



Espace populations sociétés

Space populations societies

2018/1-2 | 2018

Les inégalités sociales et spatiales de santé et de mortalité

Inégalités sociales et spatiales de mortalité dans les pays occidentaux. Les exemples de la France et de la Belgique

Thierry Eggerickx, Jean-François Léger, Jean-Paul Sanderson et Christophe Vandeschrick



Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/eps/7800>

DOI : 10.4000/eps.7800

ISSN : 2104-3752

Éditeur

Université des Sciences et Technologies de Lille

Ce document vous est offert par Université catholique de Louvain

UCL

Université
catholique
de Louvain

Référence électronique

Thierry Eggerickx, Jean-François Léger, Jean-Paul Sanderson et Christophe Vandeschrick, « Inégalités sociales et spatiales de mortalité dans les pays occidentaux. Les exemples de la France et de la Belgique », *Espace populations sociétés* [En ligne], 2018/1-2 | 2018, mis en ligne le 22 juin 2018, consulté le 16 août 2018. URL : <http://journals.openedition.org/eps/7800> ; DOI : 10.4000/eps.7800

Ce document a été généré automatiquement le 16 août 2018.



Espace Populations Sociétés est mis à disposition selon les termes de la licence Creative Commons Attribution - Pas d'Utilisation Commerciale - Pas de Modification 4.0 International.

Inégalités sociales et spatiales de mortalité dans les pays occidentaux. Les exemples de la France et de la Belgique

Thierry Eggerickx, Jean-François Léger, Jean-Paul Sanderson et
Christophe Vandeschrick

Introduction

- 1 Bien que la mortalité soit l'un des rares événements partagés par tous les êtres humains, l'âge auquel le décès intervient peut varier de manière importante selon le sexe, la nationalité, le niveau de diplôme, le revenu, etc.. À chaque âge, les probabilités de décès et par conséquent l'espérance de vie varient donc selon les individus. Dans les pays développés comme la Belgique ou la France, les femmes vivent ainsi en moyenne plus longtemps que les hommes [Eggerickx *et al.*, 2018-1]. Ces inégalités sont également sociales : ainsi, aujourd'hui, en France, parmi les hommes, l'espérance de vie des plus modestes est inférieure de 13 ans à celle des plus aisés [Blanpain, 2018], soit un écart identique à celui observé en Belgique entre les groupes situés aux extrémités de la pyramide sociale [Eggerickx *et al.*, 2018-2].
- 2 Les différences de mortalité entre les territoires dépendent largement des caractéristiques socio-économiques de leur population : des régions, des départements ou des communes, qui concentrent une proportion plus élevée de personnes aisées, présenteront des indicateurs de mortalité plus favorables que des territoires au sein desquelles la présence de catégories modestes est importante. Ces inégalités socio-économiques expliquent ainsi en grande partie l'écart de 4 ans d'espérance de vie chez les hommes entre la région Île-de-France et celle des Hauts-de-France en 2016, ou encore, en 2012-2016, la différence de 6 années entre les espérances de vie masculine des arrondissements belges de Mons (Wallonie) et de Maaseik (Flandre). Mais la géographie

sociale n'explique pas complètement les disparités spatiales. En effet, la mortalité peut aussi dépendre du lieu de vie (ville, campagne...) du type d'habitat et du statut d'occupation du logement, (une maison individuelle, un logement collectif, propriétaire-locataire...), de l'environnement physique (climat, relief, exposition aux pollutions...) -, de l'environnement social (intensité de la mixité sociale) et des politiques et infrastructures de santé dont bénéficient les habitants.

- 3 Ce dossier pédagogique présente les principaux résultats des travaux démographiques conduits sur le thème des disparités sociales (partie 2 de ce document), spatiales (partie 3) et de leurs interactions (partie 4) en matière de mortalité, à partir d'exemples mobilisant les données de la statistique publique en France et en Belgique. Mais au préalable, il convient d'apporter quelques précisions de type méthodologique afin de bien prendre la mesure des imprécisions, mais aussi de l'intérêt des indicateurs démographiques utilisés pour mettre en évidence les disparités sociales et spatiales de la durée de vie. C'est l'objet de la première partie de cette présentation.

Préambule méthodologique

Les facteurs socio-culturels de la longévité

- 4 À chaque décès, sa (ou ses) cause(s). Et avec les progrès réalisés par l'épidémiologie et la recherche étiologique, derrière chaque cause se dissimulent des déterminants ou des facteurs de risque. Par exemple, l'hypercholestérolémie, l'hypertension, les diabètes, l'excès de poids et le tabagisme sont parmi les facteurs de risque cardio-vasculaire, qui est la principale cause de décès en Europe. Or, ces facteurs de risque sont eux-mêmes liés à des comportements quotidiens : une alimentation trop riche en graisse, un manque d'activité physique, la consommation de tabac... Ces mêmes comportements peuvent également renvoyer à des caractéristiques individuelles ou à des environnements sociaux particuliers. Ainsi, la troisième étude sur les habitudes alimentaires des Français menée par l'Agence Nationale de Sécurité Sanitaire de l'Alimentation (Anses) entre 2014 et 2015 met en évidence le lien entre, d'une part, les habitudes et modes de consommation alimentaires et, d'autre part, les caractéristiques sociales des Français. Par exemple, « la consommation de fruits augmente avec le niveau d'étude (...). Une consommation une fois et demie moins élevée de fruits (...) est ainsi constatée chez les individus ayant un niveau d'étude primaire ou collège comparativement à ceux ayant au moins un niveau bac+4 » [Anses, 2017, p. 7]¹. La qualité des produits consommés n'est pas non plus la même : les diplômés du supérieur consomment deux fois plus d'aliments issus de l'agriculture biologique qu'un ouvrier ayant arrêté ses études au collège ou au lycée [Anses, 2017].
- 5 Ces différences peuvent renvoyer à des représentations du corps et de la santé très inégales selon les catégories sociales. L. Boltanski [1971] a ainsi montré que les personnes qui exercent un métier où le corps est mobilisé ont tendance à survaloriser les capacités physiques, à dévaloriser la douleur et la fatigue et donc, d'une certaine manière, à être paradoxalement moins attentives à leur corps. Il y a donc, en marge des facteurs économiques, des motifs de type socio-culturel qui conduisent certains groupes sociaux à porter moins d'intérêt à des pratiques alimentaires *a priori* meilleures pour la santé.
- 6 Mais c'est aussi le recours aux soins de santé qui est altéré par ces représentations alors que « (...) le travail est rendu responsable d'un problème de santé sur cinq » [Waltisperger, 2004] : il peut être perçu comme un aveu de faiblesse. Ainsi, dans *La presque île au nucléaire*

[Zonabend, 2014], il apparaît que certains techniciens de la centrale nucléaire de la Hague négligeaient les règles de protection élémentaire afin d'exprimer leur familiarité avec le lieu et d'affirmer ainsi un peu plus leur légitimité professionnelle. Il ne serait donc pas étonnant que ces postures se traduisent aussi par un moindre recours (ou un recours différé, voire tardif) aux soins, au moins ceux de type préventif.

- 7 La méconnaissance, un déficit d'informations, une moindre sensibilisation peuvent également expliquer que « (...) les plus pauvres sont par ailleurs moins nombreux à recourir à des pratiques de dépistage et de prévention. C'est le cas aussi bien pour les mammographies, que pour les frottis gynécologiques ou les recherches de sang dans les selles, qui permettent respectivement de détecter le cancer du sein, du col de l'utérus et du colon. En 2003, 34 % femmes de 40 ans et plus appartenant à des ménages pauvres n'avaient jamais effectué de mammographie, contre 19 % des autres femmes de plus de 40 ans » [de Saint Pol, 2009, p. 69].
- 8 Enfin, des motifs économiques peuvent conduire au renoncement aux soins, y compris dans des pays comme la Belgique et la France, pourvus d'un système de protection sociale à vocation universelle. En 2008, plus de 15 % de la population française adulte avait déclaré avoir renoncé à des soins médicaux pour des raisons financières au cours des douze derniers mois. Parmi les plus précaires, cette proportion peut même approcher les 50 % [Desprès et al., 2011].
- 9 Les caractéristiques sociales, via les représentations associées à la santé, le niveau d'éducation qui intervient sur les capacités d'accès à l'information, les moyens financiers dont disposent les individus sont autant de facteurs qui peuvent influencer toutes les pratiques courantes. Or, « (...) chaque geste de la vie quotidienne peut avoir une influence sur la préservation ou la détérioration de l'état de santé, actuel ou futur : se laver, fumer une cigarette, manger des pâtes ou des fruits, traverser la rue, travailler dans une usine chimique, chauffer sa maison, avoir un rapport sexuel non protégé, pratiquer un sport, entretenir des relations avec autrui ... autant d'actions élémentaires qui peuvent allonger ou raccourcir la durée de vie » [Vallin, Caselli, Surault, 2002, pp. 255-256]. Aucun de ces gestes n'agit seul ; ils contribuent à la santé des individus dans le cadre d'un comportement général, produit de la synergie de tous ces (petits pour nombre d'entre eux) gestes. Il n'est donc guère possible de mesurer très précisément l'effet de tel ou tel comportement sur la mortalité. Cela n'aurait d'ailleurs guère de sens. En revanche, c'est l'effet global de tous ces comportements qui présente un intérêt. C'est pourquoi le niveau d'études, le statut socio-professionnel ou/et le niveau de revenu sont pertinents pour appréhender les inégalités sociales de mortalité [Galobardes et al., 2007 ; Mackenbach, Kunst, 1997]. Ces caractéristiques permettent une décomposition de la population en sous-groupes présentant à la fois une homogénéité interne et une hétérogénéité par rapport aux autres groupes. Il est alors possible de prendre la mesure (et les mesures) des inégalités sociales de mortalité à partir de l'une ou l'autre de ces caractéristiques à qui les démographes attribuent, comme cela est classique dans toutes les sciences sociales, une valeur socio-culturelle synthétique. En d'autres termes, ce que résume la profession et catégorie sociale (PCS), le niveau de diplôme ou le niveau de revenu, c'est un mode de vie global, aux contours certes imprécis, mais suffisamment distinct les uns des autres pour se traduire éventuellement par des différences mesurables sur le plan de la santé et des risques de mortalité. On attend donc de ces catégories qu'elles permettent d'objectiver les intuitions comme celle qui consiste à penser qu'un enseignant qui croque une pomme lors d'une récréation aura une espérance de vie plus élevée que celle de l'ouvrier du bâtiment qui fume une cigarette lors de sa pause !

Des mesures imparfaites des inégalités sociales

- 10 La catégorisation des individus en groupes plus ou moins homogènes n'est pas la seule difficulté à laquelle les démographes se heurtent pour construire des mesures de mortalité différentielle. La catégorie sociale ou le niveau de revenu sont des critères qui caractérisent l'individu à un moment donné. On ne tient donc pas compte de son parcours : parmi les cadres, aucune différence n'est ainsi faite entre le cadre diplômé du supérieur lui-même fils de cadre et celui qui a acquis cette position au terme d'un long processus de promotion professionnelle. Or les conduites ordinaires, considérées comme l'expression d'un patrimoine social et culturel (l'*habitus* tel que P. Bourdieu [2015] définit cette notion), sont non seulement liées au groupe social auquel on appartient mais sont aussi le produit d'un héritage culturel. En matière de santé, le parcours des individus est tout aussi important que leur statut à un moment donné. Ainsi, Després *et al.* [2011, p. 3] montrent que le renoncement aux soins pour motif économique chez les plus démunis est lié « (...) à la situation passée, présente et future. (...) La situation actuelle et les expériences passées jouent le plus sur le renoncement aux soins, mais la crainte du futur est aussi significative, ce que l'on peut interpréter en termes de comportement de précaution (« J'anticipe des lendemains difficiles donc j'économise aujourd'hui, en évitant les soins onéreux et non directement utiles ») ou comme un effet psychosocial. De même, que les difficultés liées à l'accès à l'emploi soient présentes, passées ou probables, elles augmentent le risque de renoncer à des soins ».
- 11 L'espérance de vie pour une catégorie socio-professionnelle, un niveau d'instruction ou un niveau de revenu est donc la synthèse des risques de mortalité aux différents âges des personnes partageant, à un même moment, une même condition socio-économique. Ce calcul simule donc ce que serait l'espérance de vie d'une personne si son statut était tout au long de sa vie celui qu'elle occupe au moment où est réalisé le calcul. En pratique, au début des années 2010 en France, l'espérance de vie à 35 ans d'un cadre masculin n'est pas exactement de 49,0 ans, comme l'indique la table de mortalité concernée [Blanpain, 2016]. Cette valeur correspond plus précisément au nombre moyen d'années que cette personne pourrait vivre si tout au long de sa vie elle connaissait les risques de mortalité par âge des personnes partageant ce même statut en 2016². Si cette information n'est pas réelle au sens strict, elle traduit bien en revanche la réalité des disparités socio-économiques.
- 12 La catégorie sociale est non seulement imparfaite, mais elle est aussi subjective. « *De ce fait, les déclarations diffèrent sensiblement d'un mode de collecte à un autre* » [Desplanques, 1984, p. 30]. Dans certains cas, la profession déclarée par un individu lors d'un recensement peut différer de celle mentionnée sur un acte d'état civil. Cela explique qu'il n'est guère satisfaisant de calculer des risques de mortalité par catégorie sociale à partir des mêmes sources que celles utilisées pour la mesure des probabilités de décès en population générale, à savoir précisément le recensement et l'état-civil. Par ailleurs, entre le moment du recensement et le moment du décès, le statut de la personne décédée a pu changer. De ce fait, le rapport entre les décès à un âge donné des personnes d'une certaine catégorie sociale et l'effectif total de personnes de cette catégorie issue du recensement ne fournirait « (...) que des indications grossières » [Desplanques, 1984, p. 30]. En France, cette démarche a été abandonnée par l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) dès le début des années 1960 au profit d'un couplage entre un suivi longitudinal d'un panel de Français et le répertoire national d'identification des personnes physiques (RNIPP). Le RNIPP actualise pour chaque Français les informations

recueillies par l'état-civil, dont le décès. Par conséquent, pour chaque individu identifié du panel dont on connaît le diplôme, la profession, l'activité économique, le sexe et la date de naissance, on est en mesure grâce à un relevé périodique des décès dans le RNIPP d'apparier le décès éventuel à la personne concernée. « *L'avantage d'une telle méthode est la cohérence et l'homogénéité entre les numérateurs (les décès) et les dénominateurs (les vivants) : les décès pris en compte concernent bien des personnes qui font partie de l'ensemble d'individus* » [Desplanques, 1984, p. 31]. L'Insee continue aujourd'hui d'appliquer une démarche similaire grâce à l'Échantillon Démographique Permanent (EDP), qui est un panel composé jusqu'à il y a peu de 1 % de la population résidant en France métropolitaine (personnes nées quatre jours particuliers d'une année). Il cumule au fil du temps les informations recueillies par les recensements et par l'état-civil, dont la date de décès. Depuis 2008, sa taille a été quadruplée (4 % de la population française) et étendue aux territoires ultramarins. Depuis 2011, des données socio-fiscales complètent cet échantillon, ce qui permet notamment des analyses de la mortalité en fonction des revenus [Jugnot, 2014 ; Blanpain, 2018].

- 13 Pour la France, on dispose donc maintenant avec l'EDP d'une série cohérente retraçant les évolutions de la mortalité selon la catégorie socio-professionnelle depuis le milieu des années 1970 (1976-1984 ; 1983-1991 ; 1991-1999 ; 2000-2008 ; 2009-2013). Si l'on ajoute les travaux pionniers de G. Calot et M. Febvay [1965] puis ceux de G. Desplanques [1976], il est même possible de remonter jusque dans les années 1950 et de couvrir aussi la période 1955-1971.
- 14 Dans certains pays comme ceux de Scandinavie (Danemark, Finlande, Norvège, Suède) [Valkonen, 2002] ou encore la Belgique [Eggerickx *et al.*, 2018-2], de telles études ont pu être menées sur l'ensemble de la population. En Belgique, on dispose depuis 1991 d'une base de données anonymisées couplant au niveau individuel le Registre National (informations démographiques) de 1991 à 2017, les recensements de la population de 1991, 2001 et 2011 (caractéristiques socio-économiques) et les bulletins de décès de l'état-civil (causes de décès). À partir de ces données, on peut analyser la mortalité par niveau d'instruction, par catégorie socio-professionnelle³, selon le statut d'occupation du logement et ses caractéristiques, mais aussi en combinant ces variables, via un indicateur multidimensionnel [Eggerickx *et al.*, 2018-2]. Quel est l'intérêt d'un tel indicateur ? Premièrement, ces variables peuvent avoir un rôle différent sur la mortalité : le niveau d'instruction se réfère plutôt au capital culturel et donc aux attitudes de prévention, de recours et d'accès aux soins de santé, alors que la catégorie socio-professionnelle et les caractéristiques du logement illustrent davantage les conditions matérielles [Cambois, Jusot, 2007]. Deuxièmement, bien qu'élévée, la corrélation entre ces différentes variables s'est affaiblie : de nos jours, par exemple, un niveau d'instruction élevé n'est pas forcément synonyme d'un emploi, à fortiori très rémunérateur, ou encore d'être propriétaire de son logement. En d'autres termes, c'est la position des individus sur chaque dimension qui détermine véritablement son positionnement social [Eggerickx *et al.*, 2018-2]. L'indicateur multidimensionnel se base sur une méthode de scoring qui permet de positionner chaque individu sur le continuum social, allant de la situation la moins favorable (score le plus faible pour chaque dimension) à la situation la plus favorable (score le plus élevé pour chaque dimension). Pour faciliter les analyses et surtout éviter le problème des petits nombres (rareté ou absence des décès), par exemple lors d'analyse spatiale, les individus ont été regroupés en quartiles de score afin de

distinguer quatre groupes sociaux (défavorisé, intermédiaire bas, intermédiaire haut et favorisé) [Eggerickx *et al.*, 2018-2].

Les inégalités sociales : des disparités séculaires

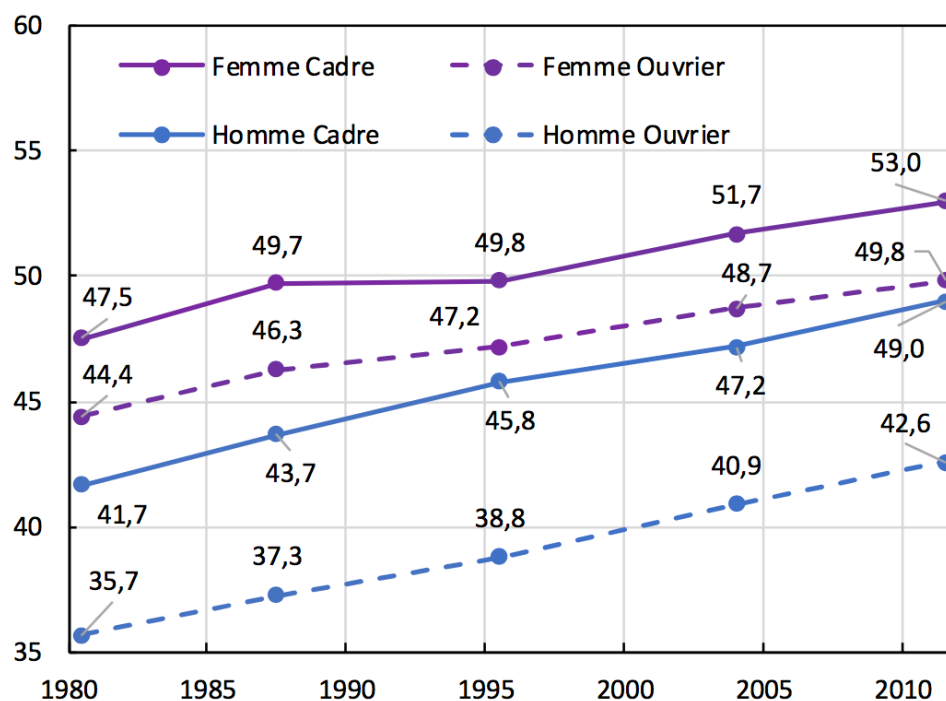
L'espérance de vie à la naissance : un marqueur socio-culturel

- 15 Selon l'appartenance sociale et le mode de vie, le risque de décéder précocement varie considérablement. Ce constat n'est pas récent. Jacques Houdaille, à partir de notices biographiques des membres de nombreuses corporations professionnelles ou sous-populations particulières, a révélé l'existence séculaire des inégalités socio-culturelles de mortalité. On sait ainsi que les écrivains et musiciens avaient une espérance de vie à la naissance bien supérieure à celle de la moyenne française au XVII^e siècle (44 ans contre 25 ans), au XVIII^e (52 ans contre 37 ans) et au XIX^e (54 ans contre 44 ans) [Houdaille, 1989a] ou encore que la mortalité (hors combat) des militaires français à la fin du XVIII^e et au début du XIX^e siècles était bien supérieure à la moyenne nationale [Houdaille, 1977]. J. Houdaille [1979] s'est également intéressé à la mortalité des élus (les députés élus de 1789 à 1794), à celles des lauréats du prix Nobel [1989b], des professionnels du cinéma [1986b], des champions du monde de boxe [1986a] et même des hors-la-loi et maffiosi aux États-Unis [1989c] au début du XX^e siècle ! Tous ces travaux, en dépit de leur caractère *a priori* anecdotique, tissent un faisceau d'informations convergentes. Toutes ces catégories socio-professionnelles, saisies à des périodes historiques différentes, se caractérisent en effet par des probabilités de décès et des espérances de vie bien différentes de celles du reste des populations qui leur étaient contemporaines et attestent de la permanence des disparités socio-culturelles de la mortalité.
- 16 Les résultats de tous ces travaux sont certes imprécis. Toutefois, les ordres de grandeur sont tout à fait vraisemblables. Ainsi, J. Houdaille estime que les notables nés dans la seconde partie du XVIII^e siècle avaient une espérance de vie à 40 ans supérieure de 4 ans environ à celle des Français [Houdaille, 1980]. Pour la période 1975-1980 [Desplanques, 1984], l'espérance de vie à 35 ans maximale pour les hommes était celle des cadres supérieurs et professions libérales. Elle dépassait de moins de cinq ans la moyenne nationale masculine (42,0 ans contre 37,2 ans), soit un écart comparable à celui estimé pour la première moitié du XIX^e siècle.

En France, les cadres vivent plus longtemps que les ouvriers, mais les ouvrières vivent plus longtemps que les cadres masculins

- 17 Les travaux les plus récents conduits par l'Insee [Blanpain, 2016 ; 2018] révèlent que les inégalités de mortalité entre catégories sociales perdurent. Par exemple, l'écart d'espérance de vie à 35 ans entre cadres et ouvriers est resté quasiment le même depuis trente ans, chez les femmes (3,2 ans pour les années 2009-2013) comme chez les hommes (6,4 ans) (figure 1). Pour ces deux catégories sociales, et pour chaque sexe, l'évolution de l'espérance de vie à 35 ans a été quasiment linéaire au cours des trente dernières années. Les cadres masculins ont gagné 7,3 ans d'espérance de vie à 35 ans, tandis que les ouvriers en gagnaient 6,9 de leur côté. Parmi les femmes, le gain est de 5,5 ans pour les cadres et de 5,4 ans pour les ouvrières.

Figure 1. Évolution de l'espérance de vie à 35 ans des cadres et des ouvriers selon le sexe en France métropolitaine



Source : Insee, EDP, Blanpain, [2016]

- 18 Les évolutions sont comparables pour les autres professions et catégories sociales (tableau 1). Parmi les femmes, toutes les professions et catégories sociales (PCS) ont progressé au même rythme. Chez les hommes en revanche, les gains d'espérance de vie ont été plus importants pour les employés (+ 7,7 ans en une trentaine d'années) tandis qu'ils ont été les moins élevés pour les agriculteurs (+ 5,9 ans). Cela a permis aux employés de rattraper une partie de leur retard. Toutefois, leur espérance de vie reste en retrait par rapport à celle des artisans, commerçants et chefs d'entreprises, des agriculteurs et des professions intermédiaires (près de 45 ans contre 46 ans et plus pour les trois autres groupes). La PCS a chez les hommes un rôle bien plus discriminant que chez les femmes où les valeurs sont beaucoup plus homogènes (entre 51 et 52 ans pour les professions intermédiaires, les agricultrices, les artisans, commerçantes et cheffes d'entreprise et les employées). Seules les cadres (53 ans) et les ouvrières (près de 50 ans) se distinguent véritablement parmi les actives ou anciennes actives (retraitées).

Tableau 1. Espérance de vie à 35 ans selon le sexe et la PCS en 2009-2013 et gains en années en trente ans

Profession et catégorie sociale (PCS)	Hommes		Femmes		Ecart Femmes-Hommes en 2009-2013
	e ₃₅ en 2009-2013	Gain en années depuis 1976-1984	e ₃₅ en 2009-2013	Gain en années depuis 1976-1984	
Cadre	49,0	7,3	53,0	5,5	4,0

Profession intermédiaire	46,7	6,2	51,9	5,5	5,2
Agriculteur	46,2	5,9	51,1	5,4	4,9
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	46,0	6,4	51,4	5,4	5,4
Employé	44,9	7,7	51,1	5,5	6,2
Ouvrier	42,6	6,9	49,8	5,4	7,2
Inactif non retraité	33,1	5,4	47,6	3,3	14,5
Ensemble	44,5	6,7	50,5	5,5	6,0

Source : Insee, EDP, Blanpain, [2016]

- 19 Non seulement les PCS les plus privilégiées ont une durée de vie plus élevée, mais la qualité des années vécues est également bien meilleure que celle des années de vie des catégories plus modestes. Par exemple, en 2003, la part des années vécues sans la moindre incapacité fonctionnelle physique ou sensorielle à partir de 35 ans s'élevait à 73 % pour les cadres supérieurs masculins, tandis qu'elle n'était que de 60 % pour les ouvriers. Chez les femmes, ces proportions étaient respectivement de 70 % et 55 %⁴ [Cambois *et al.*, 2008]. Entre ces deux PCS, les autres catégories connaissent des situations intermédiaires (tableau 2).

Tableau 2. Part de l'espérance de vie à 35 ans en bonne santé (sans le moindre problème fonctionnel physique ou sensoriel). France, année 2003

Profession et catégorie sociale	Hommes	Femmes
Cadres supérieurs	73 %	70 %
Professions intermédiaires	69 %	65 %
Agriculteurs exploitants	64 %	59 %
Indépendants	68 %	63 %
Employés	67 %	59 %
Ouvriers	60 %	55 %
Inactifs	35 %	55 %

Source : Cambois *et al.*, 2008, p. 3.

- 20 Il faut également retenir qu'en 2009-2014, même les cadres hommes ne parviennent pas à atteindre l'espérance de vie des ouvrières. Les différences de mortalité selon le sexe

transcendent donc nettement celles liées à la PCS. C'est d'ailleurs ce que confirment les écarts d'espérance de vie entre hommes et femmes pour chaque catégorie sociale. L'avantage des femmes est de l'ordre de 5 à 6 ans pour les différentes PCS, sauf là encore pour les cadres (4 ans) et les ouvriers (plus de 7 ans). Parmi les cadres, le fait d'avoir effectué des études supérieures peut vraisemblablement contribuer à faciliter la convergence des comportements masculins en matière de santé vers ceux des femmes. En outre, sur le plan professionnel, l'exercice du métier de cadre ne comporte guère de différence entre hommes et femmes, ce qui n'est pas le cas chez les ouvriers. En effet, les secteurs d'activité qui emploient les hommes sont bien différents de ceux dans lesquels on retrouve les femmes [Insee, 2012] ; et ce sont aussi bien souvent des domaines particulièrement éprouvants pour le corps et la santé. Ainsi, en 2012, dans les secteurs du bâtiment et des travaux publics (BTP), de la mécanique et du travail des métaux, plus de 60 % des emplois étaient occupés par des hommes. La présence masculine dépassait même les 80 % dans certains métiers tels que les conducteurs d'engins du bâtiment et des travaux publics et les personnels du bâtiment et de la réparation automobile. Parmi les ouvriers, les hommes sont donc vraisemblablement confrontés à des nuisances et/ou à des risques professionnels qui viennent s'ajouter aux comportements différents en matière de santé pour expliquer l'écart important d'espérance de vie à 35 ans.

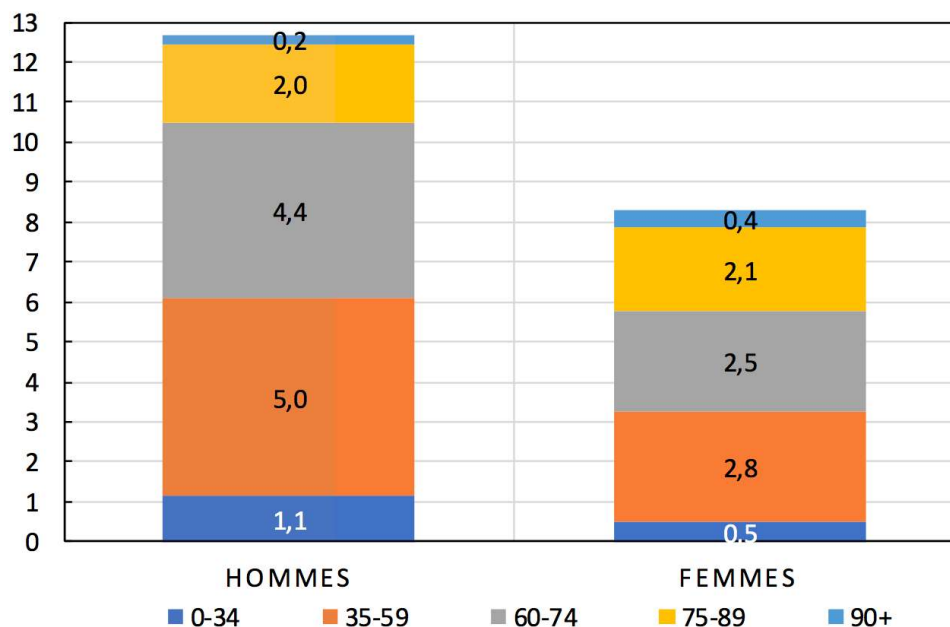
- 21 Enfin, un mot sur la situation particulière des personnes inactives⁵ non retraitées. Pour les hommes, un effet de sélection considérable explique cette faible espérance de vie à 35 ans (33,1 ans, soit 16 ans de moins que les cadres masculins et 14,5 de moins que celle de leurs homologues féminines). L'activité est la norme pour les hommes : en 2010, le taux d'activité était de 95 % pour les 25-49 ans et de 61,2 % pour les 50-64 ans [Insee, 2012]. Le plus souvent, c'est précisément parce qu'ils ne sont pas en bonne santé que des hommes restent en marge du marché de l'emploi. Ce n'est donc pas la situation d'activité qui explique la probabilité plus grande de décéder prématurément, c'est l'inverse. Pour les femmes, bien que le taux d'activité soit élevé (84,2 % pour les 25-49 ans ; 54,1 % pour les 50-64 ans en 2010), cette situation peut davantage résulter d'un choix (pour les générations plus anciennes surtout) ou/et être la conséquence d'une partition des tâches, au sein des couples, encore asymétrique. De ce fait, une santé déficiente ne constitue pas nécessairement le motif majeur de ce retrait du marché du travail. Ce groupe de femmes est donc vraisemblablement très hétérogène, ce qui limite la pertinence de l'espérance de vie moyenne des inactives non retraitées.

On ne prête décidément qu'aux riches : l'espérance de vie augmente avec les revenus et vice versa

- 22 Récemment en France, le couplage de données socio-fiscales aux informations recueillies dans l'EDP a permis de mesurer l'effet du niveau de vie sur l'espérance de vie pour la période 2012-2016 [Blanpain, 2018]. Cette approche permet de dresser un constat encore plus fin et discriminant des inégalités en matière de mortalité. Chez les hommes, il y a ainsi près de 13 ans d'écart d'espérance de vie à la naissance entre les 5 % les plus aisés et les 5 % les plus pauvres (respectivement 84,4 ans et 71,7 ans). Chez les femmes, cette différence est moindre, mais elle est tout de même supérieure à 8 ans (88,3 ans contre 80,0 ans). Ce sont les inégalités de mortalité au-delà de 35 ans qui expliquent ces différences : l'écart d'espérance de vie à 35 ans entre les plus aisés et les plus pauvres est en effet quasiment le même à 35 ans qu'à la naissance : « (...) il est de 12 ans chez les hommes

et de près de 8 ans chez les femmes. Cet écart diminue ensuite avec l'âge : à 60 ans, il est de 8 ans chez les hommes et de 5 ans chez les femmes » [Blanpain, 2018, p.2].

Figure 2. Contribution des inégalités de mortalité par tranche d'âges sur la différence d'espérance de vie à la naissance entre les 5 % les plus aisés et les 5 % les plus pauvres en France (période 2012-2016)

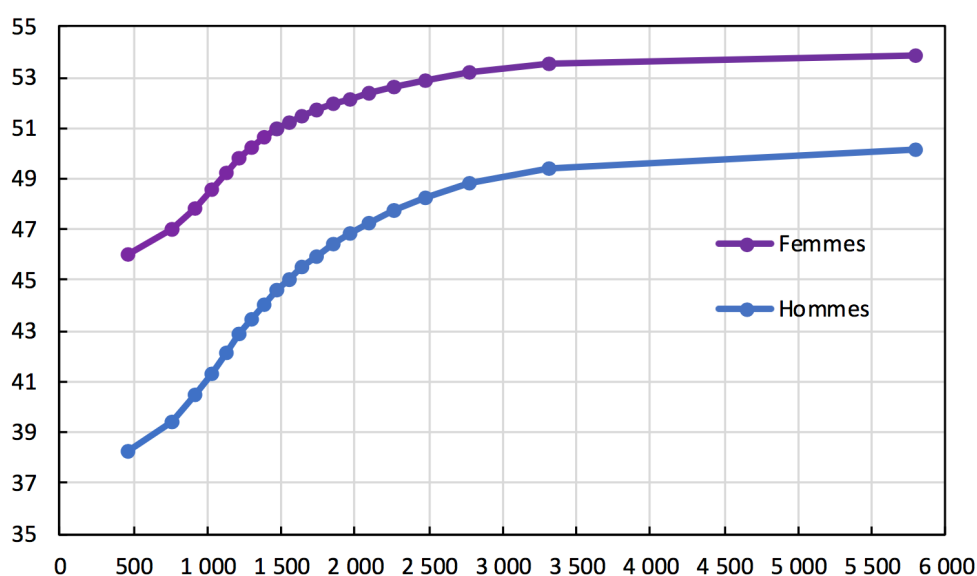


Source : Insee, estimations de population et statistiques de l'état civil ; Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, Échantillon démographique permanent [Blanpain, 2018]. Calculs : auteurs.

- 23 Une décomposition des contributions des inégalités de mortalité à chaque âge entre les plus riches et les moins aisés à partir de la méthode de R. Pressat [1985] permet de préciser les âges auxquels se forge cette différence d'espérance de vie (figure 2). Chez les hommes, 39 % de l'écart d'espérance de vie à la naissance entre les plus aisés et les plus pauvres sont dus aux inégalités de mortalité entre 35 et 60 ans (5,0 des 12,7 ans d'écart). L'effet de la surmortalité des plus pauvres entre 60 et 75 ans est également important (34 % de l'écart avec les plus aisés, soit 4,4 ans des 12,7 ans). Chez les femmes, ces deux tranches d'âges ont également une contribution importante dans la différence d'espérance de vie entre les plus aisées et les plus pauvres : la surmortalité des plus pauvres entre 35 et 60 ans explique 34 % de l'écart d'espérance de vie à la naissance entre ces deux groupes de femmes, soit à peine plus que la part jouée par les différences de mortalité entre 60 et 75 ans (30 %). Parmi les femmes, la surmortalité des plus pauvres entre 75 et 90 ans explique aussi 25 % de la différence d'espérance de vie à la naissance, contre 16 % chez les hommes.
- 24 Plus les revenus sont élevés, plus l'espérance de vie à 35 ans est importante. Toutefois, la relation n'est pas linéaire (figure 3). Les gains de mortalité sont extrêmement importants d'une tranche de revenus à l'autre pour les moins favorisés. En revanche, à mesure que les revenus augmentent, le gain d'espérance de vie est de moins en moins élevé (figure 4). Ainsi, entre 750 euros et 1 250 euros par mois, 100 euros de plus par mois se concrétisent chez les hommes par un gain d'espérance de vie à 35 ans supérieur à 0,7 an. À partir de 2 000 euros par mois, le gain d'espérance de vie à 35 ans associé à une augmentation des revenus de 100 euros est inférieur à 0,3 an. Au-delà de 2 500 euros, 100 euros de plus

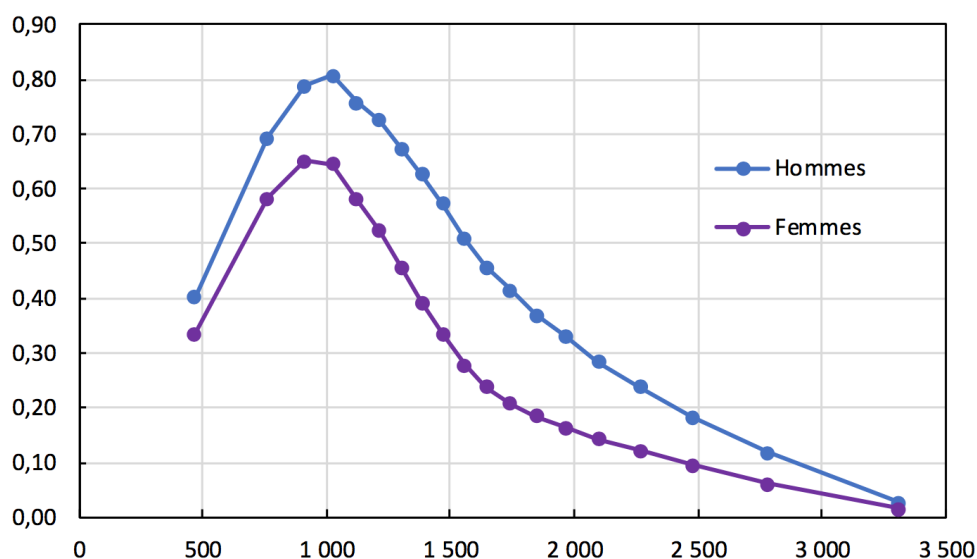
permettent de gagner moins de 0,2 an. Le même phénomène est observé pour les femmes. Le gain d'espérance de vie associé à 100 euros de revenus supplémentaires par mois est supérieur à 0,4 an jusqu'à 1 400 euros de revenus mensuels environ. Il peut atteindre 0,6 an pour une augmentation des revenus de 100 euros quand ces derniers sont voisins de 1 000 euros. Mais la plus-value en termes d'espérance de vie à 35 ans d'une augmentation de 100 euros est inférieure à 0,2 an bien avant les 2 000 euros de revenus mensuels.

Figure 3. Évolution de l'espérance de vie à 35 ans selon les revenus mensuels (en euros). France, années 2012-2016



Source : Insee, estimations de population et statistiques de l'état civil ; Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, Échantillon démographique permanent [Blanpain, 2018]

Figure 4. Gain d'espérance de vie à 35 ans pour 100 euros de revenus supplémentaires selon la tranche de revenus mensuels. France, années 2012-2016

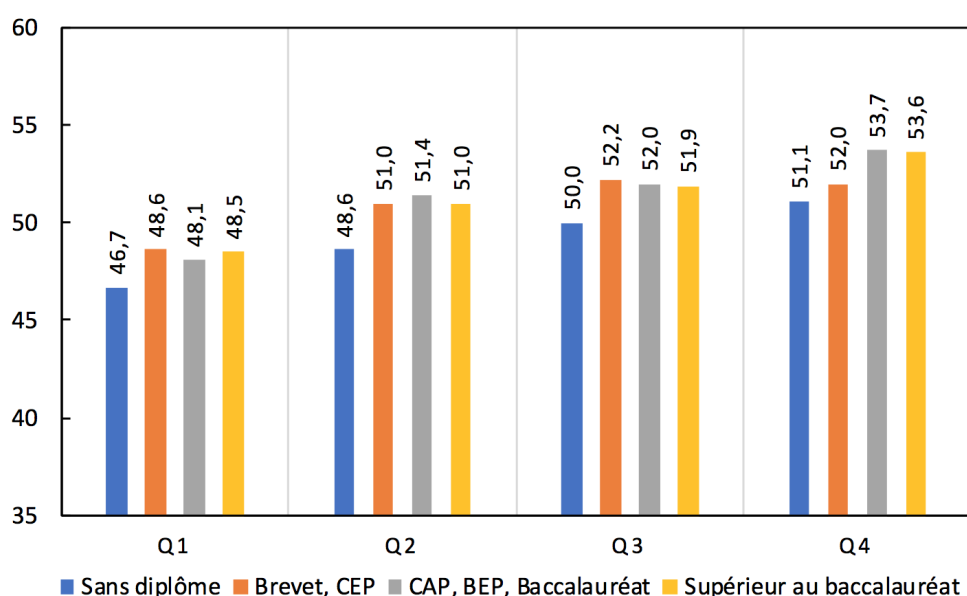


Source : Insee, estimations de population et statistiques de l'état civil ; Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, Échantillon démographique permanent [Blanpain, 2018]. Calculs : auteurs

L'effet plus modéré du diplôme sur l'espérance de vie

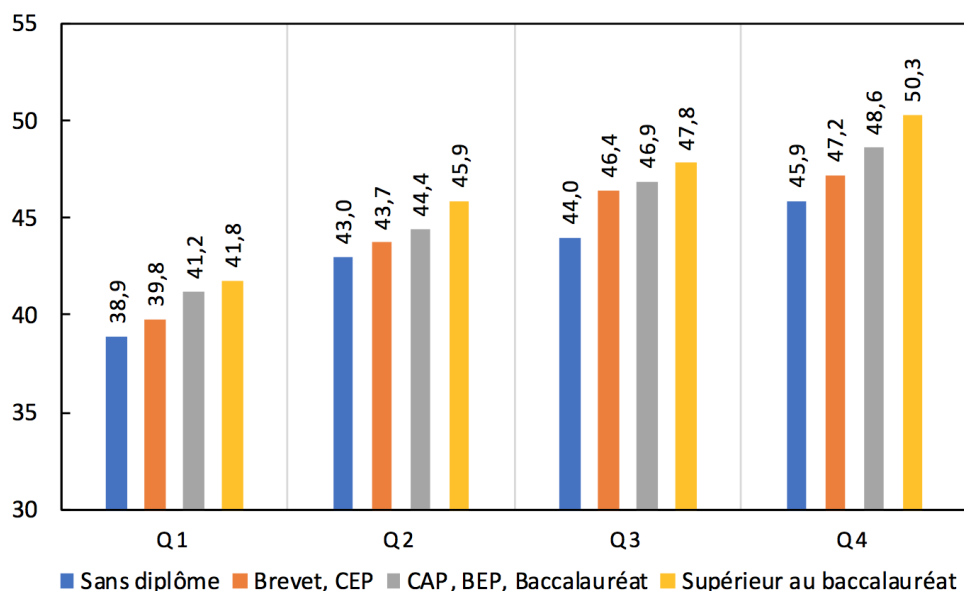
- 25 Le diplôme a également un effet sur l'espérance de vie. Mais le niveau de formation n'est toutefois pas aussi discriminant que le niveau de revenu. Chez les femmes, c'est surtout l'absence de diplôme qui est discriminant. Parmi ces dernières, à niveau de revenu équivalent, le fait de n'avoir aucun diplôme est un facteur qui réduit incontestablement l'espérance de vie à 35 ans (figure 5). Ainsi, parmi les femmes faisant partie du quartile le plus pauvre (Q1, les 25 % de femmes dont les revenus sont les plus faibles), celles qui n'ont en plus pas de diplôme ont un déficit d'espérance de vie compris entre 1 et 2 ans par rapport aux autres femmes. Ce déficit d'espérance de vie des sans diplômes est supérieur ou égal à 2 ans parmi les femmes appartenant aux deuxième et troisième quartiles de revenus (Q2 et Q3, les femmes ne faisant partie ni des 25 % les plus démunies, ni des 25 % les plus aisées). Enfin, il n'y a guère que parmi le quart des femmes les plus aisées que les plus diplômées parviennent à se distinguer de celles dont le niveau d'études s'est arrêté au collège, avec ou sans diplôme.
- 26 Chez les hommes (figure 6), il y a un gradient d'espérance de vie positif à mesure que le niveau de diplôme augmente, quel que soit le quartile de revenus. Systématiquement, les diplômés du supérieur ont une espérance de vie à 35 ans supérieure à celle de ceux qui ont un CAP, un BEP ou le baccalauréat, qui eux-mêmes ont une durée de vie supérieure à celle des hommes qui ont un CEP ou le brevet. Enfin, ceux qui n'ont aucun diplôme ont, dans tous les cas, une espérance de vie inférieure à tous les autres. Pour les hommes, le niveau de diplôme est donc bien plus discriminant en matière de santé et de mortalité que pour les femmes. Faire des études quand on est un homme conduit manifestement à des comportements qui réduisent les risques de mortalité prématurée, ce qui est moins le cas parmi les femmes où seules celles qui n'ont aucun diplôme décrochent par rapport à toutes les autres.

Figure 5. Espérance de vie à 35 ans des femmes selon le quartile de revenus et le niveau de diplôme. France, années 2012-2016



Source : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, Échantillon démographique permanent [Blanpain, 2018].

Figure 6. Espérance de vie à 35 ans des hommes selon le quartile de revenus et le niveau de diplôme. France, années 2012-2016



Source : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, Échantillon démographique permanent [Blanpain, 2018]

Le cas belge : un regard complémentaire et parfois différent sur les inégalités sociales de mortalité et leur évolution

- 27 En Belgique, il n'est pas possible de calculer des espérances de vie en fonction du revenu ; en outre, les catégories socioprofessionnelles sont très rarement utilisées pour mesurer les différences sociales de mortalité : elles sont en effet très hétérogènes (employé du secteur public, employé du secteur privé, ouvrier, profession libérale et indépendants, etc.) et posent des problèmes de comparabilité d'un recensement à l'autre. D'autres variables peuvent néanmoins être mobilisées, tel que le niveau d'instruction [Deboosere *et al.*, 2008 ; Renard *et al.*, 2015 ; Van Oyen *et al.*, 2010] dont l'avantage est de ne plus évoluer pour la très grande majorité des personnes au-delà de 25-30 ans. Le tableau 3 présente les espérances de vie masculine et féminine à 25 ans selon le niveau d'instruction pour les périodes d'observation 1992-1996 et 2012-2016. Les résultats sont clairs. Dans tous les cas, plus le niveau d'instruction est élevé, plus l'espérance de vie augmente, confirmant l'effet discriminant du niveau de formation et l'existence d'un gradient social face au risque de mourir. Les écarts entre les catégories extrêmes – sans diplôme et titulaire d'un diplôme de l'enseignement supérieur – sont toujours plus importants chez les hommes que chez les femmes, mais contrairement au cas de la PCS en France, le niveau d'instruction révèle des inégalités significatives de mortalité du côté des femmes. Ainsi en 2012-2016, les hommes qui disposent d'un diplôme de l'enseignement supérieur bénéficient à 25 ans, de 7,3 années d'espérance de vie de plus que ceux qui n'ont aucun diplôme. Chez les femmes, la différence entre ces deux sous-populations est de 6,4 années. Autre résultat interpellant : au cours des vingt dernières années, les écarts se sont nettement creusés révélant des gains d'espérance de vie plus importants chez les mieux formés que chez les moins diplômés. Proportionnellement, les inégalités de mortalité selon le niveau d'instruction ont davantage augmenté chez les femmes que chez

les hommes. Pour celles qui disposent au mieux d'un diplôme de l'enseignement primaire ou secondaire inférieure, les gains d'espérance de vie sont faibles, légèrement supérieurs à une année en vingt ans... et, élément contraire à la tendance générale, on observe une perte de 0,2 année d'espérance de vie pour les femmes ne disposant d'aucun diplôme. L'accroissement des inégalités sociales de mortalité et corollairement l'amélioration plus lente, voire la détérioration, de l'espérance de vie des personnes situées à la base de la pyramide sociale s'expliqueraient, selon Mackenbach [2002], par leur situation socio-économique de plus en plus défavorable et marginalisée. Celle-ci interviendrait dans un contexte de progrès de la mobilité sociale intergénérationnelle marqué par exemple par l'amélioration du niveau d'instruction ou encore des conditions de logement. En d'autres termes, le groupe des non-diplômés serait aujourd'hui davantage précarisé qu'hier, mais son poids statistique a nettement diminué... ce qui pourrait réduire la portée politique et sociale de l'accroissement des inégalités de mortalité, à condition de ne s'en tenir qu'à une comparaison des groupes extrêmes et qu'à l'analyse de ce type de variable. Les inégalités face à la mort concernent en fait tous les échelons de la pyramide sociale.

- 28 Si le diplôme et la catégorie socio-professionnelle déterminent dans une large mesure nos conditions de vie, les caractéristiques du logement et son statut d'occupation (locataire, propriétaire) en sont également le reflet. Bien entendu, les caractéristiques socioéconomiques des individus influencent directement la qualité de leur logement, mais celui-ci a aussi ses propres effets sur le bien-être physique, psychologique et social, et donc sur la santé et la mortalité [Bonnefoy X., 2007 ; Moloughney B., 2014 ; O'Neil, 2000]. La densité d'occupation, l'humidité, le type et la qualité du chauffage, de l'aération ou encore des matériaux utilisés peuvent être des facteurs d'exposition à certaines maladies (maladies respiratoires, inflammations cutanées, troubles digestifs ou neurologiques, cancers...). Plusieurs études ont également démontré que les propriétaires bénéficient d'un meilleur état de santé et d'une espérance de vie plus élevée que les locataires [Hiscok *et al.*, 2003].
- 29 Depuis de nombreuses décennies, le statut de propriétaire est socialement valorisé dans nos sociétés. L'accès à la propriété est cependant limité à ceux qui en ont les moyens et dépend de la position dans le cycle de vie et de la situation familiale. Les moins nantis, les isolés, les ménages monoparentaux et les jeunes adultes sont le plus souvent contraints de s'orienter vers le secteur locatif public ou privé [Bugeja-Bloch, 2013]. Au-delà de cet effet de composition sociodémographique lié au statut d'occupation du logement, la propriété du logement confère d'une part, un sentiment de sécurité sur l'avenir qui concourt au bien-être social et psychique et, d'autre part, la possibilité de le modifier et d'en améliorer les équipements à sa guise et selon les besoins. *A contrario*, la location, notamment dans le secteur public, peut générer des sentiments de dévalorisation sociale et un repli sur soi [Lawrence, 1998].

Tableau 3. L'évolution de l'espérance de vie à 25 ans selon différentes variables en Belgique

Dimensions	Modalités	Hommes			Femmes		
		1992-1996	2012-2016	gains	1992-1996	2012-2016	gains
Niveau d'instruction	Sans diplôme	48,1	50,2	2,1	55,0	54,8	-0,2
	primaire	48,3	51,3	3,0	55,7	56,9	1,3

	Secondaire Inférieur	50,3	52,9	2,6	57,2	58,3	1,1
	Sec. Sup et post-sec.	51,3	54,6	3,3	57,7	59,5	1,7
	Supérieur	53,6	57,5	3,9	58,4	61,2	2,8
	<i>Ecart entre les extrêmes</i>	5,5	7,3		3,4	6,4	
Confort du logement	1er quartile	46,5	51,3	4,8	53,8	56,8	3,0
	2ème quartile	49,5	54,1	4,6	55,9	58,7	2,8
	3ème quartile	51,3	54,6	3,2	57,2	59,5	2,4
	4ème quartile	51,8	55,0	3,2	57,8	60,1	2,3
	<i>Ecart entre les extrêmes</i>	5,3	3,7		4,0	3,3	
Statut d'occupation du logement	Locataire	47,0	50,0	2,9	54,6	56,6	2,1
	Propriétaire	51,0	55,6	4,6	57,0	60,2	3,2
	<i>Ecart entre les extrêmes</i>	4,0	5,6		2,4	3,6	
Groupes sociaux	Défavorisé (5%)	42,8	46,3	3,5	51,5	52,3	0,9
	Défavorisé (25%)	46,4	49,9	3,5	54,4	56,1	1,7
	Intermédiaire bas	49,9	54,0	4,1	56,9	59,6	2,7
	Intermédiaire haut	51,6	55,6	4,0	58,0	60,3	2,3
	Favorisé	54,1	58,6	4,5	58,8	62,3	3,5
	<i>Ecart entre les extrêmes (5 %)</i>	11,3	12,3		7,3	10,0	
	<i>Ecart entre les extrêmes (25 %)</i>	7,7	8,7		4,4	6,2	

Source : Registre national et recensement de la population, selon le calcul des auteurs

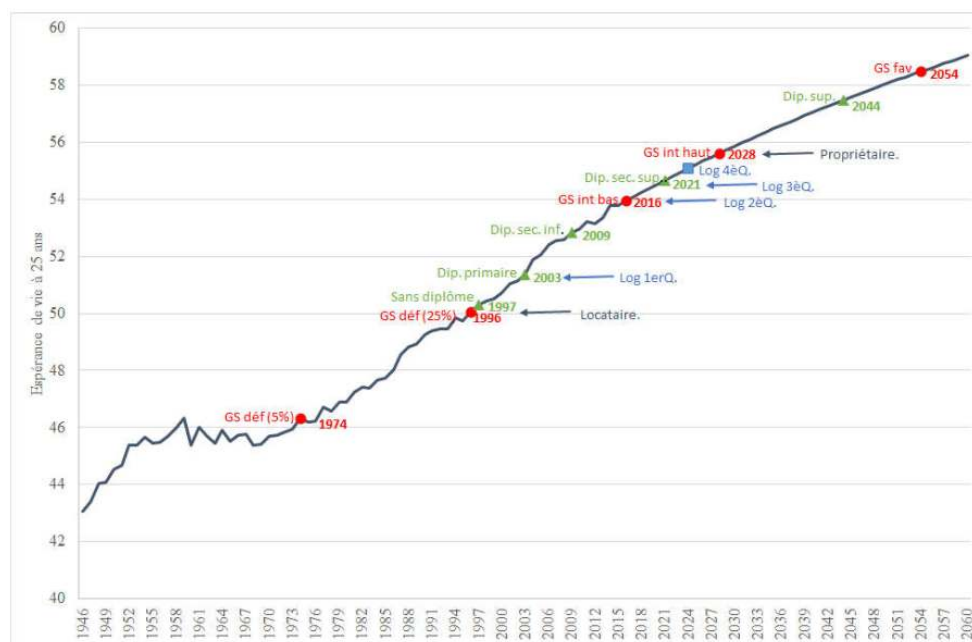
- 30 Les données belges permettent de vérifier les effets des caractéristiques du logement et de son statut d'occupation sur la mortalité. Un indicateur synthétique, reprenant différentes modalités du logement (statut de propriété, présence d'un chauffage central,

d'une salle de bain, le nombre de pièces par habitant, etc.) a été construit. Un score permet de positionner chaque individu sur chacune des modalités. Les scores individuels ont ensuite été regroupés en quartile (du logement le moins bien équipés au mieux équipés) (tableau 3). Comme dans le cas du niveau d'instruction, plus le niveau de confort augmente, plus l'espérance de vie féminine et masculine est élevée. Néanmoins, les différences de mortalité entre les 3^{ème} et 4^{ème} quartiles sont faibles, le logement se révélant surtout discriminant lorsque le niveau de confort est faible (1^{er} et 2^{ème} quartiles). Par ailleurs, et contrairement aux autres variables mobilisées (tableau 3), l'écart entre les quartiles extrêmes diminue au cours des deux dernières décennies car les gains d'espérance de vie sont cette fois plus importants pour les personnes habitant dans des logements de moins bonne qualité. Comment expliquer cette situation, *a priori* paradoxale ? Compte tenu d'un accès de plus en plus difficile à un logement de qualité, notamment pour les jeunes adultes [Bugeja-Bloch, 2013], et à l'augmentation des séparations conjugales, lesquelles impliquent bien souvent, pour au moins l'un des deux conjoints, un « déclassement » en termes de qualité de logement et de statut d'occupation (de propriétaire à locataire), les deux premiers quartiles de confort de logement rassembleraient en 2012-2016 une population aux caractéristiques socio-économiques (niveau d'instruction, CSP) plus hétérogènes que vingt ans auparavant. D'ailleurs, en 1992-1996, le 1^{er} quartile de confort de logement se caractérise, tant chez les hommes que chez les femmes, par une espérance de vie inférieure à celle des non-diplômés, témoignant de l'effet social stigmatisant du confort du logement. En 2012-2016, l'espérance de vie des populations composant les deux premiers quartiles de confort de logement est cette fois supérieure à celle des populations ayant les plus faibles niveaux d'instruction. Prenons l'exemple du 2^{ème} quartile de logement du côté des hommes : l'espérance de vie à 25 ans est de 54,1 ans, soit quasiment la valeur de ceux qui disposent au mieux d'un diplôme de l'enseignement secondaire supérieure (54,6 ans) et largement au-dessus des non-diplômés (50,2 ans), des détenteurs d'un diplôme du primaire (51,3 ans) et du secondaire inférieur (52,9 ans) (tableau 3).

- 31 L'espérance de vie varie sensiblement selon le statut d'occupation du logement, à l'avantage des propriétaires. Entre les deux périodes d'observation, les inégalités de mortalité se sont accrues pour les deux sexes, conformément à ce que l'on observe avec la variable du niveau d'instruction.
- 32 Enfin, les inégalités sociales de mortalité peuvent aussi être mesurées par l'indicateur multidimensionnel présenté ci-dessus. Pour rappel, cet indicateur prend en considération le niveau d'instruction, la catégorie socioprofessionnelle, la qualité du logement et le statut d'occupation du logement. Chaque individu obtient un score qui correspond à sa position sur chacune des variables considérées. Quatre groupes sociaux – défavorisé, intermédiaire bas, intermédiaire haut, favorisé – ont été défini sur base des quartiles de score (tableau 3). Nous présentons également les espérances de vie pour les personnes dont le score fait partie des 5% les plus défavorables, soit celles qui cumulent les plus mauvaises positions sur chacune des variables. Il importe de souligner que le poids démographique de ce groupe social est deux fois supérieur à celui des « sans-diplômes » et légèrement inférieur à celui des chômeurs [Eggerickx *et al.*, 2018-2]. Cet indicateur multidimensionnel maximise les inégalités en termes de mortalité (tableau 3 et figure 7). D'une part, les écarts d'espérance de vie entre les groupes sociaux favorisés et défavorisés dépassent ceux qui caractérisent les catégories extrêmes des autres dimensions. Il y a près de 9 ans d'écart d'espérance de vie masculine à 25 ans entre les groupes sociaux

favorisés et défavorisés et du côté des femmes, la différence est supérieure à 6 années. D'autre part, le poids démographique des groupes sociaux, notamment les moins favorisés, est sensiblement plus important (près de 25% de la population chacun) que celui des catégories « faiblement instruites » et des chômeurs, ce qui accroît la portée politique et sociale des différences mises en évidence. Et celles-ci s'accroissent considérablement si l'on compare les espérances de vie du quartile le plus favorisé avec les 5% de la population les plus défavorisés : 12,3 ans d'écart chez les hommes et 10 ans chez les femmes.

Figure 7. L'espérance de vie masculine à 25 ans en Belgique selon différentes « catégories » de population



Sources : Human Mortality Database et Bureau Fédéral du Plan

- 33 Comme dans le cas du niveau d'instruction, les inégalités de mortalité entre les groupes sociaux ont augmenté depuis le début des années 1990, et proportionnellement plus fortement chez les femmes que chez les hommes. Ces inégalités varient systématiquement selon un continuum social, pour les deux périodes d'observations, pour les hommes comme pour les femmes ; plus le groupe est socialement favorisé, plus son espérance de vie sera élevée et plus les gains d'espérance de vie au fil du temps sont importants.
- 34 La figure 7 permet de considérer ces inégalités d'espérance de vie selon une perspective plus temporelle. L'espérance de vie masculine à 25 ans, observée en 2012-2016 pour chacune des catégories des différentes dimensions (tableau 3), a été positionnée sur une « ligne du temps » correspondant à l'évolution annuelle de l'espérance de vie à 25 ans de la population de la Belgique depuis la fin de la Seconde Guerre mondiale jusqu'en 2060, selon des estimations calculées à partir des projections de population du Bureau Fédéral du Plan. Cette représentation fournit une approximation du retard ou de l'avance pris par les différentes catégories sur le chemin de la transition sanitaire. Ainsi par exemple, le groupe social le plus défavorisé a aujourd'hui l'espérance de vie à 25 ans qui était celle de la population du pays en 1974, alors que le groupe social favorisé a l'espérance de vie à 25

ans qui sera probablement la moyenne nationale en 2054, soit un retard probable de 80 ans !

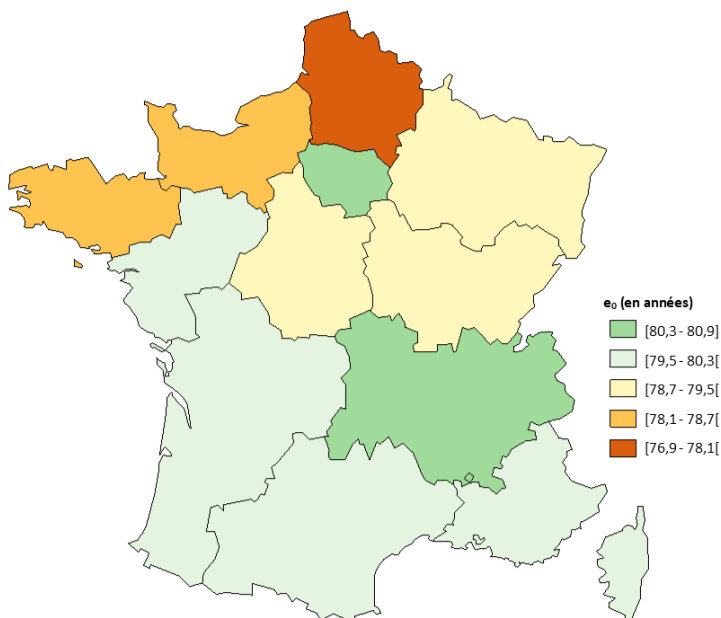
Les inégalités spatiales : le poids des inégalités sociales

Les grandes tendances régionales de l'espérance de vie en France en 2016

- 35 En France, d'une région à l'autre (cartes 1 et 2 ; tableau 4) ou d'un département à l'autre (cartes 3 et 4), l'espérance de vie à la naissance présente des variations assez importantes. En 2016, c'est en Île-de-France que l'espérance de vie à la naissance est la plus élevée chez les hommes (80,9 ans) comme chez les femmes (85,8 ans). À l'opposé, elle est la plus faible dans les Hauts-de-France (76,9 ans pour les hommes et 83,6 ans pour les femmes). Il y a donc 4,0 ans d'écart entre les moyennes régionales les plus hautes et les plus basses chez les hommes et 2,2 ans chez les femmes. Ce niveau géographique très agrégé a l'avantage de dégager certaines grandes tendances spatiales. Chez les hommes, il est ainsi possible de distinguer les régions Auvergne-Rhône-Alpes et Île-de-France des autres. C'est dans ces deux régions que l'espérance de vie à la naissance est la plus élevée. C'est dans la moitié nord en revanche que se trouvent les régions qui présentent l'espérance de vie la plus faible. En dehors des Hauts-de-France, c'est en Normandie et Bretagne (respectivement 78,1 et 78,3 ans) qu'elle est la moins élevée, puis viennent les régions du Centre-Val de Loire (79,2 ans) et du nord-est (Bourgogne-Franche-Comté avec 78,9 ans et Grand-Est avec 78,7 ans). Les régions du littoral atlantique et méditerranéen présentent pour leur part des espérances de vie à la naissance supérieures à la moyenne nationale (79,3 ans). Chez les femmes, on retrouve ces grandes tendances bien que la variation de l'espérance de vie à la naissance selon les régions soit beaucoup plus faible.

Carte 1. Espérance de vie à la naissance des hommes en France selon la région en 2016

Espérance de vie à la naissance des hommes en 2016 selon la région



Moyenne de la France métropolitaine : 79,3 ans

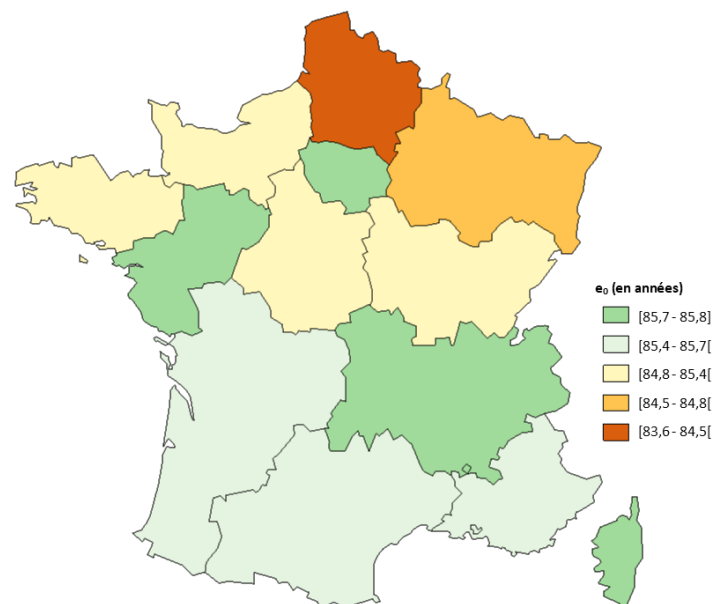
Source : Insee, Etat-civil, Estimations de populations

Carte : fait avec Philcarto. Discrétisation selon la méthode de Jenks.

Source : Insee, État civil, Estimations de population. Carte : auteurs, fait avec Philcarto.

Carte 2. Espérance de vie à la naissance des femmes en France selon la région en 2016

Espérance de vie à la naissance des femmes en 2016 selon la région



Moyenne de la France métropolitaine : 85,3 ans

Source : Insee, Etat-civil, Estimations de populations

Carte : fait avec Philcarto. Discrétisation selon la méthode de Jenks.

Source : Insee, État civil, Estimations de population. Carte : auteurs, fait avec Philcarto.

Tableau 4. Espérance de vie à la naissance selon le sexe et la région en 2016

Région	e ₀	e ₀
	Hommes	Femmes
Auvergne-Rhône-Alpes	80,3	85,7
Bourgogne-Franche-Comté	78,9	85,0
Bretagne	78,3	84,9
Centre-Val de Loire	79,2	85,0
Corse	79,9	85,7
Grand Est	78,7	84,5
Hauts-de-France	76,9	83,6
Île-de-France	80,9	85,8
Normandie	78,1	84,8
Nouvelle-Aquitaine	79,5	85,4
Occitanie	79,8	85,5
Pays de la Loire	79,5	85,7
Provence-Alpes-Côte d’Azur	79,7	85,5
Guadeloupe	77,0	84,1
Martinique	78,6	83,8
Guyane	76,5	82,0
La Réunion	77,3	83,8
Mayotte	74,1	76,7
France	79,3	85,3
France hors Île-de-France	79,1	85,1
France métropolitaine	79,3	85,3

Source : Insee, État civil, Estimations de population (données provisoires)

- 36 « Les écarts de niveau de vie, en plus des caractéristiques sociales habituelles (catégorie sociale, diplôme) expliquent en grande partie ces différences régionales » [Blanpain, 2018, p. 2]. Toutefois, quand on neutralise les effets de structure par sexe, âge, niveau de vie, diplôme

et catégorie sociale, des différences régionales subsistent (tableau 5). Ces différences « toutes choses égales par ailleurs » ne sont donc pas uniquement l'expression de la composition socio-démographique des populations régionales, mais de caractéristiques culturelles ou environnementales spécifiques. Dans certains cas, elles vont accentuer l'avantage ou le désavantage relatif des régions, mais dans d'autres cas elles vont atténuer les effets des caractéristiques socio-démographiques des populations. Ainsi, par rapport à la région Auvergne-Rhône-Alpes (dont on considère ici le niveau de mortalité comme niveau de référence), la région Île-de-France présente une surmortalité de 6 % (1,06 – 1). En d'autres termes, si la composition socio-démographique de la région capitale était la même que celle de la région Auvergne-Rhône-Alpes, son espérance de vie serait inférieure à celle de cette dernière. On a vu que ce n'était pas le cas. L'Île-de-France est donc soumise à des facteurs de risques de santé particuliers qui limitent l'avantage lié à la part considérable de catégories sociales aisées qui y résident. On pense assez logiquement à la pollution atmosphérique à Paris et en Île-de-France pour expliquer l'altération de l'avantage francilien en matière d'espérance de vie quand sont contrôlées les caractéristiques socio-démographiques de la population. Ainsi, à Paris, en 2016, 1,4 million de Franciliens et près d'un Parisien sur deux ont été exposés à des niveaux de pollution supérieures aux normes européennes (source : Airparif, cité par le Monde du 10/10/2017) dont l'effet sur la santé est avéré. Dans les Hauts-de-France, dont l'espérance de vie moyenne est déjà affectée par la part importante de personnes appartenant aux catégories sociales les moins aisées, des facteurs culturels ou/et environnementaux locaux viennent accentuer la surmortalité régionale. À caractéristiques socio-démographiques comparables, la mortalité est supérieure à celle de la population d'Auvergne-Rhône-Alpes de 14 %. Ce sont aussi dans les autres régions où l'espérance de vie est la plus faible que les facteurs culturels, comportementaux ou environnementaux régionaux sont les plus néfastes à la santé (Bretagne, Grand-Est, Normandie). À l'opposé, « toutes choses égales par ailleurs », certaines grandes régions (Occitanie, Pays-de-la-Loire) présentent une mortalité moins élevée que celle de la région Auvergne-Rhône-Alpes. Il semble donc bien que les différences régionales ne soient pas seulement liées aux inégalités socio-spatiales. *« Sans que l'on sache précisément les analyser (...) il existe très certainement des façons de boire, des manières de manger et plus globalement des modes de vie qui dépendent de la région d'appartenance et pas uniquement du statut social de l'individu »* [Rican et al., 2003, p. 144].

Tableau 5. Mesure du risque relatif de mortalité régionale « toutes choses égales par ailleurs »

Région	Indice de surmortalité relative
Occitanie	0,94 ***
Pays de la Loire	0,95 *
Nouvelle-Aquitaine	0,98
Centre-Val de Loire	0,99
Bourgogne-Franche-Comté	0,99
Provence-Alpes-Côte d'Azur	1,00

Auvergne-Rhône-Alpes	Niveau de Référence
Île-de-France	1,06 **
Bretagne	1,08 ***
Grand Est	1,10 ***
Normandie	1,11 ***
Hauts-de-France	1,14 ***

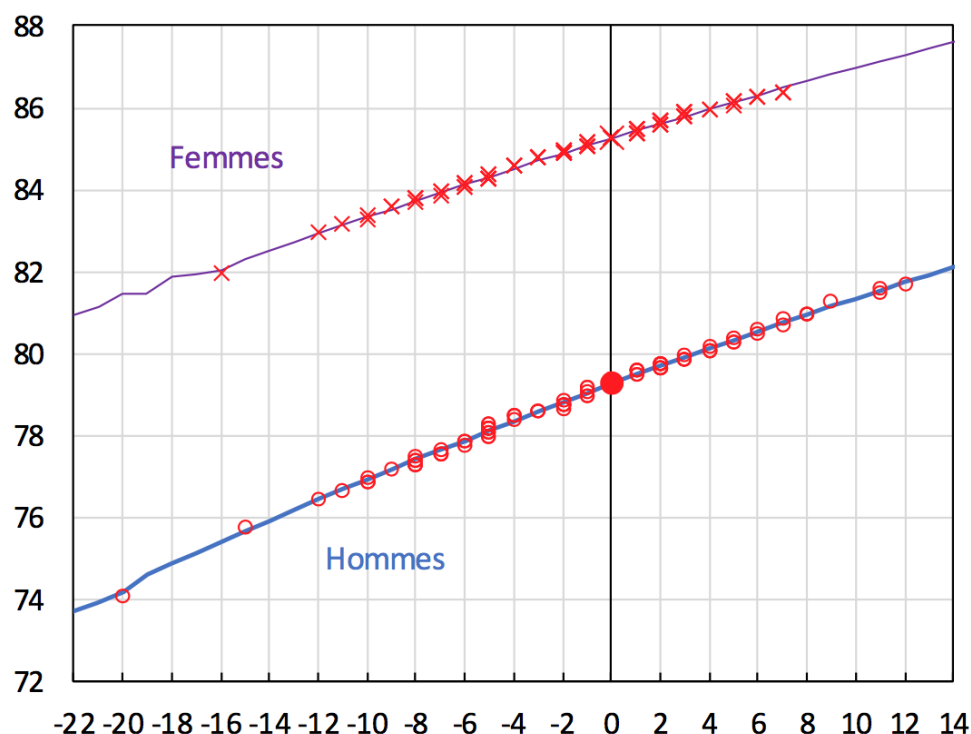
Note [Blanpain, 2018] : il s'agit d'un modèle de Cox - modèle de durée à risque instantané proportionnel. Sans indication le rapport de risque n'est pas significatif, * s'il est significatif au seuil de 10%, ** au seuil de 5%, *** au seuil de 1%. Les données pour les Dom et la Corse ne sont pas intégrées ici : les résultats ne sont pas suffisamment robustes en raison de la faiblesse des effectifs.

Source : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, Échantillon démographique permanent [Blanpain, 2018]

À l'échelle départementale, les disparités sont logiquement plus fortes

- 37 Cette géographie de la mortalité à l'échelle des grandes régions françaises n'est toutefois pas suffisante pour révéler la diversité des situations en France. Elle présente néanmoins l'avantage de dégager des grandes tendances régionales et les aires de sur- et sous-mortalité relative en France, ce qui permet de structurer l'analyse des disparités départementales. Ces dernières sont naturellement plus importantes qu'à l'échelle régionale. En France métropolitaine, l'étendue des espérances de vie à la naissance est ainsi de 5,9 ans pour les hommes et de 3,4 ans pour les femmes. Dans les régions ultramarines, l'espérance de vie à la naissance est toujours inférieure à la moyenne de la métropole (79,3 ans pour les hommes et 85,3 ans pour les femmes). À Mayotte, l'espérance de vie des hommes est même seulement de 74,1 ans et de 76,7 ans pour les femmes, soit, pour ces dernières, une valeur inférieure à l'espérance de vie régionale la plus faible pour les hommes !
- 38 Depuis une vingtaine d'années, l'espérance de vie des hommes a augmenté en France en moyenne de 0,25 an par an et de 0,20 an par an pour les femmes. Selon les projections de l'Insee, ce rythme devrait être moins élevé à l'horizon 2030 (respectivement + 0,2 an / an et 0,16 an / an). Il est donc possible d'exprimer les écarts d'espérances de vie entre départements sur une échelle de temps fictive et mesurer ainsi les écarts en termes d'années d'avance ou de retard par rapport à la situation moyenne en France en 2016 (figure 8).

Figure 8. Écarts interdépartementaux d'espérance de vie à la naissance rapportés sur une échelle de temps par rapport à l'année 2016



NB : L'espérance de vie de Mayotte n'est pas représentée pour les femmes. Dans ce département, l'espérance de vie des femmes correspond à celle de la France en 1978, il y a donc 38 ans par rapport au point de référence (année 2016)

Source : Insee, État civil, Estimations de population. Calculs : auteurs

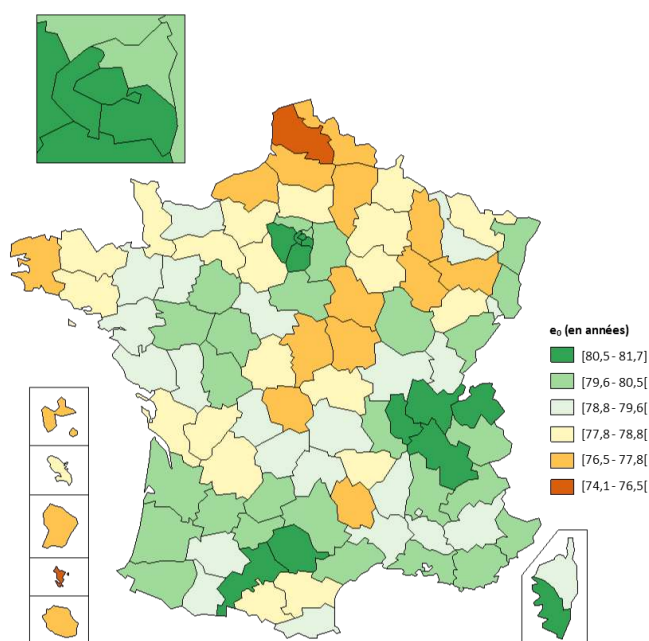
- 39 Chez les hommes comme chez les femmes, c'est dans certains des départements les plus riches de France que l'espérance de vie à la naissance est la plus élevée (Hauts-de-Seine, Yvelines, Paris pour les hommes ; Hauts-de-Seine, Paris, Rhône pour les femmes). Elle atteint 81,7 ans pour les hommes (2,4 ans de plus que la moyenne nationale) et 86,4 ans pour les femmes (1,1 an de plus que la moyenne nationale). Ces valeurs correspondent respectivement à celles que l'on devrait observer en France selon les projections de l'Insee en 2028 et 2023. D'une certaine manière, certains départements sont en avance, du point de vue de la santé, de plusieurs années sur la tendance nationale. En 2016, du côté masculin, 44 départements étaient ainsi plus ou moins en avance ; on en dénombrait au même moment presque autant du côté féminin. À l'inverse, certains départements sont très en retard. En métropole, l'espérance de vie à la naissance la plus faible est celle du département du Pas-de-Calais (75,8 ans), dont le niveau est celui de la France en 2001, soit 15 ans de retard par rapport au niveau actuel. C'est certes plus que l'espérance de vie à la naissance de Mayotte (74,1 ans), mais moins que celle de la Guyane (76,5 ans). En queue de peloton, on retrouve le Nord, l'Aisne, la Somme et la Nièvre, dont l'espérance de vie atteint au mieux le niveau national observé au milieu des années 2000. Comme le note M. Barbieri [2013, p. 438], « (...) il existe une relation forte entre l'espérance de vie à la naissance des hommes et celle des femmes. ». De ce fait, chez ces dernières, les départements du nord et du nord-est de la France figurent aussi parmi les plus en retard (Aisne, Ardennes, Pas-de-Calais, Nord, Somme). Mais on trouve également des départements de la diagonale du vide (Creuse, Cher, Cantal, Nièvre). Dans ces départements, le retard est compris entre 7

et 12 ans sur une échelle de temps par rapport à la moyenne nationale de l'année 2016. Seuls les départements ultra-marins de Mayotte et de la Guyane présentent des situations encore plus défavorables. De manière caricaturale, les espérances de vie les plus élevées correspondent aux départements dans lesquels la présence des cadres et la dynamique des emplois des fonctions métropolitaines sont les plus élevées [Aubry, Léger, 2015] et inversement.

- 40 Les écarts se creusent surtout à l'âge adulte. En effet, l'amplitude de l'écart entre les valeurs les plus faibles et les plus élevées est encore à 40 ans de 5,4 ans chez les hommes et de 3,1 ans chez les femmes, soit au plus une demi-année de moins qu'à la naissance. L'espérance de vie des enfants et des jeunes adultes est devenue tellement faible en France que ses progrès ne pèsent quasiment plus sur les variations d'espérance de vie [Eggerickx et al., 2018]. « Elle ne pèse pas non plus sur les variations géographiques de mortalité » [Barbieri, 2013, p. 442]. Désormais, c'est même « (...) la mortalité après 60 ans qui est déterminante dans les écarts observés » [Daguet, 2006, p.4] : les écarts interdépartementaux d'espérance de vie à cet âge sont en effet de 4,0 ans pour les hommes et de 2,5 ans pour les femmes, soit dans les deux cas autour de 70 % de l'écart à la naissance.
- 41 La géographie de la mortalité à l'échelle du département, plus complexe que celle à l'échelle de la région, permet de préciser les territoires de sur- et sous-mortalité au sein de ces dernières et donc d'affiner l'analyse spatiale (cartes 3 et 4). Reposant sur des effectifs qui restent, sauf dans le cas de certains départements peu peuplés, assez conséquents, cette échelle offre un bon compromis entre la finesse du maillage géographique et la robustesse des données mobilisées.

Carte 3. Espérance de vie à la naissance des hommes en France selon le département en 2016

Espérance de vie à la naissance des hommes en 2016 selon le département



Médiane des départements : 79,3 ans

Source : Insee, Etat-civil, Estimations de populations

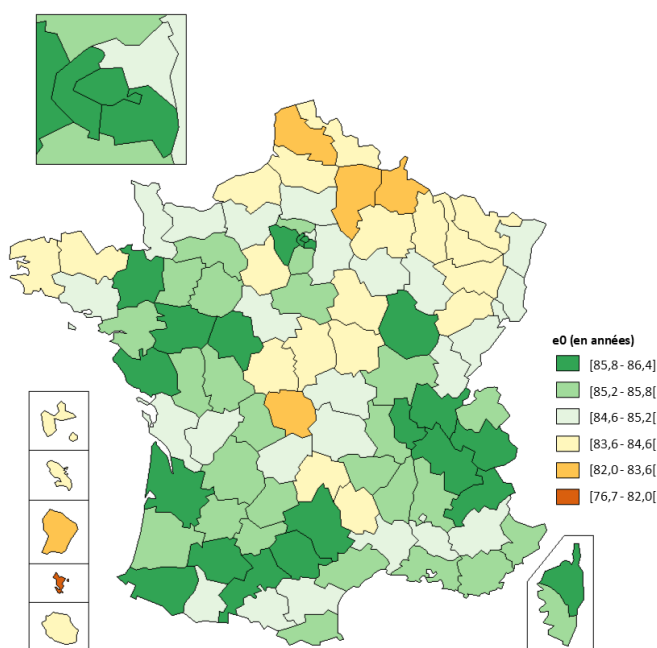
Carte : fait avec Philcarto. Discretisation selon la méthode de Jenks.

Source : Insee, État civil, Estimations de population. Carte : auteurs, fait avec Philcarto.

- 42 Pour les hommes (carte 3), on distingue nettement trois zones où l'espérance de vie à la naissance est très élevée (supérieure à 80,5 ans) : l'agglomération parisienne, même si le département de Seine-Saint-Denis, où se concentrent les catégories sociales les plus pauvres d'Île-de-France, est un peu en retrait ; la partie de la région Rhône-Alpes (le Rhône, l'Ain, l'Isère et la Haute-Savoie) qui profite des métropoles de Lyon, Grenoble et Genève, et l'ensemble Tarn-Haute-Garonne qui profite de la dynamique de la métropole toulousaine. L'espérance de vie à la naissance est également élevée (plus ou moins 80 ans) dans un certain nombre de départements qui forment quelques zones cohérentes : à l'ouest les départements de la Sarthe, du Maine-et-Loire, de l'Indre-et-Loire et de la Vienne ; dans le sud-ouest, les départements longeant la côte atlantique et ceux situés le long d'une diagonale reliant Bordeaux à Montpellier ; au sud-est, les départements du pourtour méditerranéen ; enfin l'Alsace. À l'autre extrémité, on distingue également trois ensembles cohérents où l'espérance de vie est inférieure à 78 ans : les départements du nord de la France, certains des départements de la diagonale du vide (par exemple l'Yonne, la Nièvre, le Cher et la Creuse) et tous les départements ultramarins. On peut y ajouter le département du Finistère dont la surmortalité semble séculaire, tout comme, plus généralement, celle de la Bretagne [Tonnelier, 1991].

Carte 4. Espérance de vie à la naissance des femmes en France selon le département en 2016

Espérance de vie à la naissance des femmes en 2016 selon le département



Médiane des départements : 85,1 ans

Source : Insee, Etat-civil, Estimations de populations

Carte : fait avec Philcarto. Discrétisation selon la méthode de Jenks.

Source : Insee, État civil, Estimations de population. Carte : auteurs, fait avec Philcarto.

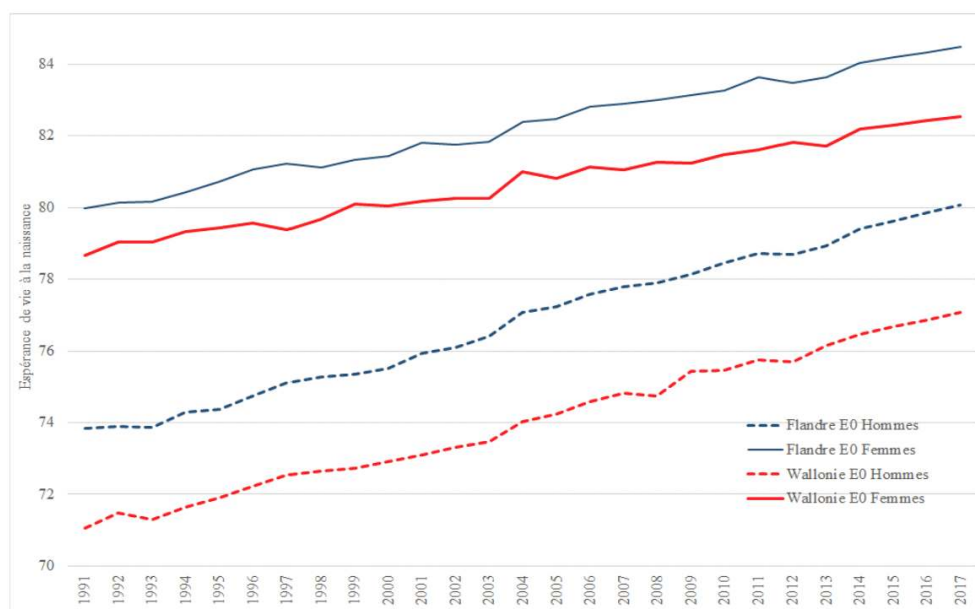
- 43 On retrouve sans surprise une géographie de l'espérance de vie à la naissance très proche pour les femmes (carte 4). Mais si les zones où l'espérance de vie à la naissance est élevée sont centrées sur les mêmes départements, elles englobent davantage de départements. Dans l'ouest par exemple, la zone précédemment définie pour les hommes s'étend à l'ensemble des départements des Pays-de-la-Loire ; à l'est, la zone de forte espérance de vie comprend tous les départements de la région Rhône-Alpes et déborde même au nord

sur le département de Saône-et-Loire. Pour les femmes, la géographie de l'espérance de vie à la naissance est donc encore plus cohérente et plus homogène que celle des hommes. Il n'y a plus guère que dans les départements du nord et du nord-est, ainsi qu'à la pointe finistérienne de la Bretagne et dans le département de la Creuse que l'espérance de vie à la naissance reste en retrait.

Des régions aux arrondissements : persistance des inégalités socio-spatiales en Belgique

- 44 Il n'y a pas qu'en France que des disparités spatiales existent en matière de mortalité. C'est aussi le cas en Belgique. Dans ce pays, l'histoire de la mortalité est avant tout marquée par le contraste opposant la Flandre et la Wallonie, les deux principales régions linguistiques du pays. Au 19^e siècle, l'espérance de vie est sensiblement plus élevée en Wallonie qu'en Flandre. Les espérances de vie à la naissance estimée pour la période 1802-1812 reflètent déjà cette dualité régionale : dans les futures provinces de Flandre orientale et occidentale, la durée moyenne de vie est de 35-36 ans mais atteint près de 48 ans dans le Namurois [Eggerickx *et al.*, 1998]. En 1855-57, l'espérance de vie à la naissance en Flandre est de 38 ans et d'un peu moins de 43 ans en Wallonie. Au début du 20^e siècle (1908-12), l'écart se maintient : l'espérance de vie atteint presque 49 ans dans la partie néerlandophone du pays et 54 ans dans sa partie francophone⁶. Les écarts de mortalité entre les deux régions traduisent de profondes inégalités du niveau de vie, avec d'un côté le développement industriel et économique précoce de la Wallonie et de l'autre le sous-développement économique et social de la Flandre qui engendra une forte paupérisation. À cela s'ajoute des différences dans le mode d'alimentation des nourrissons, dans la façon de les élever, dans le degré d'instruction des mères, dans la qualité de l'eau, etc. [Masuy-Stroobant, 1983]. Car en fait, ces inégalités régionales de mortalité touchent surtout les jeunes enfants. En 1890, le quotient de mortalité infantile est de 190 ‰ dans le nord du pays et dans certains arrondissements, 1 enfant sur 4 n'atteint pas son premier anniversaire. En Wallonie, à la même date, le quotient de mortalité infantile est de 140 ‰ et descend sous le seuil des 100 ‰ dans certains arrondissements ruraux [Eggerickx *et al.*, 2013].
- 45 Après la Première Guerre mondiale, les différences régionales s'estompent et selon l'âge – les plus âgés d'abord et les plus jeunes ensuite – les positions s'inversent [Grimmeau *et al.*, 2010]. Dès le début des années 1960, la surmortalité wallonne s'est généralisée et perdure jusqu'à nos jours. En cause, le différentiel socioéconomique entre les deux régions, cette fois à l'avantage de la Flandre, mais aussi les comportements socioculturels liés aux pratiques alimentaires, à la consommation de tabac et d'alcool, etc. [Deboosere, Gadeyne, 2002]. Aujourd'hui, comme il y a un peu plus de vingt-cinq ans, 3 années séparent les espérances de vie masculine de la Flandre et de la Wallonie. En revanche, du côté des femmes, si les différences régionales sont moins marquées, elles se sont accrues, passant d'une année au début des années 1990 à 2 années de nos jours (figure 9).

Figure 9. L'évolution de l'espérance de vie à la naissance en Flandre et en Wallonie depuis 1991

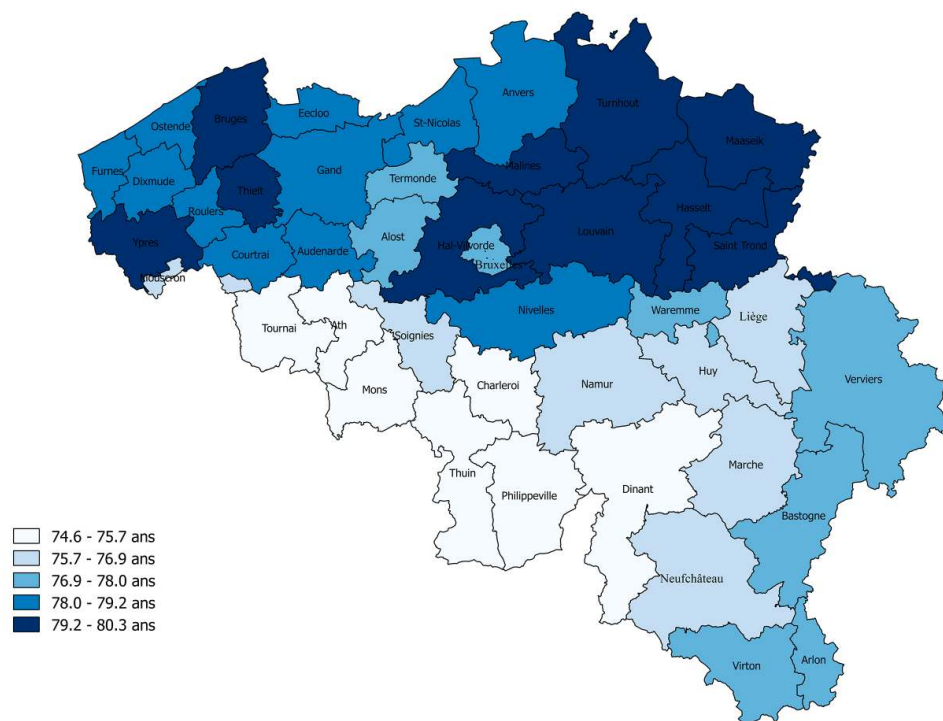


Sources : Bureau fédéral du plan

- 46 Plus le découpage spatial est fin, plus les écarts d'espérance de vie à la naissance sont importants. En 2012-2016, à l'échelle des 43 arrondissements belges, la différence est d'un peu moins de 6 années chez les hommes et atteint près de 4 années chez les femmes. En outre, à l'instar des inégalités sociales, les différences spatiales de mortalité ont augmenté depuis le début des années 1990 (de 4,7 années d'écart en 1992-1996 à 5,7 années en 2012-2016 chez les hommes et de 2,7 à 3,6 années chez les femmes entre les mêmes périodes) (cartes 5 et 6). Au-delà de ces tendances, le schéma spatial de la mortalité est resté très stable au cours de ces dernières décennies. Ainsi, le coefficient de détermination (r^2) entre la distribution par arrondissement des espérances de vie à la naissance en 1992-1996 et 2012-2016 est de 0,90 chez les hommes et de 0,83 chez les femmes. De même, la géographie de la mortalité des hommes est quasi similaire à celle des femmes, tant en 1992-1996 ($r^2 = 0,80$) qu'en 2012-2016 ($r^2 = 0,87$).
- 47 Les cartes des espérances de vie masculine et féminine par arrondissement portent l'empreinte de la dualité régionale, avec une frontière linguistique aisément repérable. Tous les arrondissements flamands se caractérisent généralement par des niveaux de mortalité inférieurs à ceux de leurs homologues wallons. Une exception emblématique, cependant : l'arrondissement de Nivelles (Brabant wallon) situé au sud de l'agglomération de Bruxelles, qui au fil du temps s'est progressivement rapproché des standards de mortalité des arrondissements du nord du pays. Il s'agit d'un arrondissement englobé dans l'espace périurbain bruxellois dont la composition sociale et démographique a été remodelée depuis plusieurs décennies par des courants migratoires de plus en plus sélectifs – des ménages aisés de 30-50 ans avec leur(s) enfant(s) – en vertu d'une pression foncière et immobilière qui ne cesse de s'accroître. Plus généralement, à l'échelle locale, les communes périurbaines sont généralement celles où l'espérance de vie est la plus élevée et celles où les chances de survie se sont le plus rapidement améliorées [Eggerickx, Sanderson, 2010]. Mais hormis le cas de l'arrondissement de Nivelles où la densité de communes aisées est importante, il est difficile d'identifier ces espaces périurbains au

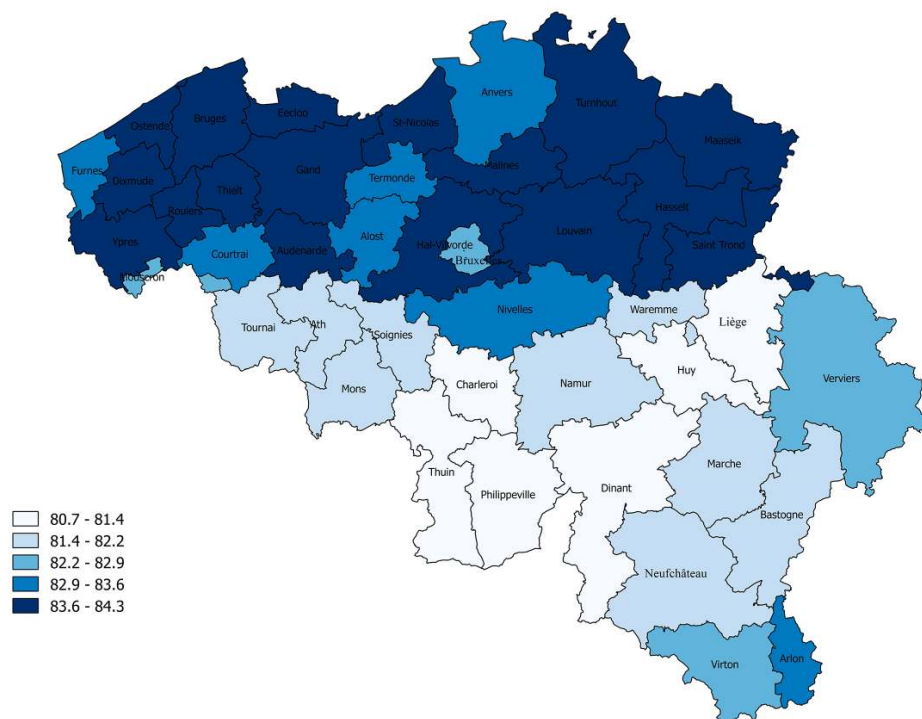
niveau des arrondissements. Ce niveau géographique restitue donc imparfaitement les inégalités très localisés de niveau et d'espérance de vie.

Carte 5. L'espérance de vie à la naissance des hommes en 2012-2016 en Belgique selon les arrondissements



Source : Registre national, recensement, calcul des auteurs

Carte 6. L'espérance de vie à la naissance des femmes en 2012-2016 en Belgique selon les arrondissements

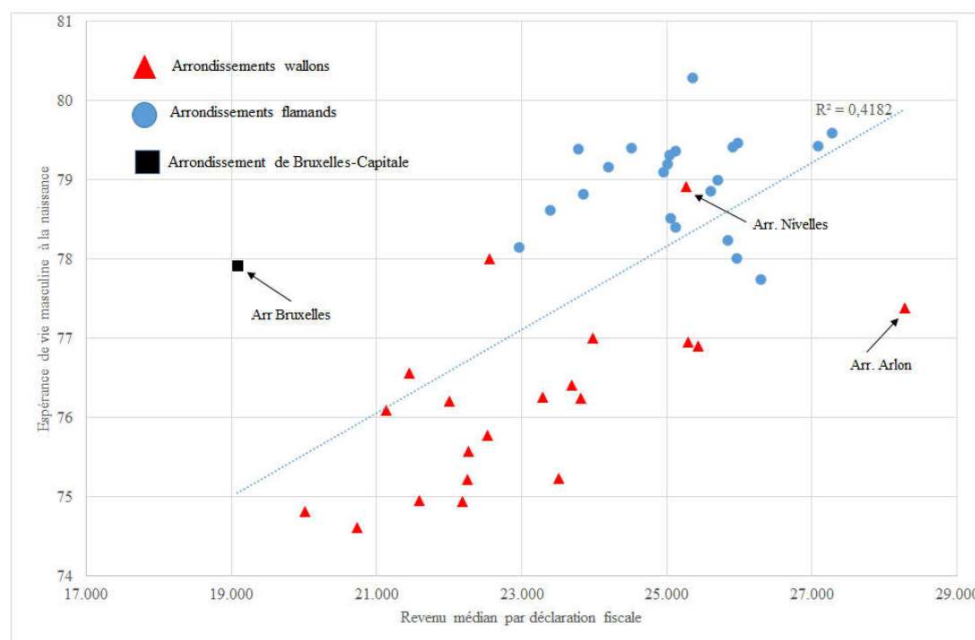


Source : Registre national, recensement, calcul des auteurs

- 48 La relation entre l'espérance de vie à la naissance et les caractéristiques socioéconomiques des arrondissements ne peut être contestée [Duchene, Thiltgès, 1993 ; Deboosere, Gadeyne, 2002]. Globalement, les arrondissements qui se caractérisent par un faible revenu médian par déclaration (2015) se distinguent également par une basse espérance de vie masculine à la naissance, et inversement (figure 10). Néanmoins, le coefficient de détermination entre ces deux variables est de 0,42, ce qui signifie que leur relation n'est pas optimale. Deux arrondissements s'écartent du nuage de points : d'une part l'arrondissement de Bruxelles-capitale qui se caractérise par le plus bas revenu médian du pays mais une espérance de vie plus élevée que la plupart des arrondissements wallons et, d'autre part, l'arrondissement d'Arlon qui se distingue par le revenu médian le plus élevé et par une espérance de vie sensiblement inférieure à celles des autres arrondissements à haut revenu médian. Ces paradoxes pourraient s'expliquer, au moins en partie, par des phénomènes migratoires spécifiques. La capitale belge se caractérise depuis près de vingt ans par une forte attractivité migratoire internationale et par la présence d'importantes communautés d'origine étrangère. Or plusieurs études ont démontré que celles-ci bénéficient d'un effet de sélection à la migration favorable face à la mort, contrebalançant au moins en partie et pour un temps les effets négatifs de leur position socio-économique défavorable pour bon nombre [Deboosere, Gadeyne, 2005 ; Connely *et al.*, 2007]. Autre indice corroborant cette hypothèse : les groupes sociaux les plus défavorisés à Bruxelles, lesquels se composent d'une proportion élevée de populations immigrées, se caractérisent par des espérances de vie plus élevées que les mêmes groupes sociaux résidant dans les autres régions [Eggerickx *et al.*, 2018-b]. Le cas de l'arrondissement d'Arlon se réfère plutôt aux migrations internes et à la mobilité

transfrontalière. Cet espace connaît depuis au moins deux décennies une forte attractivité migratoire, en grande partie liée à sa proximité avec la ville de Luxembourg et à son offre importante de travail transfrontalier plus hautement rémunéré qu'en Belgique [Carpentier, 2012]. Il s'agit donc d'un phénomène assez récent dont les acteurs – une population d'âges actifs, qualifiées, très instruites et disposant de très bons salaires – pèsent sur le revenu médian de l'arrondissement, mais pas encore suffisamment sur son niveau de mortalité, celui-ci étant déterminé par l'ensemble de la population.

Figure 10. La relation entre l'espérance de vie masculine à la naissance et le revenu médian à l'échelle des arrondissements



Source : Registre national, Statistiques fiscales (DGS),

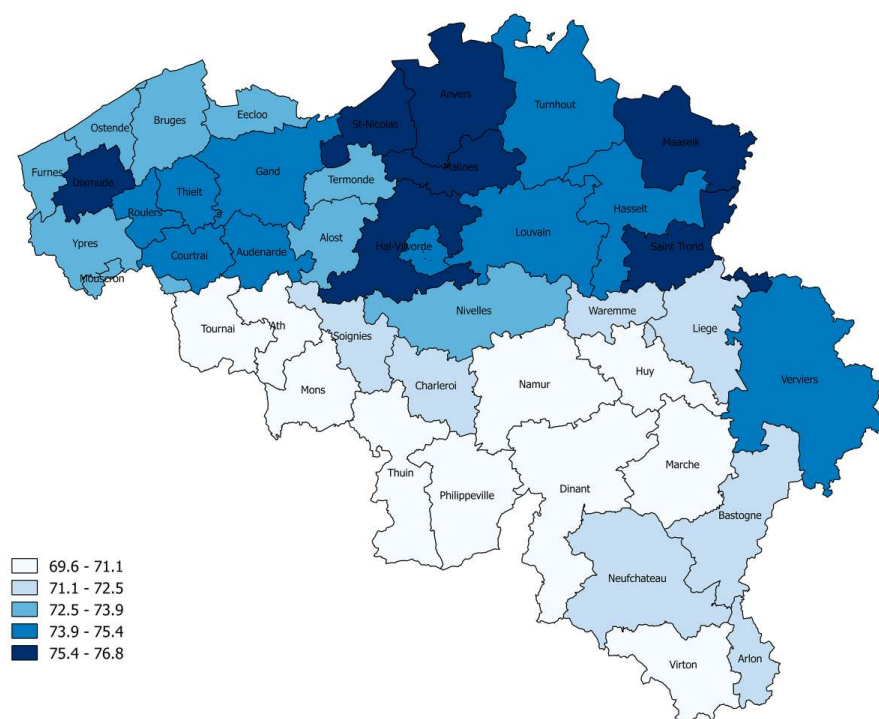
- 49 Ces exemples démontrent qu'à l'échelle des territoires infra-nationaux, les migrations, par leur effet sélectif selon certaines caractéristiques sociodémographiques, peuvent modifier la composition socio-économique des territoires et donc influencer l'évolution de la mortalité. Mais comme certaines études l'ont démontré, notamment dans le cas de la France et de la Belgique [Blanpain, 2018 ; Deboosere, Gadeyne, 2002 ; Eggerickx *et al.*, 2018-2 ; Rican *et al.*, 2003], les caractéristiques socioéconomiques de la population n'expliquent pas à elle seules les différences spatiales de mortalité. Des facteurs environnementaux (pollution...), culturels (habitudes alimentaires...), comportementaux (consommation d'alcool, de tabac...), auxquels s'ajoutent l'offre et la proximité des soins de santé, entrent également en jeu [Blanpain, 2018].
- 50 Dans le cas de la Belgique, des tables de mortalité par groupe social et par arrondissement⁷ ont été calculées pour les périodes d'observation 1992-1996, 2002-2006 et 2012-2016. L'annexe 1 présente, pour chaque arrondissement, les deux sexes et ces trois périodes, les espérances de vie à la naissance assorties des bornes des intervalles de confiance autour de la valeur moyenne. Les cas des espérances de vie masculine des groupes sociaux favorisés et défavorisés en 2012-2016 sont illustrés par les cartes 7. Enfin, le tableau 5 présente les matrices de corrélation linéaire des distributions spatiales des espérances de

vie selon les groupes sociaux. Les éléments suivants peuvent être dégagés de ces différents documents :

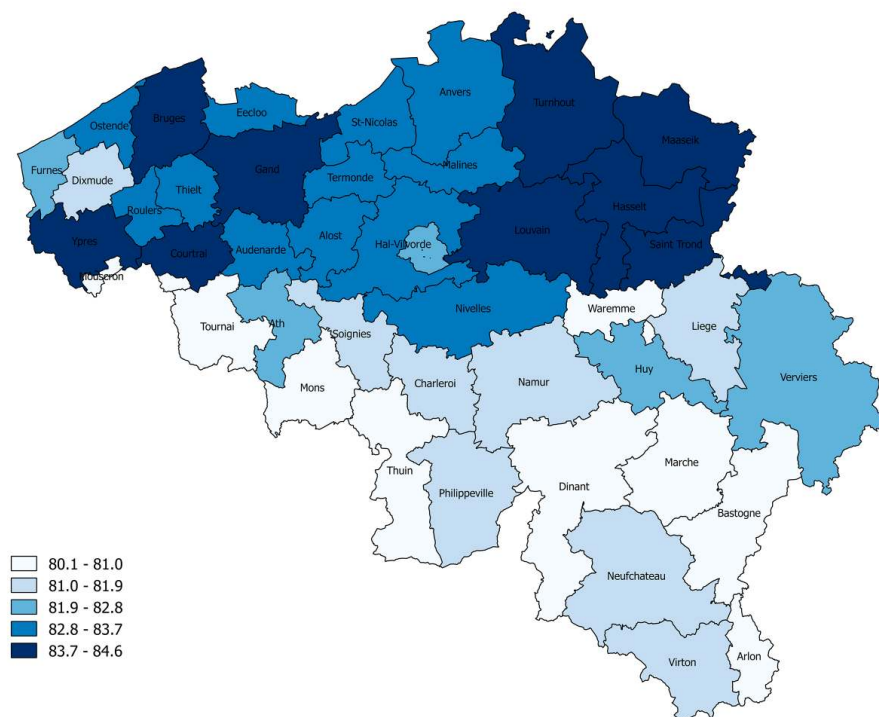
- À même groupe social, quel que soit le sexe et la période d'observation, les espérances de vie varient selon les arrondissements. Par exemple, en 2012-2016 chez les hommes, pour le groupe social défavorisé, il y a 7,2 ans d'écart entre les valeurs extrêmes. Pour les groupes sociaux intermédiaires bas, hauts et favorisés, cette différence est respectivement de 5,2, 5,9 et 4,5 années. Les disparités spatiales sont plus marquées à la base de la pyramide sociale qu'à son sommet et cela est valable aussi pour les autres périodes d'observation. Ces disparités spatiales, quand est neutralisé l'effet de composition sociale des arrondissements, sont moins fortes chez les femmes. Mais ce résultat est logique car l'espérance de vie de ces dernières est plus homogène. Ainsi, les inégalités sociales de mortalité sont moins importantes et varient peu entre les groupes sociaux (en 2012-2016, de 4,4 à 5 années de différence). Mais la situation des femmes ne remet pas en cause le constat selon lequel les caractéristiques socioéconomiques individuelles n'expliquent pas à elles seules les disparités spatiales de mortalité.
- La géographie de la mortalité se modifie très peu selon les groupes sociaux. Comme l'indiquent les valeurs généralement élevées des coefficients de corrélation linéaire (tableau 5), le schéma spatial de la mortalité du groupe social favorisé est très similaire à celui des groupes sociaux intermédiaires et défavorisés. En d'autres termes, les arrondissements qui se caractérisent par les espérances de vie les plus élevées pour le groupe social favorisé présentent aussi les espérances de vie les plus élevées pour le groupe social défavorisé, par exemple : pour chaque groupe social, les espérances de vie les plus faibles se localisent dans les mêmes arrondissements. Au-delà de la composition socio-économique des arrondissements, les facteurs environnementaux, culturels et de service (offre, qualité et proximité des soins de santé) auraient donc un effet comparable sur la mortalité des différents groupes sociaux. La similarité des schémas spatiaux de mortalité des groupes sociaux et les conclusions qui en découlent concernent aujourd'hui aussi bien les hommes que les femmes, comme l'indique la valeur des coefficients de corrélation. Au début des années 1990, la cohérence spatiale de la mortalité féminine par groupe sociaux était nettement plus faible, mais elle s'est sensiblement renforcée depuis révélant une dépendance accrue de la mortalité sociale des femmes au contexte spatial.
- La géographie de la mortalité des hommes a peu évolué au cours de ces dernières décennies ; cette inertie est toutefois plus marquée à la base de la pyramide sociale qu'à son sommet. Par exemple, le coefficient de corrélation linéaire entre la géographie de l'espérance de vie masculine par arrondissement du groupe social défavorisé en 1992-1996 et 2012-2016 est de 0,87, alors qu'il est « seulement » de 0,70 pour le groupe social favorisé. La géographie de la mortalité des femmes du groupe social défavorisé a également peu évolué entre ces deux périodes (le coefficient de corrélation linéaire est de 0,77). En revanche, pour les femmes du groupe social favorisé, le schéma spatial de la mortalité a sensiblement évolué comme en témoigne le coefficient de corrélation linéaire dont la valeur est à peine supérieure à 0,20.

Cartes 7. L'espérance de vie masculine à la naissance par arrondissement et groupe social (2012-2016)

Groupe social défavorisé



Groupe social favorisé



Source : Registre national, recensement, calcul des auteurs

Tableau 5. Matrice de corrélation linéaire entre les espérances de vie à la naissance selon les groupes sociaux et les arrondissements belges

Groupe social	2012-2016 : Hommes				Groupe social	2012-2016 : Femmes			
	Déf.	Int. Bas	Int. Haut	Fav.		Déf.	Int. Bas	Int. Haut	Fav.
Total	0,89	0,93	0,94	0,84	Total	0,87	0,90	0,84	0,73
Défavorisé		0,87	0,84	0,75	Défavorisé		0,87	0,75	0,67
Int. Bas			0,90	0,93	Int. Bas			0,80	0,66
Int. Haut				0,77	Int. Haut				0,61
Groupe social	1992-1996 : Hommes				Groupe social	1992-1996 : Femmes			
	Déf.	Int. Bas	Int. Haut	Fav.		Déf.	Int. Bas	Int. Haut	Fav.
Total	0,90	0,88	0,84	0,80	Total	0,79	0,64	0,66	0,42
Défavorisé		0,87	0,81	0,78	Défavorisé		0,63	0,64	0,53
Int. Bas			0,84	0,69	Int. Bas			0,59	0,34
Int. Haut				0,72	Int. Haut				0,35

Note de lecture : pour la période 2012-2016 et les hommes, la géographie de l'espérance de vie à la naissance du groupe défavorisé est davantage corrélée à celle du groupe intermédiaire bas ($r = 0,87$) qu'au groupe social favorisé ($r = 0,75$). Mais dans tous les cas, $r > 0,70$, ce qui traduit une corrélation très nette.

Source : Registre national, recensements de la population, calcul des auteurs

En France, une géographie de la mortalité qui évolue également lentement ... mais sûrement depuis 25 ans

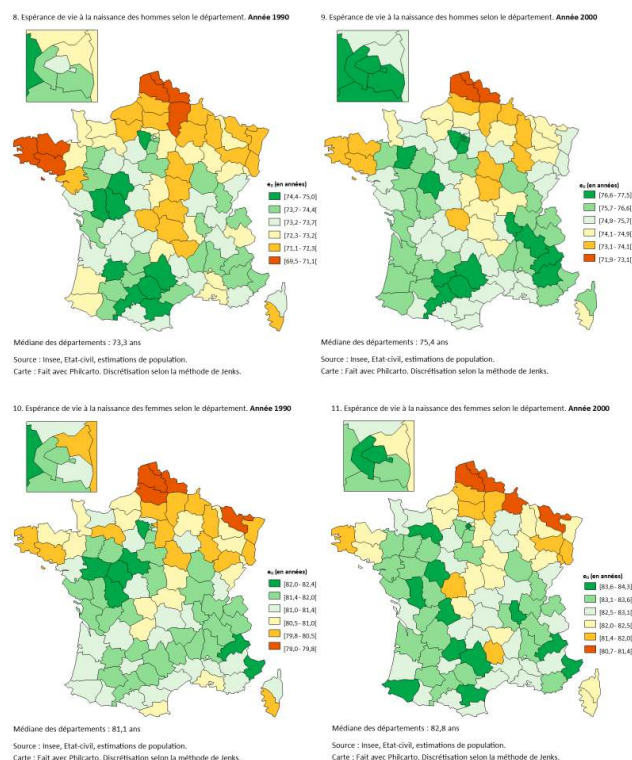
- 51 Les phénomènes démographiques sont caractérisés, d'une manière générale, par une inertie très importante. C'est ce qui explique notamment que la géographie spatiale des années 1990 en Belgique soit très proche de celle des années 2010. C'est aussi ce qui est observé en France. Mais il ne faut pas assimiler inertie et immobilisme. Au cours des dernières vingt-cinq années, l'espérance de vie à la naissance a augmenté partout en France et pour toutes les catégories socioprofessionnelles. Mais elle ne l'a pas fait au même rythme. De ce fait, la géographie de l'espérance de vie a évolué. Toutefois, on retrouve déjà en 1990 les grandes tendances régionales observées en 2016.
- 52 Pour les hommes, en 1990, trois grandes zones de surmortalité se dégagent : la Bretagne et les Pays-de-la-Loire, un large croissant au nord et à l'est de la France qui contourne le bassin parisien, et enfin un chapelet de départements localisés le long du Morvan et du massif central (carte 8). Ces trois ensembles vont progressivement se contracter sur le plan spatial. Dix ans plus tard, en 2000, seuls le Nord et le Pas-de-Calais forment une zone cohérente de très forte surmortalité (carte 9). Dans le croissant nord-est, l'Alsace s'est

« désolidarisée » de cet ensemble : le Bas et le Haut-Rhin sont avec les départements de Paris et des Landes ceux au sein desquels le gain d'espérance de vie a été le plus élevé au cours de cette décade (respectivement + 3,6 et + 3,4 ans en dix ans). À titre de comparaison, sur cette même période, les gains sont seulement de + 2,1 ans dans le Nord et de + 2,4 ans dans le Pas-de-Calais. Dans vingt-trois départements, ce gain est inférieur à 2 ans ; il est même inférieur à 1 an en Haute-Marne et dans l'Hérault. La Bretagne reste une zone de surmortalité en 2000 ; mais sous l'effet de gains notables dans les départements qui la composent (+ 3,4 ans dans le Morbihan, + 3,2 dans le Finistère, + 3,1 en Ille-et-Vilaine et + 3,0 dans les Côtes d'Armor), la surmortalité de cette région est en recul au cours des années 1990. Par ailleurs, le département de la Loire-Atlantique quitte cet ensemble et atteint un niveau comparable à la moyenne nationale. Dans le centre de la France, la zone de surmortalité se réduit à quelques départements, ceux couvrant tout ou partie du Morvan et, un peu plus au sud, les départements de l'Allier et de la Creuse. De manière presque symétrique, les zones de sous-mortalité, celles où l'espérance de vie est supérieure à la moyenne nationale, vont s'affirmer. La région parisienne accentue son homogénéité : Paris, les Hauts-de-Seine et le Val-de-Marne sont parmi les départements où l'espérance de vie progresse le plus. C'est même à Paris que la croissance est la plus forte chez les hommes (+4,0 ans en dix ans). L'Île-de-France devient donc très homogène, à l'exception de la Seine-Saint-Denis. Dans le quart sud-est, la région Rhône-Alpes s'affirme en 2000 elle aussi comme une zone assez cohérente de sous-mortalité, ce qu'elle n'était pas en 1990. La réduction des espaces de surmortalité, l'affirmation de certaines zones de sous-mortalité conduisent naturellement certaines autres aires remarquables en 1990 à « rentrer dans le rang ». C'est le cas à l'ouest d'un ensemble allant de la Mayenne, au nord, aux Deux-Sèvres, plus au sud, qui tend un peu à se disloquer ; dans le sud-ouest, une large aire de sous-mortalité très cohérente sur le plan spatial en 1990 tend à se contracter au cours de la décade.

- 53 En 2016, la géographie de l'espérance de vie des hommes a peu évolué par rapport à 2000 (cf. supra carte 3). On peut toutefois souligner la poursuite de certaines tendances : l'affirmation de l'Alsace comme aire de sous-mortalité, l'accentuation de la cohérence de l'ensemble de la région Rhône-Alpes et la poursuite de l'homogénéisation des départements de l'Île-de-France, même si la Seine-Saint-Denis reste encore un peu en retrait.
- 54 L'évolution de la géographie de la mortalité pour les femmes est différente de celle des hommes. En 1990 (carte 10), il y avait une ligne de partage particulièrement nette. Les zones de surmortalité (la Bretagne, tous les départements du nord et du nord-est) se trouvaient toutes au nord d'une droite reliant Nantes à Besançon. On distinguait aussi une seule large zone cohérente de sous-mortalité aux confins des régions Pays-de-la-Loire et Centre. Au cours des années 1990, ce partage territorial nord-sud va perdre en lisibilité. Toutefois, en 2000 quelques nouvelles zones cohérentes apparaissent (carte 11) : deux bandes suivant un axe nord-sud, l'une le long du littoral atlantique et l'autre à l'est, du département de la Côte d'Or jusqu'à la Côte d'Azur. En revanche, entre ces deux zones apparaît une nouvelle aire de surmortalité relative qui s'étire de la Seine-et-Marne au nord jusqu'à la Lozère au sud. De son côté, la région Île-de-France, comme chez les hommes, affirme son homogénéité. Ces tendances vont se poursuivre tout au long des années 2000 jusqu'en 2016 et définir la géographie actuelle de la mortalité des femmes (cf. supra carte 4) : d'un côté, une moindre espérance de vie à la naissance en Bretagne et dans toute la partie nord de la France à l'exception dorénavant de l'Alsace, ainsi que dans

quelques départements du centre de la France (Yonne, Nièvre, Cher); de l'autre, l'affirmation de quelques larges zones au sein desquelles l'espérance de vie est plus élevée que la moyenne, parmi lesquelles les régions parisienne et Rhône-Alpes.

Cartes 8 à 11. Évolution de la géographie départementale de l'espérance de vie à la naissance des hommes et des femmes entre 1990 et 2000



Source : Insee, État civil, Estimations de population. Carte : auteurs, fait avec Philcarto.

Causes de décès à l'échelle des départements français : le poids implicite des comportements dans les disparités spatiales

- 55 En dépit de toutes ces différences départementales, on meurt partout en France des mêmes causes de décès, mais pas dans les mêmes proportions. Et certaines d'entre elles jouent un rôle plus important que d'autres dans ces inégalités. Aujourd'hui, le niveau de la mortalité avant 30 ans est devenu si faible que les écarts entre départements n'ont quasiment aucun effet sur les disparités spatiales. C'est dorénavant à partir de 30 ans que ces dernières se forment. Ainsi, dans les années 2006-2008, entre 30 et 60 ans, plus d'un tiers des écarts interdépartementaux était dû aux cancers, chez les hommes comme chez les femmes. Pour les hommes, les maladies cardio-vasculaires et les morts violentes représentaient à part égale au total près de 40 % de la variabilité de la mortalité au niveau départemental. Par exemple, pour les 30-59 ans, la mortalité liée aux maladies cardio-vasculaires était dans le Nord et le Pas-de-Calais deux fois supérieure à celle mesurée en Haute-Savoie. C'était aussi le cas pour le cancer du poumon. Ces chiffres laissent entendre que dans ces départements des comportements bien différents sont adoptés, ce que confirme de manière éloquentes les différences de mortalité par alcoolisme ou cirrhose : dans le Pas-de-Calais, elle était quatre fois plus élevée qu'en Haute-Savoie ; elle était trois fois plus forte dans le Nord que dans les Yvelines, le même rapport qu'entre le Finistère et

l'Isère [Barbieri, 2013]. Même si l'alcoolisme et la cirrhose constituent des facteurs de mortalité très faibles chez les femmes entre 30 et 60 ans, les écarts relevés là encore entre certains départements mettent en lumière des comportements départementaux très contrastés : ainsi le taux de mortalité associé à ces deux causes était dans le Pas-de-Calais cinq fois plus important qu'en Haute-Savoie ! C'est aussi ce que l'on observe entre le Nord et le Maine-et-Loire. « Une étude publiée par Alfred Nizard et France Prioux [1975] montrait déjà le poids des comportements individuels, et notamment de l'alcoolisme, dans les inégalités géographiques de mortalité général et en particulier dans ce groupe d'âges pour les hommes au cours des années 1960 » [Barbieri, 2003, p. 453].

- 56 L'autre grand groupe d'âges qui contribue le plus aux différences d'espérance de vie entre département est celui des 60-79 ans. Chez les hommes, au cours de la période 2006-2008, près de 40 % des différences départementales de la mortalité entre 60 et 80 ans étaient liés aux inégalités de mortalité par cancer, en particulier celui du poumon. Chez les femmes, ce sont les maladies cardio-vasculaires qui sont le principal facteur des disparités spatiales de mortalité à 60-79 ans [Barbieri, 2013]. Les écarts relatifs entre les départements les plus et les moins favorisés peuvent être là encore très élevés. Chez les hommes, dans le Nord ou le Pas-de-Calais, la mortalité par cancer était près de deux fois plus élevée que dans le Gers ou le Tarn ; chez les femmes, dans le Nord et le Pas-de-Calais, la mortalité liée aux maladies cardio-vasculaires était trois fois plus élevée que dans les Hautes-Alpes ou 1,5 fois plus importante que celle enregistrée en Haute-Corse ou dans le Tarn. Mais ce sont une nouvelle fois les écarts considérables en matière de mortalité liée à l'alcoolisme ou à la cirrhose qui expriment le mieux les différences de comportement qui sous-tendent ces inégalités spatiales : entre, d'une part, le Nord et le Pas-de-Calais et, d'autre part, le Tarn, le rapport des taux de mortalité pour cette cause de décès variait dans les années 2000 dans un rapport de 1 à 4 pour les hommes et de 1 à 7 pour les femmes !

Conclusion

- 57 L'interaction entre les comportements quotidiens en matière d'alimentation, les pratiques de santé ou encore le confort dont on bénéficie dans la vie de tous les jours explique les différences de mortalité qui existent entre les diverses catégories sociales. Des facteurs à la fois culturels et économiques interviennent donc dans les disparités entre les individus et les groupes auxquels ils appartiennent. Ce constat n'est pas nouveau comme les travaux de J. Houdaille par exemple l'ont à maintes fois montré. En France, aujourd'hui comme il y a deux cents ans, les hommes appartenant à la catégorie sociale la plus favorisée ont une espérance de vie supérieure d'environ 4 à 5 ans à celle du groupe se situant au bas de l'échelle sociale. En Belgique, les écarts d'espérance de vie entre les groupes sociaux situés aux extrémités de la pyramide sociale sont actuellement de 9 années chez les hommes et de 6 années chez les femmes. Au cours du dernier quart de siècle, les inégalités sociales de mortalité ont augmenté, proportionnellement davantage chez les femmes que chez les hommes, alors que le schéma spatial de la mortalité présente une forte stabilité dans le temps. Celui-ci porte surtout l'empreinte de la dualité régionale, avec des espérances de vie plus élevées dans les arrondissements flamands que dans la très grande majorité des arrondissements wallons. La géographie de la mortalité selon les groupes sociaux présente aussi une forte inertie. D'une part, à l'instar de la mortalité générale, la cartographie de l'espérance de vie du groupe social défavorisé en

1992-1996 est identique à celle de 2012-2016. Il en est de même pour les autres groupes sociaux, à l'exception des femmes du groupe social favorisé, pour des raisons qu'il reste à explorer. D'autre part, le schéma spatial de la mortalité du groupe social défavorisé est très proche de celui du groupe social favorisé et des groupes sociaux intermédiaires. À groupe social identique, des disparités spatiales de mortalité subsistent. Cela signifie que la composition socio-économique de la population des arrondissements ne suffit pas à expliquer les différences de mortalité. D'autres facteurs interviennent – environnementaux, culturel, comportementaux...– et agiraient de la même manière sur la mortalité de tous les groupes sociaux.

- 58 Le cas français est différent : en effet, si les inégalités sociales sont d'une remarquable stabilité, le changement caractérise au contraire les disparités spatiales. Dans un article paru dans *Espace populations sociétés* en 1991 sur l'« évolution des inégalités géographiques de mortalité en France depuis 1911 », F. Tonnellier (p. 29) soulignait précisément l'importance des changements opérés entre 1911 et 1982 : « (...) sans doute la Bretagne et la Basse-Normandie étaient-elles déjà mal classées en 1910, mais le Nord, la Champagne-Ardenne, la Lorraine (sauf la Meurthe-et-Moselle), l'Alsace avaient une situation moyenne. Paris et les départements du pourtour méditerranéen étaient très mal classés, ce qui n'est plus le cas en 1982 » et encore moins en 2016. Jusque dans les années 1920, les départements de la région Rhône-Alpes avaient également une mortalité nettement supérieure à la moyenne nationale. Les changements ont été lents : d'une décennie à l'autre, il n'y a guère eu de bouleversements, mais sur le temps long, la géographie de la mortalité a été complètement transformée. C'est notamment au cours de la période allant des années d'avant seconde guerre mondiale à la première décennie des trente glorieuses que les changements spectaculaires ont été opérés. En 1962, les contours d'un large croissant particulièrement homogène se dessinaient dans la partie nord de la France, partant du sud de la Bretagne pour s'étirer jusqu'au sud de l'Alsace, en contournant le bassin méditerranéen. L'industrialisation du nord et de l'est de la France et les fortes concentrations de population ouvrière qui ont accompagné ces évolutions économiques dans ces régions sont sûrement à l'origine de ce recul relatif en matière de mortalité. De manière inverse, le long de la Méditerranée et du couloir rhodanien, elle va reculer. Mais en Auvergne et dans les départements industrialisés de la région Rhône-Alpes (Loire, Rhône notamment) la mortalité reste encore supérieure à la moyenne nationale au début des années 1960. Toutefois, dans cette dernière région, cette surmortalité a complètement disparu au début des années 1980.
- 59 La géographie de la mortalité en 1990 s'inscrit donc dans la continuité de celle de 1982. En effet, cette année-là, le croisant des surmortalités avait déjà été amputé de sa partie normande, ainsi que s'y attendait d'ailleurs F. Tonnellier. Celui-ci considérait d'ailleurs qu'il faudrait « (...) attendre l'an 2000 ou 2010 pour voir une nouvelle évolution... » [Tonnellier, 1991, p. 35], ce que ce dossier a précisément permis de confirmer !

BIBLIOGRAPHIE

ANSES (2017), *Avis de l'Agence nationale de sécurité sanitaire de l'alimentation, de l'environnement et du travail relatif à la troisième étude individuelle nationale des consommations alimentaires (Etude INCA 3)*, (saisine 2014-SA-0234), Maisons-Alfort, Anses, 535 p.

AUBRY B., LÉGER J.-F. (2015), « L'inégalité économique des territoires. Les écarts continuent de se creuser », *Population & Avenir*, n°722, 2015/2, pp. 4-7 + 20.

BARBIERI M. (2013), « La mortalité départementale en France », *Population*, vol. 68, n 3, pp. 433-479.

BLANPAIN N. (2016), « Les hommes cadres vivent toujours 6 ans de plus que les hommes ouvriers », *Insee première*, n°1584, février, 4 p.

BLANPAIN N. (2018), « L'espérance de vie par niveau de vie : chez les hommes, 13 ans d'écart entre les plus aisés et les plus modestes », *Insee Première*, n 1687, février, 4 p.

BOLTANSKI L. (1971), « Les usages sociaux du corps », *Revue Annales Économie Société Histoire*, n 26, pp. 205-233.

BONNEFOY X. (2007), "Inadequate Housing and Health: An Overview", *International Journal of Environment and Pollution*, 30 (3-4), pp. 411-429

BOURDIEU P. (2015), *Esquisse d'une théorie de la pratique*, Points, collections Points Essai, Paris, 448 p.

BUGEJA-BLOCH F. (2013), *Logement, la spirale des inégalités. Une nouvelle dimension de la fracture sociale et générationnelle*, Paris, Presses universitaires de France, coll. « Le lien social », 271 p.

CALOT G. et FEBVAY M. (1965), « La mortalité différentielle suivant le milieu social, période 1955-1960 », *Études et conjoncture*, n 11 (novembre), Insee, pp. 75-159.

CAMBOIS E., LABORDE C., ROBINE J.-M. (2008), « La « double peine » des ouvriers : plus d'années d'incapacité au sein d'une vie plus courte », *Population & sociétés*, n 441, janvier, 4 p.

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.

CARPENTIER S. (2012), « Cross-border local mobility between Luxembourg and the Walloon Region: an overview », *European Journal of Transport and infrastructure Research*, 12, 2, pp. 198-210.

CASELLI G., VALLIN J., LIPSI R.-M. (2002), « Les variations géographiques de la mortalité », in G. Caselli, J. Vallin et G. Wunsch (dir.), *Démographie : analyse et synthèse. III. Les déterminants de la mortalité*, Paris, Éditions de l'INED, pp. 373-415.

DAGUET F. (2006), « Dans quelles régions meurt-on le plus tard au début du XXI^e siècle ? », *Insee Première*, n°1114, décembre, 4 p.

DEBOOSERE P., GADEYNE S., (2002), "Can regional patterns of mortality in Belgium be explained by individual socio-economics characteristics", *Reflets et Perspectives*, XLI, n°4, pp. 87-103.

- DEBOOSERE P., GADEYNE S., VAN OYEN H., (2008), « The 1991-2004 evolution in life expectancy by educational level in Belgium based on linked census and population register data », *European Journal of Population*, 25, 2, pp. 175-206.
- De SAINT POL T. (2009), « Les inégalités sociales face à la santé en France », *Regards croisés sur l'économie*, 2009/1 (n°5), pp. 65-70.
- DESPLANQUES G. (1976), « La mortalité des adultes suivant le milieu social, période 1955-1971 », *Les collections de l'Insee, série D*, n 44, Insee, 148 p.
- DESPLANQUES G. (1984), « L'inégalité sociale devant la mort », *Économie et statistique*, n 162, Insee, pp. 29-50.
- DESPRÉS C., DOURGNON P., FANTIN R., JUSOT F. (2011), « Le renoncement aux soins pour raisons financières : une approche économétrique », *Questions d'économie de la santé*, n 170, Novembre, 6 p.
- DUCHÊNE J., THILTGÈS E. (1993), « La mortalité des plus de 15 ans en Belgique : les disparités régionales en 1985-1987 », *Espace, Populations, Sociétés*, 1, pp. 61-74.
- EGGERICKX T., DEBUISSON M., SANDERSON J.-P. (2013), « La mortalité des jeunes enfants de moins d'un an en Belgique, de 1840 à 1939. Une approche spatiale », *Annales de Démographie Historique*, 1, pp. 25-61.
- EGGERICKX T., LÉGER J.-F., SANDERSON J.-P., VANDESCHRIK C. (2018-1), « L'évolution de la mortalité en Europe du 19^e siècle à nos jours », *Espace populations sociétés* [En ligne], 2017-3.
- EGGERICKX T., POULAIN M. (1998), « La population de la Belgique au XIX^e siècle », *Histoire des populations de l'Europe, II. La révolution démographique 1750-1914*, sous la direction de J.-P. Bardet et J. Dupâquier, Paris, Fayard, pp. 349-361.
- EGGERICKX T., SANDERSON J.-P., VANDESCHRIK C. (2018-2), « Les inégalités sociales et spatiales de mortalité en Belgique, 1991-2016 », *Espace populations sociétés* [En ligne], 2018-1.
- EGGERICKX T., SANDERSON J.-P. (2010), « Les inégalités spatiales de mortalité en Belgique : 1980-2005 », *Démographie et Santé*, Cudep, Bordeaux, pp. 145-161.
- GALOBARDES B., LYNCH J., SMITH G.D. (2007), "Measuring socioeconomic position in health research", *British Medical Bulletin*, 81-82 (1), pp. 21-37.
- GRIMMEAU J.-P., ROMAINVILLE A., BEYTS N. (2010), « Evolution de la géographie de la mortalité en Belgique, 1840-2002 », *Histoire de la population de la Belgique et de ses territoires*, sous la direction de T. Eggerickx et J.-P. Sanderson, Chaire Quetelet 2005, Presses Universitaires de Louvain, pp. 613-626.
- HISCOCK R., MACINTYRE S., KEARNS A., ELLAWAY A. (2003), "Residents and residence: factors predicting the health disadvantage of social renters compared to owner-occupiers", *Journal of Social Issues*, 59(3), pp. 527-546.
- HOUDAILLE J. (1977), « La mortalité (hors combat) des militaires français à la fin du XVIII^e et au début du XIX^e siècles », *Population*, vol. 32, n 1, pp. 481-497.
- HOUDAILLE J. (1979), « Mortalité des élus députés de 1789 à 1794 », *Population*, vol. 34, n 3, pp. 714-717.
- HOUDAILLE J. (1980), « Mortalité dans divers groupes de notables du XVII^e et au XIX^e siècles », *Population*, vol. 35, n 4-5, pp. 966-968.
- HOUDAILLE J. (1986a), « Mortalité des champions du monde de boxe », *Population*, vol. 41, n 3, pp. 602-604.

- HOUDAILLE J. (1986b), « La mortalité dans le monde du cinéma », *Population*, vol. 41, n° 6, pp. 1082-1085.
- HOUDAILLE J. (1989a), « L'espérance de vie des écrivains et des musiciens », *Population*, vol. 44, n 1, pp. 216-220.
- HOUDAILLE J. (1989b), « Les lauréats du prix Nobel », *Population*, vol. 44, n 2, pp. 430-437.
- HOUDAILLE J. (1989c), « Hors-la-loi et maffiosi aux États-Unis », *Population*, vol. 44, n°3, pp. 650-653.
- INSEE (2012), « Fiches thématiques Travail et emploi », in *Femmes et hommes. Regards sur la parité. Édition 2012*, Insee Références, pp. 104-123.
- JUGNOT S. (2014), « La constitution de l'échantillon démographique permanent de 1968 à 2012 », *Document de travail*, n F1406, Insee, 83 p.
- LAWRENCE R. (1998), « Habitat, écologie, santé et bien-être », in M. Segaud, C. Bonvalet & J. Brun (éds.), *Logement et habitat : l'état des savoirs*, Paris, La découverte, pp. 382-389.
- MACHENBACH J. P. (2012), "The persistence of health inequalities in modern welfare states: the explanation of a paradox", *Social Science & Medicine*, 75, pp. 761-769.
- MACKENBACH J. P., KUNST. A. E. (1997), "Measuring the magnitude of socioeconomic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from Europe", *Social Science & Medicine*, 44(6), pp. 757-771.
- MASUY-STROOBANT G. (1983), *Les déterminants de la mortalité infantile. Belgique d'hier et d'aujourd'hui*, Louvain-la-Neuve, 540 p.
- MOLOUGHNEY B. (2014), *Le logement et la santé de la population : l'état des connaissances scientifiques actuelles*, Institut canadien d'information sur la santé, Ottawa, 32 p. [pdf en ligne] URL : https://secure.cihi.ca/free_products/HousingPopHealth_f.pdf
- NIZARD A., PRIOUX F. (1975), « La mortalité départementale en France », *Population*, vol. 30, n°4-5, pp. 781-824.
- O'NEIL J. (2000), "Housing Conditions and Health: A Review of Literature. Report Prepared for the Grand Council of the Crees (Eeyou Istchee)" [pdf en ligne] URL : <http://www.creehealth.org/sites/default/files/52-101-1-SM.pdf>
- PRESSAT R. (1985), « Contribution des écarts de mortalité par âge à la différence des vies moyennes », *Population*, vol. 40, n 4-5, pp. 766-770.
- RENARD F., DEVLEESSCHAUWER B., GADEYNE S., TAFFOREAU J., DEBOOSERE P. (2017), "Educational inequalities in premature mortality by region in the Belgian population in the 2000s", *Archives of Public Health*, 75:44, pp. 1-16.
- RICAN S., JOUGLA E., SALEM G. (2003), « Inégalités socio-spatiales de mortalité en France », *Bulletin épidémiologique hebdomadaire*, n 30-31, pp. 142-145.
- TONNELIER F. (1991), « Évolution des inégalités géographiques de la mortalité en France depuis 1911 », *Espace populations sociétés*, 1991-1. Les inégalités géographiques de mortalité (II), pp. 29-36.
- VALKONEN T. (2002), « Les inégalités devant la mort » in G. Caselli, J. Vallin et G. Wunsch (dir.), *Démographie : analyse et synthèse. III. Les déterminants de la mortalité*, Paris, Éditions de l'INED, pp. 351-372.

VALLIN J., CASELLI G. et SURAUULT P. (2002), « Comportements, styles de vie et facteurs socioculturels de la mortalité », in G. Caselli, J. Vallin et G. Wunsch (dir.), *Démographie : analyse et synthèse. III. Les déterminants de la mortalité*, Paris, Éditions de l'INED, pp. 255-305.

VAN OYEN H., DEBOOSERE P., LORANT V., CHARAFEDDINE R. (2010), *Les inégalités sociales de santé en Belgique*, Société et Avenir, Politique Scientifique Fédérale, Academia Press, Gent, 200 pp.

WALTISPERGER D. (2004), « Le travail est rendu responsable d'un problème de santé sur cinq », *Premières informations et premières synthèses*, n°19.1, Dares, 4 p.

ZONABEND F. (2014), *La presqu'île au nucléaire*, Odile Jacob, Paris, 240 p. (1^{ère} édition 1989).

ANNEXES

Annexe 1 : Espérance de vie à la naissance masculine et féminine et écart-type par arrondissement (2012-2016).

Arrondissement	Hommes									
	Groupe défavorisé		Groupe intermédiaire bas		Groupe intermédiaire haut		Favorisé		Ensemble	
	e°	σ	e°	σ	e°	σ	e°	σ	e°	σ
Anvers	75,44	0,38	79,03	0,35	80,81	0,32	83,32	0,38	79,16	0,16
Malines	75,40	0,82	79,50	0,58	80,97	0,56	83,60	0,81	79,42	0,27
Turnhout	75,35	0,82	79,63	0,54	81,16	0,50	84,37	0,86	79,47	0,24
Bruxelles	75,18	0,29	77,58	0,36	79,68	0,36	82,43	0,40	77,91	0,16
Hal-Vilvorde	75,46	0,58	78,77	0,47	80,41	0,42	83,59	0,50	79,43	0,21
Louvain	74,39	0,77	78,57	0,65	80,61	0,48	84,58	0,66	79,59	0,23
Nivelles	73,41	0,75	77,67	0,65	79,59	0,64	83,36	0,52	78,92	0,27
Bruges	73,17	1,26	79,74	0,61	80,74	0,68	84,23	0,72	79,32	0,33
Dixmude	75,41	1,69	78,94	1,60	80,35	1,65	81,38	2,52	78,82	0,70
Ypres	73,22	1,73	79,81	1,04	82,51	1,11	83,99	1,73	79,40	0,51
Courtrai	74,06	0,86	78,01	0,70	80,42	0,67	84,41	0,98	78,41	0,31
Ostende	73,06	1,06	78,80	0,86	80,18	1,03	83,38	1,06	78,15	0,43
Roulers	74,19	1,38	79,27	1,03	80,92	0,86	83,61	1,20	79,11	0,41
Thielt	74,53	1,71	79,26	1,53	81,01	1,16	82,81	1,89	79,21	0,54

Furnes	73,24	2,12	77,90	1,69	79,85	1,52	82,17	2,72	78,62	0,74
Alost	73,48	0,85	77,37	0,71	79,68	0,61	82,86	0,87	77,75	0,32
Termonde	73,08	1,16	78,47	0,73	79,47	0,76	83,58	1,25	78,01	0,36
Eecloo	73,72	2,06	79,59	1,19	80,52	1,37	83,62	1,99	78,53	0,61
Gand	74,45	0,57	78,68	0,53	80,49	0,48	83,74	0,58	78,86	0,22
Audenarde	74,32	1,33	77,23	0,99	79,82	0,91	83,18	1,36	78,24	0,47
St-Nicolas	75,81	0,77	79,33	0,77	80,25	0,74	83,68	1,21	79,01	0,33
Ath	70,30	1,48	75,84	1,09	76,58	1,27	82,27	1,75	75,24	0,58
Charleroi	71,46	0,47	75,47	0,52	77,21	0,56	81,06	0,69	74,82	0,26
Mons	70,31	0,67	75,13	0,67	77,38	0,80	80,56	0,89	74,61	0,34
Mouscron	72,54	2,25	77,60	1,59	78,15	1,48	80,58	2,43	76,57	0,59
Soignies	72,16	0,84	76,22	0,85	78,22	0,82	81,84	0,97	76,21	0,39
Thuin	70,73	0,94	75,63	0,89	77,33	0,99	80,35	1,57	74,95	0,45
Tournai	70,52	0,96	75,75	1,00	77,35	0,98	80,66	1,12	74,93	0,45
Huy	70,91	1,18	76,54	1,02	77,45	1,12	82,27	1,35	76,25	0,50
Liège	71,95	0,43	76,77	0,42	78,38	0,44	81,51	0,50	76,09	0,21
Verviers	74,29	0,65	77,95	0,65	80,36	0,63	82,52	0,82	78,01	0,30
Waremmes	71,10	1,83	75,63	1,38	77,85	1,20	80,79	1,36	76,90	0,57
Hasselt	75,37	0,72	79,07	0,58	80,96	0,47	83,91	0,89	79,38	0,25
Maaseik	76,82	1,03	80,34	0,72	81,43	0,68	83,86	1,21	80,30	0,34
Saint Trond	75,44	0,98	80,04	0,74	80,44	0,74	84,60	1,43	79,41	0,36
Arlon	71,77	1,79	77,01	1,51	79,27	1,37	80,98	2,24	77,38	0,70
Bastogne	72,23	2,09	75,94	1,58	79,79	1,64	80,09	2,07	77,00	0,76
Marche	69,86	1,91	75,77	1,67	78,50	1,42	80,38	1,93	75,77	0,75
Neufchâteau	71,56	1,79	75,77	1,33	78,15	1,38	81,02	1,90	76,26	0,69
Virton	69,84	2,76	75,99	1,76	78,57	1,57	81,71	2,05	76,96	0,77
Dinant	69,78	1,34	75,53	1,00	78,12	1,01	80,93	1,38	75,57	0,51

Namur	71,04	0,74	76,21	0,69	78,74	0,60	81,72	0,76	76,41	0,31
Philippeville	69,62	1,59	75,98	1,33	77,08	1,35	81,03	1,98	75,22	0,63

Arrondissement	Femmes									
	Groupe défavorisé		Groupe intermédiaire bas		Groupe intermédiaire haut		Favorisé		Ensemble	
	e°	σ	e°	σ	e°	σ	e°	σ	e°	σ
Anvers	80,66	0,34	84,42	0,34	85,18	0,34	87,38	0,55	83,37	0,15
Malines	80,13	0,78	84,96	0,67	85,29	0,61	87,53	1,05	83,66	0,26
Turnhout	80,98	0,67	84,52	0,54	85,64	0,49	87,62	1,15	83,75	0,22
Bruxelles	80,83	0,26	83,62	0,34	84,31	0,34	86,63	0,44	82,83	0,15
Hal-Vilvorde	81,44	0,57	84,93	0,47	85,35	0,43	87,67	0,76	84,22	0,19
Louvain	80,85	0,78	84,28	0,58	85,33	0,51	87,67	0,85	84,13	0,21
Nivelles	80,13	0,71	83,78	0,57	84,96	0,51	86,47	0,61	83,60	0,23
Bruges	80,78	1,09	85,27	0,60	86,24	0,58	87,40	1,00	84,35	0,30
Dixmude	81,03	2,01	84,75	1,80	84,34	1,97	86,40	4,11	83,83	0,71
Ypres	79,88	1,65	84,96	1,24	85,25	1,20	87,06	1,86	83,65	0,51
Courtrai	80,63	0,80	84,75	0,74	84,75	0,75	87,46	1,49	83,60	0,29
Ostende	80,56	1,24	84,96	0,83	85,72	0,84	89,75	2,25	83,99	0,37
Roulers	80,19	1,23	85,83	0,94	85,75	1,10	88,13	1,55	84,07	0,40
Thielt	81,32	1,74	85,56	1,20	84,71	1,24	89,35	2,99	84,35	0,49
Furnes	80,29	2,06	83,08	1,89	83,72	1,92	87,91	2,01	83,53	0,82
Alost	79,96	0,86	83,40	0,86	85,02	0,64	87,58	1,34	83,28	0,28
Termonde	79,89	1,15	83,72	0,92	85,12	0,85	87,29	1,41	83,26	0,35
Eecloo	80,89	1,40	84,80	1,19	85,21	1,53	86,57	2,67	83,78	0,52
Gand	80,79	0,54	84,93	0,50	85,46	0,49	86,77	0,87	83,69	0,21

Audenerde	80,55	1,46	84,42	1,07	84,92	0,97	88,08	1,65	83,78	0,44
St-Nicolas	81,40	0,77	85,35	0,82	86,07	0,88	88,12	1,55	83,80	0,31
Ath	77,82	1,48	82,91	1,54	83,31	1,23	84,99	1,59	82,06	0,52
Charleroi	78,25	0,43	82,25	0,51	83,00	0,58	85,16	0,85	80,71	0,24
Mons	79,13	0,61	81,74	0,71	83,57	0,75	85,92	1,01	81,44	0,30
Mouscron	79,70	1,29	84,73	1,37	84,24	1,68	85,54	2,81	82,32	0,58
Soignies	79,49	0,75	82,54	0,86	83,02	0,90	85,70	1,27	81,82	0,36
Thuin	77,78	0,91	82,61	0,81	83,77	0,93	86,88	1,72	81,30	0,39
Tournai	78,69	0,93	82,76	1,10	84,53	1,03	85,99	1,38	81,88	0,41
Huy	77,11	1,21	81,19	1,09	82,87	1,01	87,68	2,15	81,21	0,45
Liège	78,76	0,38	81,84	0,48	83,43	0,45	85,95	0,62	81,40	0,19
Verviers	80,08	0,62	83,68	0,70	83,51	0,68	85,90	1,09	82,31	0,29
Waremmes	76,56	2,27	81,64	1,64	84,09	1,19	84,93	1,44	82,13	0,55
Hasselt	81,55	0,60	84,79	0,49	85,28	0,56	88,46	1,25	83,91	0,23
Maaseik	81,52	0,87	84,90	0,82	85,65	0,77	87,79	1,82	83,89	0,32
Saint Trond	81,19	1,26	84,40	0,72	84,96	0,79	87,85	1,80	83,78	0,33
Arlon	79,32	1,94	83,01	1,64	83,66	1,47	86,82	2,91	83,17	0,67
Bastogne	78,26	2,03	82,94	1,71	82,02	2,11	86,64	3,35	81,92	0,78
Marche	77,44	1,99	82,26	1,34	81,80	2,34	85,31	2,49	81,50	0,81
Neufchâteau	77,58	2,04	81,88	1,71	84,61	1,56	85,05	1,80	82,00	0,66
Virton	78,23	2,07	82,72	1,62	83,82	1,62	87,19	3,60	82,39	0,73
Dinant	77,47	1,40	81,51	1,02	83,04	1,04	86,39	1,93	81,16	0,50
Namur	78,21	0,65	83,00	0,61	84,30	0,62	86,58	0,90	82,09	0,28
Philippeville	76,78	1,95	81,42	1,53	82,52	1,54	84,99	2,42	80,97	0,66

Annexe : Espérance de vie à la naissance masculine et féminine et écart-type par arrondissement (2002-2006).

Arrondissement	Hommes									
	Groupe défavorisé		Groupe intermédiaire bas		Groupe intermédiaire haut		Favorisé		Ensemble	
	e°	σ	e°	σ	e°	σ	e°	σ	e°	σ
Anvers	73,23	0,34	77,65	0,42	79,17	0,44	81,91	0,40	77,08	0,17
Malines	73,59	0,88	77,78	0,64	78,73	0,68	81,44	1,01	77,10	0,29
Turnhout	73,58	0,81	77,94	0,53	79,87	0,68	81,33	1,05	77,32	0,25
Bruxelles	72,46	0,44	76,15	0,36	78,15	0,37	80,69	0,45	75,62	0,17
Hal-Vilvorde	73,26	0,81	77,17	0,58	79,60	0,57	81,53	0,65	77,34	0,23
Louvain	72,90	0,65	77,31	0,49	79,61	0,50	81,68	0,56	77,48	0,22
Nivelles	71,10	1,23	76,44	1,18	78,07	1,41	81,26	2,19	76,62	0,52
Bruges	73,19	3,05	77,76	2,53	79,12	2,04	80,90	2,75	77,20	0,79
Dixmude	71,75	0,97	75,89	0,71	79,58	0,72	78,73	0,77	76,26	0,34
Ypres	73,66	1,56	77,67	1,19	79,37	1,26	83,08	1,53	76,70	0,46
Courtrai	72,24	0,96	77,76	0,65	79,41	0,83	81,87	1,03	76,63	0,32
Ostende	71,38	1,19	76,86	0,92	78,03	1,22	80,97	1,35	75,96	0,43
Roulers	71,99	1,69	77,20	1,22	80,16	1,66	81,63	1,95	77,05	0,56
Thielt	74,49	2,51	77,73	1,47	78,71	1,58	81,33	1,64	77,22	0,80
Furnes	70,07	0,90	76,99	0,70	77,34	0,77	79,73	1,07	75,89	0,32
Alost	71,28	1,03	77,04	0,78	78,95	0,97	80,96	1,64	75,92	0,38
Termonde	71,23	1,60	77,01	1,38	78,24	1,64	81,17	2,36	75,56	0,67
Eecloo	73,32	0,66	77,16	0,54	78,60	0,59	79,87	0,63	76,22	0,24
Gand	73,13	1,54	77,30	1,21	78,82	1,26	80,92	1,56	76,55	0,52
Audenarde	72,12	0,97	76,13	0,73	78,10	0,92	80,66	1,26	75,66	0,35
St-Nicolas	73,29	1,21	78,17	0,79	79,09	0,96	81,45	1,24	76,77	0,37

Ath	67,40	1,07	73,91	0,93	75,49	1,19	77,17	1,34	72,55	0,37
Charleroi	69,46	0,67	74,25	0,54	75,98	0,63	78,50	0,74	72,53	0,26
Mons	68,84	0,89	73,78	0,59	75,03	0,63	78,79	0,57	72,20	0,28
Mouscron	72,05	1,87	74,55	1,55	78,20	1,38	79,38	1,74	74,48	0,62
Soignies	70,51	0,49	74,44	0,52	76,01	0,67	77,90	0,77	73,57	0,26
Thuin	70,18	0,70	74,81	0,71	75,80	0,90	79,09	1,06	73,40	0,35
Tournai	69,44	0,95	75,32	0,94	75,89	1,12	80,17	1,31	73,37	0,44
Huy	69,68	0,93	74,16	0,88	76,07	1,14	77,59	1,25	73,55	0,44
Liège	71,08	0,89	75,56	0,91	77,31	0,96	79,38	1,23	74,25	0,40
Verviers	71,46	1,24	76,11	1,58	78,13	1,78	79,99	2,37	75,15	0,65
Waremmes	68,91	0,82	74,21	0,69	77,01	0,80	78,55	0,87	74,55	0,32
Hasselt	73,80	0,47	77,98	0,45	79,62	0,52	80,82	0,59	77,11	0,23
Maaseik	73,92	1,88	77,32	1,48	80,10	1,42	81,10	1,57	77,38	0,63
Saint Trond	72,95	1,37	77,27	1,12	79,19	1,24	79,99	1,39	76,54	0,54
Arlon	69,62	2,06	74,64	1,67	76,53	2,05	81,12	2,29	74,95	0,82
Bastogne	70,87	2,05	75,71	1,56	75,86	1,73	76,74	2,75	74,27	0,78
Marche	70,11	2,06	75,63	1,46	76,52	3,19	77,40	2,21	74,19	0,78
Neufchâteau	67,65	2,07	75,33	2,10	76,26	2,36	80,82	2,01	73,60	0,74
Virton	71,20	2,22	74,91	1,71	75,77	2,43	78,01	2,59	74,27	0,85
Dinant	67,98	1,56	73,56	1,43	76,67	1,54	78,53	2,23	72,98	0,67
Namur	69,54	0,76	74,39	0,70	76,88	0,70	79,03	0,78	74,01	0,32
Philippeville	69,53	1,53	74,64	1,19	74,63	1,26	78,70	1,73	73,33	0,59

Arrondissement	Femmes				
	Groupe défavorisé	Groupe intermédiaire bas	Groupe intermédiaire haut	Favorisé	Ensemble

	e°	σ	e°	σ	e°	σ	e°	σ	e°	σ
Anvers	79,68	0,31	83,01	0,42	84,67	0,44	85,32	0,40	81,77	0,17
Malines	79,17	0,86	83,40	0,64	84,89	0,68	87,86	1,01	81,96	0,29
Turnhout	79,66	0,75	83,68	0,53	85,46	0,68	86,76	1,05	82,38	0,25
Bruxelles	79,55	0,40	82,38	0,36	83,86	0,37	85,94	0,45	81,25	0,17
Hal-Vilvorde	80,16	0,87	83,82	0,58	84,85	0,57	85,45	0,65	82,60	0,23
Louvain	79,64	0,59	83,50	0,49	84,98	0,50	86,72	0,56	82,78	0,22
Nivelles	79,79	2,31	83,11	1,18	84,61	1,41	85,90	2,19	82,26	0,52
Bruges	79,84	4,06	84,69	2,53	85,30	2,04	85,81	2,75	82,82	0,79
Dixmude	77,43	1,01	84,12	0,71	84,12	0,72	80,53	0,77	82,27	0,34
Ypres	77,96	1,27	84,71	1,19	85,17	1,26	85,64	1,53	82,70	0,46
Courtrai	80,04	0,91	84,45	0,65	85,73	0,83	84,70	1,03	82,56	0,32
Ostende	78,91	2,34	84,34	0,92	84,96	1,22	86,28	1,35	82,67	0,43
Roulers	80,69	1,62	84,84	1,22	84,76	1,66	86,14	1,95	82,76	0,56
Thielt	80,72	1,63	84,06	1,47	83,23	1,58	87,05	1,64	82,66	0,80
Furnes	79,87	0,79	81,74	0,70	84,10	0,77	86,21	1,07	82,36	0,32
Alost	79,61	1,93	83,03	0,78	83,93	0,97	86,12	1,64	81,64	0,38
Termonde	77,84	1,86	83,61	1,38	83,32	1,64	85,55	2,36	81,33	0,67
Eecloo	79,76	0,60	83,46	0,54	83,41	0,59	86,34	0,63	82,35	0,24
Gand	79,91	1,66	83,96	1,21	84,68	1,26	86,06	1,56	82,14	0,52
Audenarde	79,77	0,77	83,56	0,73	85,00	0,92	85,74	1,26	82,62	0,35
St-Nicolas	80,77	1,11	83,59	0,79	84,55	0,96	86,40	1,24	82,07	0,37
Ath	77,62	0,88	81,49	0,93	83,66	1,19	83,81	1,34	80,50	0,37
Charleroi	78,29	0,58	81,81	0,54	82,19	0,63	84,20	0,74	79,85	0,26
Mons	78,68	0,62	82,28	0,59	83,47	0,63	84,43	0,57	80,29	0,28
Mouscron	79,02	1,48	85,22	1,55	86,24	1,38	83,87	1,74	81,55	0,62
Soignies	77,93	0,44	82,94	0,52	83,63	0,67	84,25	0,77	80,64	0,26

Thuin	77,76	0,60	81,89	0,71	83,97	0,90	85,21	1,06	80,11	0,35
Tournai	78,34	1,01	82,40	0,94	82,91	1,12	84,92	1,31	80,59	0,44
Huy	76,66	0,91	81,40	0,88	82,51	1,14	84,08	1,25	80,01	0,44
Liège	78,30	0,90	82,08	0,91	82,94	0,96	85,01	1,23	80,38	0,40
Verviers	79,35	1,53	83,51	1,58	84,05	1,78	84,57	2,37	81,44	0,65
Waremmes	77,08	0,65	81,74	0,69	81,65	0,80	84,50	0,87	80,64	0,32
Hasselt	80,37	0,43	83,22	0,45	84,29	0,52	85,94	0,59	82,21	0,23
Maaseik	79,96	1,98	83,91	1,48	84,80	1,42	84,59	1,57	82,55	0,63
Saint Trond	78,96	1,45	83,81	1,12	84,43	1,24	86,70	1,39	82,06	0,54
Arlon	72,92	2,01	81,58	1,67	82,41	2,05	82,32	2,29	81,30	0,82
Bastogne	78,09	1,95	81,66	1,56	84,03	1,73	82,02	2,75	81,18	0,78
Marche	76,71	2,19	82,16	1,46	81,59	3,19	81,40	2,21	80,39	0,78
Neufchâteau	77,46	5,02	83,45	2,10	82,65	2,36	83,74	2,01	81,03	0,74
Virton	79,28	2,68	82,62	1,71	81,09	2,43	82,48	2,59	81,29	0,85
Dinant	76,37	1,56	82,08	1,43	82,42	1,54	83,68	2,23	80,63	0,67
Namur	79,04	0,62	81,40	0,70	83,94	0,70	85,63	0,78	80,84	0,32
Philippeville	77,93	2,24	81,33	1,19	82,45	1,26	81,76	1,73	80,20	0,59

Annexe : Espérance de vie à la naissance masculine et féminine et écart-type par arrondissement (1992-1996).

Arrondissement	Hommes									
	Groupe défavorisé		Groupe intermédiaire bas		Groupe intermédiaire haut		Favorisé		Ensemble	
	e°	σ	e°	σ	e°	σ	e°	σ	e°	σ
Anvers	71,02	0,39	74,48	0,41	76,45	0,42	78,75	0,41	74,41	0,18
Malines	70,51	0,81	74,55	0,59	76,15	0,72	78,14	1,19	73,99	0,28
Turnhout	71,89	0,47	75,04	0,39	76,44	0,42	78,19	0,49	74,80	0,18

Bruxelles	70,38	0,85	72,64	0,77	74,78	0,77	78,10	1,17	73,11	0,32
Hal-Vilvorde	70,53	0,81	74,32	0,62	76,51	0,57	78,82	0,86	74,74	0,25
Louvain	71,47	0,75	74,98	0,55	76,34	0,53	78,67	0,66	75,01	0,23
Nivelles	69,28	1,28	72,55	1,10	75,58	1,31	77,89	2,31	73,95	0,52
Bruges	70,60	1,06	73,81	0,73	75,54	0,69	78,18	0,86	74,19	0,34
Dixmude	71,65	1,82	75,83	1,69	78,62	2,54	79,68	3,47	74,33	0,82
Ypres	70,32	1,41	75,52	1,08	78,12	0,93	78,75	1,33	74,48	0,48
Courtrai	69,60	0,94	74,78	0,75	76,19	0,81	77,99	1,12	74,03	0,33
Ostende	68,68	1,45	72,29	0,94	74,67	1,17	78,07	1,79	72,91	0,48
Roulers	70,06	2,09	75,32	1,80	75,86	1,65	79,14	1,99	74,43	0,78
Thielt	70,13	1,87	75,48	1,25	77,13	1,66	77,10	2,33	74,70	0,60
Furnes	68,88	1,77	73,58	1,21	75,55	1,48	77,99	2,61	74,20	0,59
Alost	69,55	0,83	74,75	0,68	75,15	0,78	77,83	1,18	73,48	0,33
Termonde	69,73	0,98	73,37	1,06	75,67	1,03	77,80	1,95	73,09	0,40
Eecloo	70,42	0,90	75,96	0,74	76,51	0,89	76,96	1,41	74,70	0,36
Gand	69,99	0,69	74,06	0,55	75,84	0,57	78,19	0,71	73,85	0,25
Audenarde	68,23	1,61	73,01	1,23	75,25	1,16	77,33	1,86	72,90	0,54
St-Nicolas	71,46	1,16	75,12	0,78	74,94	1,01	78,76	1,50	74,21	0,39
Ath	66,65	0,77	71,82	0,58	73,34	0,68	75,11	1,08	70,87	0,28
Charleroi	66,73	1,22	70,64	0,75	73,73	0,90	75,77	1,84	70,30	0,39
Mons	67,19	0,93	70,93	0,75	73,55	0,63	76,48	0,80	70,82	0,30
Mouscron	69,28	0,77	74,04	1,06	75,63	0,77	75,26	1,12	72,31	0,35
Soignies	68,84	1,50	72,24	1,24	74,60	1,58	77,13	2,10	72,01	0,64
Thuin	66,65	0,56	71,04	0,53	74,72	0,60	77,46	0,98	71,05	0,27
Tournai	67,29	1,05	73,33	0,88	74,30	1,10	77,40	1,58	71,50	0,47
Huy	66,03	1,31	70,95	1,44	73,70	2,21	76,86	2,24	71,23	0,67
Liège	67,72	0,89	72,27	0,82	74,62	0,96	77,32	1,31	72,00	0,41

Verviers	68,78	0,99	72,88	0,79	75,55	1,22	77,28	2,51	72,92	0,43
Waremmes	67,25	0,97	71,75	0,63	73,79	0,80	75,15	0,98	71,79	0,34
Hasselt	71,07	0,59	74,62	0,45	75,76	0,49	78,22	0,61	74,18	0,23
Maaseik	72,46	2,31	74,93	1,35	75,69	1,47	79,01	1,91	74,92	0,69
Saint Trond	69,42	1,65	74,17	1,19	76,27	1,09	78,82	1,58	73,81	0,58
Arlon	65,61	3,23	71,79	1,91	72,94	1,74	76,15	2,66	72,02	0,84
Bastogne	65,24	2,14	70,71	1,45	73,21	1,53	75,40	2,24	70,84	0,77
Marche	65,08	2,83	70,37	1,55	72,49	1,66	76,61	2,25	71,40	0,82
Neufchâteau	68,29	2,80	72,84	1,87	72,44	2,21	77,42	2,51	72,07	0,92
Virton	67,32	2,85	69,90	1,62	73,89	1,70	76,62	2,17	72,32	0,79
Dinant	65,83	1,58	71,80	1,51	72,89	1,54	75,72	2,25	71,03	0,71
Namur	67,30	0,84	71,31	0,70	73,71	0,71	76,89	0,95	71,52	0,34
Philippeville	67,51	1,64	71,38	1,14	72,81	1,22	75,35	1,92	71,09	0,59

Arrondissement	Femmes									
	Groupe défavorisé		Groupe intermédiaire bas		Groupe intermédiaire haut		Favorisé		Ensemble	
	e°	σ	e°	σ	e°	σ	e°	σ	e°	σ
Anvers	78,33	0,34	81,46	0,37	82,80	0,38	83,78	0,52	80,34	0,17
Malines	78,61	0,40	81,85	0,37	82,24	0,44	82,36	0,77	80,19	0,17
Turnhout	79,24	0,67	81,69	0,65	82,90	0,91	84,21	1,34	80,86	0,30
Bruxelles	78,60	0,62	80,50	0,55	81,87	0,87	83,43	1,50	80,00	0,27
Hal-Vilvorde	79,27	0,79	81,71	0,56	82,80	0,61	83,63	0,89	80,96	0,24
Louvain	78,91	0,60	81,82	0,51	83,27	0,59	83,33	0,96	81,17	0,22
Nivelles	78,20	1,23	80,37	1,10	82,00	1,55	82,52	3,61	80,34	0,53
Bruges	79,22	2,11	81,52	1,97	83,00	2,84	84,96	5,25	80,91	0,76

Dixmude	78,38	1,04	80,09	0,74	82,44	0,81	84,27	1,49	80,54	0,32
Ypres	78,28	1,06	82,30	0,90	82,86	1,37	84,92	2,01	80,27	0,44
Courtrai	78,77	0,68	81,11	0,65	82,28	0,90	83,84	1,77	80,18	0,31
Ostende	76,62	1,46	81,14	0,97	81,97	1,11	82,76	1,71	80,19	0,46
Roulers	78,98	1,58	82,11	1,06	81,86	1,75	84,01	2,44	80,65	0,55
Thielt	78,61	1,74	81,29	1,62	83,45	2,16	79,14	3,14	80,81	0,76
Furnes	78,81	0,77	82,03	0,94	81,68	0,91	80,94	1,53	80,79	0,32
Alost	78,38	0,86	80,91	0,77	82,39	1,31	82,42	1,71	80,15	0,38
Termonde	77,60	1,62	82,00	1,46	81,66	1,86	82,17	3,49	79,68	0,62
Eecloo	78,28	0,58	80,43	0,50	81,80	0,57	81,55	1,04	80,13	0,24
Gand	78,28	1,22	81,01	1,08	81,85	1,34	83,89	2,01	80,16	0,49
Audenarde	78,39	0,81	81,30	0,79	81,12	0,99	81,60	1,51	80,16	0,34
St-Nicolas	77,91	0,89	81,84	0,86	82,74	1,13	81,87	2,07	80,01	0,37
Ath	77,52	1,12	80,59	0,76	81,41	1,19	82,81	2,15	79,53	0,38
Charleroi	76,84	0,61	80,17	0,56	81,67	0,92	81,56	1,25	78,85	0,28
Mons	77,75	0,86	79,78	0,62	80,84	0,68	81,06	0,92	78,87	0,28
Mouscron	77,65	1,02	81,29	1,16	85,27	1,59	80,42	2,77	80,04	0,55
Soignies	77,13	0,47	80,03	0,46	82,36	0,65	82,54	1,07	79,39	0,25
Thuin	77,05	0,61	80,47	0,67	81,48	0,86	84,59	1,48	79,18	0,33
Tournai	77,41	1,07	81,26	0,94	82,86	1,29	81,55	1,72	79,77	0,45
Huy	75,40	0,99	79,32	0,79	79,72	1,22	81,54	2,51	78,43	0,43
Liège	76,99	0,89	80,28	0,81	80,91	1,01	82,69	1,84	79,18	0,40
Verviers	77,11	1,38	80,15	1,67	81,85	3,01	82,37	3,53	79,38	0,62
Waremmme	75,01	0,81	78,99	0,61	81,25	0,85	81,38	1,39	79,23	0,32
Hasselt	79,19	0,48	82,17	0,40	83,22	0,52	83,28	0,81	80,96	0,21
Maaseik	79,15	2,58	80,29	1,55	82,54	1,61	83,75	2,61	80,65	0,66
Saint Trond	79,19	1,27	80,99	1,02	81,98	1,29	84,38	2,05	80,89	0,53

Arlon	75,43	1,92	78,74	2,21	80,21	1,82	82,12	4,50	79,66	0,76
Bastogne	74,51	2,23	81,34	1,96	79,51	1,98	78,36	2,80	79,34	0,74
Marche	75,10	2,68	79,03	1,58	80,39	1,82	81,30	3,01	78,91	0,80
Neufchâteau	76,67	3,17	79,23	1,80	80,73	3,12	81,44	3,57	79,38	0,95
Virton	76,73	2,47	78,03	2,17	80,81	2,31	78,67	6,11	79,91	0,75
Dinant	77,78	1,43	79,28	1,69	80,84	2,13	83,35	2,88	79,42	0,70
Namur	76,65	0,72	79,81	0,65	82,13	0,82	81,85	1,20	79,11	0,31
Philippeville	77,39	1,16	79,87	1,01	79,96	1,40	79,59	2,25	78,76	0,51

NOTES

1. Cet exemple fait référence à la campagne menée en France depuis le début des années 2000 par l'Institut National de Prévention et d'Éducation pour la Santé (Inpes) - un organisme qui dépend du ministère chargé de la santé -, sur le thème « manger bouger » qui recommandait de manger au moins 5 fruits et légumes par jour (« Pour votre santé, mangez 5 fruits et légumes par jour »).
2. Ce que mesure en fait cet indicateur est l'effet potentiel sur la durée de vie, à terme, de l'articulation des risques aux différents âges d'une population considérée à un moment donné comme étant homogène au regard de l'événement étudié.
3. En Belgique, les inégalités sociales de mortalité sont rarement mesurées par la catégorie socio-professionnelle, beaucoup plus souvent par le niveau d'instruction [Deboosere *et al.*, 2008].
4. Comme les femmes vivent en moyenne plus longtemps que les hommes, la part des années vécues sans la moindre incapacité des femmes est moins élevée que celle des hommes. D'une certaine manière, le décès souvent plus précoce des hommes les empêche de connaître quelques années de vie avec incapacité.
5. Les chômeurs sont classés parmi les personnes actives : il s'agit d'actifs sans emploi. Les inactifs non retraités sont donc principalement des personnes sans emploi et qui n'en cherchent pas ou des étudiants
6. Ces espérances de vie ont été estimées à partir de tables de mortalité calculées par nos soins sur base des structures par âge fournies par les recensements de la population et les âges aux décès extraits des statistiques de l'état-civil.
7. Il importe de souligner que pour assurer la comparabilité des résultats entre arrondissements, le découpage en quartile s'opère uniquement au niveau national. Un individu figurant au niveau national dans le quartile le plus défavorisé appartiendra toujours à ce même quartile, quel que soit son arrondissement de résidence.

AUTEURS

THIERRY EGGERICKX

Centre de recherche en Démographie, Université catholique de Louvain 1, place Montesquieu,
1348 Louvain-la-Neuve, Belgique, thierry.eggerickx@uclouvain.be

JEAN-FRANÇOIS LÉGER

Institut de démographie, Université Paris 1, 90 rue de Tolbiac, 75013, Paris, France, Jean-
Francois.Leger@univ-paris1.fr

JEAN-PAUL SANDERSON

Centre de recherche en Démographie, Université catholique de Louvain, 1 place Montesquieu,
1348 Louvain-la-Neuve, Belgique, jean-paul.sanderson@uclouvain.be

CHRISTOPHE VANDESCHRIK

Centre de recherche en Démographie, Université catholique de Louvain, 1 place Montesquieu,
1348 Louvain-la-Neuve, Belgique, christophe.vandeschrick@uclouvain.be