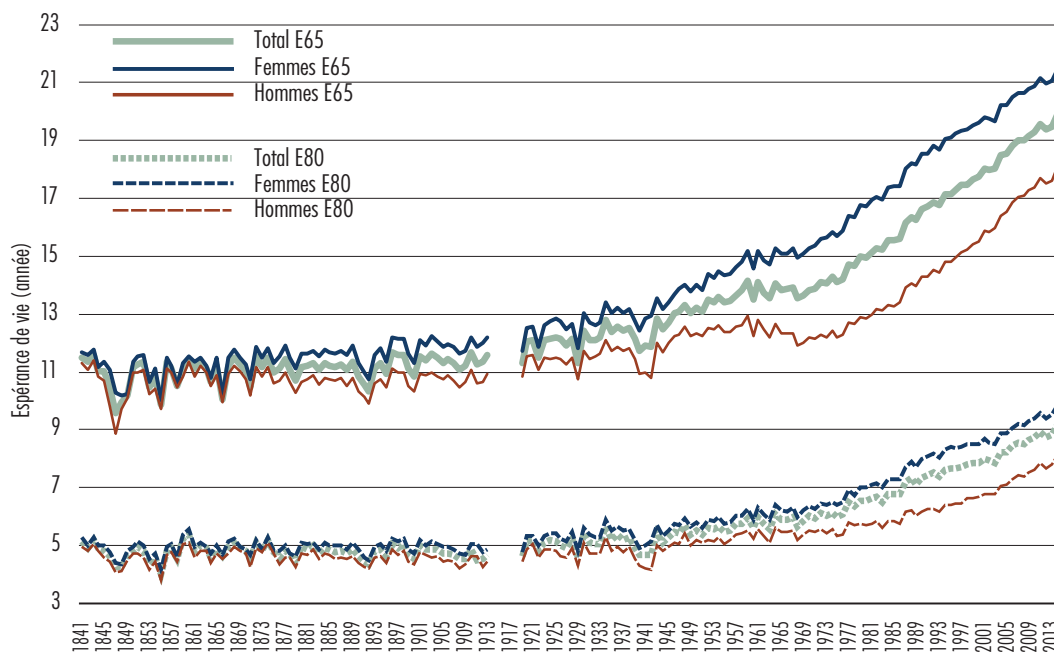
Les personnes âgées ont vu leur espérance de vie s'accroître (Devos, 2010 ; Meslé, 2005). Restant pratiquement inchangée de 1841 à 1945, l'espérance de vie à 65 ans augmente rapidement après la Seconde Guerre mondiale, stagne durant la décennie 1960, pour à nouveau croître et régulièrement à partir des années 1970 (figure 1). Du côté des femmes, on suit à la lettre ce schéma d'évolution générale avec une espérance de vie à 65 ans qui passe de 13,4 ans en 1945 à 21,2 ans en 2015, soit une progression de près de 8 années en 70 ans. Chez les hommes, c'est seulement à partir de 1980 que la longévité des plus de 65 ans croît, passant de 12,9 ans en 1980 à 18,0 ans en 2015, soit un gain de 5 ans en 35 ans.

Ce décalage temporel caractérise également l'espérance de vie à 80 ans selon le sexe. Pour voir la longévité des personnes de 80 ans augmenter, il faut attendre les années 1970 pour les femmes et 1990 pour les hommes. Chez les femmes, l'espérance de vie à 80 ans se situe à 6,3 ans en 1970 et à près de 10 ans en 2015, alors qu'en 1990, les hommes de 80 ans ont encore 6,2 ans de vie devant eux pour 8,1 ans en 2015, soit deux années de vie gagnées en un peu moins d'un quart de siècle.

La figure 2 met en évidence la vitesse de progression, en valeur relative, de l'espérance de vie à la naissance, à 65 ans et à 80 ans. Elle se définit comme le rapport entre l'espérance de vie à 65 ans d'une année $x+n$ et l'espérance de vie à 65 ans de l'année x (ici, 1950), multiplié par 100.

On observe une accélération nette des gains d'espérance de vie à 65 ans et à 80 ans à partir de la fin des années 1970 par rapport à l'espérance de vie à la naissance.

Figure 1. L'évolution de l'espérance de vie à 65 ans et à 80 ans selon le sexe en Belgique

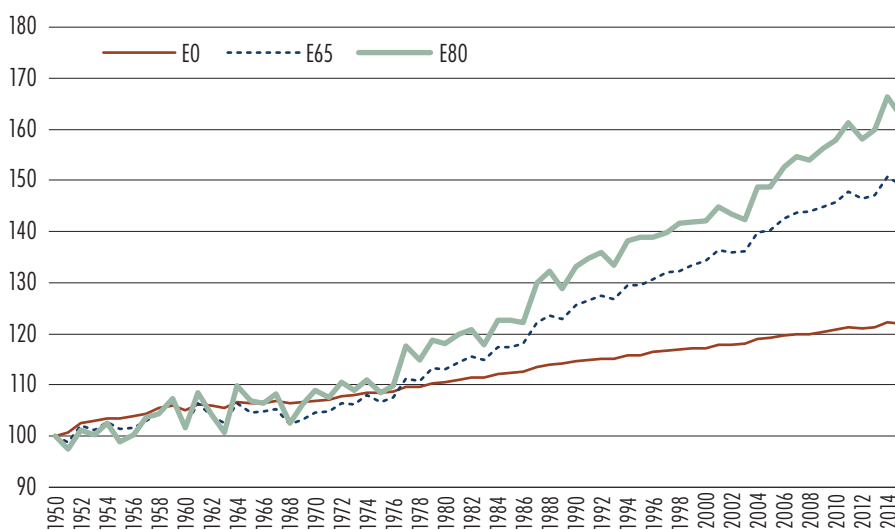


(source: Human Mortality Database)

Ainsi, entre 1950 et 2015, l'espérance de vie à la naissance a progressé d'un peu plus de 20%, alors que l'espérance de vie à 65 et à 80 ans augmentait respectivement de 50% et de plus de 60%. Ces gains rapides aux âges plus élevés résultent d'une diminution importante du taux de mortalité au-delà de 65 ans depuis plus d'un demi-siècle, laquelle se traduit par une contribution désormais majeure à l'augmentation de l'espérance de vie à la naissance.

Depuis la seconde moitié du 20^e siècle, ce sont les personnes âgées de 60 ans et plus qui jouent un rôle de plus en plus déterminant dans la croissance de l'espérance de vie. Jusqu'en 1954, la contribution des 60 ans et plus à l'augmentation de l'espérance

Figure 2. La vitesse de progression de l'espérance de vie à la naissance, à 65 ans et à 80 ans en Belgique depuis 1950 (1950 = base 100)



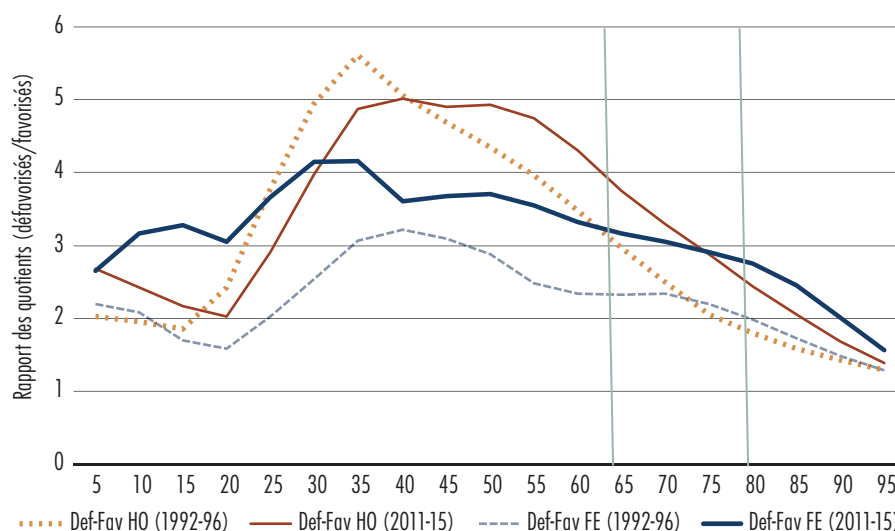
(source: Human Mortality Database)

de vie était marginale, de l'ordre d'environ 10 %. Entre 1954 et 1984, ils y contribuent à raison de 26% en Belgique. Entre 1984 et 2014, les progrès de la mortalité à plus de 60 ans représentent en Belgique 60% de l'amélioration de la durée de vie. (Eggerickx et al., 2020).

3.2. Les inégalités sociales de mortalité augmentent-elles ou non avec l'âge ?

Les figures 3 et 4 représentent respectivement les écarts relatifs et absolus des quotients de mortalité par groupe d'âge et sexe entre les groupes sociaux défavorisés (5% de scores les plus bas) et favorisés (5% de scores les plus élevés)⁶. Sur la période d'observation 2011-2015, on constate une diminution des écarts relatifs de mortalité entre les groupes situés aux extrémités de l'échelle sociale à partir de 50-55 ans chez les hommes et de 30-35 ans chez les femmes (figure 3).

Figure 3. L'évolution des écarts relatifs des quotients de mortalité (moyenne mobile sur 3 éléments) entre les groupes sociaux défavorisé (5%) et favorisés (5%) selon l'âge et le sexe



(source : Causineq-Demobel, calcul des auteurs)

Conformément à ce qui a pu être observé dans d'autres pays, cette baisse est plus franche chez les hommes que chez les femmes (Hoffmann, 2005). Toutefois, le différentiel social de mortalité reste élevé. A 65 ans, un homme du groupe social défavorisé a un risque de mourir 3,8 fois plus élevé que son homologue du groupe social favorisé, alors qu'à 80 ans, ce ratio est de 2,4. Chez les femmes, le rapport des quotients de mortalité entre les groupes sociaux défavorisés et favorisés est de 3,2 à 65 ans et de 2,8 à 80 ans. Plusieurs études soulignent que les écarts sociaux de mortalité sont généralement plus importants chez hommes que chez les femmes (Martelin, 1994 ; Van Rossum et al., 2000). Ce propos doit être nuancé dans le cas de la Belgique : le différentiel social est effectivement plus grand chez les hommes aux âges actifs et entre 65 et 75 ans, mais au-delà de 75-80 ans, les inégalités se marquent davantage chez les femmes et en particulier pour la période d'observation la plus récente (2011-2015).

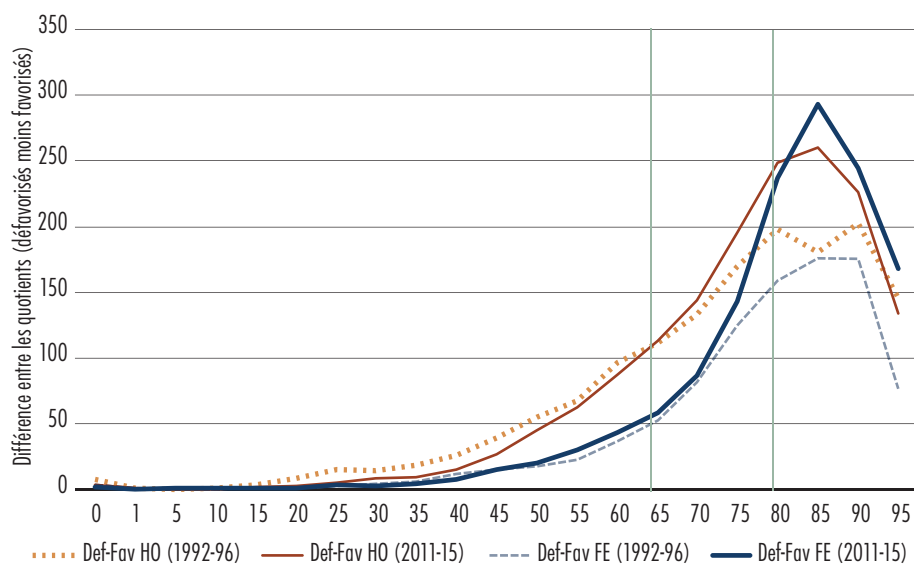
⁶ Les quotients de mortalité sont représentés en annexe 2. L'exercice a aussi été réalisé en opposant les groupes sociaux favorisé et défavorisé définis sur base des quartiles de score. Les résultats sont globalement identiques avec néanmoins des différences absolues et relatives entre groupes sociaux un peu moins importantes.

Enfin, la comparaison entre les deux périodes d'observation, montre que pour les deux sexes, les écarts relatifs de mortalité se sont nettement accentués au-delà de 65 ans entre les groupes sociaux (figure 3).

En différences absolues de quotient (figure 4), la lecture des inégalités sociales de mortalité et de leur évolution est tout autre. Dans ce cas, le différentiel de mortalité s'accroît avec l'âge, de manière rapide après 45 ans pour culminer vers 85 ans. Jusqu'à 80 ans, l'écart absolu entre groupe sociaux est plus élevé chez les hommes. Mais dès 70 ans, cet écart augmente beaucoup plus rapidement chez les femmes pour dépasser le différentiel masculin entre 80 et 85 ans. Contrairement à ce qui a pu être observé dans plusieurs pays européens (Espagne, Royaume-Uni, Italie...) (Mackenbach et al., 2016), il n'y a pas en Belgique une réduction des différences absolues de mortalité entre les groupes sociaux au cours des dernières décennies. Au contraire, pour les deux sexes, mais bien davantage chez les femmes, on observe une augmentation importante de l'écart absolu de mortalité, en particulier entre 80 et 90 ans.

Ces analyses préliminaires montrent que, dans un contexte d'amélioration continue de l'espérance de vie, des différences sociales de mortalité absolues et relatives subsistent et se sont surtout aggravées au cours de ces dernières décennies, tant chez les femmes que chez les hommes. Au-delà de 80 ans, le différentiel social se marque néanmoins plus du côté féminin que masculin et cette situation s'est accrue depuis le début des années 1990.

Figure 4. L'évolution des écarts absolus des quotients de mortalité entre les groupes sociaux défavorisé (5%) et favorisé (5%) selon l'âge et le sexe



(source : Causineq-Demobel, calcul des auteurs)

Généralement, les écarts sociaux de mortalité aux âges élevés sont plus élevés chez les hommes que chez les femmes (Mackenbach et al., 1999 ; Valkonen, 2002), mais certaines études ont observé une situation inverse ou encore, comme dans le cas de la Belgique, des variations selon la période d'observation et l'âge (Liang et al., 2002 ; Bopp et Minder, 2003 ; Huisman et al., 2013). Ces résultats contradictoires peuvent s'expliquer par la (non) pertinence des mesures des inégalités sociales utilisées dans le cas de générations de femmes aujourd'hui âgées (Cambois, 2016)⁷.

⁷ Une étude finlandaise a démontré que le choix de l'indicateur de mesure des inégalités sociales ne modifiait guère la variation des inégalités sociales entre les hommes et les femmes âgés de 35-64 ans. Cette étude ne portait donc pas sur les personnes retraitées et/ou très âgées (Koskinen et Martelin, 1994).

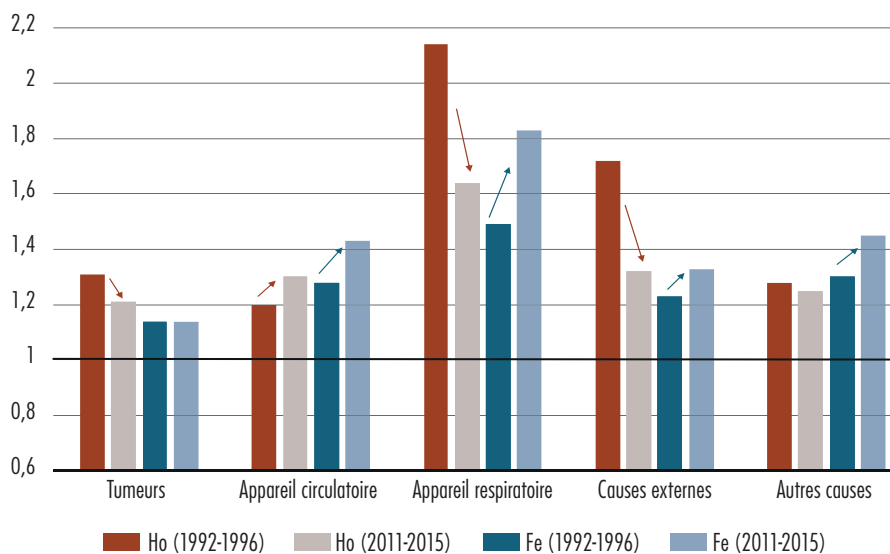
Pour celles-ci, l'accès à l'emploi rémunéré et aux études supérieures était loin d'être la norme, ce qui induit, sur base de ces seules variables une homogénéité sociale⁸ nettement plus importante que pour les générations plus récentes, et de facto des différences sociales de mortalité plus faibles chez ces femmes que chez les hommes de même âge. Pour Liang et al (2002), ces résultats différents s'expliqueraient aussi par le fait que des variables intermédiaires importantes, comme l'état de santé, ne sont pas prises en compte dans de nombreuses études.

Revenons à l'hypothèse de sélection présentée plus haut et prenons en considération le différentiel social de mortalité entre les hommes et les femmes. Les groupes sociaux défavorisés se caractérisent par un état de santé globalement moins bons que les plus favorisés et la détérioration de leur état de santé intervient également à un âge plus précoce. Sachant que l'espérance de vie des hommes est plus faible que celle des femmes, la sélection éliminant les personnes en mauvaise santé et appartenant pour la plupart aux groupes sociaux défavorisés intervient plus prématurément. Ceci peut expliquer pourquoi le différentiel de mortalité est plus élevé chez les hommes entre 60 et 75 ans. En revanche, du côté des femmes, l'effet de sélection intervient plus tardivement, justifiant un écart de mortalité entre groupes sociaux plus important au-delà de 75 ans.

Enfin, selon Valkonen (2002), si le différentiel social de mortalité est plus élevé en général chez les hommes que chez les femmes, c'est en raison de la variation de la structure par cause de mortalité. Les hommes et les femmes ne meurent pas avec la même intensité des mêmes causes de décès et le différentiel social fluctue selon ces dernières et le sexe. Ainsi, par exemple, le cancer du sein est quasiment inexistant chez les hommes alors qu'il est responsable de 3,9% des décès chez les femmes et 0,04% chez les hommes (2018, Statbel), mais avec un gradient social très faible, voire inversé (Valkonen, 2002 ; Strand et al., 2007).

La figure 5 qui représente le rapport des quotients de mortalité entre 80 et 94 ans entre le groupe défavorisé (25%) et le groupe favorisé (25%) pour les grands groupes de cause de décès montre que :

Figure 5. Le rapport des quotients de mortalité entre 80 et 94 ans entre le groupe défavorisé (25%) et le groupe favorisé (25%) par grands groupes de cause de décès



(source : Causineq-Demobel, calcul des auteurs)

⁸ L'utilisation de ces variables – niveau d'instruction et statut d'activité - est sans doute moins discriminant pour les générations anciennes que pour les générations récentes.

- L'ampleur des inégalités sociales varie selon la cause de décès : assez faible au niveau des cancers mais très élevée au niveau des maladies de l'appareil respiratoire.
- Si en 1992-1996, les inégalités sociales étaient plus élevées pour toutes les causes de décès chez les hommes que chez les femmes, à l'exception des maladies de l'appareil circulatoire qui restent la principale cause de décès, ce n'est plus le cas pour la période 2011-2015. Les inégalités sont cette fois plus marquées chez les femmes, non seulement au niveau des maladies de l'appareil circulatoire, mais aussi pour les maladies de l'appareil respiratoire, des causes externes de décès et des « autres causes », alors qu'elles sont demeurées stables au niveau des tumeurs. En cause, une réduction des inégalités sociales de mortalité par cause chez les hommes et une augmentation de ces mêmes inégalités chez les femmes.

Comment ces résultats se traduisent-ils en termes d'espérance de vie ? Cet indicateur permet donc de globaliser les conséquences de la variation des risques de mourir selon l'âge dans une synthèse aisée à manipuler pour analyser ses conséquences et notamment les quantifier (Vandeschrick, 2004). En première approximation, étant donné que les différences sociales de mortalité absolues et relatives se sont aggravées dans le temps, la même tendance devrait caractériser les différences d'espérance de vie selon les groupes sociaux

3.3. L'espérance de vie à 65 ans et à 80 ans selon les groupes sociaux : le renforcement des inégalités

Au-delà des progrès rapides des espérances de vie aux âges élevés, observe-t-on des différences selon le groupe social et comment celles-ci ont-elles évolué depuis le début des années 1990 ? Examinons d'abord la situation en 2011-2015 (tableau 1). A 65 ans, il y a plus de 4 années d'écart d'espérance de vie entre les hommes appartenant au quartile le plus défavorisé et ceux du quartile le plus favorisé. Si l'on compare la situation des 5% les plus favorisés et défavorisés, l'écart est de 7 années. Du côté des femmes, la différence est de 3,7 années entre les quartiles extrêmes et grimpe à 7 années entre les 5% les plus favorisées et défavorisées. Au-delà de cette comparaison entre le sommet et la base de l'échelle sociale, ces écarts d'espérance de vie à 65 ans concernent tous les groupes sociaux : plus on s'élève dans l'échelle sociale, plus les espérances de vie féminine et masculine à 65 ans généralement augmentent, et inversement. Ces constats s'observent également pour les périodes 1992-1996 et 2002-2006.

Entre 1992-1996 et 2011-2015, l'espérance de vie à 65 ans a augmenté pour tous les groupes sociaux, tant chez les hommes que chez les femmes, mais pas au même rythme : plus élevé chez les plus favorisés, plus lent chez les moins favorisés. En d'autres termes, au cours de ces dernières décennies, les inégalités sociales de mortalité, au-delà de 65 ans, se sont accrues.

Les mêmes conclusions valent pour les espérances de vie à 80 ans selon le groupe social (tableau 1). Aux trois périodes d'observation, on observe un différentiel d'espérance de vie féminine et masculine entre les groupes sociaux et celui-ci varie selon un gradient social : plus on s'élève dans l'échelle sociale, plus l'espérance de vie à 80 ans est élevée et inversement. Depuis le début des années 1990, les inégalités sociales de mortalité se sont également accrues au-delà de 80 ans compte tenu de progrès plus lents chez les plus défavorisés que chez les plus favorisés. On épinglera notamment des gains d'espérance de vie très faibles pour les hommes de plus de 80 ans appartenant aux 5% les plus défavorisés (+ 0,4 année d'espérance de vie à 80 ans entre 1992-1996 et 2011-2015), alors que pour les femmes du même groupe social on observe même une réduction de 0,01 année d'espérance de vie depuis le début des années 1990.

Tableau 1. Espérance de vie à 65 ans et à 80 ans selon le groupe social (en année)

• **Espérance de vie à 65 ans (en année)**

Groupes sociaux	1992-1996	2002-2006	2011-2015	Variation entre 1992-96 et 2011-15
Hommes				
GS Déf. (5%)	12,46	13,37	13,69	1,23
GS Déf. (25%)	13,90	15,24	16,46	2,56
GS Int Bas (25%)	15,11	17,29	18,26	3,15
GS Int Haut (25%)	15,92	17,98	18,73	2,82
GS Fav. (25%)	17,44	19,24	20,73	3,29
GS Fav. (5%)	17,67	19,64	20,65	2,98
Total	14,72	16,34	17,82	3,10
Diff. 25%	3,54	3,99	4,27	
Diff. 5%	5,21	6,27	6,96	
Femmes				
GS Déf. (5%)	16,61	17,48	17,03	0,42
GS Déf. (25%)	18,36	19,50	20,25	1,89
GS Int Bas (25%)	19,92	21,62	22,45	2,53
GS Int Haut (25%)	20,61	22,25	22,44	1,83
GS Fav. (25%)	21,32	23,03	23,99	2,68
GS Fav. (5%)	21,47	23,25	23,92	2,45
Total	19,03	20,10	21,19	2,17
Déf. (25%)-Fav. (25%)	2,96	3,53	3,74	
Déf. (5%)-Fav. (5%)	4,86	5,77	6,89	

• **Espérance de vie à 80 ans (en année)**

Hommes				
GS Déf. (5%)	5,53	5,89	5,92	0,39
GS Déf. (25%)	6,11	6,68	7,47	1,36
GS Int Bas (25%)	6,64	7,51	8,30	1,67
GS Int Haut (25%)	6,94	7,90	8,36	1,42
GS Fav. (25%)	7,89	8,54	9,33	1,44
GS Fav. (5%)	8,00	8,81	9,32	1,32
Total	6,39	7,03	7,93	1,54
Diff. 25%	1,78	1,87	1,87	
Diff. 5%	2,47	2,92	3,40	
Femmes				
GS Déf. (5%)	7,15	7,51	7,14	-0,01
GS Déf. (25%)	8,03	8,68	9,16	1,13
GS Int Bas (25%)	8,89	9,89	10,66	1,76
GS Int Haut (25%)	9,24	10,32	10,50	1,26
GS Fav. (25%)	9,75	10,78	11,52	1,77
GS Fav. (5%)	9,72	10,90	11,44	1,72
Total	8,30	8,80	9,61	1,31
Déf. (25%)-Fav. (25%)	1,72	2,10	2,36	
Déf. (5%)-Fav. (5%)	2,57	3,39	4,30	

(source :
Causineq-Demobel,
calcul des auteurs)

4. Les déterminants de la mortalité au-delà de 65 ans

Ces analyses descriptives sont complétées par des régressions logistiques du risque de mourir dans les 5 années qui suivent les recensements de la population de 1991 et de 2011 selon une série de variables explicatives identifiées à partir de la littérature existante (voir par exemple, Oris et Lerch, 2009). Ces modèles sont pondérés par les années vécues. Sachant que pour certaines variables, la situation est appréhendée l'année du recensement (car seuls ces derniers permettent d'obtenir cette information), on a pondéré par le nombre d'années entre le recensement et le décès afin de tenir compte de l'exposition au risque de décès. Le tableau 2 présente les risques relatifs ou rapports de cotes (odds ratio) pour les hommes et les femmes en distinguant la situation des 65-79 ans et celles des 80 ans et plus. Il s'agit là des groupes d'âge qui séparent classiquement et artificiellement le 3^e âge, qui bénéficie encore d'une relative bonne santé, du 4^e âge, celui de la dépendance accrue et de la fin de vie (Oris et Lerch, 2009).

Avant de s'intéresser à la situation des groupes sociaux, analysons brièvement les autres déterminants de la mortalité. Le risque de mourir varie fortement selon la situation de ménage et de l'état-civil, notamment entre 65 et 79 ans, et ce, pour les deux périodes d'observation. Cette variable reflète d'une certaine manière l'impact de l'isolement social et familial ou inversement du soutien familial dont bénéficient ou non les personnes âgées. Les résultats confirment partiellement l'effet protecteur du mariage, les personnes vivant en couple marié se distinguant par une nette sous-mortalité par rapport aux autres situations de ménage et d'état-civil (Murphy et al., 2007 ; Valkonen et al., 2004). Toutefois, pour les 80 ans et plus, les cohabitants et les isolés célibataires ne présentent plus des risques significativement différents des couples mariés. Bien plus, pour les femmes âgées de 80 ans et plus, le fait d'être isolé impliquerait une sous-mortalité.

La nationalité est un autre déterminant du risque de décéder. Dans tous les cas, les Belges se caractérisent par un risque de décéder supérieur aux non-Belges, définis ici par leur nationalité au moment du décès. Ce résultat est conforme à celui observé dans la littérature (Deboosere et Gadeyne, 2005; Oris et Lerch, 2009)⁹ et peut s'expliquer d'une part, par la sélection à l'immigration de personnes en bonne santé et d'autre part, par l'émigration en fin de vie de personnes en mauvaise santé. Ces dernières échappent donc aux statistiques de décès et contribuent à une sous-estimation de la mortalité des personnes étrangères aux âges élevés.

Qu'en est-il du groupe social ? Les résultats sont conformes à ceux qui résultent de l'analyse des tables de mortalité. En contrôlant l'effet des autres variables, le groupe social d'appartenance exerce un impact significatif sur le risque de mourir, et cela davantage pour les hommes que pour les femmes. Ce risque de mourir varie aussi selon le gradient social. En 2011-2015, par rapport à la catégorie de référence – le groupe social favorisé – les hommes de 65-79 ans du groupe social défavorisé ont un risque de mourir 81% plus élevé, alors que la différence est de 52% pour ceux appartenant au groupe intermédiaire bas et de 36% pour ceux du groupe intermédiaire haut. Du côté des femmes de même âge, celles du groupe social défavorisé ont un risque de mourir 66% plus élevé que les plus favorisées, alors qu'il est de 36% et de 27%, respectivement pour les femmes des groupes sociaux intermédiaires bas et haut. Ces différences sociales comme le gradient social de mortalité s'observent également pour les personnes âgées de 80 ans et plus, mais les écarts entre les

⁹ Une étude récente sur la mortalité des descendants d'immigrés de 18 à 64 ans en France a révélé des résultats plus nuancés (Wallace et al., 2019). Ainsi, les hommes d'origine d'Afrique du Nord de deuxième génération se caractérisent par une surmortalité importante par rapport à la population de référence (personnes nées en France de deux parents eux-mêmes nés en France) et à leurs homologues immigrés de première génération, ces derniers bénéficiant de l'effet positif de la sélection.

Tableau 2. Facteurs du risque relatif (odds ratio) de décéder dans les 5 années qui suivent le recensement pour les populations âgées de 65-79 ans et 80 ans et plus

	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
	65 – 79 ans		80 ans et +	
2011-2015				
Age	1,114 (1,112 ; 1,115)	1,111 (1,110 ; 1,112)	1,181 (1,179 ; 1,183)	1,170 (1,167 ; 1,172)
GS Favorisé	Ref	Ref	Ref	Ref
GS Défavorisé	1,664 (1,627 ; 1,702)	1,815 (1,786 ; 1,843)	1,378 (1,341 ; 1,416)	1,442 (1,409 ; 1,477)
GS Inter. bas	1,355 (1,324 ; 1,388)	1,519 (1,494 ; 1,544)	1,210 (1,176 ; 1,245)	1,281 (1,250 ; 1,314)
GS Inter. haut	1,265 (1,234 ; 1,298)	1,355 (1,332 ; 1,379)	1,187 (1,153 ; 1,223)	1,229 (1,198 ; 1,261)
En couple	Ref	Ref	Ref	Ref
Autre	1,436 (1,409 ; 1,465)	1,159 (1,137 ; 1,180)	1,298 (1,273 ; 1,324)	1,202 (1,170 ; 1,236)
Cohabitant	1,285 (1,250 ; 1,321)	1,185 (1,160 ; 1,211)	1,121 (1,081 ; 1,163)	1,036 (0,998 ; 1,075)
Isolé célibataire ¹⁰	1,487 (1,444 ; 1,532)	1,611 (1,577 ; 1,647)	1,082 (1,051 ; 1,114)	1,209 (1,164 ; 1,256)
Isolé autre	1,273 (1,259 ; 1,287)	1,489 (1,471 ; 1,508)	0,981 (0,969 ; 0,993)	1,103 (1,086 ; 1,120)
Monoparental	1,510 (1,478 ; 1,543)	1,470 (1,421 ; 1,520)	1,244 (1,218 ; 1,270)	1,126 (1,081 ; 1,173)
Non belge	Ref	Ref	Ref	Ref
Belge	1,178 (1,153 ; 1,204)	1,120 (1,101 ; 1,140)	1,101 (1,076 ; 1,128)	1,061 (1,032 ; 1,091)
1992-1996				
Age	1,132 (1,131 ; 1,134)	1,122 (1,121 ; 1,124)	1,174 (1,171 ; 1,177)	1,155 (1,151 ; 1,160)
GS Favorisé	Ref	Ref	Ref	Ref
GS Défavorisé	1,569 (1,524 ; 1,615)	1,684 (1,650 ; 1,720)	1,436 (1,363 ; 1,514)	1,685 (1,602 ; 1,772)
GS Inter. bas	1,242 (1,206 ; 1,280)	1,427 (1,396 ; 1,458)	1,223 (1,159 ; 1,291)	1,503 (1,424 ; 1,586)
GS Inter. haut	1,098 (1,063 ; 1,134)	1,253 (1,223 ; 1,283)	1,142 (1,077 ; 1,210)	1,308 (1,232 ; 1,390)
En couple	Ref	Ref	Ref	Ref
Autre	1,292 (1,270 ; 1,314)	1,150 (1,129 ; 1,172)	1,286 (1,251 ; 1,322)	1,206 (1,158 ; 1,257)
Cohabitant	1,219 (1,183 ; 1,255)	1,265 (1,228 ; 1,303)	1,029 (0,975 ; 1,086)*	1,032 (0,958 ; 1,111)*
Isolé célibataire	1,173 (1,142 ; 1,206)	1,309 (1,273 ; 1,346)	0,902 (0,865 ; 0,941)	1,046 (0,973 ; 1,125)*
Isolé autre	1,119 (1,106 ; 1,132)	1,309 (1,289 ; 1,330)	0,914 (0,894 ; 0,935)	1,070 (1,039 ; 1,101)
Monoparental	1,214 (1,188 ; 1,241)	1,327 (1,277 ; 1,378)	1,079 (1,042 ; 1,117)	1,008 (0,941 ; 1,079)*
Non belge	Ref	Ref	Ref	Ref
Belge	1,060 (1,032 ; 1,089)	0,980 (0,958 ; 1,002)*	1,168 (1,113 ; 1,226)	1,106 (1,032 ; 1,185)

(source : Causineq-Demobel, calcul des auteurs)

* Non significatif au seuil de 5%. Clé de lecture. Exemple des femmes âgées de 65-79 ans, période 2011-2015. Dans le cas des groupes sociaux, la catégorie de référence est le groupe social favorisé. Par rapport à celle-ci, le groupe social défavorisé a un odds ratio de 1,66 traduisant un risque de décéder au cours des 5 années 66% plus élevé que celui du groupe social favorisé. Les valeurs entre parenthèse correspondent aux intervalles de confiance.

¹⁰ Cette « catégorie » résulte du croisement des variables « situation de ménage » et « état-civil » et permet d'identifier les personnes vivant seules et n'ayant jamais été mariées. Les personnes « isolées autres » concernent les autres situations, soit par exemple les « isolées divorcées », les « isolées veuves ».

groupes sociaux sont plus faibles qu'entre 65 et 79 ans. En d'autres termes, les inégalités sociales de mortalité se maintiennent tant à 65-79 ans qu'après 80 ans, mais il est probable qu'un effet de sélection contribue à la réduction du différentiel social au-delà de 80 ans... mais ne le résorbe pas.

Les mêmes tendances globales – inégalités sociales persistantes, plus marquées chez les hommes que chez les femmes et chez les femmes de 65-79 ans que chez celles de 80 ans et plus – caractérisent la période d'observation 1992-1996 (tableau 2).

L'examen des odds ratio entre les deux périodes d'observation révèle pour les femmes et hommes de 65-79 ans un renforcement des inégalités sociales de mortalité avec le temps : pour chaque groupe social, le rapport de cote par rapport à la référence (le groupe social favorisé) est systématiquement plus élevé en 2011-2015 qu'en 1992-1996. En revanche, au-delà de 80 ans, on observe plutôt une constance des inégalités sociales chez les femmes et une réduction de ces mêmes inégalités du côté des hommes, sans bien entendu qu'elles ne disparaissent.

5. Inégalités sociales de mortalité et état de santé subjectif

L'état de santé est une variable intermédiaire importante entre la catégorie sociale et la mortalité (Liang et al., 2002). Plus l'âge est élevé et plus l'état de santé peut être potentiellement mauvais. Par ailleurs, les groupes sociaux défavorisés se caractérisent par un état de santé nettement plus dégradé que les plus favorisés. Ainsi, selon le recensement de 2001, 38% des personnes âgées de 65-79 ans et appartenant au groupe social défavorisé se déclarent en bonne santé ; ce pourcentage atteint 67% pour le groupe social favorisé (tableau 3). Parmi les personnes âgées de 65-79 ans se déclarant en mauvaise santé, 64% appartiennent au groupe social défavorisé et seulement 3% au groupe social favorisé (tableau 4). Ce différentiel social selon l'état de santé déclaré s'observe aussi au niveau des personnes âgées de 80 ans et plus. Les groupes sociaux se distinguent donc fortement selon leur état de santé. On pourrait donc légitimement poser l'hypothèse que les inégalités sociales de mortalité aux âges élevés sont la conséquence de l'état de santé différentiel selon les groupes sociaux. Si tel est le cas, à même état de santé, il ne devrait pas y avoir de différence de mortalité selon le groupe social.

Dans un premier temps, pour vérifier cette hypothèse, des tables de mortalité selon le groupe social et l'état de santé déclaré ont été calculées pour la période d'observation 2002-2006 ; seul le recensement de la population de 2001 ayant posé une question sur l'état de santé estimé. Sur cette base, une typologie en trois états de santé a été définie : le « bon » état de santé regroupant les personnes se déclarant en bon ou très bon état de santé ; l'état de santé moyen concernant les personnes se déclarant un état de santé moyen ; le « mauvais » état de santé regroupant les personnes déclarant un mauvais ou très mauvais état de santé. Avant de présenter les résultats, il convient de rappeler d'une part, que cette variable « état de santé subjectif », à priori de bonne qualité, peut être sujette à des biais déclaratifs, et d'autre part, que nous devons supposer que l'état de santé des personnes n'a pas évolué entre la date du recensement et celle du décès. Ces mises en garde valent également pour les modèles de régressions logistiques développés ci-après.

Tableau 3. La proportion de la population âgée se déclarant en (très) bonne santé selon le groupe social

Âges	Défavorisé	Inter. bas	Inter. haut	Favorisé
65-79	37,7%	48,7%	58,3%	67,3%
80 ans et +	25,4%	32,4%	40,4%	47,3%

(Source : recensement de la population de 2001)

Tableau 4. La répartition de la population âgée se déclarant en (très) mauvaise santé par groupe social

Âges	Défavorisé	Inter. bas	Inter. haut	Favorisé	Indéterminé	Total
65-79	64,1%	24,7%	7,4%	3,3%	0,5%	100%
80 ans et +	68,8%	20,5%	6,2%	2,7%	1,9%	100%

(Source : recensement de la population de 2001)

Indépendamment du groupe social (population totale), l'état de santé influence fortement l'espérance de vie. A 65 ans, chez les hommes et les femmes, il y a 10 années d'écart d'espérance de vie selon que l'on se déclare en bon ou en mauvais état de santé (tableau 5). A 80 ans, cette différence, quasiment identique pour les deux sexes, est d'environ 5 années. Ce différentiel entre les niveaux de santé est plus grand pour le groupe social favorisé (à 65 ans, il est de 12,8 ans chez les hommes et de 12,1 ans chez les femmes) que pour le groupe social défavorisé (à 65 ans, il est de 8,9 ans chez les hommes et de 9,4 ans chez les femmes).

Un mauvais état de santé efface les différences sociales d'espérance de vie masculine et féminine à 65 ans et à 80 ans. Ainsi, se déclarer en mauvaise santé se traduit par

Tableau 5. L'espérance de vie à 65 ans et à 80 ans selon le groupe social (quartiles de score) et l'état de santé (2002-2006)

• *Espérance de vie à 65 ans (en année) selon l'état de santé déclaré*

Groupes sociaux (quartiles)	Hommes				Femmes			
	Etat de santé subjectif				Etat de santé subjectif			
	Bon	Moyen	Mauvais	Total	Bon	Moyen	Mauvais	Total
GS Déf.	19,1	15,5	10,2	15,2	23,5	20,2	14,1	19,5
GS Int Bas	20,9	16,9	10,6	17,3	25,2	21,7	14,8	21,6
GS Int Haut	21,5	17,0	10,1	18,0	25,6	21,7	14,4	22,3
GS Fav.	22,6	17,4	9,8	19,2	25,9	22,3	13,8	23,0
Total	20,4	16,2	10,2	16,3	24,3	20,7	14,2	20,1
Fav-Déf*	3,5	1,9	-0,4	4,0	2,4	2,1	-0,3	3,5

• *Espérance de vie à 80 ans (en année) selon l'état de santé déclaré*

Groupes sociaux (quartiles)	Hommes				Femmes			
	Etat de santé subjectif				Etat de santé subjectif			
	Bon	Moyen	Mauvais	Total	Bon	Moyen	Mauvais	Total
GS Déf.	8,8	6,9	4,5	6,7	11,2	9,2	6,4	8,7
GS Int Bas	9,6	7,5	4,7	7,5	12,4	10,1	6,9	9,9
GS Int Haut	10,1	7,7	4,5	7,9	12,7	10,2	6,9	10,3
GS Fav.	10,8	7,8	4,7	8,5	12,8	10,5	6,9	10,8
Total	9,4	7,2	4,6	7,0	11,6	9,4	6,5	8,8
Fav-Déf*	2,0	0,9	0,2	1,9	1,6	1,3	0,5	2,1

* Fav-Déf est la différence absolue d'espérance de vie entre le groupe social favorisé et le groupe social défavorisé.

(source : Causineq-Demobel, calcul des auteurs)

des espérances de vie voisines, indépendamment du groupe social. Par contre les inégalités sociales se maintiennent pour ceux qui se déclarent en bon état de santé ou en état de santé moyen... avec un gradient selon l'état de santé. En d'autres termes, plus l'état de santé est bon, plus les inégalités de mortalité entre les groupes sociaux sont importantes. Ce constat vaut pour les hommes comme pour les femmes, à 65 ans comme à 80 ans. Cela signifie que si l'état de santé explique en partie le différentiel social de mortalité au-delà de 65 ans, d'autres facteurs entrent en ligne de compte.

Dans un second temps, des modèles de régressions logistiques ont été élaborés afin de dégager l'effet net de l'état de santé sur la mortalité (risque de décéder dans les 5 années qui suivent le recensement) des différents groupes sociaux. Le premier jeu de modèles a pour objet de mesurer le risque de mourir au-delà de 65 ans selon le groupe social selon que l'on tienne compte (modèle 2) ou non (modèle 1) de l'état de santé déclaré (tableau 6). L'introduction de l'état de santé, en plus d'autres variables explicatives, telles que le sexe, la situation de ménage ou encore la nationalité, entraîne pour tous les groupes sociaux une diminution du rapport de côte. L'état de santé de l'individu explique donc une part de l'effet du groupe social sur la probabilité de décès, mais il ne l'élimine pas pour autant. Ainsi, en contrôlant l'effet de l'état de santé, les groupes sociaux défavorisé, intermédiaires bas et haut ont respectivement un risque de mourir 38%, 15% et 11% plus élevé que celui du groupe social favorisé.

Tableau 6. Facteurs du risque relatif (odds ratio) de décéder dans les 5 années suivant le recensement (2002-2006). Modèles stratifiés en fonction de l'âge

Variables	65 ans et +		65 - 79 ans	80 ans et plus
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
Age	1,145 (1,145 ; 1,146)	1,136 (1,136 ; 1,137)	1,114 (1,113 ; 1,115)	1,175 (1,173 ; 1,177)
Femme	<i>Ref</i>	<i>Ref</i>	<i>Ref</i>	<i>Ref</i>
Homme	2,240 (2,226 ; 2,255)	2,372 (2,356 ; 2,388)	2,436 (2,418 ; 2,455)	2,147 (2,116 ; 2,177)
GS Favorisé	<i>Ref</i>	<i>Ref</i>	<i>Ref</i>	<i>Ref</i>
GS Défavorisé	1,792 (1,769 ; 1,815)	1,383 (1,365 ; 1,402)	1,396 (1,374 ; 1,417)	1,336 (1,299 ; 1,374)
GS Intermédiaire bas	1,343 (1,326 ; 1,361)	1,148 (1,132 ; 1,164)	1,144 (1,126 ; 1,163)	1,154 (1,120 ; 1,188)
GS Intermédiaire haut	1,193 (1,175 ; 1,212)	1,108 (1,090 ; 1,126)	1,115 (1,094 ; 1,135)	1,093 (1,056 ; 1,130)
Couple	<i>Ref</i>	<i>Ref</i>	<i>Ref</i>	<i>Ref</i>
Autre	1,328 (1,314 ; 1,343)	1,297 (1,281 ; 1,312)	1,228 (1,211 ; 1,246)	1,277 (1,249 ; 1,306)
Cohabitant	1,173 (1,153 ; 1,194)	1,137 (1,115 ; 1,159)	1,151 (1,127 ; 1,176)	1,011 (0,971 ; 1,053)*
Isolé célibataire	1,293 (1,272 ; 1,314)	1,368 (1,345 ; 1,392)	1,414 (1,387 ; 1,442)	1,121 (1,082 ; 1,162)
Isolé autre	1,154 (1,145 ; 1,162)	1,199 (1,190 ; 1,209)	1,244 (1,232 ; 1,256)	1,038 (1,022 ; 1,054)
Monoparental	1,343 (1,323 ; 1,363)	1,339 (1,318 ; 1,360)	1,344 (1,318 ; 1,370)	1,202 (1,169 ; 1,236)
Non belge	<i>Ref</i>	<i>Ref</i>	<i>Ref</i>	<i>Ref</i>
Belge	1,067 (1,053 ; 1,081)	1,222 (1,205 ; 1,239)	1,243 (1,223 ; 1,262)	1,172 (1,135 ; 1,210)
Etat de santé bon/très bon		<i>Ref</i>	<i>Ref</i>	<i>Ref</i>
Mauvais/très mauvais		5,706 (5,655 ; 5,758)	6,189 (6,125 ; 6,253)	4,535 (4,455 ; 4,618)
Moyen		1,929 (1,915 ; 1,943)	1,978 (1,961 ; 1,994)	1,835 (1,808 ; 1,861)

* Non significatif au seuil de 5%. Clé de lecture. Exemple des 65 ans et plus. Dans le cas des groupes sociaux, la catégorie de référence est le groupe social favorisé. Par rapport à celle-ci, le groupe social défavorisé a un odds ratio de 1,73 traduisant un risque de décéder au cours des 5 années 2002-2006 73% plus élevé que celui du groupe social favorisé. Les valeurs entre parenthèse correspondent aux intervalles de confiance.

(source : Causineq-Demobel, calcul des auteurs)

Les modèles suivants distinguent la situation des personnes âgées de 65-79 ans (modèle 3) de celle des personnes âgées de 80 ans et plus (modèle 4) (tableau 6). Dans les deux cas, les inégalités sociales de mortalité subsistent après contrôle de l'état de santé et des autres variables explicatives. Le différentiel se marque surtout pour le groupe social défavorisé avec, par rapport au groupe social favorisé (référence), un risque de mourir 40% plus élevé chez les 65-79 ans et 34% plus élevé chez les 80 ans et plus. Par ailleurs, toujours en prenant en compte l'état de santé, l'intensité des rapports de côtes des groupes sociaux pour les 65-79 ans et pour les 80 ans et plus est quasiment identique. Cela nuance le résultat obtenu avec les tables de mortalité selon lequel le différentiel social diminue au-delà de 80 ans (tableau 5). La sélection se ferait de manière « naturelle ou logique » via l'état de santé, mais à état de santé équivalent le différentiel social est aussi marqué à 65-79 ans qu'il ne l'est à 80 ans.

Enfin, les derniers modèles ont été stratifiés en fonction de l'état de santé déclaré des personnes âgées de 65 ans et plus (tableau 7). Trois populations sont considérées : les personnes se déclarant en bonne et très bonne santé (modèle 5), celles se déclarant en état de santé moyen (modèle 6) et celles se déclarant en mauvais ou très mauvais état de santé (modèle 7). Les résultats sont similaires à ceux obtenus avec les tables de mortalité. Les inégalités sociales de mortalité sont très marquées lorsque l'état de santé est bon et elles s'affaiblissent mais restent significativement présentes lorsque l'état de santé est moyen. Par contre, ces écarts disparaissent lorsque l'état de santé est mauvais, avec même une légère surmortalité du groupe social favorisé. En résumé, plus l'état de santé est bon, plus grandes sont les différences sociales de mortalité.

Tableau 7. Facteurs du risque relatif (odds ratio) de décéder dans les 5 années suivant le recensement (2002-2006) selon l'état de santé déclaré pour la population âgée de 65 ans et plus

Etat de santé subjectif	Bon/très bon modèle 5	Moyen modèle 6	Mauvais/très mauvais modèle 7
Age	1,142 (1,141 ; 1,143)	1,139 (1,138 ; 1,140)	1,121 (1,120 ; 1,122)
Femme	<i>Ref</i>	<i>Ref</i>	<i>Ref</i>
Homme	2,335 (2,306 ; 2,365)	2,429 (2,406 ; 2,453)	2,306 (2,273 ; 2,340)
GS Favorisé	<i>Ref</i>	<i>Ref</i>	<i>Ref</i>
GS Défavorisé	1,690 (1,655 ; 1,727)	1,299 (1,273 ; 1,327)	0,922 (0,888 ; 0,958)
GS Intermédiaire bas	1,299 (1,270 ; 1,328)	1,069 (1,046 ; 1,092)	0,861 (0,828 ; 0,896)
GS Intermédiaire haut	1,185 (1,155 ; 1,215)	1,063 (1,037 ; 1,090)	0,903 (0,863 ; 0,944)
Couple	<i>Ref</i>	<i>Ref</i>	<i>Ref</i>
Autre	1,244 (1,216 ; 1,272)	1,350 (1,327 ; 1,373)	1,252 (1,223 ; 1,283)
Cohabitant	1,236 (1,193 ; 1,281)	1,165 (1,134 ; 1,197)	0,972 (0,936 ; 1,010)*
Isolé célibataire	1,548 (1,502 ; 1,595)	1,392 (1,359 ; 1,426)	1,032 (0,991 ; 1,074)*
Isolé autre	1,284 (1,264 ; 1,303)	1,256 (1,243 ; 1,270)	0,969 (0,953 ; 0,986)
Monoparental	1,399 (1,357 ; 1,442)	1,400 (1,369 ; 1,431)	1,157 (1,120 ; 1,195)
Non belge	<i>Ref</i>	<i>Ref</i>	<i>Ref</i>
Belge	1,178 (1,143 ; 1,214)	1,202 (1,178 ; 1,227)	1,277 (1,245 ; 1,309)

* Non significatif au seuil de 5%. Clé de lecture. Exemple des personnes se déclarant en bon/très bon état de santé (modèle 5). Dans le cas des groupes sociaux, la catégorie de référence est le groupe social favorisé. Par rapport à celle-ci, le groupe social défavorisé a un odds ratio de 1,63 traduisant un risque de décéder au cours des 5 années 2002-2006 63% plus élevé que celui du groupe social favorisé. Les valeurs entre parenthèse correspondent aux intervalles de confiance.

(source : Causineq-Demobel, calcul des auteurs)

6. Conclusions

Dans un contexte d'amélioration constante de l'espérance de vie, les inégalités sociales de santé et de mortalité n'ont pas disparu et se sont même accrues au cours de ces dernières décennies dans la plupart des pays occidentaux. Cette tendance est confirmée dans le cas de la Belgique (Eggerickx et al., 2020), malgré des systèmes de protection sociale et de santé théoriquement accessibles à tous et globalement performants. Suite à la publication en 2009 du rapport de l'Organisation Mondiale de la Santé sur les déterminants sociaux de la santé (OMS, 2009), la réduction des inégalités sociales de santé et de mortalité est devenue une priorité politique pour de nombreux pays (Pophan et al., 2013).

Si de nombreuses études ont été consacrées aux différences sociales de mortalité, notamment dans le cadre de la mortalité prématurée (OMS, 2009), plus rares sont celles qui ont pour cible les personnes âgées. S'interroger sur les inégalités sociales de mortalité aux âges élevés est important pour plusieurs raisons. Premièrement, compte tenu du vieillissement démographique de nos sociétés occidentales, le nombre et le poids relatifs des personnes âgées continuera à augmenter dans les décennies à venir. En Belgique, selon les projections du Bureau du Plan¹¹, le poids relatif des personnes âgées de 67 ans et plus augmentera de 16,6% en 2019 à 19,8% en 2030 et à 23,0% en 2050. En chiffres absolus, leur nombre passera de 2,58 millions en 2019 à 3,53 millions en 2050. Quant aux personnes âgées de 80 ans et plus, elles représentaient 5,7% de la population en 2019. Elles seront 6,5% en 2030 et 10,1% en 2050. Leur effectif augmentera de 647.000 personnes en 2019 à 1.255.000 en 2050.

Deuxièmement, les personnes âgées sont aujourd'hui les principaux artisans de l'amélioration globale de l'espérance de vie à la naissance. Ainsi, entre 1984 et 2014, les progrès de la mortalité à plus de 60 ans représentent en Belgique 60% de l'amélioration de la durée de vie (Eggerickx et al., 2020). Troisièmement, il est un impératif éthique que d'assurer à tous, sans distinction de classe et d'âge, un vieillissement en bien-être et en bonne santé, qui plus est dans un contexte de recul de l'âge à la pension.

Or, les résultats de notre étude démontrent, quelle que soit la méthode d'analyse utilisée, qu'entre 65 et 79 ans comme au-delà de 80 ans, les inégalités sociales face à la mort subsistent, sont importantes et ont même augmenté aux cours des 25 dernières années, tant du côté des femmes que des hommes. Néanmoins, l'importance du différentiel social tend à diminuer avec l'âge, ce qui validerait en partie l'hypothèse de sélection.

L'état de santé (subjectif) explique une partie de l'effet des inégalités sociales sur la mortalité, mais ne le supprime pas, tant au niveau des 65-79 ans que des 80 ans et plus. En d'autres termes, en contrôlant l'état de santé, des différences de mortalité subsistent entre les groupes sociaux mais varient en importance en fonction du gradient social. De plus, le différentiel social de mortalité est quasiment identique chez les 65-79 ans et chez les 80 ans et plus, ce qui « annulerait » l'effet de sélection en fonction de l'âge, lorsque l'on prend en compte l'état de santé.

Lorsque l'état de santé est mauvais, les différences de mortalité entre les groupes sociaux s'effacent. Et plus l'état de santé est bon, plus les inégalités de mortalité entre les groupes sociaux augmentent. Gardons néanmoins à l'esprit que l'utilisation de cette variable « état de santé » présente certaines limites : un risque de mauvaise déclaration puisqu'il s'agit de l'état de santé ressenti (subjectif) et le fait que nous ne disposons d'aucune information sur la manière dont cet état de santé a évolué entre le moment du recensement et celui du décès.

En résumé, la part de la mortalité différentielle aux âges élevés qui n'est pas

¹¹ https://www.plan.be/databases/database_det.php?lang=fr&ID=35

expliquée par l'état de santé est donc due aux différences sociales (ressources, comportements) auxquelles s'ajoutent probablement des différences de consommation médicale (niveau de dépense, nature et qualité de soins) et l'environnement de vie (Mizrahi et Mizrahi, 2002). Ce sont des domaines dans lesquels les politiques menées aux échelles locales, régionales et nationales doivent être plus actives à l'avenir. La réduction des inégalités sociales de mortalité passe non seulement par une amélioration quantitative et qualitative des soins de santé et par le développement d'actions incitant davantage les populations à recourir à la prévention et aux soins précoces, mais aussi par une amélioration globale des conditions de vie ciblant par exemple une meilleure qualité des logements ou encore de l'environnement de vie au sens large du terme (social, physique...). Les plus âgés doivent faire l'objet d'une attention particulière, non seulement parce qu'il s'agit d'une population intrinsèquement plus fragile mais aussi parce que leurs effectifs croissent. Il s'agit là d'un défi actuel et futur majeur de santé publique.

Bibliographie

- Bopp M., Minder C.E., (2003), "Mortality by education in German speaking Switzerland, 1990–1997: results from the Swiss National Cohort", *International Journal of Epidemiology*, 32, pp. 346–354. <https://doi.org/10.1093/ije/dyg072>.
- Cambois E., (2016), « Des inégalités sociales de santé moins marquées chez les femmes que chez les hommes : une question de mesure ? », *Revue d'Epidémiologie et de Santé Publique*, Volume 64, supplément 2, pp. S75-S85. <https://doi.org/10.1016/j.respe.2016.02.007>
- Cambois E., Jusot F. (2007), « Ampleur, tendance et causes des inégalités sociales de santé et de mortalité en Europe : une revue des études comparatives », *Bulletin épidémiologique hebdomadaire*, 2-3, pp. 10-14.
- Deboosere P., Gadeynne S., (2005), « La sous-mortalité des immigrants adultes en Belgique : une réalité attestée par les recensements et les registres », *Population*, 60, pp. 765-811. <https://doi.org/10.3917/popu.505.0765>
- Deboosere P., Demarest S., Lorant V., Miermans P.-J., Portet M.I., Van Oyen H., (2006), *Santé et soins informels*, Enquête socio-économique 2001, Monographie, 191 p.
- Devos I., (2010), "Drie eeuwen sterfte in België, 18de-20ste eeuw", *Histoire de la population de la Belgique et de ses territoires*, Chaire Quetelet 2005, Centre de recherché en démographie, UCL, Louvain-la-Neuve, 2010, pp. 591-612.
- Eggerickx T., Léger J.-F., Sanderson J.-P., Vandeschrick C. (2017), « L'évolution de la mortalité en Europe du 19^e siècle à nos jours », *Espace, Populations, Sociétés*, (En ligne), 3. <https://doi.org/10.4000/eps.7314>
- Eggerickx T., Léger J.-F., Sanderson J.-P., Vandeschrick C. (2018), « Inégalités sociales et spatiales de mortalité dans les pays occidentaux. Les exemples de la France et de la Belgique », *Espace, Populations, Sociétés*, (En ligne), 1-2. <https://doi.org/10.4000/eps.7800>
- Eggerickx T., Sanderson J.-P., Vandeschrick (C.), (2020), "Mortality in Belgium from nineteenth century to today. Variations according to age, sex, and social and spatial contexts", *Quetelet Journal*, Vol. 8, n° 2, 2020, pp. 7-59. <https://doi.org/10.14428/rqj2020.08.02.01>
- Hoffmann R., (2005), "Do socioeconomic mortality differences decrease with rising age?", *Demographic Research*, 13, pp. 35-62. <https://doi.org/10.4054/demres.2005.13.2>
- Humblet P., (2007), "Inégalités sociales de santé et politiques publiques", *Santé Conjuguée*, avril, n°40, pp. 22-24.
- Hummer R.A., Roger R.G., Eberstein I.W., (1998), "Sociodemographic differentials in adult mortality: a review of analytic approaches", *Population and Development Review*, 24 (3), pp. 553-578. <https://doi.org/10.2307/2808154>

- Huisman M., Kunst A.E., Andersen O., Bopp M., Borgan J.-K., Costa G., Deboosere P., Desplanques G., Donkin A., Gadeyne S., Minder C., Regidor E., Spadea T., Valkonen T., Mackenbach J.-P., (2004), "Socioeconomic inequalities in mortality among elderly people in 11 European populations", *Journal of Epidemiology Community Health*, 58, pp. 468-475. <http://dx.doi.org/10.1136/jech.2003.010496>
- Huisman M., Read S., Towriss C., Deeg D., Grundy E., (2013), "Socioeconomic Inequalities in Mortality Rates in Old Age in the World Health Organization Europe Region", *Epidemiologic Reviews*, vol.15, pp. 84-97. <https://doi.org/10.1093/epirev/mxs010>
- Kibele E., Jasilionis D, Shkolnikov V., (2013), "Widening socioeconomic differences in mortality among men aged 65 years and older in Germany", *J Epidemiol Community Health*, 67, pp. 453-457. <https://doi.org/10.1136/jech-2012-201761>
- Knurowski T., van Dijk J., Madarasova Geckova A., Brzyski P., Tobiasz-Adamczyk B., van den Heuvel W., (2005), "Socio-economic health differences among the elderly population in Krakow", *Sozial- und Präventivmedizin*, volume 50, pp. 177-185. <https://doi.org/10.1007/s00038-005-2051-8>
- Krieger N., (1992), "The making of public health data: paradigms, politics, and Policy", *Journal of Public Health Policy*, Winter, vol. 13, n°4, pp. 412-417. <https://doi.org/10.2307/3342531>
- Kunst. A. E., Mackenbach J. P. (1994), «International Variation in Size of Mortality Differences Associated with Occupational Status», *International Journal of Epidemiology*, 23 (4), pp. 742-750, <https://doi.org/10.1093/ije/23.4.742>.
- Lampert T, Hoebel J, Kroll L. (2019), "Social differences in mortality and life expectancy in Germany. Current situation and trends", *Journal of Health Monitoring* 4(1), pp. 3-14. <http://dx.doi.org/10.25646/5872>
- Liang J., Bennet J., Krause N., Kobayashi E., Kim H., Brown J. W., Akiyama H., Sugisawa H., Jain A., (2002), "Old age mortality in Japan: does the socioeconomic gradient interact with gender and age", *Journal of Gerontology*, vol. 57B, n°5, S294-S307. <https://doi.org/10.1093/geronb/57.5.s294>
- Mackenbach J., Kulhánová I., Artnik B., Bopp M., Borrell C., Clemens T., Costa G., Dibben C., Kalediene R., Lundberg O., Martikainen P., Menvielle G., Östergren O., Prochorskas R., Rodríguez-Sanz M., Heine Strand B., Looman C., Rianne de Gelder R., (2016), "Changes in mortality inequalities over two decades: register based study of European countries", *BMJ* ;353:i1732. <https://doi.org/10.1136/bmj.i1732>
- Mackenbach J., Kunst A., (1997), "Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from Europe", *Soc. Sci. Med.* Vol. 44, No. 6, pp. 757-771. [https://doi.org/10.1016/s0277-9536\(96\)00073-1](https://doi.org/10.1016/s0277-9536(96)00073-1)
- Mackenbach J., Kunst A., Groenhouf F., Borgan J.-K., Costa G., Faggiano F., Jozan P., Leinsalu M., Martikainen P., Rychtarikova J., Valkonen T., (1999), "Socioeconomic inequalities in mortality among women and among men : an international study", *Am J Public Health*, 89, pp. 1800-1806. <https://doi.org/10.2105/ajph.89.12.1800>
- Martelin T., (1994), "Mortality by indicators of socioeconomic status among the finnish elderly", *Social Science & Medicine*, vol. 38, Issue 9, pp. 1257-1278. [https://doi.org/10.1016/0277-9536\(94\)90190-2](https://doi.org/10.1016/0277-9536(94)90190-2)
- Meslé F., (2005), « Espérance de vie et mortalité aux âges élevés », *Retraite et Sociétés*, 2, n°45, pp. 89-113. <https://doi.org/10.3917/rs.045.0089>
- Mizrahi A., Mizrahi A., (2002), «Inégalités sociales face au vieillissement et à la mort», *Gérontologie et Société* 2, 25 (101), pp. 63-83. <https://doi.org/10.3917/gs.101.0063>
- Murphy M., Grundy E., Kalogirou S., (2007), "The increase in marital status differences in mortality to oldest age in seven European countries, 1990-99", *Population Studies*, 61, 3, pp. 287-298. <https://doi.org/10.1080/00324720701524466>
- OMS, (2009), *Comblent le fossé en une génération : instaurer l'équité en agissant sur les déterminants sociaux de la santé*, Commission des déterminants sociaux de la santé, Genève. <https://doi.org/10.1177/1757975909103766>

- Oris M., Lerch M., (2009), « La transition ultime. Longévité et mortalité aux grands âges dans le bassin lémanique », *Transitions dans les parcours de vie et construction des inégalités*, sous la direction de M. Oris et al., Lausanne, 2009, pp. 407-432.
- Pinxten, W., Lievens, J. (2014), “The importance of economic, social and cultural capital in understanding health inequalities: using a Bourdieu-based approach in research on physical and mental health perceptions”, *Sociology of health & illness*, 36(7), pp. 1095-1110. <https://doi.org/10.1111/1467-9566.12154>
- Popham F., Dibben C., Bambra C., (2013), “Are health inequalities really not the smallest in the Nordic welfare states? A comparison of mortality inequality in 37 countries”, *Epidemiol Community Health*, 67, pp. 412-418. <https://doi.org/10.1136/jech-2012-201525>
- Poulain M., Herm A., (2013), « Le registre de population centralisé, source de statistiques démographiques en Europe », *Population*, vol. 68, (2), pp. 215-247. <https://doi.org/10.3917/popu.1302.0215>
- Sanderson J.-P., Bourguignon M., Eggerickx T., (2018), « La dépendance à l'épreuve de la distance : le rapprochement inter-générationnel est-il le déterminant majeur des migrations résidentielles post-retraite ? », *Famille et vieillissement : enjeux et défis des solidarités intergénérationnelles au Nord et au Sud*, sous la direction de J.-P. Sanderson et M.-C. Sousa Gomes (eds), Aidelf, Paris, 17 p.
- Sanderson J.-P., Vandeschrick C., Eggerickx T., (2023), La mesure des inégalités sociales de mortalité : construction d'un indicateur de positionnement social, *Document de Travail*, Centre de recherche en démographie (à paraître).
- Spini D., Widmer E., (2009), « Transitions, inégalités et parcours de vie : l'expérience lémanique », *Transitions dans les parcours de vie et construction des inégalités*, sous la direction de M. Oris et al., Lausanne, 2009, pp. 3-23.
- Stranda B.H., Kunst A., Huisman M., Menvielle G., Glickman M., Bopp M., Borell C., Borgan J.K., Costa G., Deboosere P., Regidor E., Valkonen T., Mackenbach J.P., (2007), “The reversed social gradient: Higher breast cancer mortality in the higher educated compared to lower educated. A comparison of 11 European populations during the 1990s”, *European Journal of Cancer*, pp. 1200-1207. <https://doi.org/10.1016/j.ejca.2007.01.021>
- Valkonen T., (2002), “Les inégalités sociales devant la mort”, *Démographie : analyse et synthèse. III. Les déterminants de la mortalité*, sous la direction de G. Caselli, J. Vallin et G. Wunsch, Editions de l'INED, Paris, pp. 351-372.
- Valkonen T., Martikainen P., Blomgren J., (2004), “Increasing excess mortality among nonmarried elderly people in developed countries”, *Demographic Research*, 2, 12, pp. 306-330. <https://doi.org/10.4054/demres.2004.s2.12>
- Vandeschrick C., (2004), *Analyse démographique. Troisième édition revue et corrigée*, Louvain-la-Neuve et Paris, Bruylant-Academia/L'Harmattan, Collection Population et développement, n°1, 215 p.
- Van Oyen H., Deboosere P., Lorant, V., Charafeddine R. (eds.), (2010), *Les inégalités sociales de santé en Belgique*. Academia Press. 200p.
- Van Rossum C., Van de Mheen H., Mackenbach J., Grobbee D, (2000), “Socioeconomic status and mortality in Dutch elderly people The Rotterdam study”, *European Journal of Public Health*, vol. 10, n°4, pp. 255-261. <https://doi.org/10.1093/eurpub/10.4.255>
- Wallace M., Khlal M., Guillot M., (2019), “Adult mortality among second-generation immigrants in France: Results from a nationally representative record linkage study”, *Demographic Research*, vol., article 54, pp. 1603-1644. <https://doi.org/10.4054/demres.2019.40.54>

Annexe 1 - Les espérances de vie à 25, 65 et 80 ans en 2011-2015 selon les groupes sociaux et leur composante

	Hommes			Femmes		
	e25	e65	e80	e25	e65	e80
Groupe social défavorisé (25%)	49,9	16,5	7,5	56,1	20,3	9,2
Groupe social favorisé (25%)	58,6	20,7	9,3	62,3	24,0	11,5
Différence	8,7	4,3	1,9	6,3	3,7	2,4
Diplômés de primaire	51,3	17,0	7,6	56,8	20,1	9,5
Diplômés du supérieur	57,5	20,0	8,9	61,2	23,0	10,7
Différence	6,2	3,0	1,3	4,4	2,9	1,2
Locataires	50,0	15,9	7,6	56,6	20,6	10,1
Propriétaires	55,6	18,8	8,4	60,2	22,4	10,4
Différence	5,6	2,9	0,8	3,6	1,8	0,4
Logements mal équipés	51,3	16,3	7,6	56,8	20,1	9,5
Logements très bien équipés	55,0	18,9	8,5	60,1	22,7	10,7
Différence	3,6	2,7	0,9	3,3	2,6	1,2

(source DEMOBEL, calcul des auteurs)

Annexe 2 - L'évolution des quotients de mortalité par groupe quinquennal d'âge et groupe social

