

aussi ce qui se produirait si le taux de mortalité pour un âge donné A (par exemple 40 ans) était très élevé (par exemple 90%) : l'espérance de vie EV_s à l'âge $A+1$ augmenterait brutalement par rapport à ce qu'elle est avant A .

Pour la quatrième population, on a imaginé que les progrès généraux de santé publique font baisser les taux de mortalité de 1% chaque année pour toutes les classes d'âge. Si c'est effectivement ce qui se produit, alors la courbe des espérances de vie obtenue, EV_d , est celle véritable qu'on trouvera dans un siècle pour la cohorte de 2019 quand on pourra la calculer; autrement dit, c'est peut-être l'espérance de vie réelle, EV_R , celle qui concerne chacun de nous.

On voit que l'espérance de vie à la naissance est maintenant passée à 91,1 ans et que, quel que soit l'âge considéré, environ 8 ans ont été gagnés ! Cette possible espérance de vie est donc assez supérieure à celle que proposent les statisticiens (EV_a). Cependant, si, pour des raisons imprévisibles aujourd'hui, les taux de mortalité des années à venir étaient non pas en baisse mais croissants, la vraie

espérance de vie pour l'année 2021 (EV_R) pourrait être inférieure à celle que proposent les statisticiens (EV_a) et non pas supérieure comme le modélise EV_d .

Pour la cinquième population, on a supposé que les progrès en matière de santé portaient uniquement sur la fin de vie et qu'ils étaient de 10% par an à partir de 60 ans... ce qui est sans doute excessivement optimiste. Cette fois, l'espérance de vie à la naissance est de 100,4 ans !

LES EFFETS DU COVID-19

Le monde réel nous a réservé une mauvaise surprise, et évidemment les taux de mortalité en 2020 et 2021 ont, à cause du Covid-19, augmenté comparés à ceux de 2019. Il s'ensuit que les modèles envisagés ci-dessus sont probablement trop optimistes et que nous trouverons des courbes plus basses en refaisant les calculs avec les données définitives de 2020 ou de 2021. En revanche, même si cela peut sembler paradoxal, une fois l'épidémie maîtrisée, les chiffres retrouveront le même niveau qu'en 2019, et seront même supérieurs à ceux calculés à partir des données de 2019.

La raison est assez navrante, mais les statisticiens doivent prendre en considération le raisonnement suivant. Ceux qui sont morts en 2020 et 2021 étaient souvent les plus fragiles de leur catégorie d'âge, et donc ceux qui, dans une catégorie d'âge, ont passé le cap de la pandémie seront en moyenne plus robustes pour le même âge que ne l'étaient avant 2020 ceux de leur catégorie. La pandémie a rendu la population légèrement plus robuste, et donc les taux de mortalité pour 2022 et au-delà (si la pandémie est maîtrisée) seront meilleurs que s'il n'y avait pas eu de pandémie. L'espérance de vie EV_s sera donc en augmentation pour un certain temps à partir de 2022, et cela indépendamment de tout progrès des systèmes de santé.

LE PARADOXE DE 2015

Une baisse de l'espérance de vie (EV_s) a été notée en 2015 dans plusieurs pays européens : France, Grande-Bretagne, Belgique et Pays-Bas. On a cherché une explication à ce qui apparaissait dans un premier temps comme une baisse de la santé générale des populations concernées, voire une crise de santé publique. Rien n'expliquait totalement le phénomène, pas même la grippe un peu plus forte que la moyenne en 2015.

Marc Luy, du centre Wittgenstein de démographie et de capital humain, à Vienne, et une équipe de chercheurs autour de lui ont proposé une explication du paradoxe. Elle est liée à cet effet des changements de mortalité d'une année sur les suivantes, qui provoquent sans cause réelle d'autres changements un peu plus tard de EV_s .

4

L'IMPACT D'UNE ÉPIDÉMIE OU DES DÉMÉNAGEMENTS

Comme l'espérance de vie des statisticiens, EV_s , le taux général de décès (nombre de décès l'année N divisé par la population totale de l'année N) et l'âge moyen des décès (moyenne de tous les âges des personnes décédées l'année N) ont parfois des évolutions contraires à l'intuition.

Paradoxe de l'épidémie

La survenue d'une épidémie ne fait pas nécessairement baisser l'espérance de vie. Quand une épidémie a sévi et tué principalement des personnes âgées (par exemple au-delà de 50 ans), une fois qu'elle est passée, le taux général de décès et l'âge moyen de décès baissent, car les plus jeunes, qui meurent moins même quand il n'y a pas d'épidémie, sont alors en plus grande proportion. Malgré cela, quand une épidémie est passée, l'espérance de vie à la naissance EV_s peut reprendre les valeurs qu'elle avait avant, car EV_s est calculée en fonction des taux de mortalité par classe d'âge qui peuvent très bien avoir exactement repris les valeurs d'avant l'épidémie. Il se peut même que EV_s augmente si l'épidémie a tué plus particulièrement les

personnes les plus fragiles, rendant les classes d'âge qui survivent plus robustes : c'est l'« effet de moisson » (voir le texte).

Paradoxe du déménagement

Quand des séniors arrivent dans une région, cela fait monter l'espérance de vie ! Quand des personnes âgées favorisées déménagent et s'installent dans une région au climat plus clément pour y passer leurs vieux jours, le taux général de décès dans la région où ils s'installent augmente, car la population comporte alors une plus grande proportion de personnes âgées. Cependant, l'espérance de vie (EV_s) augmente aussi, car les personnes favorisées ont de plus faibles taux de mortalité par âge, et donc les taux de mortalité par âge diminuent pour les âges avancés, ce qui accroît EV_s : il y a plus de morts, mais l'espérance de vie augmente ! Inversement, quand des personnes favorisées âgées s'en vont de leur région, cela a pour effet de diminuer le taux général de mortalité, et l'âge moyen de décès, pourtant cela fera aussi baisser l'espérance de vie !

L'explication proposée est la suivante. En 2014, la mortalité due à la grippe a été particulièrement faible, et donc une partie de la population qui habituellement aurait été victime de la grippe est restée vivante en 2015. Outre la baisse de mortalité et donc une augmentation de EV_s pour 2014 dont tout le monde s'est réjoui, il s'est ensuivi une baisse globale de la robustesse de la population qui abordait l'année 2015. Cette baisse expliquerait au moins en partie la baisse d'espérance de vie notée en 2015, qui ne serait donc pas liée à un affaiblissement réel des systèmes de santé des pays concernés, ni totalement à la grippe de 2015. Il s'agirait simplement d'un effet numérique différé lié à la méthode de calcul de l'espérance de vie des statisticiens (EV_s), dont il faut attendre qu'il produise aussi une illusoire augmentation de l'espérance de vie en 2022 et au-delà... si l'épidémie de Covid-19 est maîtrisée.

Les démographes utilisent à ce sujet le terme d'« effet de récolte » ou « effet de moisson ». Par exemple, plusieurs études ont montré que les hivers à forte mortalité, comparés à ceux à faible mortalité, entraînent, par cet effet de moisson, une réduction des conséquences des vagues de chaleur estivale qui les suivent.

UN CAS GRAVEMENT PARADOXAL

Un exemple un peu artificiel montre que le calcul de EV_s pour évaluer EV_R est susceptible de produire des aberrations. Imaginons une population stabilisée où l'espérance de vie est par exemple de 80 ans. La population étant stabilisée, l'espérance de vie réelle (EV_R) est égale à l'espérance de vie des statisticiens (EV_s) et même égale à l'âge moyen de décès d'une année quelconque (AMD).

Imaginons maintenant, toutes choses restant égales par ailleurs, que pour une cause malheureuse (guerre périodique, épidémie récurrente très ciblée, etc.), tous les dix ans lors des années multiples de 10 (2010, 2020, 2030...), la classe d'âge des 20 ans disparaît presque totalement, disons à 99,9%. L'égalité entre EV_R , EV_s , et AMD ne persisterait pas, et des résultats paradoxaux surviendraient.

Pour les années N dont le chiffre des unités n'est pas un 1, le calcul de EV_s à l'âge A fondé sur les taux de mortalité de l'année $N-1$ ne prendrait pas en compte l'hécatombe. Le calcul de EV_s resterait donc identique à ce qu'il était avant les hécatombes périodiques. En particulier, l'espérance de vie à la naissance serait toujours évaluée à 80 ans, y compris pour les générations condamnées à l'âge de 20 ans, dont la véritable espérance de vie serait inférieure à 20 ans!

Pire, pour une année qui suit l'hécatombe de la classe d'âge des 20 ans (les années dont le chiffre des unités est 1), l'espérance de vie du statisticien EV_s prendrait en compte le massacre qui vient de se produire et donc le taux de mortalité pour les 20 ans serait de 99,9%. Presque personne dans la population fictive du statisticien ne dépasserait donc l'âge de 20 ans. Il en résulterait que, pour tous les A inférieurs à 20, l'espérance de vie à l'âge A donnée par EV_s serait inférieure à 20 ans, y compris pour ceux qui n'appartiennent pas à une génération sacrifiée et dont la véritable espérance resterait 80 ans! La population fictive des statisticiens les conduirait, encore plus que dans le premier cas, à se tromper gravement.

Dans un tel cas, l'espérance de vie réelle EV_R n'est pas erronée puisqu'elle est calculée après coup. Quant à l'âge moyen de décès, AMD calculé l'année N , il sous-évaluerait l'espérance de vie EV_R les années suivant une hécatombe et la surévaluerait les autres années. Elle se tromperait donc toujours, mais serait moins dans l'erreur que EV_s !

LE PROBLÈME DES CATÉGORIES IMBRIQUÉES

Notons pour terminer un paradoxe plus général en statistique: celui des catégories imbriquées. Pour l'espérance de vie (EV_R ou EV_s), on sait bien que les résultats pour les femmes sont meilleurs que ceux calculés quand on ne distingue pas les sexes et bien sûr ils sont moins bons encore pour les hommes. Ainsi, à partir d'une information sur le sexe, l'évaluation de l'espérance de vie est modifiée. Il en serait de même si l'on prenait en compte la région où vivent les gens. Ce serait le cas encore en prenant en compte la profession, ou plusieurs de ces données à la fois. À chaque information nouvelle sur la personne à laquelle on s'intéresse (soi-même, par exemple!) le calcul de l'espérance de vie change, en diminuant ou en augmentant selon les cas.

Ces informations ne sont pas inconnues, pourquoi s'interdire de les utiliser? S'interdire de les utiliser rend certain d'avoir un résultat faux. Quand on veut connaître l'espérance de vie d'une personne, on se trouve donc dans la situation où on utilise des évaluations statistiques qui non seulement sont fausses du fait de la méthode (car on ne dispose que de EV_s), mais qui sont fausses aussi parce qu'on dispose d'informations qu'on fait semblant d'ignorer. N'est-ce pas un peu paradoxal et cela ne signifie-t-il pas simplement qu'à titre individuel les statistiques d'espérance de vie sont sans intérêt, leur seule utilité étant de fournir une évaluation globale des systèmes de santé et cela à la condition de ne pas se faire piéger par l'effet de moisson! ■

BIBLIOGRAPHIE

M. Martin et É. Rignols (coord.), **Tableaux de l'économie française**, Insee, 2020 (<https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/4318291/TEF2020.pdf>).

M. Luy et al., **Life expectancy : frequently used, but hardly understood**, *Gerontology*, vol. 66(1), pp. 95-104, 2020.

M. Sauerberg et al., **The cross-sectional average length of healthy life (HCAL) : a measure that summarizes the history of cohort health and mortality**, *Population Health Metrics*, vol. 18, article 21, 2020.

R. G. Rogers et E. M. Crimmins (éd.), **International Handbook of Adult Mortality**, Springer, 2011.

J. Goldstein et K. Wachter, **Relationships between period and cohort life expectancy : Gaps and lags**, *Population Studies*, vol. 60(3), pp. 257-269, 2006.

M. Guillot, **The cross-sectional average length of life (CAL) : A cross-sectional mortality measure that reflects the experience of cohorts**, *Population Studies*, vol. 57(1), pp. 41-54, 2003.