



**HAL**  
open science

## Un an après. Analyse de la variation sociodémographique de la surmortalité de 2020 liée à la Covid-19 en Belgique

Mélanie Bourguignon, Damiens Joan, Yoann Doignon, Thierry Eggerickx,  
Scott Fontaine, Audrey Plavsic, Alice Rees, Ester Rizzi, Jean-Paul Sanderson,  
Benjamin-Samuel Schlüter

### ► To cite this version:

Mélanie Bourguignon, Damiens Joan, Yoann Doignon, Thierry Eggerickx, Scott Fontaine, et al.. Un an après. Analyse de la variation sociodémographique de la surmortalité de 2020 liée à la Covid-19 en Belgique. Cahiers québécois de démographie, 2022, pp.1-38. halshs-03870327

**HAL Id: halshs-03870327**

**<https://shs.hal.science/halshs-03870327v1>**

Submitted on 24 Nov 2022

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

**Cahiers québécois de démographie**

**Vol. Publications récentes, CQD-PR-20221116, p.1-38**

# **Un an après. Analyse de la variation sociodémographique de la surmortalité de 2020 liée à la Covid-19 en Belgique<sup>1</sup>**

**MÉLANIE BOURGUIGNON<sup>2</sup>, JOAN DAMIENS<sup>3</sup>, YOANN DOIGNON<sup>4</sup>, THIERRY EGGERICKX<sup>5</sup>, SCOTT FONTAINE<sup>6</sup>, AUDREY PLAVSIC<sup>7</sup>, ALICE REES<sup>8</sup>, ESTER RIZZI<sup>9</sup>, JEAN-PAUL SANDERSON<sup>10</sup>, BENJAMIN-SAMUEL SCHLÜTER<sup>11</sup>**

## **Résumé**

Entre mars 2020 et février 2021, la pandémie Covid-19 a généré près de 22 000 décès en Belgique, soit l'épisode le plus meurtrier de son histoire démographique depuis la Seconde Guerre Mondiale. Dans une perspective comparative des différentes vagues de la pandémie, cet article a pour objectif principal de dresser le bilan de la surmortalité liée à la Covid-19 selon l'âge, le sexe, la situation de ménage et le groupe social. Les analyses se basent sur des données agrégées fournies par STATBEL (office

---

<sup>1</sup> Cet article a été réalisé dans le cadre du projet de recherche PDR-FNRS « Les inégalités sociales et territoriales de mortalité lors des grandes épidémies belges des 19-21e siècles » et du projet de recherche EPIBEL-Brain.Be 2.0 « EPidemics and Inequalities in BELgium from the Plague to COVID-19: what can we learn about societal resilience?

<sup>2</sup> Centre de Recherche en Démographie, Université catholique de Louvain, Doctorante, [melanie.bourguignon@uclouvain.be](mailto:melanie.bourguignon@uclouvain.be)

<sup>3</sup> Centre de Recherche en Démographie, Université catholique de Louvain, Doctorante, [joan.damiens@uclouvain.be](mailto:joan.damiens@uclouvain.be)

<sup>4</sup> Centre de Recherche en Démographie, Université catholique de Louvain

<sup>5</sup> Centre de Recherche en Démographie, Université catholique de Louvain, Professeur, [thierry.eggerickx@uclouvain.be](mailto:thierry.eggerickx@uclouvain.be)

<sup>6</sup> Centre de Recherche en Démographie, Université catholique de Louvain, Doctorant

<sup>7</sup> Centre de Recherche en Démographie, Université catholique de Louvain, Doctorante

<sup>8</sup> Centre de Recherche en Démographie, Université catholique de Louvain, Assistante

<sup>9</sup> Centre de Recherche en Démographie, Université catholique de Louvain, Professeure, [ester.rizzi@uclouvain.be](mailto:ester.rizzi@uclouvain.be)

<sup>10</sup> Centre de Recherche en Démographie, Université catholique de Louvain, Chercheur, Post-doctorant

<sup>11</sup> Centre de Recherche en Démographie, Université catholique de Louvain, Doctorant

belge de statistiques). Des indicateurs de surmortalité sont calculés afin de comparer la situation de l'année 2020 avec celle observée durant la période de référence 2015-2019. A partir des données du Registre national, des tables de mortalité par sexe, région et groupe social ont été calculées. Elles permettent d'estimer la perte d'espérance de vie en 2020 par rapport à 2019 et la contribution spécifique des différents groupes d'âge à cette diminution.

Mots-clés : Covid-19, Belgique, inégalités sociodémographiques, mortalité

### **Abstract**

Between March 2020 and February 2021, the Covid-19 pandemic generated almost 22,000 deaths in Belgium, the deadliest episode in its demographic history since World War II. In a comparative perspective of the different waves of the pandemic, the main objective of this article is to assess the excess mortality related to Covid-19 according to age, sex, household situation and social group. Analyses are based on aggregated data provided by STATBEL (Belgian statistical office). Indicators of excess mortality are calculated in order to compare the situation in the year 2020 with that observed during the reference period 2015-2019. From the data of the National Register, mortality tables per sex, region and social group were calculated. They make it possible to estimate the loss of life expectancy in 2020 compared to 2019 and the specific contribution of the different age groups to this decrease.

Keywords: Covid-19, Belgium, socio-demographic inequalities, mortality.

### **INTRODUCTION**

Entre mars 2020 et février 2021, le virus SARS-CoV-2, responsable de la pandémie Covid-19, a généré plus de 2,4 millions de décès dans le monde et 21750 décès en Belgique. Indépendamment de la méthode de comptage des décès, variable d'un pays à l'autre, la Belgique apparaît comme l'un des pays où le taux de mortalité par Covid-19 est le plus élevé (Bourguignon et collab., 2020).

L'objectif de cette étude est d'analyser la mortalité liée à la Covid-19 en fonction d'un certain nombre de paramètres sociodémographiques, tels que l'âge, le sexe, la situation de ménage et l'appartenance sociale, et de comparer les différentes vagues de l'épidémie de mars 2020 à avril 2021. Cette étude se base sur les données fournies par Statbel (Office belge de statistiques) sur la répartition journalière et

hebdomadaire des décès toutes causes confondues par âge et sexe<sup>12</sup>. Sur base de ces données agrégées, des indicateurs de surmortalité sont calculés pour comparer les niveaux de mortalité observés durant la période janvier 2020 – avril 2021 à ceux observés durant la période de référence 2015-2019. Nous utilisons également la base de données DEMOBEL produite par Statbel sur base notamment du Registre national belge et des recensements de la population. L'exploitation de ces données permet d'estimer l'ampleur de la surmortalité exprimée en termes de pertes d'espérance de vie durant l'année 2020. Cette dernière fait l'objet d'une ventilation par sexe, par âge et par groupe social.

Cet article se situe dans le prolongement d'une précédente publication (Bourguignon et collab., 2020) centrée sur la première vague de la pandémie Covid-19 en Belgique. Nos questionnements sont les suivants : sommes-nous tous égaux face à la Covid-19 ? Les schémas de mortalité par Covid-19 suivent-ils ceux de la mortalité générale ? Observe-t-on des particularités entre les différentes vagues ? Quelles sont les répercussions de la pandémie de la Covid-19 en termes d'espérance de vie ? La Covid-19 a-t-elle touché équitablement toutes les classes sociales, ou au contraire, a-t-elle amplifié les inégalités sociales face à la mort, déjà bien présentes dans nos sociétés ?

Un bref état de la littérature est proposé avec, notamment, un accent sur l'impact de l'appartenance sociale sur la surmortalité observée durant la période 2020-2021. Nos résultats abordent deux dimensions distinctes : d'une part *la mesure de la surmortalité* observée en 2020-2021 par rapport à la période de référence 2015-2019 et, d'autre part, *l'ampleur de la perte d'espérance de vie* qu'a entraîné cette pandémie, par rapport à l'année de référence 2019<sup>13</sup>, dans le contexte belge actuel. En guise de conclusions, nous revenons brièvement sur les limites de notre approche et esquissons de nouvelles perspectives d'analyses.

## **SURMORTALITÉ DANS LE CADRE DE LA CRISE COVID-19 : L'IMPACT DES VARIABLES SOCIO-DÉMOGRAPHIQUES**

L'état de la littérature scientifique sur la Covid-19 est en constante évolution et à ce stade, des caractéristiques individuelles comme l'âge, le sexe ou encore l'appartenance sociale apparaissent comme des facteurs discriminants en termes d'exposition, de mortalité et de diffusion ou propagation du virus lié à la Covid-19.

---

<sup>12</sup> Dans le cadre de cet article, la dimension régionale, et plus largement la dimension spatiale, ne seront pas exploitées.

<sup>13</sup> Le calcul de la perte d'espérance de vie ne se fait pas avec la même période de référence que celle utilisée pour les indices de surmortalité. Compte tenu de la croissance de l'espérance de vie entre 2015 et 2019, l'effet de la pandémie Covid serait largement sous-estimé s'il était établi sur base de la période de référence 2015-2019 plutôt que sur base de la dernière année disponible, 2019.

Au premier chef des facteurs discriminants face à la pandémie de la Covid-19, *l'âge* joue un rôle majeur dans la surmortalité observée. Plus l'âge augmente, plus le risque de décès par Covid-19 est élevé (Williamson et collab., 2020 ; Petrilli et collab., 2020). Des études menées en Italie (Iaccarino et collab., 2020), en Chine (Jin et collab., 2020), en Angleterre et au Pays de Galle (Aburto et collab., 2021a) ainsi que dans le Bronx (Palaiodimos et collab., 2020) ont évoqué l'âge comme un facteur de risque. La surmortalité, croissante avec l'âge, est d'autant plus évidente que l'état de santé général est un facteur aggravant (Bramba et collab., 2020) et que plus l'âge augmente, plus l'état de santé se détériore. Au vu des études précédentes et des résultats obtenus en Belgique pour la première vague de la pandémie, une surmortalité par Covid-19 plus élevée aux grands âges est attendue (*première hypothèse*).

Le sexe des individus est également un facteur discriminant dans le cadre de la pandémie Covid-19. Les hommes présentent un risque de contamination et de décès par Covid-19 supérieur à celui des femmes (Aburto, et collab., 2021a ; Jordan, Adab et Cheng, 2020 ; Palaiodimos et collab., 2020), comme pour l'ensemble des maladies touchant le système respiratoire (Karlberg, Chong et Lai, 2004). Certaines normes sociales conditionnent en partie les comportements de santé, tels qu'une alimentation en moyenne moins saine chez les hommes, ainsi qu'une consommation plus élevée d'alcool et de tabac (Gisle et collab., 2019). Les femmes seraient par ailleurs plus avantagées sur le plan immunitaire, grâce à l'action combinée de certaines hormones (œstrogènes, progestérones et androgènes) et d'une alimentation plus saine, notamment aux âges avancés (Klein et Flanagan, 2016). Nous posons l'hypothèse d'une surmortalité masculine pour les deux vagues (*deuxième hypothèse*).

Compte tenu de l'importance des contacts interpersonnels dans la transmission du virus, la composition du ménage (taille et type) devrait avoir un impact sur le risque de décéder de la covid-19. Dans une étude portant sur les personnes de plus de 65 ans résidant en ménage privé en Angleterre, Nafilyan et collab. (2021) ont démontré que les personnes, et en particulier les femmes, vivant en ménage multigénérationnel avait un risque de décéder plus important que celles vivant dans un ménage de deux adultes. Une autre étude, menée sur la région de Los Angeles aux Etats-Unis a mis en évidence une association positive entre la taille du ménage, le « surpeuplement<sup>14</sup> » du ménage et le risque de mourir de la Covid-19 (Varshney et collab., 2022). Dans le cas de Stockholm, le risque de décéder de la Covid-19 est supérieur pour les personnes âgées vivant avec d'autres personnes d'âge actif que pour les personnes âgées vivant seules (Brandén et collab., 2020). Nous supposons donc une surmortalité supérieure pour les couples âgés avec enfant(s) par rapport aux personnes âgées vivant seules (*troisième hypothèse*).

---

<sup>14</sup> Cela concerne les ménages dont le nombre d'occupant est supérieur au nombre de chambres disponibles.

En Belgique, les institutions d'accueil pour personnes âgées (principalement les maisons de repos et de soins), que l'on peut assimiler à des ménages collectifs, constituent des lieux où la mortalité par Covid-19 a été particulièrement élevée, surtout lors de la première vague : 50% des décès y étaient concentrés (Sciensano, 2020a). En Wallonie, 65% des décès ont concerné des individus séjournant dans des résidences ou des maisons de repos et de soins, alors que la population résidant dans de tels établissements ne représente que 1,3% de la population wallonne (Hardy et collab., 2021). Cela s'explique en grande partie par l'âge et l'état de santé des résidents, mais également par la proximité entre les individus dans des espaces relativement clos (Davidson et Szanton, 2020 ; Kemenesi et collab., 2020). La crise sanitaire a mis en exergue les faiblesses structurelles de ces établissements, dont le manque de ressources (entre autres le masque buccal) et de personnel. Nous prévoyons donc une nette surmortalité dans les ménages collectifs, incluant les maisons de repos (*quatrième hypothèse*).

*L'appartenance sociale* des populations apparaît également comme un facteur discriminant, en matière de mortalité générale, mais aussi dans le cadre de la pandémie Covid-19. Les épidémies ne sont pas des événements qui frappent de manière « capricieuse », sans avertissement : chaque société produit ses propres vulnérabilités qui favorisent le développement et la diffusion de la maladie (Alfani et Murphy, 2017 ; Clouston et collab., 2021). On pourrait considérer que les crises sanitaires constituent des révélateurs, tant des inégalités sociales et démographiques face à la maladie et la mort que des difficultés sociales et économiques dans lesquelles une partie de la population se retrouve structurellement (Barhoumi et collab., 2020).

Le virus de la Covid-19 est apparu et s'est développé dans un contexte de profondes inégalités sociales de santé et de mortalité, lesquelles se sont accrues au cours de ces dernières décennies, notamment dans la plupart des pays occidentaux (Cambois et Jusot, 2007 ; Bramba et collab., 2020). Les inégalités sociales en matière de mortalité et de santé sont une réalité connue et ancrée dans l'histoire récente de nos sociétés (Valkonen, 2002). Ainsi, selon la théorie des 'causes fondamentales', les groupes sociaux favorisés disposeraient des ressources nécessaires – revenus, connaissances, etc. – pour lutter plus efficacement contre les maladies (Link et Phelan, 1995). Afin de mieux identifier et comprendre les différences sociales de mortalité au fil du temps, Clouston et collab. (2016) ont combiné la théorie des 'causes fondamentales' et celle de la transition épidémiologique/sanitaire. Chaque nouvelle maladie passerait par quatre phases marquées chacune par une évolution spécifique des inégalités sociales : - une mortalité naturelle caractérisée par l'absence de connaissance sur les facteurs de risque, les préventions ou les traitements d'une maladie ; - la production d'inégalités, caractérisée par une diffusion inégale des innovations, profitant d'abord aux plus nantis ; - la réduction des inégalités, caractérisée par un accès plus généralisé aux connaissances en matière de santé ; - l'élimination de la maladie, marquée par une prévention et un traitement efficaces.

Clouston et collab. (2020), ont montré que les taux d'infection et de mortalité liés à la Covid-19 étaient positivement associés au statut socioéconomique au début de la pandémie aux Etats-Unis, mais que dès que les mesures de santé publique ont été appliquées, et auxquelles les plus favorisés ont plus facilement adhéré et participé, l'association entre le statut socioéconomique et l'incidence de la maladie et de la mortalité s'est inversée. De même, nos analyses ont révélé que pour les deux vagues de la pandémie en Belgique, la géographie de la surmortalité liée à la Covid-19 ne correspondait pas à la géographie sociale du pays et que des espaces très précarisés comme des zones très riches ont payé un lourd tribut à la maladie (Bourguignon et collab., 2020 ; 2021). Au-delà de ces nuances, quelques études ont néanmoins démontré que les populations précarisées ainsi que les territoires les plus défavorisés seraient davantage impactés, tant en termes d'infection que de mortalité (Abedi et collab., 2020 ; Barhoumi et collab., 2020 ; Chen et Krieger, 2021 ; Maroko et collab., 2020). Aux États-Unis, les minorités ethniques, et principalement les afro-américains et les latino-américains, sont touchées par une forte surmortalité. Selon une étude de Williamson et ses collègues (2020) portant sur 17,4 millions de britanniques, l'origine ethnique et la paupérisation sont deux facteurs de risque face à la Covid-19. Sur la base de l'estimation moyenne de projections, les afro-américains et les latino-américains auraient respectivement perdu 2,1 et 3,1 années d'espérance de vie en 2020 contre 0,7 année pour la population « blanche » creusant ainsi davantage les inégalités sociales face à la mort (Andasfray et Goldman, 2020).

Ces inégalités sociales de mortalité liées à la Covid-19 reposent généralement sur les arguments suivants. Premièrement, les comorbidités qui constituent des facteurs aggravant le risque de décéder de la Covid-19 affectent davantage les populations les plus précarisées et à un âge plus précoce (Bramba et collab., 2020 ; Williamson et collab., 2020). Deuxièmement, ces populations sont surreprésentées dans les quartiers densément peuplés ainsi que dans les logements à forte densité d'occupation, ce qui les expose à des taux d'infection et par extension de mortalité plus élevés (Bramba et collab., 2020 ; Barhoumi et collab., 2020)<sup>15</sup>. Troisièmement, les populations figurant en bas de l'échelle sociale sont proportionnellement beaucoup plus présentes parmi les professions dites de « première ligne ». Elles n'ont donc pas pu bénéficier, au même titre que les plus favorisés, des effets protecteurs du confinement et du télétravail (Bramba et collab., 2020 ; Barhoumi et collab., 2020). Suivant les résultats des études précédentes, l'analyse par groupe social devrait montrer une surmortalité causée par la Covid-19 plus importante pour les groupes défavorisés (*quatrième hypothèse*).

---

<sup>15</sup> La densité d'occupation d'un ménage présente un rôle majeur dans la transmission et la propagation de pathologies virales (Boomsma et collab., 2017 ; Krieger et Higgins, 2002).

## **DONNÉES ET MÉTHODES**

### **Les données liées à la Covid-19 en Belgique**

La Belgique est dotée d'un système administratif et d'enregistrement des décès très efficace et réactif<sup>16</sup>. En Belgique, les données de décès sont collectées dans les hôpitaux et par les autorités régionales. En dehors des hôpitaux, ce sont les responsables des institutions au sein desquelles les personnes décèdent que ce soit en maisons de repos (MR), en maisons de repos et de soins (MRS) ou dans d'autres institutions spécialisées, ainsi que les médecins généralistes si les personnes décèdent chez elles ou dans un tiers endroit, qui délivrent l'information du décès. Statbel reçoit et rassemble ces données. Sciensano, l'Institut fédéral de santé publique, propose un bulletin d'informations reprenant les données de ces différentes sources d'observation (Sciensano, 2020a).

Tous les pays ne comptabilisent pas les décès de la même façon, soit parce qu'ils proposent une définition différente des décès Covid-19, en ne reprenant que les décès certifiés Covid-19, c'est-à-dire les décès en milieux hospitaliers (où les tests de dépistage systématiques permettent de certifier que la Covid-19 en est la cause, par exemple), soit parce que les délais de transmission des informations de décès sont plus longs (Sciensano, 2020a)<sup>17</sup>. En Belgique, l'enregistrement des décès Covid-19 est particulièrement large, incluant autant les cas certifiés Covid-19 que les cas suspectés, qu'ils aient eu lieu à l'hôpital, au domicile ou dans une institution médicalisée (e.g. MR/MRS). Cela expliquerait notamment pourquoi la Belgique se caractérise par un ratio de 110 entre les décès attribués au Covid et le nombre de décès toute causes excédentaires au cours des semaines de forte pandémie (Our World in Data, consulté le 8 février 2022). Compte tenu de ces variations dans les modes de comptage des décès liés à la Covid-19, les comparaisons internationales sont à prendre avec précaution.

### **Estimations de la surmortalité et de la perte d'années d'espérance de vie liées à la Covid-19**

La mesure de la surmortalité toutes causes confondues, utilisée par Sciensano, l'Insee en France ou encore les observatoires européens, tels que l'European Mortality

---

<sup>16</sup> Il importe de souligner la qualité du travail réalisé par Statistics Belgium (Statbel) et Sciensano, qui permet d'accéder en un temps record et avec transparence aux statistiques liées à l'épidémie.

<sup>17</sup> En France, par exemple, seuls les décès en milieu hospitalier ont été comptabilisés dans un premier temps. Ce n'est qu'à partir du mois d'avril que les décès en institutions de soins et en EPHAD ont été comptabilisés (INED, 2020). Au Royaume-Uni, seuls les décès des personnes testées positivement au Covid-19 en laboratoire sont comptabilisés (INED, 2020).

Monitoring (Euromomo, 2020), est recommandée pour mesurer les effets directs et indirects de la Covid-19, sans pour autant pouvoir les distinguer (Beaney et collab., 2020).

La surmortalité se définit comme la comparaison du niveau de mortalité par rapport à une situation de référence. Dans le cas de nos analyses, nous optons pour une comparaison hebdomadaire systématique de la mortalité observée durant la période comprise entre janvier 2020 et avril 2021 à la mortalité moyenne observée au même moment durant la période de référence 2015-2019, que l'on considère comme un niveau de mortalité attendu, sans Covid-19. La surmortalité peut être considérée comme une mesure des décès causés directement ou indirectement par la Covid, à condition que la mortalité par autres causes reste constante dans le temps (Beaney et collab., 2020).

Notre indice de surmortalité est le ratio standardisé de mortalité (SMR) calculé à une fréquence hebdomadaire. Cet indicateur permet de comparer la mortalité entre deux périodes (le numérateur et le dénominateur) en neutralisant l'effet de la structure de population. Ce ratio hebdomadaire se compose au numérateur de la somme, pour tous les âges, du produit entre les taux de mortalité de janvier 2020 à avril 2021 et la population de 2020. Au dénominateur, c'est la somme pour tous les âges, du produit entre les taux de mortalité moyen de la période 2015-2019 et la population de 2020 en nombre absolus. Cela permet de neutraliser l'effet de l'augmentation du nombre de personnes d'âges élevés et de l'accroissement de la population. Pour obtenir ces ratios, des taux de mortalité hebdomadaires ont ainsi été calculés pour toute la période 2015-2021. La population hebdomadaire a été estimée grâce à une interpolation basée sur une croissance exponentielle de la population entre l'année  $t$  et l'année  $t+1$ . La population au 1er janvier 2022 pour chaque sous-groupe étudié, pour laquelle aucune information n'était disponible au moment des analyses, a quant à elle été extrapolée en assumant une croissance exponentielle et sur base de la tendance observée durant les deux années précédentes (2019-2020) prises comme période de référence. Une stratification a été réalisée par groupe d'âge quinquennal, par sexe et par région.

Le ratio des taux standardisés peut se présenter comme suit :

$$SMR_{g,i}^{2020} = \frac{\sum_x^A m_x^{g,i,2020} * P_x^{g,i,ref}}{\sum_x^A m_x^{g,i,2015-19} * P_x^{g,i,ref}} ,$$

où  $x$  est le groupe d'âge,  $i$  est une semaine donnée,  $g$  est un groupe donné parmi les catégories étudiées (groupe d'âge, sexe, région, type de ménage ou groupe social),  $P_x^{i,ref}$  est la population belge en 2020 d'âge  $x$  calculée sur la semaine  $i$  et le groupe  $g$  et où les taux de mortalité  $m_x^{g,i}$  sont calculés comme suit :

$$m_x^{g,i,2020} = \frac{D_x^{g,i,2020}}{P_x^{g,i,2015-19}},$$

où  $m_x^{g,i,2015-19}$  est la moyenne des  $m_x^{g,i}$  sur la période 2015-2019.

Une limite subsiste à cet indicateur : il ne prend pas en considération une éventuelle diminution de la mortalité dans le temps, en l'occurrence une diminution qui aurait pu être observée depuis 2015. Cela aurait nécessité une approche légèrement différente, basée sur *la mortalité en 2020 si la pandémie Covid n'avait pas existé*. Cette approche n'a toutefois pas été privilégiée, partant du principe que le choix pour l'une ou l'autre alternative ne change pas fondamentalement la teneur des résultats (la diminution de la mortalité sur la période 2015-2019 est relativement faible<sup>18</sup>).

Les données relatives à la surmortalité par type de ménage proviennent d'une version spécifique de la base de données DEMOBEL<sup>19</sup>. Cette base de données permet de relier les personnes décédées au type de ménage dans lequel elles résidaient au moment du décès. Si les ménages privés sont particulièrement bien documentés dans cette base, les ménages collectifs en revanche, ne sont pas détaillés et apparaissent comme un « bloc » homogène qui rassemble aussi bien les institutions pour personnes âgées que les prisons, les couvents... Nous posons ici l'hypothèse qu'au-delà de 65 ans, l'essentiel des ménages collectifs correspond à des institutions pour personnes âgées. Pour ces données, nous disposons, au moment des analyses, d'informations allant jusqu'au début de l'année 2021. Ici encore, la population de 2021, a été extrapolée, en assumant l'hypothèse d'une croissance exponentielle, en utilisant les cinq années précédentes (2015-2019) comme période de référence, et en stratifiant par groupe d'âges quinquennal, par sexe, par type de ménages et par groupe social.

Parallèlement aux indices de surmortalité, les analyses seront complétées par le calcul de tables de mortalité pour les années 2019 et 2020 qui permettront de nous renseigner sur le nombre de mois ou d'années de vie perdus en raison de la Covid-19. Compte-tenu de l'augmentation de l'espérance de vie qui se produit entre 2015 et 2019, le choix de la période 2015-2019 comme période de référence aurait pour effet la sous-estimation des effets de la pandémie Covid en termes de perte d'espérance de vie.

---

<sup>18</sup> Le taux brut de mortalité diminue de 9,5‰ à 9,3‰ entre 2015 et 2019 et l'espérance de vie à la naissance augmente de 81,37 ans en 2017 (mi-période d'observation) à 81,84 ans en 2019 (<https://statbel.fgov.be/fr/themes/population/mortalite-et-esperance-de-vie/mortalite-generale#panel-12>)

<sup>19</sup> Demobel est une base de données démographiques construites par Statbel enrichie de données des recensements de la population sur le niveau d'instruction, le marché du travail et les logements.

## **L'appartenance sociale des populations, un indicateur multidimensionnel**

Nous avons calculé les indices de surmortalité et les tables de mortalité par groupe social. Ce dernier est identifié à partir d'un indicateur multidimensionnel prenant en considération quatre dimensions permettant traditionnellement de positionner socialement les individus : le niveau d'instruction, la catégorie socio-professionnelle, les conditions de logement et le revenu du ménage (Cambois et Jusot, 2007 ; Kunst et Mackenbach, 1994). Si la corrélation entre ces dimensions est élevée, il n'en demeure pas moins qu'elles peuvent avoir un rôle différent sur l'état de santé et la mortalité. Ainsi, le niveau d'instruction, qui mesure le niveau de connaissance et le capital culturel, va davantage déterminer les attitudes de prévention, de recours et d'accès aux soins de santé, alors que le revenu, la catégorie socioprofessionnelle et les conditions de logement se réfèrent plutôt au niveau de vie (Cambois et Jusot, 2007) et donc aux ressources matérielles. Aujourd'hui, une instruction élevée ne garantit pas automatiquement une position favorable ou très favorable dans le continuum social. Le même raisonnement s'applique aux autres dimensions envisagées. C'est donc la position des individus sur les différentes dimensions qui détermine véritablement leur situation sociale (Eggerickx et collab., 2020).

Les trois premières dimensions sont extraites du recensement de la population belge de 2011 et la quatrième, des statistiques fiscales de 2017. Elles ont été appariées avec les effectifs de population et de décès par âge et sexe pour les années 2019 et 2020. À chaque individu est attribué un score qui dépend de sa position sur chacune des dimensions, la somme des scores variant de 0 à 10. Pour faciliter les analyses et surtout éviter le problème des petits nombres (rareté ou absence des décès), à chaque recensement les individus ont été regroupés en quartiles de score afin de distinguer quatre groupes sociaux : défavorisé, intermédiaire bas, intermédiaire haut et favorisé (Eggerickx et collab., 2020). Un cinquième groupe a été observé ; il s'agit des « indéterminés », c'est-à-dire des personnes pour lesquelles on ne dispose pas d'information pour au moins deux des dimensions envisagées, soit parce qu'elles n'ont pas « répondu » aux questions, soit parce qu'elles n'étaient pas présentes au moment du recensement<sup>20</sup> (personnes immigrées entre 2011 et 2019/2020). La population âgée de moins de 10 ans en 2021 n'a pas été retenue dans les analyses par groupes sociaux. Il est néanmoins possible de caractériser démographiquement et spatialement ces personnes à partir des données du Registre national.

---

<sup>20</sup> Pour les enfants nés entre 2011 et 2019-2020, nous leur avons attribué le groupe social de leur parent, plus précisément le plus élevé des deux lorsqu'il diffère entre le père et la mère.

## RÉSULTATS

### L'impact de la Covid-19 en termes de sur- ou sous-mortalité

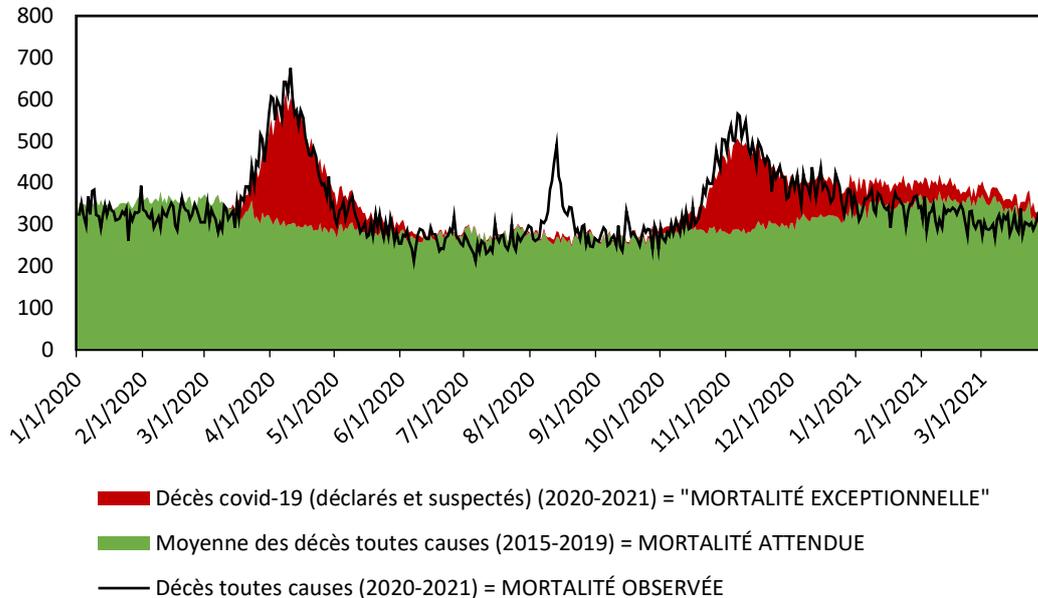
*Une situation de surmortalité sans précédent en Belgique depuis la fin de la Seconde Guerre Mondiale*

En Belgique, comme dans de très nombreux pays, la pandémie Covid-19 a lourdement pesé sur les tendances de mortalité durant l'année 2020 et le début de l'année 2021. En 2020, ce constat est particulièrement vrai pour deux périodes bien déterminées, la première de mi-mars à fin avril et la seconde de mi-octobre à fin novembre, qui se caractérisent toutes deux par un doublement du nombre de décès par rapport à la période de référence 2015-2019. Si cette augmentation du nombre de décès n'est pas directement attribuable en tant que telle à la pandémie Covid-19 (il s'agit ici de chiffres de mortalité toutes causes de décès confondues), elle est toutefois largement liée aux fluctuations de décès engendrés par la pandémie. La comparaison de la mortalité toutes causes (= mortalité observée) avec la somme des décès attendus en 2020 (= mortalité attendue, moyenne des décès observés en 2015-2019) et des décès liés à la pandémie (= mortalité exceptionnelle) démontrent la solidité des analyses de mortalité toutes causes : les pics de mortalité correspondent exactement aux deux premières vagues de la pandémie Covid-19 (Figure 1).

Une particularité supplémentaire apparaît dans le paysage de la mortalité en Belgique : durant l'été, un pic de mortalité est observé, particulièrement entre le 7 et le 20 août 2020, mais il ne correspond pas à un pic parallèle de décès déclarés ou suspectés Covid-19 (Figure 1), ni plus globalement à une période de recrudescence de la pandémie Covid en Belgique. Ces décès sont en effet concomitants et donc possiblement attribuables à une période caniculaire particulièrement longue et intense (même s'il n'est pas exclu que la crise sanitaire et la canicule aient agi de concert, la première ayant affaibli certains individus – notamment les personnes âgées – alors plus susceptibles de subir les effets négatifs de la canicule). Ce pic montre ainsi à certains égards les limites de l'utilisation de la notion de surmortalité pour mesurer l'impact de la Covid car, comme rappelé plus haut, cette approche s'appuie sur l'hypothèse d'une mortalité par cause autre que le Covid constante dans le temps. Ce pic d'été, non directement lié à un surplus de décès labellisés « Covid », ne fera pas l'objet d'analyses particulière dans le cadre de cet article. Seules les périodes de mars à mai 2020 et d'octobre 2020 à janvier 2021, considérée comme deux vagues de surmortalité liée à la pandémie Covid retiendront toute notre attention.

**Figure 1**

Répartition quotidienne des décès toutes causes (2020-21), des décès Covid-19 (déclarés ou suspectés) (2020-21) et de la moyenne des décès toutes causes de la période de référence 2015-2019.



Source : Statbel, Sciensano ; traitement par les auteurs

Note : la superposition des couches « mortalité attendue » et « mortalité exceptionnelle » devrait correspondre exactement à la courbe de la « mortalité observée » si et seulement si les variations de mortalité d'une année classique à l'autre étaient inexistantes et si l'enregistrement et la certification des décès Covid étaient parfaits et exhaustifs. Ce n'est évidemment pas le cas et des petits écarts traduisent des variations dans le nombre journalier de décès. Dans un contexte de collecte systématique et quasi-immédiate des données, les écarts de plus grande ampleur entre les deux séries peuvent s'expliquer comme suit :

\*Si la « mortalité observée » est supérieure au cumul de la « mortalité attendue » et de la « mortalité exceptionnelle », cela traduit un épisode de surmortalité en 2020 ou 2021 par rapport à la période de référence 2015-2019 non directement lié à la Covid-19 (ex. l'épisode de canicule de l'été 2020) ;

\*\*Si la mortalité observée est inférieure au cumul de la mortalité attendue et de la mortalité exceptionnelle, cela traduit un épisode de sous-mortalité en 2020 ou 2021 par rapport à la période de référence 2015-2019, non directement lié à la Covid-19 (voir début de l'année 2021). Il pourrait s'agir de « l'effet moisson » : les personnes qui auraient dû décéder à ce moment-là, sont mortes plus tôt de la Covid-19.

En dehors de ces pics de mortalité observés, la tendance est plutôt celle d'une sous-mortalité par rapport à la période de référence 2015-2019, qui peut s'expliquer

par l' « effet de moisson » suivant les pics de mortalité dus à la pandémie (la Covid-19 a précipité et concentré en un temps très restreint le décès de personnes vulnérables qui auraient eu lieu dans les mois à venir) ou des effets de mesure de distanciation sociale (qui agissent en défaveur de la transmission de la Covid-19 mais aussi d'autres maladies comme la grippe, etc.).

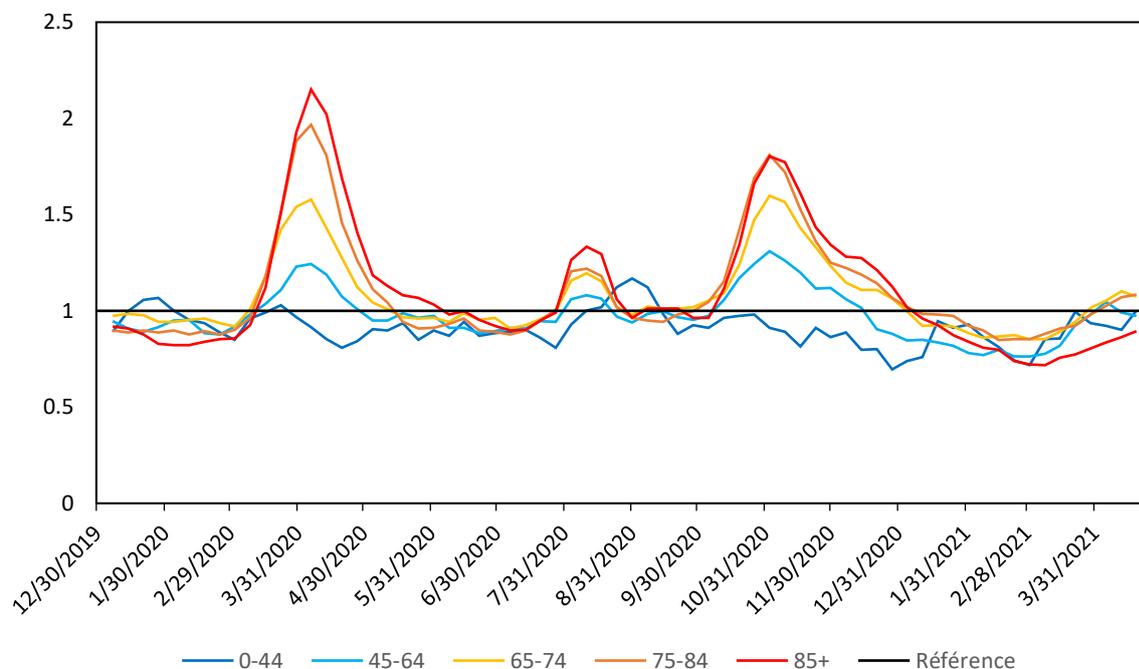
Le début de l'année 2021 se caractérise également par une mortalité observée inférieure à celle attendue (estimée sur base de celle des années antérieures). Depuis la fin du mois de janvier 2021, les décès labellisés Covid-19 sont toujours présents dans le paysage sanitaire belge, mais restent relativement peu nombreux au regard des pics du printemps et de l'automne 2020. La troisième vague (de fin janvier 2021 à mars 2021, que nous ne commenterons pas dans le cadre de cet article) de la pandémie en Belgique est principalement associée à une accélération des contaminations plutôt qu'à une hausse des décès des personnes contaminées. La sous-mortalité de 2021 est donc attribuable à une sous-mortalité liée aux autres causes de décès. Comme mentionné plus haut, la distanciation sociale permet de ralentir la propagation de maladies contagieuses telles que la grippe. De plus, certains décès auraient été anticipés durant la période plus critique de la pandémie (par effet de moisson).

#### *La pandémie Covid-19 sous l'angle de l'âge et du sexe*

Qu'il s'agisse de la première (mars – mai 2020) ou de la seconde vague (octobre – novembre 2020) de la pandémie Covid-19, un effet d'âge apparaît de façon assez évidente, tant il est vrai que les conséquences furent très souvent dramatiques parmi les populations âgées et très âgées (Figure 2). Lors de la première vague, la surmortalité a touché toutes les tranches d'âges de 45 ans et plus, mais avec un gradient très marqué selon l'âge : plus celui-ci s'élève, plus la surmortalité est importante. Cette caractéristique persiste aussi durant la seconde vague, mais la surmortalité au-delà de 85 ans s'est atténuée pour se situer au niveau de celle des personnes âgées de 75-84 ans. Les moins de 45 ans se caractérisent quant à eux durant les deux vagues (et plus globalement durant quasiment toute la période allant de janvier 2020 à fin mars 2021) par une sous-mortalité, qui pourrait notamment résulter des mesures sanitaires de confinement, agissant par le biais d'une diminution des contacts, des accidents de la route, des accidents de travail...

Figure 2

Évolution hebdomadaire par groupe d'âges du ratio des taux standardisés (période de référence : 2015-2019 ; moyenne mobile sur 3 semaines).



Source : Statbel ; traitement par les auteurs

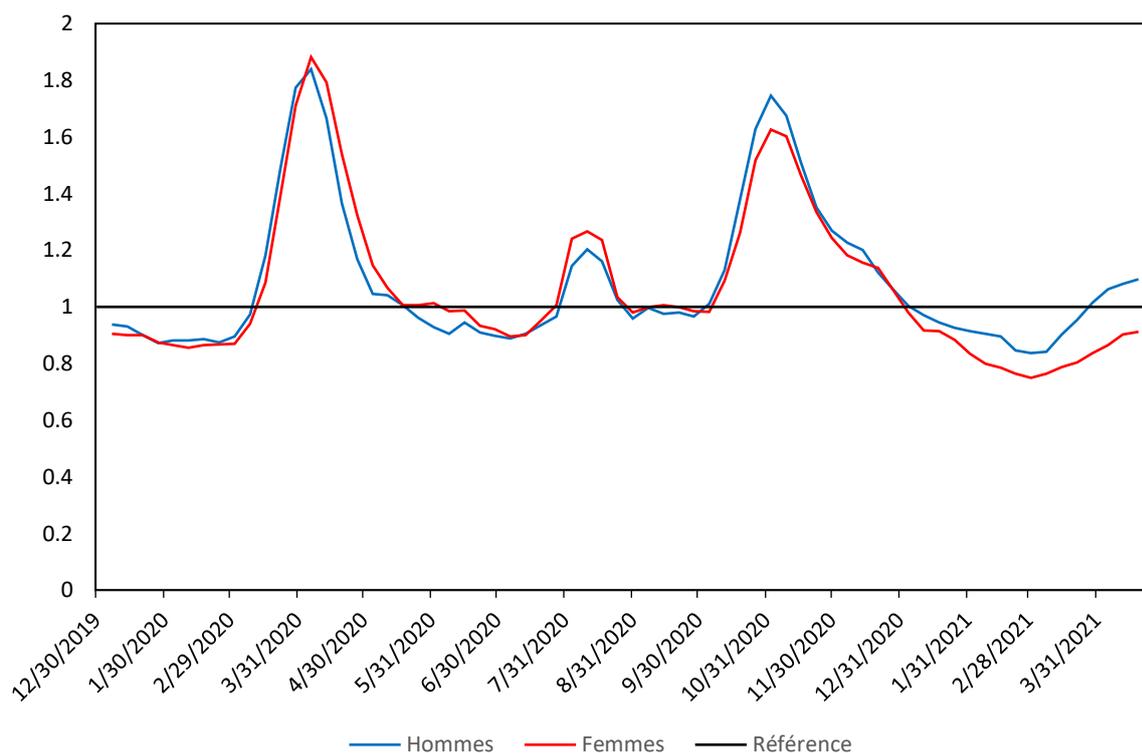
L'effet lié au sexe des individus est, lui aussi, visible (Figure 3). Sur l'ensemble de l'année 2020, la surmortalité touche les deux sexes, avec une mortalité excédentaire de 12% chez les hommes et de 13% chez les femmes par rapport à la période de référence 2015-2019. Mais au fil de l'année, cette surmortalité a impacté différemment les hommes et les femmes.

Durant la première vague, et spécialement durant la phase ascendante de la surmortalité, les hommes ont été affectés par une surmortalité plus marquée (+ 60% de décès masculins entre la semaine du 16 mars et celle du 6 avril 2020 par rapport à la même période en 2015-2019) que celle des femmes (+55% de décès féminins). En revanche, au moment du pic de surmortalité et durant la phase décroissante, la surmortalité féminine a été plus intense (+54% de décès féminins entre la semaine du 13 avril et celle du 27 avril 2020) que la surmortalité masculine (+36% de décès masculins). Cette inversion de tendances au fil du temps se confirme uniquement pour tous les groupes d'âge de 65 ans et plus. Cela s'expliquerait notamment par une mortalité particulièrement dévastatrice dans les maisons de repos durant la deuxième

quinzaine d'avril, institutions globalement plus fréquentées par une population féminine (Hardy et collab., 2021).

**Figure 3**

Évolution hebdomadaire du ratio des taux standardisés par sexe (période de référence : 2015-2019 ; moyenne mobile sur 3 semaines).



Source : Statbel ; traitement par les auteurs

Lors de la deuxième vague, des écarts entre sexes persistent, à la défaveur des hommes, même si beaucoup plus faibles que durant la première vague. La surmortalité observée entre la semaine du 19 octobre et celle du 28 décembre a généré 39% de décès supplémentaires du côté des hommes et 34% de décès supplémentaires chez les femmes par rapport à la même période en 2015-2019. Cette surmortalité plus marquée chez les hommes, a prévalu durant l'ensemble de la deuxième vague Covid. Le fait que la surmortalité en institutions pour personnes âgées ait été beaucoup plus modérée durant la seconde vague pourrait expliquer le maintien d'une surmortalité masculine plus importante durant toute la période. Par ailleurs, un effet de composition peut être envisagé : durant la deuxième vague, nous avons observé que l'impact de la pandémie était toujours très important chez les plus

âgés mais légèrement inférieur à celui qui était observé durant la première vague. Des rapports de féminité/masculinité un peu moins déséquilibrés parmi les groupes de 65-84 ans (comparativement aux âges plus élevés) peuvent justifier l'absence d'inversion de tendance entre hommes et femmes durant la deuxième vague Covid.

### *La pandémie Covid-19 sous l'angle des types de ménages*

L'analyse des tendances de surmortalité par âge et par sexe laisse déjà supposer que la surmortalité liée à la pandémie Covid varie aussi selon les situations de résidence des individus. Le calcul d'indicateurs de surmortalité standardisés par type de ménage pour les grands groupes d'âge confirme que la surmortalité varie selon que les individus vivent seuls, en couple avec ou sans enfant(s) ou dans des ménages collectifs (Figure 4). Pour les groupes d'âges de moins de 65 ans, les ménages collectifs n'ont pas été repris sur les graphiques, du fait des faibles effectifs observés

Avant 45 ans, la surmortalité est quasi-inexistante en 2020, quel que soit le type de ménage. On épinglera cependant la nette sous-mortalité des couples de moins de 45 ans sans enfant, alors que les couples de 45-64 ans avec enfants se caractérisent plutôt par une surmortalité au cours des deux vagues covid. Plusieurs facteurs s'imbriquent pour expliquer ces tendances, tels que la taille du ménage et la présence d'enfants au sein du ménage. Dans le cas d'un virus hautement transmissible, les couples sans enfant, qui correspondent aussi à des ménages de plus petite taille, sont de facto moins vulnérables face à la Covid-19 que les couples avec enfant(s).

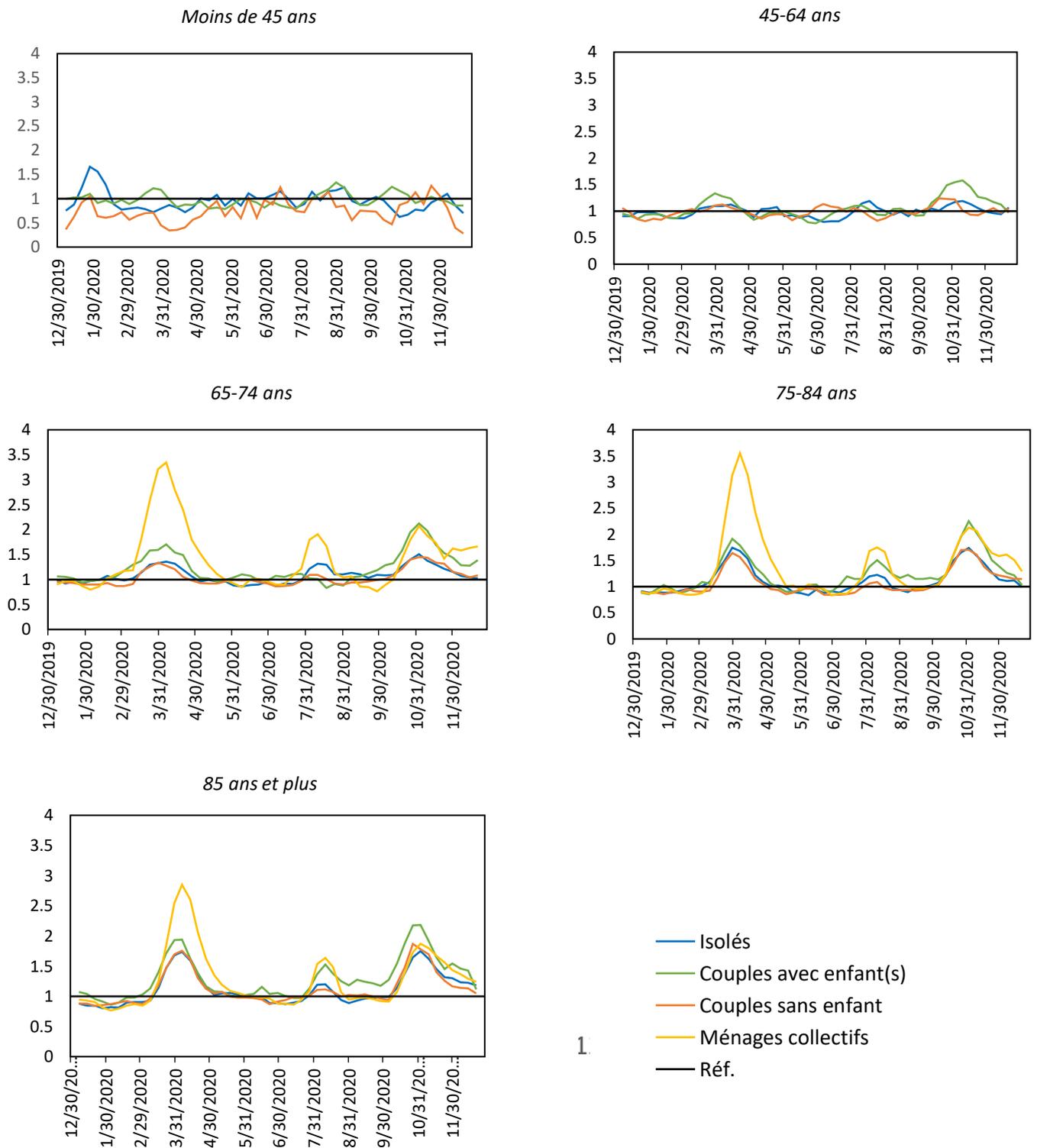
Au-delà de 65 ans, la surmortalité liée aux deux vagues affecte tous les types de ménage, sans exception. Mais ce qui transparait avant tout, c'est l'importante surmortalité des personnes en ménages collectifs lors de la première vague et, dans une moindre mesure, lors de la seconde vague. Par ailleurs, le niveau de surmortalité observé dans les ménages collectifs lors de la première vague diminue avec l'âge alors que pour les autres types de ménage, c'est l'inverse. Cela renvoie à la situation particulière des personnes résidant en institution : généralement, on entre en institution en dernier recours (Nowik & Thalineau, 2010). Cela signifie que les personnes qui y entrent en début de retraite (entre 65 et 74 ans) sont particulièrement sélectionnées au regard de la santé et souffrent probablement de pathologies graves, ce qui expliquerait leur niveau de mortalité très élevé pendant la pandémie. A l'inverse, ceux qui, survivent aux âges plus élevés en ménages collectifs pourraient être davantage sélectionnés au regard de leur état de santé. Lors de la deuxième vague, l'effet « ménage collectif » est moindre mais toujours présent, sans doute grâce aux mesures prises pour mieux protéger cette population. On remarquera également que la surmortalité amplifiée des ménages collectifs disparaît lors de la deuxième vague pour les personnes âgées de 85 ans ou plus, leur niveau de surmortalité étant similaire à celui des autres ménages au mêmes âges. Là encore un effet de sélection (ou de moisson) est probable : la première vague a été tellement

dévastatrice en maisons de repos (et de soins) que les résidents les plus âgés toujours présents lors de la deuxième vague seraient en moins grands nombres et peut-être aussi plus « robustes » que leurs homologues résidant à domicile.

Concernant les autres formes de ménages, la surmortalité des 65 ans et plus est à des niveaux similaires durant les deux vagues Covid, excepté pour les ménages de personnes de 65-74 ans en couple avec enfant(s) pour lesquelles l'indice de surmortalité est plus élevé durant la seconde vague. Ce résultat renvoie à ce qui a été observé par ailleurs (e.g. Brandén et collab., 2020) à propos des ménages multigénérationnels, où la présence de jeunes adultes d'âges actifs pourrait augmenter le risque de décès pour les parents âgés.

**Figure 4**

Évolution hebdomadaire du ratio des taux standardisés par type de ménage (période de référence : 2015-2019 ; moyenne mobile sur 3 semaines)



Source : Statbel ; traitement par les auteurs

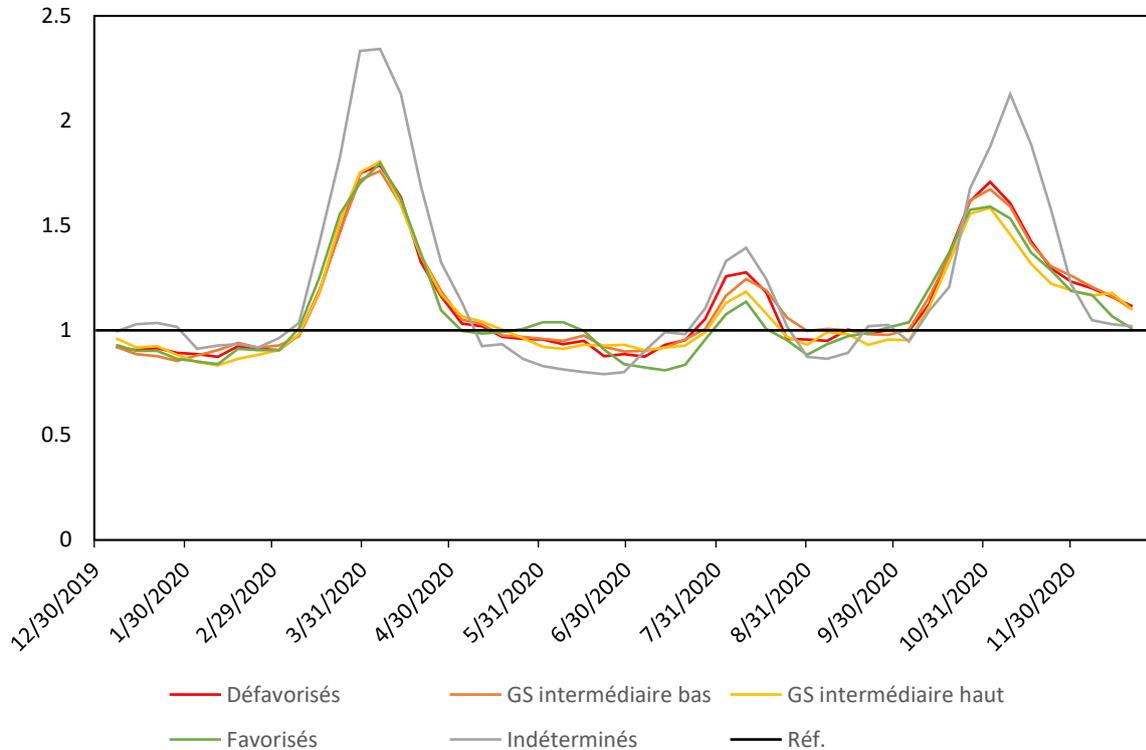
### *L'impact de la covid-19 sur les inégalités sociales de mortalité*

Les analyses de surmortalité par groupe social ont principalement pour objet de vérifier d'une part si chaque groupe a été impacté de la même manière lors des deux vagues de la pandémie, et d'autre part, si des différences sociales plus ou moins significatives transparaissent en fonction de l'âge.

La Figure 5 présente l'évolution hebdomadaire de l'indice de surmortalité selon les cinq groupes sociaux cités précédemment. Aucun d'entre eux ne fut épargné par les deux premières vagues de la pandémie, ni d'ailleurs par la surmortalité attribuée à la canicule du mois d'août. Le groupe des « indéterminés » – dont l'information disponible en termes socioéconomiques est insuffisante pour définir leur catégorie sociale – se démarque des autres groupes sociaux par une surmortalité nettement plus élevée lors des deux vagues Covid. Ainsi, lors de la première vague (semaines 13 à 15), la mortalité des « indéterminés » était environ 130% supérieure à la situation observée au même moment en 2015-2019, alors que pour les autres groupes sociaux le niveau de surmortalité était d'environ 75% (Tableau 1). Lors de la seconde vague Covid (semaines 44 à 48), le niveau de surmortalité des « indéterminés » s'est réduit (+84% par rapport à 2015-2019), mais reste significativement plus élevé que celui des autres groupes sociaux (+54 à +63% par rapport à 2015-2019). Dans le cas de ce groupe particulier, *a priori* précarisé et qui se caractérise par une surreprésentation de populations d'origine africaine et de personnes résidant en Région bruxelloise (Figure 14 en annexe), la crise sanitaire a certainement accentué les inégalités face à la mort. Des études plus spécifiques à la situation des populations immigrées et d'origine étrangère en milieu urbain, par exemple, devront être menées.

Figure 5

L'évolution hebdomadaire du *ratio des taux standardisés* selon les groupes sociaux (période de référence : 2015-2019 ; moyenne mobile sur 3 semaines)



Source : DEMOBEL ; traitement par les auteurs

En ce qui concerne les autres groupes sociaux, les différences en termes de surmortalité sont plus réduites (Figure 7) avec une surmortalité un peu plus élevée parmi les groupes défavorisés et intermédiaires bas. Les différences entre groupes sociaux sont légèrement plus marquées lors de la deuxième vague Covid. Ce résultat pourrait traduire une application différenciée des mesures sanitaires, au demeurant différentes d'une vague à l'autre. Durant la première vague, le confinement a été très strict en Belgique, avec l'arrêt complet de toutes les activités non essentielles. La Covid est encore une inconnue et les gestes barrières (port du masque, distanciation sociale, aération, application du gel hydroalcoolique...) globalement peu appliqués et compris. Lors de la deuxième vague, le contexte se modifie : non seulement on commence à bien apprivoiser les modes de transmission de la maladie et donc les gestes qui permettent de l'éviter, mais surtout, le confinement a été plus ou moins respecté, volontairement ou non, selon la profession exercée et le secteur concerné.

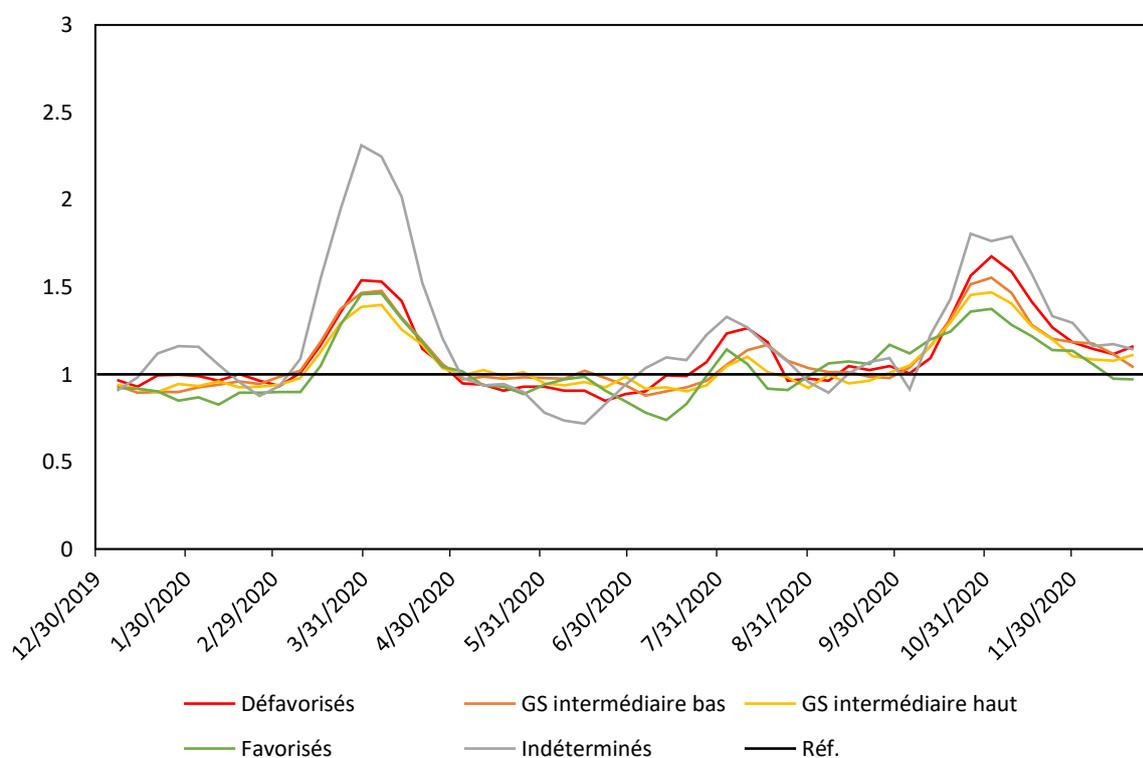
La Figure 6 et la Figure 7 présentent l'évolution hebdomadaire de l'indice de surmortalité selon les groupes sociaux en distinguant deux grandes tranches d'âge : les personnes âgées de 40-79 ans et celles âgées de 80 ans et plus. Tant chez les 40-

79 ans que chez les 80 ans et plus, on observe les différences sociales attendues, avec une surmortalité un peu plus élevée chez les plus défavorisés (Figure 6). Le gradient social est particulièrement visible et très marqué chez les 40-79 ans lors de la deuxième vague Covid, avec une surmortalité croissante chez les groupes les moins favorisés. L'hypothèse d'un confinement à mesures variables selon les groupes sociaux se repose ici aussi, d'autant qu'il s'agit en partie de personnes encore actives sur le marché de l'emploi et donc possiblement concernées par un retour au travail dans un contexte épidémique inquiétant.

Dans les deux cas, il convient de souligner la très forte surmortalité du groupe des « indéterminés ». Lors du pic de la première vague, la mortalité de ce groupe est 122% plus élevée en 2020 qu'en 2019 chez les 40-79 ans, et 131% plus élevée chez les 80 ans et plus (Tableau 1). Cela confirme et renforce la fragilité de ce groupe social dans le cadre de cette pandémie et notamment entre 40-79 ans.

**Figure 6**

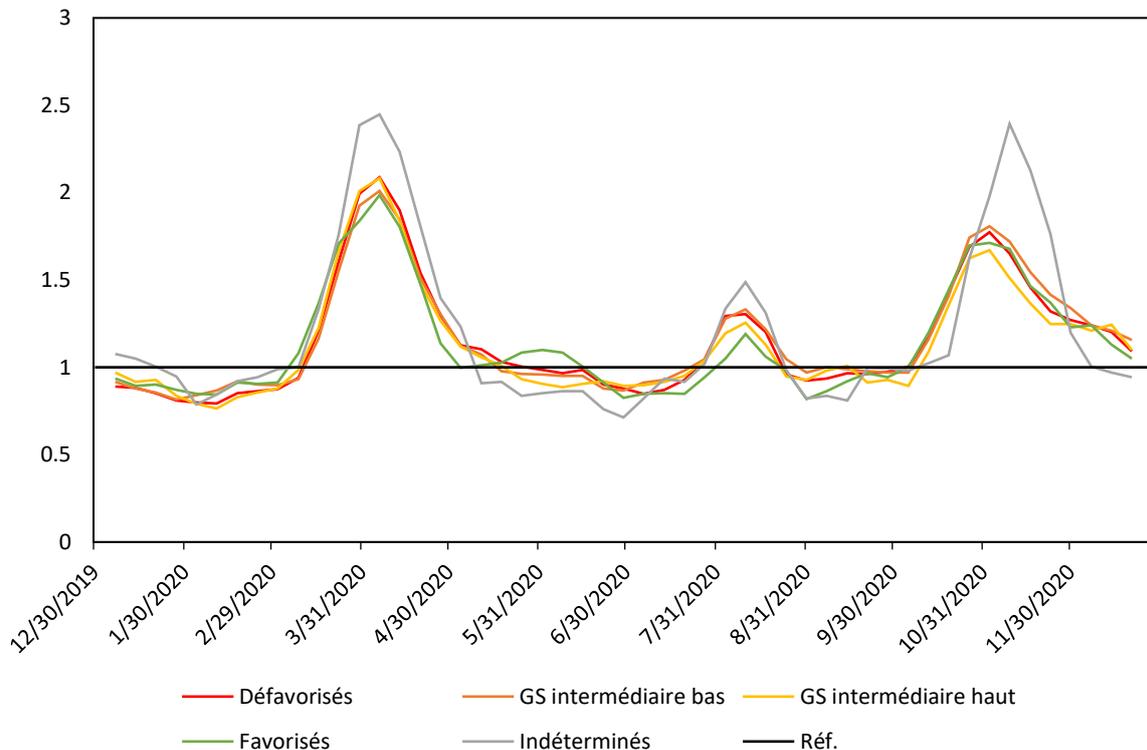
L'évolution hebdomadaire du *ratio des taux standardisés* des personnes âgées de 40 à 79 ans selon les groupes sociaux (période de référence : 2015-2019 ; moyenne mobile sur 3 semaines)



Source : DEMOBEL ; traitement par les auteurs

**Figure 7**

L'évolution hebdomadaire du *ratio des taux standardisés* des personnes âgées de 80 ans et plus selon les groupes sociaux (période de référence : 2015-2019 ; moyenne mobile sur 3 semaines).



Source : DEMOBEL ; traitement par les auteurs

## L'IMPACT DE LA COVID-19 SUR L'ÉVOLUTION DE L'ESPÉRANCE DE VIE EN BELGIQUE

### En 2020, l'espérance de vie à la naissance a diminué d'une année

Au cours de ces dernières décennies, l'espérance de vie à la naissance a progressé dans la plupart des pays occidentaux de manière plus ou moins régulière (Leon et collab., 2019). En Belgique, elle est passée de 70,7 ans à 81,8 ans entre 1969 et 2019, soit un gain de 11 années en un demi-siècle. Du côté des femmes, l'amélioration a été de 10 années (de 74 à 84 ans), et pour les hommes, de 12 années (de 67,5 à 79,5 ans). Chaque année s'est donc traduite par un gain, en moyenne, de 3 mois d'espérance de vie. Les fluctuations du rythme d'évolution de cet indice ne sont pas rares et se traduisent même parfois par la perte de quelques mois d'espérance de

vie, généralement vite récupérés. Ainsi, en 2015, l'espérance de vie à la naissance a diminué dans de nombreux pays à « revenu élevé », probablement suite à la forte grippe hivernale (Ho et Hendi, 2018). En Belgique et en France, la perte fut de 0,2 mois (Insee, 2021). Ce déficit fut rapidement comblé l'année suivante, laquelle s'est soldée par un gain de 4,4 mois en Belgique (Figure 8). Durant la Seconde Guerre mondiale, les années 1940 et 1944 enregistrent respectivement une diminution de 4,1 et de 3,3 années d'espérance de vie<sup>21</sup>, vite récupérées les années suivantes. En 1960, pour des raisons encore inconnues, l'espérance de vie baisse de 8 mois et en 1968, d'un peu plus de 3 mois. Cette dernière baisse serait probablement due à la grippe de Hong-Kong, qui aurait occasionné 10.000 décès en Belgique entre 1968 et 1969 (Crespy, 2020).

L'année 2020 se traduit par une diminution de l'espérance de vie à la naissance. Nos calculs, confortés par ceux réalisés par le Bureau Fédéral du Plan et par l'étude de Aburto et collab. (2021b), révèlent une perte d'une année d'espérance de vie par rapport à 2019, ce qui ramène sa valeur à celle de 2015. Il s'agit, tant chez les hommes (-13 mois) que chez les femmes (-11 mois), du recul le plus important depuis la Seconde Guerre mondiale, témoignant ainsi de l'ampleur de l'actuelle crise sanitaire (Tableau 1 et Figure 8). Cette diminution de l'espérance de vie s'explique par les effets directs de la covid-19 sur la mortalité, mais aussi par ses effets indirects, tels que les traitements retardés ou interrompus dans le cas des maladies chroniques entraînant une augmentation de la mortalité liée à ces pathologies (Hanna et collab., 2020 ; Wu et collab., 2021). Enfin, comme vu précédemment, la surmortalité observée lors de la canicule du mois d'août a également contribué au phénomène.

**Tableau 1.**

La diminution des espérances de vie (EPV en année) selon le sexe entre 2020 et 2019

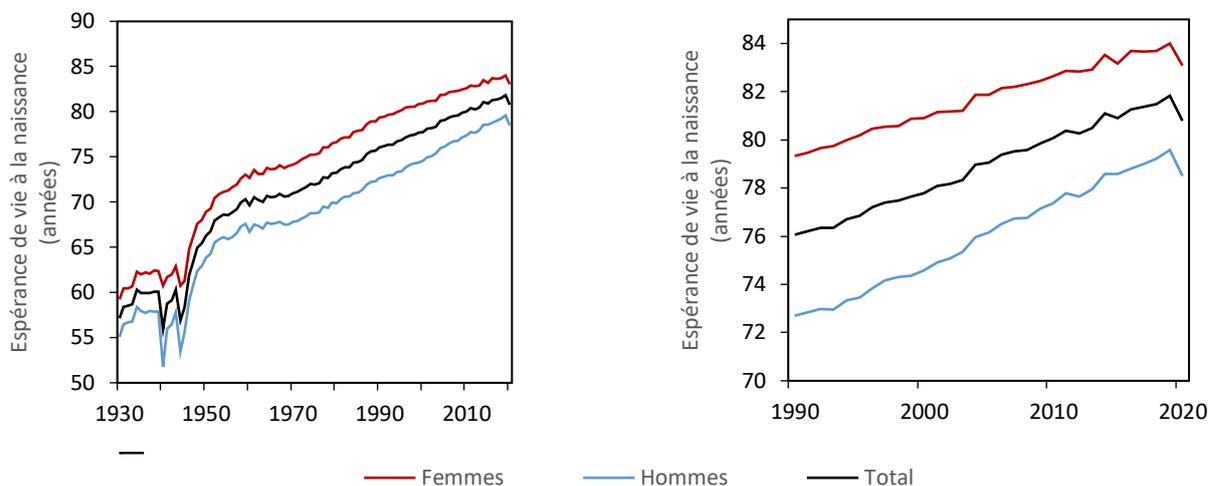
Espérance de vie	2020			2019			Différence		
	Femmes	Hommes	Total	Femmes	Hommes	Total	Femmes	Hommes	Total
EPV naissance	83,1	78,5	80,8	84,0	79,5	81,8	-0,9	-1,0	-1,0
EPV 65 ans	20,8	17,6	19,2	21,7	18,6	20,3	-1,0	-1,1	-1,1
EPV 80 ans	9,3	7,8	8,7	10,2	8,5	9,5	-0,8	-0,8	-0,8

Source : DEMOBEL ; traitement par les auteurs

<sup>21</sup> Cette diminution est de 1,6 an chez les femmes et de 6,1 ans chez les hommes en 1940 et respectivement de 2,2 ans et de 4,3 ans en 1944.

**Figure 8**

Évolution annuelle de l'espérance de vie à la naissance selon le sexe en Belgique, de 1930 à 2020.

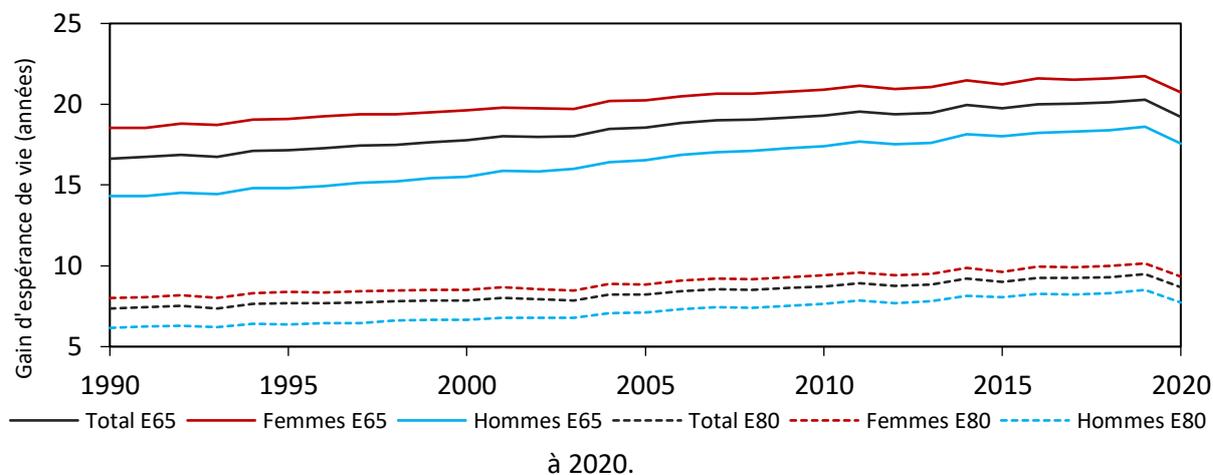


Source : HMD & DEMOBEL ; traitement par les auteurs

En 2020, les espérances de vie à 65 ans et à 80 ans ont diminué, respectivement de 1,1 et de 0,8 année, par rapport à 2019 (Tableau 1 et Figure 9). Dans les deux cas, il s'agit de la diminution la plus importante depuis au moins le début du 20e siècle. Ces espérances de vie ont rejoint leur niveau de 2009, soit une perte en définitive plus significative que celle de l'espérance de vie à la naissance.

**Figure 9**

Évolution annuelle de l'espérance de vie à 65 et à 80 ans selon le sexe en Belgique, de 1990



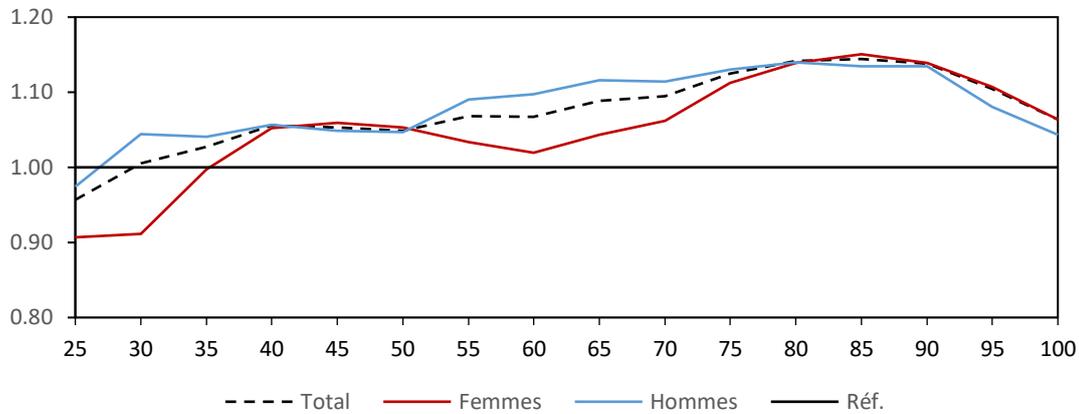
Source : HMD & DEMOBEL ; traitement par les auteurs

## Les effets différenciés de l'âge

D'une manière générale, les plus âgés ont été les plus impactés par la pandémie, comme démontré précédemment. Néanmoins, le recours aux quotients de mortalité permet de mesurer l'intensité de la mortalité à l'âge et pour le sexe considéré, indépendamment du nombre de personnes concernées, et apporte quelques nuances. La Figure 10 présente le rapport des quotients de mortalité de 2020 à 2019 pour les personnes âgées de 25 ans et plus. Toute valeur supérieure à 1 traduit une situation de surmortalité en 2020 et plus la valeur est élevée, plus la surmortalité est importante. Chez les hommes, entre 30 et 50 ans, la surmortalité est stable et relativement faible, de l'ordre de 5%, puis elle augmente graduellement pour atteindre une valeur maximale de 14% vers 80 ans. Du côté des femmes, entre 40 et 70 ans, les rapports de quotients de mortalité évoluent peu, de 3 à 6%. Les indices croissent rapidement après, pour culminer à 15% à 85 ans. Au-delà de ces âges – 80 ans pour les hommes et 85 ans pour les femmes -, les niveaux de surmortalité diminuent rapidement. Une première hypothèse explicative serait un effet de sélection des populations âgées. Les personnes dont la santé est fragile sont décédées avant d'atteindre ces âges très élevés, et ne subsisteraient alors que les plus résistant(e)s. La deuxième hypothèse porte sur un effet de grandeur (taille) des indices. Les quotients de mortalité atteignant des valeurs de plus en plus élevées avec l'âge<sup>22</sup>, les rapports de ces indices sont automatiquement plus faibles lorsqu'ils concernent des valeurs élevées plutôt que réduites (Eggerickx et collab., 2018).

---

<sup>22</sup> En 2019, les quotients de mortalité féminin et masculin à 75 ans sont respectivement de 0,11 et de 0,18. A 90 ans, ces indices sont de 0,61 et de 0,71.

**Figure 10**Les rapports de quotients de mortalité selon le sexe ( $qx_{2020}/qx_{2019}$ )

Source : DEMOBEL ; traitement par les auteurs

Les rapports des quotients de mortalité ne tiennent pas compte de la variabilité importante des quotients de mortalité selon l'âge et de leur importance relative dans l'évolution de l'espérance de vie. Pour prendre en compte ces aspects et estimer la contribution (en années) de chaque âge ou groupe d'âges à la diminution de l'espérance de vie à la naissance entre 2019 et 2020, il convient d'utiliser une méthode de décomposition de la différence d'espérance de vie entre les sexes, proposée notamment par Arriaga (1984).

De manière générale (Aburto et collab., 2021a, b), comme dans le cas de la Belgique (Figure 11), l'augmentation de la mortalité au-delà de 60 ans contribue essentiellement à la diminution de l'espérance de vie à la naissance entre 2019 et 2020 dans la plupart des pays. La Belgique présente néanmoins des différences significatives entre les femmes et les hommes. Pour les femmes, l'augmentation des risques de mourir au-delà de 80 ans « explique » dans une très large mesure la réduction de l'espérance de vie à la naissance. Du côté des hommes, c'est au contraire l'augmentation de la mortalité entre 60 et 79 ans qui contribue le plus à la diminution de leur espérance de vie à la naissance.

**Figure 11**

La contribution en année des différents groupes d'âge à l'évolution de l'espérance de vie à la naissance entre 2019 et 2020.



Source : DEMOBEL ; traitement par les auteurs

### Des groupes sociaux différemment affectés

En Belgique, en 2019, on observe un écart de 6 années d'espérance de vie à la naissance entre les femmes des groupes sociaux favorisés et défavorisés et une différence de près de 9 années chez les hommes (Tableau 2). En 2020, ces inégalités se sont encore creusées, le différentiel social passant à 6,3 ans chez les femmes et à 9,3 ans chez les hommes. En d'autres termes, si l'année 2020 se traduit pour tous les groupes sociaux par une diminution significative de l'espérance de vie, liée aux effets directs et indirects de la Covid-19, celle-ci se marque davantage pour le groupe social défavorisé que pour le groupe social favorisé, tant chez les femmes que chez les hommes. Il conviendra de souligner la situation du groupe des indéterminés, dont l'espérance de vie chute de près de 3 années, alors que le déficit du groupe social défavorisé est d'une année.

**Tableau 2**

Espérances de vie à la naissance par groupe social.

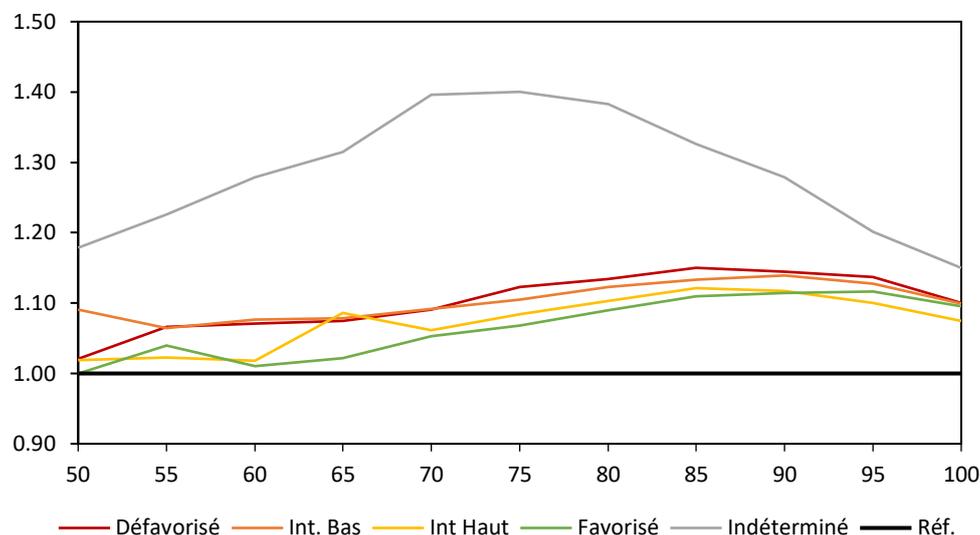
Groupe sociaux	2020			2019			Différence		
	Femmes	Hommes	Total	Femmes	Hommes	Total	Femmes	Hommes	Total
Défavorisé	79,7	73,5	76,8	80,8	74,5	77,8	-1,1	-1,0	-1,0
Inter bas	82,8	77,8	80,3	83,6	78,8	81,2	-0,8	-1,0	-0,9
Inter haut	84,7	80,2	82,3	85,1	81,2	83,1	-0,4	-1,0	-0,8
Favorisé	86,0	82,8	84,3	86,8	83,4	85,0	-0,8	-0,6	-0,7
Indéterminés	78,8	74,1	76,2	81,4	76,9	79,0	-2,6	-2,8	-2,8
diff Fav/Déf	6,3	9,3	7,5	6,0	8,9	7,2			

Source : DEMOBEL ; traitement par les auteurs

Cette importante surmortalité des indéterminés apparaît invariablement selon l'âge. Les rapports des quotients de mortalité 2020/2019 – qui traduisent l'évolution du risque de mourir selon l'âge entre ces deux années – de cette population sont, au-delà de 50 ans très largement supérieurs à ceux des autres groupes sociaux (Figure 12). Si les écarts entre les autres groupes sociaux sont plus faibles, les rapports de quotients sont systématiquement plus élevés pour le groupe social défavorisé que pour le groupe social favorisé et un gradient social assez net transparaît entre 70 et 90 ans, soulignant une fois de plus les interactions particulières entre le groupe social et l'âge.

**Figure 12**

Les rapports de quotients de mortalité selon le groupe social (qx2020/qx2019).

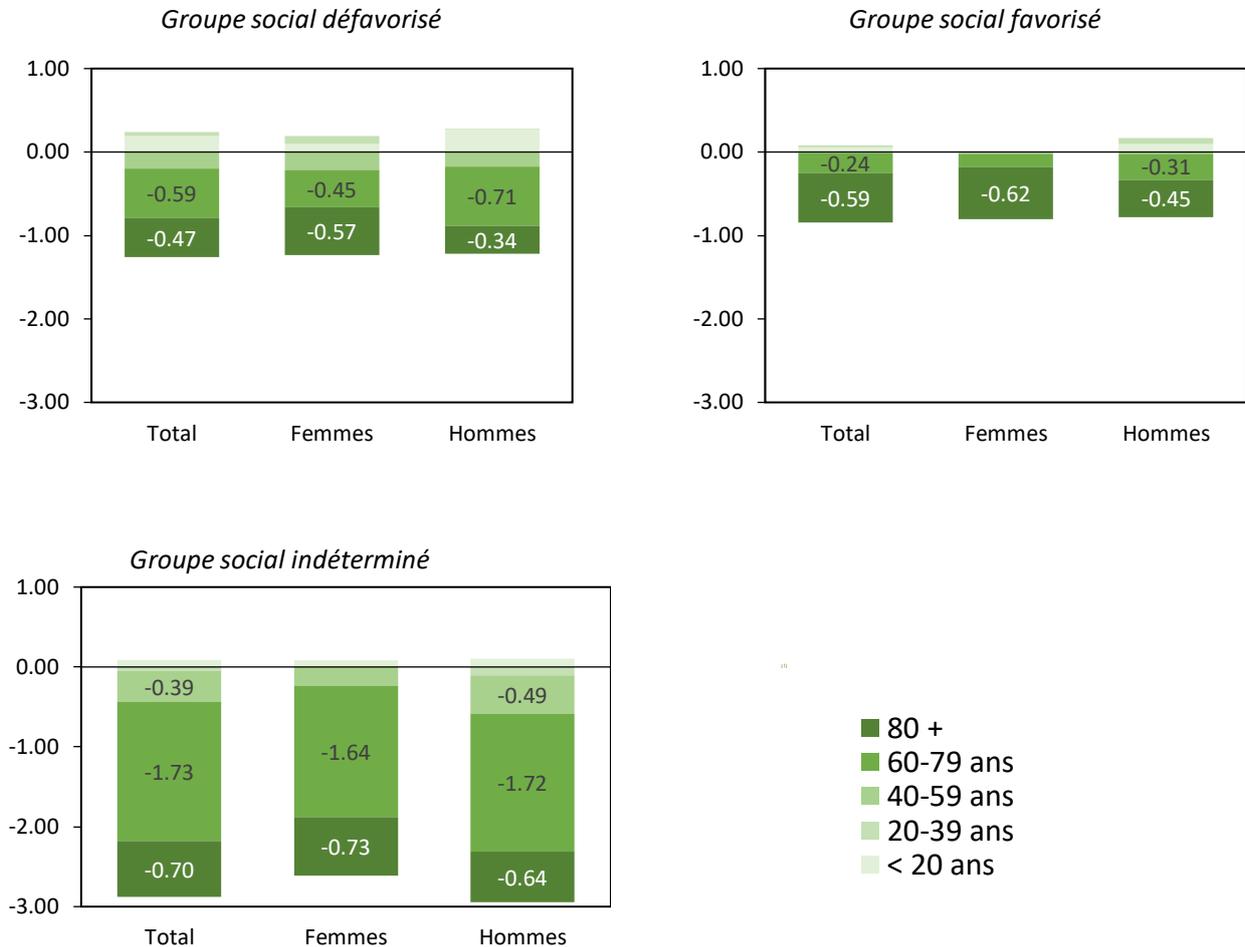


Source : DEMOBEL ; traitement par les auteurs

La contribution des groupes d'âge à la baisse de l'espérance de vie à la naissance entre 2019 et 2020 (méthode d'Arriaga (1984)) est variable selon les groupes sociaux (Figure 16). Pour le groupe social favorisé, chez les hommes comme chez les femmes, c'est essentiellement l'augmentation de la mortalité au-delà de 80 ans qui explique le recul de l'espérance de vie à la naissance entre 2019 et 2020. La contribution des 60-79 ans est plus faible et celle des moins de 60 ans, nulle. En revanche, pour le groupe social défavorisé et plus encore pour le groupe des indéterminés, la contribution des 60-79 ans à la baisse de l'espérance de vie est déterminante et on constate même une contribution significative des 40-59 ans. Pour le groupe social défavorisé et pour les indéterminés, l'augmentation de la mortalité à ces âges se traduit respectivement par une diminution de 0,2 an et de 0,4 an d'espérance de vie.

**Figure 13**

La contribution des groupes d'âge à l'évolution de l'espérance de vie à la naissance selon le groupe social.



Source : DEMOBEL ; traitement par les auteurs

## CONCLUSIONS, LIMITES ET PERSPECTIVES

Au printemps 2020, comme d'autres pays, la Belgique découvrait le virus de la Covid-19 et personne n'était en mesure, à ce stade, d'imaginer pleinement les conséquences et la durée de la pandémie. Cet article poursuit le travail entrepris dans un document antérieur (Bourguignon et collab. 2020) en analysant la crise sanitaire sur l'ensemble de l'année 2020 et la première partie de l'année 2021. Le premier objectif était de dresser un bilan sociodémographique des conséquences d'un an d'épidémie en termes de mortalité. Le deuxième était de déterminer si le schéma

observé lors de la première vague se reproduisait lors de la seconde. Enfin, le troisième était d'approfondir nos analyses en prenant en compte d'autres facteurs de différenciations : les types de ménages et les groupes sociaux.

En Belgique, l'année 2020 est caractérisée par deux vagues de l'épidémie (l'une au printemps, l'autre à l'automne) atteignant à chaque fois un pic de mortalité correspondant au double du nombre de décès par rapport aux niveaux de mortalité attendus. Ces niveaux correspondent aux niveaux de surmortalité toutes causes les plus importants depuis la Seconde Guerre Mondiale.

Entre 2019 et 2020, l'espérance de vie à la naissance a diminué d'une année en Belgique, un recul que l'on observe dans bien d'autres pays. Une étude portant sur 26 pays<sup>23</sup> démontre que 24 d'entre eux ont observé une diminution de leur espérance de vie à la naissance entre 2019 et 2020. Seuls le Danemark, la Norvège et la Finlande, dans le cas spécifique des femmes, échapperaient à cette tendance (Aburto et collab., 2021b). La Belgique figurerait parmi les pays les plus touchés avec une chute de l'espérance de vie à la naissance comparable à celle de l'Espagne (-0,9 année chez les deux sexes) (Trias-Llimos S., et collab., 2020) et du Royaume-Uni (-0,9 an chez les femmes et -1,2 an chez les hommes) (Aburto et collab., 2021a) et largement supérieure à celle par exemple de la France (-0,4 an chez les femmes et -0,5 an chez les hommes) (Insee, 2021).

Ces deux vagues sont marquées par un effet d'âge et de sexe important. La première vague a particulièrement touché les 75 ans et plus tandis que la deuxième vague s'est caractérisée par une surmortalité importante pour le même groupe d'âge mais également pour les 65-74 ans, probablement liée à un confinement moins strict et moins bien suivi. Par ailleurs, pour les deux vagues, il n'y a pas de surmortalité pour les moins de 45 ans. Ceci confirme notre première hypothèse : les plus âgés ont été les plus impactés par la mortalité liée à la Covid-19.

Pour ce qui est du sexe, en début de première vague et pour l'ensemble de la deuxième vague, la surmortalité est plus élevée chez les hommes ; ce n'est que durant la deuxième moitié de la première vague que la surmortalité féminine supplante celle des hommes, cette période se caractérisant par la plus forte surmortalité observée dans les maisons de repos et de soins où les femmes sont très largement surreprésentées. L'hypothèse de la surmortalité masculine est donc globalement confirmée par ces résultats, et par les calculs des tables de mortalité qui révèlent une perte légèrement plus importante d'espérance de vie chez les hommes.

L'analyse en fonction des ménages confirme les résultats observés ailleurs, à savoir une surmortalité très marquée dans les institutions pour personnes âgées avec une variation très importante entre les deux vagues : une surmortalité extrêmement élevée en première vague et une surmortalité plus faible en deuxième vague avec des niveaux très proches des autres types de ménages. Pour les ménages de type privé,

---

<sup>23</sup> 24 pays européens plus le Chili et les Etats-Unis.

tous en situation de surmortalité au-delà de 65 ans, les différences sont très faibles, ce qui infirme l'hypothèse de surmortalité plus élevée touchant les isolés âgés.

Lors des pics de mortalité, un gradient social apparaît, le groupe le plus défavorisé étant le plus impacté lors des deux vagues. Les écarts entre niveaux de surmortalité extrêmes sont encore plus importants si l'on tient compte de la situation des personnes dont le groupe social est indéterminé<sup>24</sup>. Le gradient social est plus marqué durant la seconde vague, ce qui conforte là aussi l'idée d'un confinement moins strict, moins bien suivi et avec un retour en présentiel (probablement non neutre d'un point de vue social) imposé dans le cadre de certaines professions.

La principale limite de cet article est d'analyser les effets de la Covid-19 sur la mortalité à partir des décès toutes causes, soit en assimilant la surmortalité observée à la mortalité due à la Covid-19. En l'absence de causes de mortalité détaillées, nous n'avons pas d'autres alternatives. En ne tenant compte que des décès, notre analyse ne permet pas non plus d'estimer l'ensemble des impacts sanitaires et psychosociaux, tels que les conséquences à long terme sur la santé respiratoire des individus ayant survécu à la Covid-19 ou encore les dépressions qui ont pu toucher certaines catégories plus durement, comme les personnes isolées.

Au-delà de nos premiers résultats, se pose aussi la question de l'impact de l'épidémie à moyen et long terme sur la mortalité. N'aura-t-elle qu'un effet éphémère sur l'espérance de vie ? Celle-ci reviendra-t-elle très vite à son niveau antérieur et, au même titre, les différences sociales tendront-elles à décroître pour rejoindre la situation d'avant Covid-19 ? L'évolution de la vaccination suggère un potentiel de récupération rapide de l'espérance de vie, qui toutefois dépend aussi de l'efficacité des vaccins face à des mutations du virus et de leur degré de diffusion auprès des différentes classes sociales. Néanmoins, les effets à long terme de la maladie sur la santé physique et mentale des individus, les impacts des soins différés pour d'autres maladies graves et l'accroissement des inégalités sociales découlant des conséquences socioéconomiques des mesures de santé publique non-pharmaceutiques (arrêt d'activité lors des confinements, chômage...) suggèrent que l'empreinte de la pandémie sur la mortalité et ses inégalités sociales pourrait être plus durable (Bambra et collab., 2020; Hanna et collab., 2020; J. Wu et collab., 2021). Plus largement, cette épidémie pose aussi la question de la vulnérabilité de certains "groupes de population", tels que les plus âgés vivant en institution, ou encore les personnes d'origine étrangère ou vivant seuls en milieu urbain, surreprésentées dans notre groupe social indéterminé.

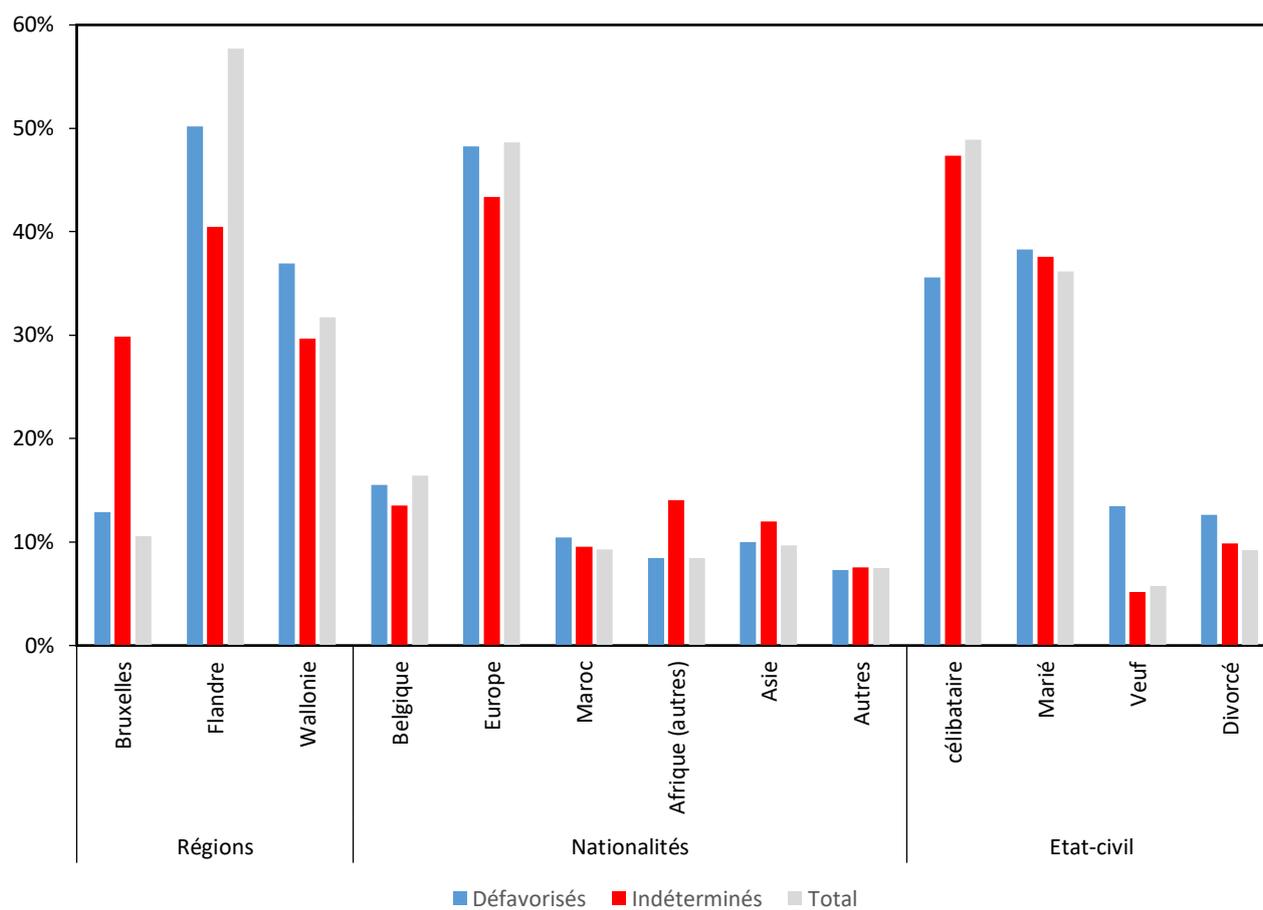
---

<sup>24</sup> Pour rappel, ce groupe inclut les individus pour lesquels il n'y avait pas la possibilité d'identifier un groupe social (faute de données), mais dont l'examen à partir d'autres variables tend à révéler qu'il s'agit d'un groupe particulièrement défavorisé.

**ANNEXE**

**Figure 14**

Quelques caractéristiques sociodémographiques des groupes sociaux



Source : DEMOBEL ; traitement par les auteurs

## BIBLIOGRAPHIE

- ABEDI, V., O. OLULANA, V. AVULA, D. CHAUDHARY, A. KHAN, S. SHAHJOUEI, J. LI et R. ZAND. 2020. « Racial, Economic and Health Inequality and Covid-19 Infection in the United States », *medRxiv*. DOI: 10.1101/2020.04.26.20079756. Article sous presse.
- ABURTO, J.M., R. KASHYAP, J. SCHÖLEY, C. ANGUS, J. ERMISCH, M.C. MILLS et J.B. DOWD. 2021a. « Estimating the burden of the COVID-19 pandemic on mortality, life expectancy and lifespan inequality in England and Wales: a population-level analysis », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 75, 8: 735-740.
- ABURTO, J.M., J. SCHÖLEY, L. ZHANG, I. KASHNITSKY, C. RAHAL, T.I. MISSOV, M.C. MILLS, J.B. DOWD et R. KASHYAP. 2021b. « Recent gains in life expectancy by the Covid-19 pandemic », *medRxiv*. Article sous presse.
- ALFANI, G. et T.E. MURPHY. 2017. « Plague and Lethal Epidemics in the Pre-Industrial World », *The Journal of Economic History*, 77, 1: 314-343.
- ANDASFRAY, T. et N. GOLDMAN. 2021. « Reduction in 2020 US life expectancy due to COVID-19 and the disproportionate impact on the Black and Latino populations », *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 118, 5: 6p.
- ARRIAGA, E. 1984. « Measuring and Explaining the Change in Life Expectancies ». *Demography*, 21, 1: 83-96.
- BARHOUMI, M., A. JONCHERY, S. LE MINEZ, P. LOMBARDO, T. MAINAUD, A. PAILHÉ, C. POLLAK, E. RAYNAUD et A. SOLAZ. 2020. « Les inégalités sociales à l'épreuve de la crise sanitaire : un bilan du premier confinement », *France, portrait social, édition 2020*, Insee Références : 11-44, 336p.
- BEANEY, T., J.M. CLARKE, V. JAIN, A.K. GOLESTANEH, G. LYONS, D. SALMAN, D. et A. MAJEED. 2020. « Excess mortality: the gold standard in measuring the impact of COVID-19 worldwide? », *Journal of the Royal Society of Medicine*, 113, 9 : 329-334.
- BOOMSMA, C., S. PAHL, R.V. JONES et A. FUERTES. 2017. « Damp in bathroom. Damp in back room. It's very depressing!" exploring the relationship between perceived housing problems, energy affordability concerns, and health and well-being in UK social housing », *Energy Policy*, 106 : 382-393.
- BOURGUIGNON, M., J. DAMIENS, Y. DOIGNON, T. EGGERICKX, S. FONTAINE, A. PLAVSIC et J.-P. SANDERSON. 2020. *L'épidémie de Covid-19 en Belgique : les inégalités sociodémographiques et spatiales face à la mort*. Document de Travail 17. Centre de recherche en démographie, Louvain-la-Neuve, 42 p.
- BOURGUIGNON, M., J. DAMIENS, Y. DOIGNON, T. EGGERICKX, S. FONTAINE, A. PLAVSIC et J.-P. SANDERSON. 2021. *Variations spatiales et sociodémographiques de mortalité de 2020-2021 en Belgique. L'effet de la pandémie Covid-19*. Document de Travail. Centre de recherche en démographie, Louvain-la-Neuve, 39 p.

- BRAMBA C., R. RIORDAN, J. FORD et F. MATTHEWS. 2020. « The Covid-19 pandemic and health inequalities », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 74, 11 : 964-968.
- BRANDÉN, M., S. ARADHYA, M. KOLK, J. HARKONEN, S. DREFAHL, B. MALMBERG, M. ROSTILA, A. CEDERSTRÖM, G. ANDERSSON et E. MUSSINO. 2020. « Residential context and COVID-19 mortality among adults aged 70 years and older in Stockholm: a population-based, observational study using individual-level data », *Lancet Healthy Longevity*, 1, 2: e80-e88.
- CAI, H. 2020. « Sex difference and smoking predisposition in patients with Covid-19 », *The Lancet Respiratory Medicine*, 8(4), e20.
- CAMBOIS, E. et F. JUSOT. 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 : 10-14.
- CHEN, J. T. et N. KRIEGER. 2021. « Revealing the Unequal Burden of COVID-19 by Income, Race/Ethnicity, and Household Crowding: US County Versus Zip Code Analyses », *Journal of Public Health Management and Practice*, 27: S43-S56.
- CLOUSTON, A.P., M.S. RUBIN, J.C. PHELAN et B.G. LINK. 2016. « A social history of disease: contextualizing the rise and fall of social inequalities in cause-specific mortality », *Demography*, 53, 5: 1631-1656.
- CLOUSTON, A.P., G. NATALE et B.G. LINK. 2021. « Socioeconomic inequalities in the spread of coronavirus-19 in the United States: an examination of the emergence of social inequalities », *Social Science & Medicine*, 268: 1135-1154.
- CRESPY, C. 2020. *Grippe de Hong Kong : la pandémie oubliée (Reportage)*. France : LCP. <https://lcp.fr/programmes/lcp-le-mag/grippe-de-hong-kong-la-pandemie-oubliee-25203>
- DAVIDSON, P.M. et S.L. SZANTON. 2020. « Nursing homes and COVID-19: We can and should do better », *Journal of Clinical Nursing*, 29, 15-16: 2758-2759.
- EGGERICKX T., J.P. SANDERSON et C. VANDESCHRICK. 2020. « Mortality in Belgium from nineteenth century to today. Variations according to age, sex, and social and spatial contexts », *Quetelet Journal*, 8, 2 : 7-59.
- EGGERICKX T., J.P. SANDERSON et C. VANDESCHRICK. 2021. « Inégalités sociales de mortalité au-delà de 65 ans. Le cas de la Belgique », *Revue Quetelet* (à paraître).
- EGGERICKX, T., J.F. LÉGER, J.P. SANDERSON et C. VANDERSCHRICK. 2018. « Inégalités sociales et spatiales de mortalité dans les pays occidentaux. Les exemples de la France et de la Belgique » *Espace populations sociétés* 2018, 1-2. (Consulté le 3 juin 2021).
- EGGERICKX, T., J.F. LÉGER, J.P. SANDERSON et C. VANDERSCHRICK. 2018a. « L'évolution de la mortalité en Europe du 19e siècle à nos jours », *Espace populations sociétés*, 2017, 3, 27p. <http://journals.openedition.org/eps/7314>.
- Euromomo. 2020. *Methods*. [En ligne]. [Consulté le 3 juin 2020]. Disponible à l'adresse : <https://www.euromomo.eu/how-it-works/methods>

- GISLE, L., S. DRIESKENS, R. CHARAFEDDINE, S. DEMAREST, E. BRAEKMAN, D. Nguyen, J. VAN DER HEYDEN, F. BERETE, L. HERMANS et J. TAFFOREAU. 2019. *Enquête de santé 2018 : Style de vie. Résumé des résultats*. Bruxelles, Belgique : Sciensano ; Numéro de dépôt : D/2019/14.440/61. [En ligne]. [Consulté le 3 juin 2021]. Disponible à l'adresse: [www.enquetesante.be](http://www.enquetesante.be)
- HANNA T.P., W.D. KING, S. THIBODEAU, M. JALINK, G.A. PAULIN, E. HARVEY-JONES, D.E. O'SULLIVAN, C.M. BOOTH, R. SULLIVAN et A. AGGARWAL. 2020. « Mortality due to cancer treatment delay: Systematic review and meta-analysis », *BMJ* : 371.
- HARDY, O. J., D. DUBOURG, M. BOURGUIGNON, S. DELLICOUR, T. EGGERICKX, M. GILBERT, J.P. SANDERSON, A. SCOHY, E. VANDAEL et J.M. DECROLY. 2021. « A world apart: levels and factors of excess mortality due to COVID-19 in care homes. The case of Wallonia-Belgium », *Demographic Research*, 45: 1011-1040.
- HERZLICH, C. et J. PIERRET. 1991. « Information et prévention : où en sommes-nous? », *BULLETIN MGEN*, 135 : 14-15.
- HO, J.Y. et A.S. HENDI. 2018. « Recent trends in life expectancy across high income countries: retrospective observational study », *BMJ*, 362, k2562.
- IACCARINO, G., G. GRASSI, C. BORGHI, C. FERRI, M. SALVETTI et M. VOLPE. 2020. « Age and multimorbidity predict death among COVID-19 patients: results of the SARS-RAS study of the Italian Society of Hypertension », *Hypertension*, 76, 2 : 366-372.
- INED (Institut national d'études démographiques) (distributeur). 2020. *La démographie des décès par Covid-19*. [En ligne]. [Consulté le 3 juin 2021]. Disponible à l'adresse : <https://dc-covid.site.ined.fr/fr/>
- JIN, J. M., P. BAI, W. HE, S. LIU, F. WU, X.F. LIU et J.K. YANG. 2020. « Higher severity and mortality in male patients with COVID-19 independent of age and susceptibility », *medRxiv*. Article sous presse.
- Karlberg, J., D. S. Y. Chong et W.Y.Y. Lai. 2004. « Do men have a higher case fatality rate of severe acute respiratory syndrome than women do? », *American journal of epidemiology*, 159, 3 : 229-231.
- KEMENESI, G., L. KORNYA, G.E. TÓTH, K. KURUCZ, S. ZEGHBIB, B.A. SOMOGYI, V. ZÖLDI, P. URBAN, R. HERCZEG et F. JAKAB. 2020. « Nursing homes and the elderly regarding the COVID-19 pandemic: situation report from Hungary », *GeroScience*, 42 : 1093-1099.
- KLEIN, S.L. et K.L. FLANAGAN. 2016. « Sex differences in immune responses », *Nature Reviews Immunology*, 16, 10 : 626.
- KLINENBERG, E. 2016. « Social isolation, loneliness, and living alone: Identifying the risks for public health », *American journal of public health*, 106, 5 : 786-787.
- KOSKINEN, S., K. JOUTSENNIEMI, T. MARTELIN et P. MARTIKAINEN. 2007. « Mortality differences according to living arrangements », *International journal of epidemiology*, 36, 6 : 1255-1264.

- KRIEGER, J. et D.L. HIGGINS. 2002. « Housing and health: time again for public health action » *American journal of public health*, 92, 5 : 758–768.
- KUNST, A.E. et J.P. MACKENBACH. 1994. « International Variation in Size of Mortality Differences Associated with Occupational Status, *International Journal of Epidemiology*, 23, 4 : 742-750.
- LEON, D.A., D.A. JDANOV et V.M. SHKOLNIKOV. 2019. « Trends in life expectancy and age-specific mortality in England and Wales, 1970–2016, in comparison with a set of 22 high-income countries: an analysis of vital statistics data », *Lancet Public Health*, 4: 575–582.
- LEVIN A.T., W.P. HANAGE, N. OWUSU-BOAITEY, K.B. COCHRAN, S.P. WALSH et G. MEYEROITZ-KATZ. 2020. « Assessing the age specificity of infection fatality rates for COVID-19: systematic review, meta-analysis, and public policy implications », *European Journal of Epidemiology*, 35, 12 : 123-1138.
- LIANG, J., J. BENNET, N. KRAUSE, E. KOBAYASHI, H. KIM, J.W. BROWN, H. AKIYAMA, H. SUGISAWA et A. Jain. 2002. « Old age mortality in Japan: does the socioeconomic gradient interact with gender and age », *Journal of Gerontology*, 57B, 5 : S294-S307.
- LINK, B.G. et J.C. PHELAN. 1995. « Social Conditions as Fundamental Causes of Disease », *Journal of Health and Social Behaviour*, Extra Issue: 80-94.
- MAROKO, A.R., D. NASH et B. PAVILONIS. 2020. « Covid-19 and Inequity: A comparative spatial analysis of New York City and Chicago hot spots », *Journal Urban Health*, 97, 461 : 461-470.
- NAFILYAN, V., N. ISLAM, D. AYOUBKHANI, C. GILLES, S. KATIKIREDDI, R. MATHUR, A. SUMMERFIELD, K. TINGAY, M. ASARIA, A. JOHN, P. Goldblatt, A. BANERJEE, M. GLICKMAN et K. KHUNTI. 2021. « Ethnicity, household composition and COVID-19 mortality: a national linked data study », *Journal of the Royal Society of Medicine*, 114, 4 : 182-211.
- NOWIK, L. et A. THALINEAU. 2010. « La mobilité résidentielle au milieu de la retraite. Un cadre spatial structurant lié à des configurations sociales », *Espace populations sociétés. Space populations societies*, 2010, 1 : 41-51.
- Our World in Data*, site internet, url : <https://ourworldindata.org/>
- PALAIODIMOS, L., D.G. KOKKINIDIS, W. LI, D. KARAMANIS, J. OGNIBENE, S. ARORA, et C.S. MANTZOROS. 2020. « Severe obesity, increasing age and male sex are independently associated with worse in-hospital outcomes, and higher in-hospital mortality, in a cohort of patients with COVID-19 in the Bronx, New York », *Metabolism*, 108 : 154262.
- PAPON S. et C. BEAUMEL. 2021. « Bilan démographique 2020, Avec la pandémie de Covid-19, nette baisse de l'espérance de vie et chute du nombre de mariages », *Insee Première*, 1834.
- PETRILLI, C.M., S.A. JONES, J. YANG, H. RAJAGOPALAN, L.F. O'DONNELL, Y. CHERNYAK, K. TOBIN, R.J. CERFOLIO, F. FRANÇOIS et L.I. HORWITZ. 2020. « Factors

- associated with hospitalization and critical illness among 4,103 patients with Covid-19 disease in New York City », *medRxiv*. Article sous presse.
- PINXTEN, W. et J. LIEVENS. 2014. « The importance of economic, social and cultural capital in understanding health inequalities: using a Bourdieu-based approach in research on physical and mental health perceptions », *Sociology of health & illness*, 36, 7 : 1095-1110.
- PLESS, I.B., H.A. CRIPSS, J.M.C. DAVIES, et M.E.J. WADSWORTH. 1989. « Chronic physical illness in childhood: Psychological and social effects in adolescence and adult life », *Developmental Medicine and Child Neurology*, 31 : 746-755.
- ROGNERUD, M.A. et P.H. ZAHL. 2006. « Social inequalities in mortality: changes in the relative importance of income, education and household size over a 27-year period », *The European Journal of Public Health*, 16, 1 : 62-68.
- SCIENSANO. 2020a. *Surveillance de la Covid-19. Questions fréquemment posées*. [En ligne]. [Consulté le 3 juin 2021]. Disponible à l'adresse : [https://Covid-19.sciensano.be/sites/default/files/Covid-19/Covid-19\\_FAQ\\_FR\\_final.pdf](https://Covid-19.sciensano.be/sites/default/files/Covid-19/Covid-19_FAQ_FR_final.pdf)
- SCIENSANO. 2020b. *Bulletin épidémiologique*. [En ligne]. [Consulté le 3 juin 2021]. Disponible à l'adresse : [https://Covid-19.sciensano.be/sites/default/files/Covid-19/Covid-19\\_Daily%20report\\_20200609%20-%20FR.pdf](https://Covid-19.sciensano.be/sites/default/files/Covid-19/Covid-19_Daily%20report_20200609%20-%20FR.pdf)SCIENSANO.
- TRIAS-LLIMOS, S., T. RIFFE et U. BILAL. 2020. « Monitoring life expectancy levels during the COVID-19 pandemic: Example of the unequal impact of the first wave on Spanish regions », *PLoS ONE*, 15, 11 : e0241952.
- VARSHNEY, K., T. GLODJO et J. ADALBERT. 2022. « Overcrowded housing increases risk for COVID-19 mortality: an ecological study », *BMC Research Notes*, 15, 126. DOI: [10.1186/s13104-022-06015-1](https://doi.org/10.1186/s13104-022-06015-1)
- VALKONEN, T. 2002. « Les inégalités sociales devant la mort », G. Caselli, J. Vallin, G. Wunsch (dir.), *Démographie : analyse et synthèse Volume III. Les déterminants de la mortalité*, Éditions de l'INED, Paris : 351-372.
- VAN OYEN, H., P. DEBOOSERE, V. LORANT et R. CHARAFEDDINE (dir.). 2010. *Les inégalités sociales de santé en Belgique*. Academia Press, 200p.
- WILLIAMSON, E., A.J. WALKER, K. BHASKARAN et The OpenSAFELY collective. 2020. « Factors associated with Covid-19-related hospital death in the linked electronic health records of 17 million adult NHS patients », *Nature*, 584: 430-436. DOI: [10.1101/2020.05.06.20092999](https://doi.org/10.1101/2020.05.06.20092999).
- WU, J., M.A. MAMAS, M.O. MOHAMED, C. SHING KWOK, C. ROEBUCK, B. HUMBERSTONE, T. DENWOOD, T. LUESCHER, M.A. DE BELDER, J.E. DEANFIELD, C.P. GALE. 2021. « Place and causes of acute cardiovascular mortality during the COVID-19 pandemic », *Heart*, 107, 2 :113-119.