

Un effet inattendu du confinement : une chute de la surmortalité violente chez les jeunes ?

Abel Aussant, Eliot Forcadell et Ariane Sessego
M2 Quantifier en Sciences Sociales

Identification causale - Cours d'Olivier Godechot
Année académique 2021-2022

En 2020, les épisodes de confinement ont bouleversé la vie des Français. Ces restrictions de sortie en dehors du domicile avaient pour but de protéger les plus vulnérables du virus de la Covid-19, particulièrement les personnes âgées qui ont, malgré ces mesures, connu une forte surmortalité (BRETON et al., 2022 ; PAPON et al., 2021 ; PISON et al., 2022). L'ampleur nationale et le caractère exceptionnel de ces périodes d'isolement interrogent sur l'existence d'effets plus inattendus dans des groupes *a priori* moins concernés par ces mesures de prévention : le confinement a-t-il entraîné une diminution de la mortalité chez les jeunes ?

Le risque de décès entre 15 et 30 ans est en effet souvent plus élevé que l'on ne pourrait s'y attendre par rapport à l'augmentation exponentielle de la mortalité habituellement constatée entre 10 et 60 ans (REMUND et al., 2021). On désigne comme « surmortalité » cet excès par rapport au risque de décès attendu, une « anomalie » démographique qui a longtemps été considérée comme exclusivement masculine car avant tout observée parmi les jeunes hommes, et associée à des causes violentes de décès (accidents, homicides...) que l'on attribuait à des turbulences hormonales et à des développements biologiques propres au sexe masculin (GOLDSTEIN, 2011 ; HELIGMAN et al., 1980). Ces théories développementalistes ont été largement remises en question, du fait des variations de cette tendance dans le temps et l'espace ; on considère aujourd'hui cette surmortalité comme avant tout liée à des contextes socio-historiques particuliers (REMUND et al., 2021). En France aujourd'hui, bien qu'elle touche aussi les jeunes femmes, cette surmortalité est bien plus importante chez les hommes, avec en moyenne trois fois plus de décès masculins que féminins à ces âges (BRETON et al., 2019 ; PISON et al., 2021), même si cet écart tend à se réduire. Elle est avant tout caractérisée par une part importante de morts violentes (accidents, homicides ou suicides) qui sont à l'origine de 80% des décès à ces âges, tout particulièrement les accidents de la circulation (REMUND et al., 2021).

Le confinement a théoriquement réduit l'exposition à ces risques, à l'exception du suicide. A-t-il entraîné une diminution de la mortalité au sein de cette population ? Le deuxième confinement, moins restrictif que le premier, a-t-il eu un impact plus faible sur cette mortalité ?

La méthode de différence de différence (DD) nous offre la possibilité de comparer la mortalité des jeunes adultes avant et pendant les périodes de confinement, en prenant en compte la saisonnalité de la mortalité et une éventuelle variation de mortalité propre à 2020. En effet, il s'agit ici d'évaluer l'effet d'un « traitement » - le confinement généralisé de la population - sur un groupe traité - les jeunes adultes. En l'absence d'expérience aléatoire, nous ne disposons pas de groupe contrôle, et comme toute la population étant supposée confinée, il semble difficile d'en construire un. Mais nous pouvons procéder autrement pour construire un contrefactuel, notamment en considérant les périodes précédentes. Cela suppose cependant que l'évolution de la mortalité dans la population cible (les jeunes adultes) soit comparable entre période. Or, on sait que la mortalité connaît des tendances saisonnières importantes : la mortalité des jeunes adultes, en particulier, connaît deux pics annuels, un plus faible en hiver (en février particulièrement), qui suit la tendance générale de la population, l'autre plus important en été (en juillet), qui est lié à une augmentation estivale de mortalité par accidents (Breton, 2019). Ces tendances nous empêchent de comparer simplement la période pré-confinement à la période de confinement. La DD nous permet, en supposant que l'évolution de la mortalité est comparable d'une année sur l'autre, de comparer la mortalité en 2020 (groupe traité) et pendant les années précédentes (groupe contrôle), avant les confinements (période précédant le traitement) et durant chaque confinement (période de traitement), afin de mettre en avant un éventuel effet causal du confinement sur la mortalité des jeunes adultes.

Après une présentation des données et quelques analyses descriptives, nous présenterons en détail les modèles choisis, pour ensuite commenter les résultats.

Une analyse reproductible, un script disponible en ligne

Ce travail a été réalisé à l'aide de RSweave, un système permettant d'intégrer des analyses statistiques effectuées avec R dans un fichier LaTeX. Le fichier ayant permis de produire ce rapport, ainsi que la base de données et son fichier de recodage, sont disponibles en ligne sur Github à l'adresse suivante https://github.com/eliotforcadell/confinement_surmortalite. L'analyse est donc entièrement reproductible, dans un souci d'ouverture de la recherche et de ses résultats.

Données et méthode

Les décès d'individus de 18 à 29 ans par date, en France métropolitaine, de 2014 à 2020

Pour répondre à ces questions, nous utilisons les données d'état civil mises à disposition par l'INSEE, répertoriant les personnes décédées par date de décès, année de naissance, sexe, et lieu de décès pour les années 2014 à 2020 (INSEE 2014 à 2020, voir Sources, *infra*). Nous disposons du jour, du mois et de l'année de décès pour 2018 à 2020, mais uniquement du mois et de l'année de décès pour 2014 à 2017.

Nous considérons ici les décès d'individus âgés de 18 à 29 ans (âge révolu au moment du décès), afin de prendre en compte la population des jeunes adultes en âge de conduire, les accidents de la circulation étant parmi les premières causes de décès chez les jeunes (INSERM, 2020) et le risque qui aurait le plus diminué durant le confinement. Nous avons de plus fait le choix de ne considérer que les décès survenus en France métropolitaine, d'une part car la littérature concernant les Outre-mer est plus rare, et il est fort probable que la mortalité ne suive pas les mêmes tendances étant donné la différence des saisons et des périodes de congé, et d'autre part car l'application du confinement, particulièrement pour le deuxième, y a été différente. Nous avons également fait le choix de retirer le 29 février pour les années bissextiles, pour pouvoir comparer des mois de durée égale.

Nous raisonnerons ici par nombre de décès brut, et non par taux de mortalité, car cela nécessiterait de rapporter ces mesures brutes à la taille de la population des jeunes adultes sur chaque période. D'après l'INSEE, la population des 18-29 ans a en effet évolué de 9,4 millions à 9,3 millions entre 2014 et 2020 (INSEE, 2022), une variation de l'ordre de 0,1% que l'on peut considérer comme négligeable. De plus, le raisonnement en nombre de décès permet de conserver un ordre de grandeur familier et directement interprétable par les non-démographes.

Nous considérons par la suite les périodes de confinements suivantes :

- Avant confinement : 1er janvier - 16 mars
- Premier confinement : 17 mars - 10 mai
- Entre-deux-confinements : 11 mai - 29 octobre
- Deuxième confinement : 30 octobre - 14 décembre

Une faible mortalité absolue des jeunes adultes rendant plus difficile l'identification d'une tendance

De 2014 à 2020, 25 481 jeunes adultes de 18 à 29 ans sont décédés en France métropolitaine, avec un effectif de décès par année stable de l'ordre de 3 600 décès. On compte en moyenne 10 décès par jour sur toute la période, avec une légère baisse de cette moyenne en 2019 (9,9 décès par jour) et 2020 (9,7 décès par jour), mais qu'il est difficile d'interpréter pour le moment. L'écart-type des décès par jour est également plutôt stable en fonction de la période considérée, allant de 3,3 à 3,5. L'écart-type de 2,3 indiqué sur l'ensemble de la période est artificiellement

bas, car en l'absence de données journalières nous imputons à chaque jour le nombre de décès du mois concerné divisé par le nombre de jours dans ce mois, réduisant ainsi la variation des décès par jour. Il n'est donc pas possible de tirer de conclusion à partir de ce chiffre.

Ces décès de jeunes adultes sont deux fois plus nombreux parmi les hommes que parmi les femmes : de 2014 à 2020, sept hommes de 18 à 29 ans décèdent chaque jour contre un peu moins de trois femmes, ce qui confirme les résultats de la littérature (BRETON et al., 2019 ; REMUND et al., 2021).

Table 1 – Statistiques descriptives du nombre de décès journalier des 18 à 29 ans

| | Effectif total sur la période | Moyenne | Médiane | Ecart-type | Maximum | Minimum |
|-------------|-------------------------------|---------|---------|------------|---------|---------|
| 2020 | 3538 | 9.7 | 9.0 | 3.4 | 20 | 0 |
| 2019 | 3626 | 9.9 | 10.0 | 3.5 | 23 | 2 |
| 2018 | 3643 | 10.0 | 10.0 | 3.3 | 23 | 1 |
| 2014-2020* | 25481 | 10.0 | 10.0 | 2.3 | 23 | 0 |
| Dont hommes | 18716 | 7.3 | 7.3 | 1.9 | 20 | 0 |
| Dont femmes | 6765 | 2.6 | 2.7 | 1.1 | 11 | 0 |

*Pour 2014 à 2017, comme nous disposons que du mois de décès, nous avons imputé un n -ème du nombre de décès par mois, avec n le nombre de jours dans le mois.

Source : INSEE, 2014 à 2020.

Champ : Décès de personnes âgées de 18 à 29 ans survenus en France métropolitaine de 2014 à 2020.

Lecture : En 2020, 3 538 jeunes adultes âgés de 18 à 29 ans sont décédés, avec une moyenne de 9,7 décès par jours, et un écart-type de décès par jours de 3,4. Au cours de l'année, il y a eu au maximum 20 décès de jeunes adultes et au minimum aucun décès survenus en un jour.

On peut tout d'abord souligner que ces effectifs journaliers de décès sont faibles, du fait de la mortalité peu élevée chez les jeunes adultes, ce qui est - dans l'absolu - réjouissant. La faiblesse de ces effectifs combinée au caractère nécessairement entier du nombre de décès entraîne toutefois des variations importantes, rendant difficile l'identification d'une tendance. Or la différence de différence repose sur le postulat d'une évolution similaire du nombre de décès entre période de pré-traitement et de traitement de 2014 à 2020. Bien que cette hypothèse soit courante dans la littérature (BRETON et al., 2019), on souhaiterait la confirmer avant d'estimer les modèles.

Les Figures 1 et 2 cherchent à dégager ces évolutions et les comparer aux tendances pendant les confinements. Les lignes grises sur la Figure 1 représentent les évolutions brutes du nombre de décès par jour pour les années 2018 à 2020. Elles montrent à quel point il est difficile de dégager des tendances sans une analyse plus poussée. Nous avons ainsi procédé à un lissage de la courbe selon la méthode des fenêtres gaussiennes. Cette méthode se rapproche de celle de la moyenne glissante : l'ordonnée de chaque point de la courbe est déterminée à partir du nombre de décès par jours dans une fenêtre de temps donnée autour de ce point (ici trente jours - 15 jours avant, 15 jours après), un poids étant attribué à chacune de ces valeurs voisines selon une distribution gaussienne afin de prendre en compte la distance en jours au point considéré¹.

Ce lissage nous permet de mieux dégager des tendances. Il nous confirme que les nombres de décès journaliers sont très proches de 2018 à 2020, et tend à confirmer que les tendances sont similaires entre années, bien que la volatilité reste importante du fait des faibles effectifs et qu'il s'agit donc de rester prudent. En effet, les tendances pré-confinement ne coïncident pas entièrement de 2018 à 2020, avec en particulier une légère augmentation en 2020 juste avant le premier confinement, qui pourrait apparaître comme une surmortalité par rapport aux deux

1. Pour le détail de la méthode voir : <https://au.mathworks.com/help/signal/ref/gausswin.html>. Les paramètres utilisés ici sont une fenêtre de 30 et un écart type de 12 ($\alpha = 2,5$)

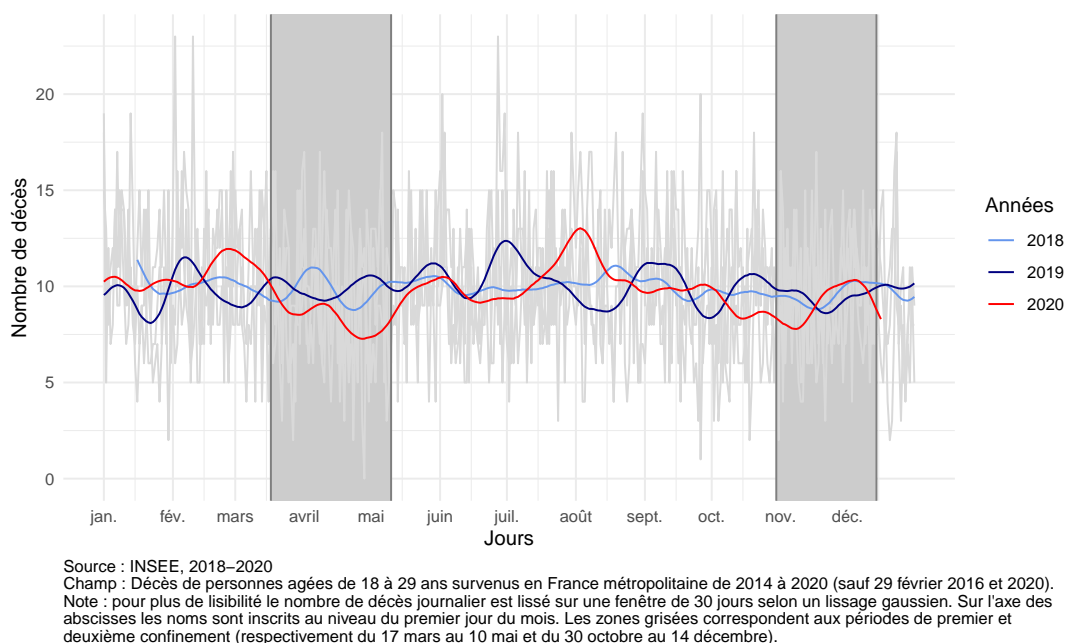
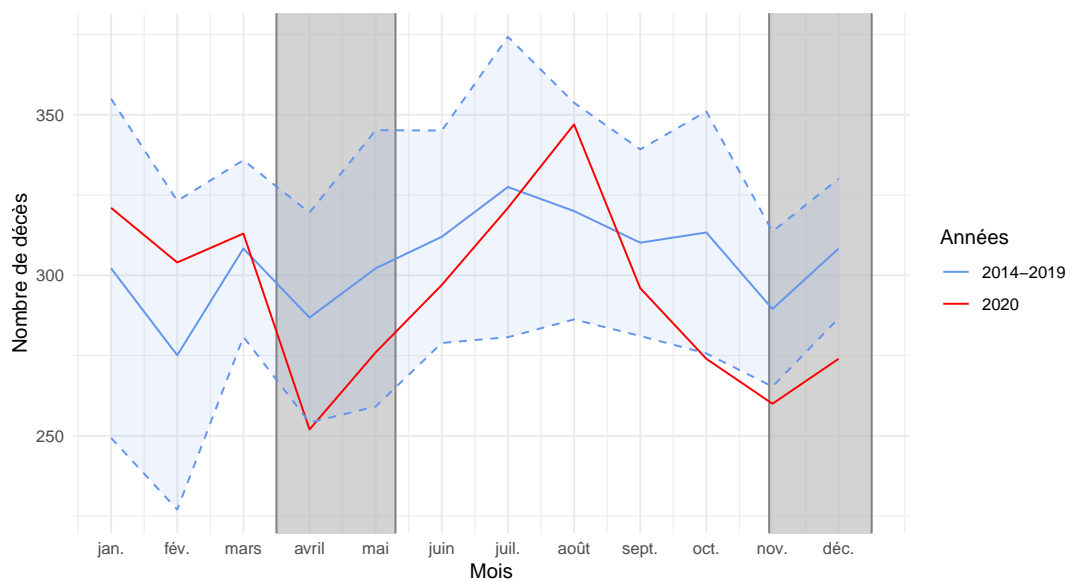


Figure 1 – Nombre de décès journaliers chez les 18-29 ans en 2018, 2019, et 2020

années précédentes. Cependant cette variation reste faible, et même si nous pourrions être tenté · es de l'interpréter comme une surmortalité due à la Covid-19, cela semble très peu probable étant donné que les formes graves de la maladie ont très peu touché les jeunes adultes, surtout au début de l'épidémie. La divergence entre 2020 et les deux années précédentes semble au contraire plus forte durant la période du premier confinement, ce qui tend à soutenir notre hypothèse d'une diminution de la mortalité chez les jeunes adultes pendant ces quelques semaines d'isolement. La divergence sur la période de deuxième confinement est nettement moins évidente. Il reste toutefois difficile d'interpréter la courbe de manière causale, car la très forte volatilité du nombre de décès complique l'appréciation d'une moindre différence ou d'une convergence, les variations demeurant faibles (en dessous d'un peu moins de deux écart-types).

Ces variations peuvent s'expliquer par de nombreux biais conjoncturels susceptibles d'avoir une influence sur la mortalité, mais surtout par un aléa important lié à la faiblesse des effectifs de décès parmi les jeunes adultes. C'est ce qui nous a amené à introduire les années 2014 à 2017 dans la comparaison, bien que nous ne disposons pas du jour exact de décès. La Figure 2 présente le nombre de décès par mois en 2020 par rapport à la moyenne des décès par mois de 2014 à 2019 et un intervalle de confiance à 90%, afin de mettre en évidence une éventuelle tendance sous-jacente au nombre mensuel de décès chez les jeunes adultes.

On retrouve ici des résultats démontrés dans la littérature : deux pics annuels de mortalité parmi les jeunes, l'un plus faible en hiver (entre janvier et mars sur notre graphique) et l'autre plus important en été (en juillet) (BRETON et al., 2019). L'intervalle de confiance demeure important, mais le nombre de décès au cours des mois d'avril et de novembre-décembre en 2020 (les deux périodes de confinement) se situent en dehors de celui-ci, ce qui semble confirmer notre hypothèse d'une réduction de la mortalité des jeunes adultes au cours des périodes de confinement par rapport aux années précédentes. De plus, la tendance observée pour janvier, février et mars 2020 suit de manière



Source : INSEE, 2014–2020.
 Champ : Décès de personnes âgées de 18 à 29 ans survenus en France métropolitaine de 2014 à 2020 (sauf 29 février 2016 et 2020).
 Note : la zone colorée délimitée par des pointillés de part et d'autre de la courbe correspond à l'intervalle de confiance à 95%, soit 1,96 fois l'écart type du nombre de décès mensuel moyen sur les années 2014 à 2019. Les zones grisées correspondent aux périodes de première et deuxième confinement (respectivement du 17 mars au 10 mai et du 30 octobre au 14 décembre).

Figure 2 – Nombre de décès mensuels chez les 18-29 ans entre 2014 et 2020

convaincante celle des années 2014 à 2019, confortant l'idée d'une évolution identique de la mortalité entre années avant la survenue du confinement. Nous pouvons dans ces conditions procéder à une différence de différence.

En comparant l'évolution du nombre de décès entre mai et septembre pour l'année 2020 par rapport aux années 2014 à 2019, on peut néanmoins s'interroger sur l'existence d'un effet rebond après la fin des restrictions, c'est-à-dire une surmortalité par rapport aux années précédentes. En effet, on observe dans la Figure ?? comme dans la 2 une augmentation du nombre de décès de mai à août. On peut supposer que les restrictions imposées lors du confinement, bien qu'elles aient pu avoir un effet protecteur pour les jeunes adultes pendant la période ciblée, ont pu occasionner un effet inverse au cours de la période estivale qui a suivi, où l'intensité des activités a repris de plus belle pour compenser les restrictions des mois précédents. Ainsi, si le confinement a permis de sauver des vies, le même nombre de vies n'a-t-il pas été perdu au court de l'été qui a suivi ? Quel a été l'effet du confinement sur le long terme ?

Notre postulat d'évolutions tendancielle similaires ayant été vérifié, il s'agit de procéder à la modélisation pour essayer de saisir plus finement cet effet causal, en cherchant en plus de l'effet immédiat du confinement à estimer l'effet du confinement après la fin des restrictions.

Modèles et résultats

Nous tentons de répondre à ces questions à l'aide de différents modèles. Tous cherchent à expliquer le nombre de décès journaliers chez les 18-29 ans en fonction de l'année - 2020 représentant notre groupe « traité », les années précédentes le groupe de contrôle - et de la période considérée - le premier et le deuxième confinement représentant nos périodes de « traitement », les premiers jours de l'année notre période « pré-traitement ».

Notre modèle le plus simple s'exprime ainsi de la manière suivante :

$$\text{Décès}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Année}_i + \beta_2 \text{Période}_t + \beta_3 (\text{Année}_i \times \text{Période}_t) + \epsilon_{it} \quad (1)$$

où l'indice i renvoie à une année et t à une période. En pratique, le coefficient qui nous intéresse est celui de l'interaction entre l'indicatrice de l'année 2020 et celle de la période de confinement considérée, autrement dit l'estimateur de la différence de différence. Dans le contexte de notre étude, cet estimateur correspond à la différence entre le nombre de décès journaliers attendus en 2020 pendant les périodes de confinement, et le nombre réellement observé.

Plusieurs ajouts permettent de s'assurer de la robustesse de ce premier modèle et d'améliorer son ajustement. Une première étape consiste à prendre en compte une « effet week-end », selon l'hypothèse que la mortalité des jeunes n'est pas la même - en nombre ou en nature - en début et en fin de semaine.

$$\begin{aligned} \text{Décès}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Année}_i + \beta_2 \text{Période}_t + \beta_3 (\text{Année}_i \times \text{Période}_t) \\ & + \beta_4 \text{Week-end} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

Si la variable indicatrice de week-end peut améliorer l'ajustement de notre modèle, l'ajout d'une interaction de troisième ordre entre année, période, et week-end permet d'affiner notre compréhension de l'effet du confinement sur la mortalité des jeunes. On peut en effet supposer que les décès liés au sorties et comportements à risques sont en temps normal plus fréquents le week-end, et auraient ainsi d'autant plus diminué pendant les week-ends confinés. L'estimateur de différence de différence devient alors plus complexe, puisqu'il se dédouble en une différence dans le nombre de décès attendus et observés en semaine d'une part, pendant le week-end d'autre part, soit les coefficients β_3 et β_6 dans le modèle suivant :

$$\begin{aligned} \text{Décès}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Année}_i + \beta_2 \text{Période}_t + \beta_3 (\text{Année}_i \times \text{Période}_t) \\ & + \beta_4 \text{Week-end} + \beta_5 (\text{Période}_i \times \text{Week-end}_t) \\ & + \beta_6 (\text{Année}_i \times \text{Période}_t \times \text{Week-end}_t) + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

Enfin nos deux derniers modèles reprennent les modèles précédents en leur ajoutant des effets fixes journaliers. Cet ajout vise à contrôler la saisonnalité de la mortalité de manière plus précise que ne peut le faire la variable de période. On considère ainsi les modèles suivant :

$$\begin{aligned} \text{Décès}_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Année}_i + \beta_2 \text{Période}_t + \beta_3 (\text{Année}_i \times \text{Période}_t) \\ & + \alpha_j + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \text{Décès}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Année}_i + \beta_2 \text{Période}_t + \beta_3 (\text{Année}_i \times \text{Période}_t) \\ & + \beta_4 \text{Week-end} + \beta_5 (\text{Période}_i \times \text{Week-end}_t) \\ & + \beta_6 (\text{Année}_i \times \text{Période}_t \times \text{Week-end}_t) + \alpha_j + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

où l'indice j correspond au jour de l'année, et α_j aux effets fixes propres à chaque jour. Par souci de cohérence les 29 février des années bissextiles 2016 et 2020 ne sont pas pris en compte dans les modèles.

Dans la mesure où le nombre décès journaliers pour les années 2014 à 2017 ont été imputé à partir du nombre de décès mensuels, nous présentons séparément les régressions effectuées sur les années 2018-2020 puis sur l'ensemble des années 2014 à 2020. Pour les mêmes raisons, les régressions prenant en compte une effet « week-end » n'auraient pas eu de sens pour les années 2014 à 2017 et n'ont donc pas été réalisées. Le modèle 6 correspond ainsi au modèle 4 sans effet week-end, et dans lequel nous avons également substitué les effets fixes journaliers par des effets fixes mensuels afin de s'adapter au niveau de précision des données disponibles. Par ailleurs, l'imputation du nombre

de décès journaliers entraîne une réduction artificielle de la variance des données pour ces années. Les régressions portant sur l'ensemble des années 2014 à 2020 ont ainsi avant tout pour objet de confirmer la robustesse des coefficients observés pour les années 2018 à 2020. Enfin, l'ajout d'effets fixes aux régressions portant sur la période du deuxième confinement n'a pas été techniquement possible, l'information contenue dans les données semblant être insuffisante pour estimer ces modèles.

Une réduction importante de la mortalité des jeunes adultes pendant le premier confinement...

L'ensemble des modèles confirment un effet net du premier confinement dans le sens d'une réduction de la mortalité des 18-29 ans par rapport aux années précédentes (Tableau 2). En tenant compte des marges d'erreur, entre une et quatre vies auraient ainsi été « sauvées » chaque jour pendant cette période. En considérant que 10 jeunes adultes meurent en moyenne par jour, cette différence correspond à une réduction de 10 à 40% des décès - ce qui est considérable. Les modèles prenant en compte l'ensemble des années 2014 à 2020 présentent des coefficients très proches de ceux estimés sur les années 2018 à 2020, attestant de la solidité de ces résultats. Le constat reste le même après l'ajout des effets fixes, confirmant cette robustesse et augmentant la capacité explicative des modèles.

On constate par ailleurs des variations importantes de la mortalité entre les jours de semaine et de week-end. Avant 2020, le nombre de décès est plus élevé le week-end qu'en semaine, avec en moyenne un peu plus d'un décès de plus par jour le week-end. Cet écart est d'autant plus marqué sur la période allant du 17 mars au 10 mai, avec deux décès journaliers de plus contre un en moyenne du 1^{er} janvier au 17 mars, probablement parce que le début du printemps est synonyme de davantage de sorties. L'effet du confinement se différencie également en fonction des jours de la semaine et du week-end : l'interaction du troisième ordre entre année, période et week-end montre que ce sont davantage les décès survenus pendant le week-end (entre une et six vies « sauvées ») qu'en semaine (entre aucune et trois vies « sauvées ») qui ont été affectés par la période de confinement de 2020. Ce résultat va dans le sens d'une réduction des activités à risques le week-end chez les jeunes du fait des restrictions sanitaires.

0.1 ... moins spectaculaire si on prend en compte l'effet « déconfinement »

la Figure 2 laisse toutefois penser qu'un pic de mortalité post-confinement serait venu « compenser » le nombre de décès juvéniles évités pendant le confinement. Pour tester cette hypothèse, nous reprenons les mêmes modèles en considérant cette fois ensemble le premier confinement et la période d'entre-deux-confinements comme période de traitement (Tableau 3). Les tendances mise en évidence par les différents modèles sont les mêmes : la mortalité a baissé par rapport aux années précédentes lorsque l'on considère ensemble la période de premier confinement et la période estivale qui l'a directement suivi, et cette baisse est principalement dû à une réduction du nombre de décès le week-end. Cependant, l'amplitude de ces effets est près de deux fois moindre : le nombre de vies « sauvées » n'est plus compris qu'entre 0 et 2, tandis que ce nombre était estimé entre 1 et 6 dans les modèles ne prenant en compte que le confinement. Si la mortalité des 18-29 ans a donc bien été réduite par les mesures de confinement, cette baisse semble avoir été en partie « compensée » par une hausse d'autant plus forte du nombre de décès une fois les restrictions levées, le bilan total restant toutefois positif.

Un deuxième confinement moins restrictif ?

Les premières mesures de confinement ont été assez unanimement suivies par les personnes résidant en France, du fait de leur caractère inédit et de leur application à l'ensemble de la population (à l'exception près des travailleurs · euses dit · es « essentiel · les »). Le deuxième confinement n'a pas bénéficié de cet effet de nouveauté, et

à fait l'objet de nombreuses dérogations notamment au sein des établissements scolaires et dans de nombreux secteurs d'activité. Ce confinement moins restrictif a-t-il eu le même effet bénéfique que le premier sur la mortalité des jeunes ? Les résultats des modèles apparaissent peu robustes, et ne permettent pas de répondre à cette interrogation de manière certaine (Tableau 4). Seul la régression appliquée aux années 2014 à 2020 fait apparaître une réduction significative du nombre de décès sur la période du deuxième confinement, mais la fiabilité de ces résultats n'est pas assurée du fait de l'imprécision des données mobilisées. L'effet du second confinement serait de toute façon plus limité, avec une réduction des décès journaliers estimés entre 0 et 2 sur la seule période de confinement, contre 1 à 4 pour le premier confinement. Ces résultats incertains laissent penser que l'effet du deuxième confinement sur la mortalité des 18-29 ans a été moins important que celui du premier, voire presque inexistant.

Moins de décès chez les jeunes hommes pendant les week-end du confinement

La comparaison entre hommes et femmes est particulièrement éclairante et tout à fait en accord avec la littérature citée en introduction. On voit dans le tableau 5 que dans tous les cas considérés, l'effet protecteur du confinement est plus important chez les hommes. Sans contrôler par l'effet week-end (modèle 4), on voit une baisse de la mortalité journalière moyenne deux fois plus importante chez les hommes que chez les femmes (en moyenne presque deux vies sauvées par jour pour les hommes contre une pour les femmes). Cela dit, les intervalles de confiance invitent à la prudence, les deux intervalles se recoupant assez largement.

En revanche, l'effet week-end différencié selon le sexe ne trompe pas. On n'observe pas de baisse significative de la mortalité journalière les week-ends du premier confinement chez les femmes. Il semblerait donc que pour les femmes les vies sauvées ne soient pas plus importantes le week-end que la semaine, avec un coefficient significatif de près de moins un décès par jour pour les femmes. Au contraire, pour les hommes, seul l'effet week-end apparaît significatif une fois introduit : on observe ainsi une baisse des décès journaliers le week-end entre 1,9 et 7,1, un intervalle de confiance à 95% strictement distinct de celui des femmes. Ainsi le confinement n'aurait chez les hommes pas diminué le nombre de décès la semaine, mais uniquement le week-end. L'hypothèse d'une baisse de la mortalité due avant tout aux pratiques risquées proprement masculines qui sont plus courantes les week-ends (typiquement, la conduite en état d'ébriété) trouve ici un argument statistique convaincant.

Le faible effectif de décès féminins invite à la plus grande prudence pour l'interprétation de nos résultats. En effet, nos données ne permettent pas d'affirmer que l'effet du confinement a été réellement plus fort sur les hommes, si ce n'est pendant des week-ends. Le taux de décès journalier féminin étant à l'origine beaucoup plus faible, il est normal d'observer chez elles une variation en valeur absolue plus faible, même si l'effet propre éventuel est potentiellement similaire à celui des hommes pendant la semaine. On souffre ici de l'imprécision des estimateurs due aux faibles effectifs.

Table 2 – Effet du premier confinement sur le nombre de décès journaliers des 18-29 ans

| | 2018-2020 | | | | | 2014-2020 | |
|---|-----------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|-----------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (1) | (6) |
| Intercept | 10.23*** (9.54; 10.92) | 9.85*** (9.14; 10.56) | 9.9*** (9.16; 10.65) | | | 10.1*** (9.68; 10.51) | |
| 2019 | -0.34 (-1.17; 0.5) | -0.34 (-1.16; 0.48) | -0.32 (-1.14; 0.49) | -0.34 (-1.15; 0.47) | -0.32 (-1.12; 0.47) | -0.25 (-0.8; 0.3) | -0.25 (-0.8; 0.3) |
| 2020 | 0.58 (-0.46; 1.62) | 0.57 (-0.45; 1.6) | 0.75 (-0.42; 1.91) | 0.61 (-0.41; 1.62) | 0.61 (-0.62; 1.84) | 0.72** (0.06; 1.38) | 0.72** (0.06; 1.38) |
| 17 mars - 10 mai | -0.14 (-0.99; 0.7) | -0.15 (-0.99; 0.68) | -0.73 (-1.7; 0.24) | 4.28 (-3.77; 12.32) | 1.44 (-6.73; 9.6) | -0.04 (-0.36; 0.29) | 0.19 (-0.43; 0.81) |
| 2020 × 17 mars - 10 mai | -2.56*** (-4.03; -1.1) | -2.57*** (-4.01; -1.12) | -1.66* (-3.35; 0.02) | -2.54*** (-3.97; -1.11) | -1.46 (-3.26; 0.33) | -2.67*** (-3.53; -1.81) | -2.67*** (-3.52; -1.81) |
| Week-end | | 1.39*** (0.64; 2.14) | 1.16* (-0.04; 2.37) | | 1 (-0.56; 2.57) | | |
| 17 mars - 10 mai × week-end | | | 2.04** (0.2; 3.88) | | 1.83 (-0.59; 4.26) | | |
| 2020 × 1 jan - 16 mars × week-end | | | -0.57 (-2.65; 1.5) | | -0.01 (-2.59; 2.57) | | |
| 2020 × 17 mars - 10 mai × week-end | | | -3.71*** (-6.11; -1.32) | | -3.95** (-7.03; -0.87) | | |
| 2015 | | | | | | -0.43 (-0.98; 0.12) | -0.43 (-0.98; 0.12) |
| 2016 | | | | | | -0.52* (-1.07; 0.04) | -0.52* (-1.07; 0.04) |
| 2017 | | | | | | -0.74*** (-1.3; -0.19) | -0.74*** (-1.3; -0.19) |
| 2018 | | | | | | 0.09 (-0.47; 0.64) | 0.09 (-0.47; 0.64) |
| Observations | 390 | 390 | 390 | 390 | 390 | 910 | 910 |
| R2 | 0.052 | 0.084 | 0.111 | 0.413 | 0.440 | 0.060 | 0.065 |
| R2 ajusté | 0.043 | 0.072 | 0.092 | 0.104 | 0.132 | 0.052 | 0.052 |

Source : INSEE, 2014 à 2020.

Champ : décès journaliers de personnes âgées de 18 à 29 ans survenus en France métropolitaine entre 2014 et 2020, sur la période du 1er janvier au 10 mai.

Seuils de significativité : $p < 0,1$ *, $p < 0,05$ **, $p < 0,01$ ***.

Table 3 – Effet du premier confinement et de la période d'entre-deux-confinements sur le nombre de décès journaliers des 18-29 ans

| | 2018-2020 | | | | | 2014-2020 | |
|---|------------------------------------|-----------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (1) | (6) |
| Intercept | 10.08*** (9.47 ; 10.69) | 9.69*** (9.07 ; 10.3) | 9.76*** (9.08 ; 10.44) | | | 10.04*** (9.72 ; 10.36) | |
| 2019 | -0.04 (-0.58 ; 0.51) | -0.04 (-0.57 ; 0.5) | -0.03 (-0.57 ; 0.5) | -0.04 (-0.57 ; 0.49) | -0.03 (-0.56 ; 0.5) | -0.27 (-0.64 ; 0.09) | -0.27 (-0.63 ; 0.09) |
| 2020 | 0.74 (-0.25 ; 1.72) | 0.73 (-0.24 ; 1.69) | 0.89 (-0.24 ; 2.01) | 0.75 (-0.21 ; 1.72) | 0.75 (-0.46 ; 1.97) | 0.77** (0.17 ; 1.38) | 0.77** (0.17 ; 1.37) |
| 17 mars - 29 oct | 0.01 (-0.62 ; 0.64) | -0.02 (-0.64 ; 0.6) | -0.27 (-0.99 ; 0.46) | 3.12 (-4.95 ; 11.18) | 2.38 (-5.72 ; 10.49) | 0.37*** (0.13 ; 0.61) | 0.04 (-0.57 ; 0.65) |
| 2020 × 17 mars - 29 oct | -1.25** (-2.34 ; -0.15) | -1.23** (-2.3 ; -0.15) | -0.98 (-2.24 ; 0.28) | -1.26** (-2.33 ; -0.19) | -0.74 (-2.1 ; 0.63) | -1.61*** (-2.26 ; -0.97) | -1.61*** (-2.25 ; -0.97) |
| Week-end | | 1.42*** (0.94 ; 1.91) | 1.16* (-0.04 ; 2.36) | 1.15*** (0.54 ; 1.76) | 0.99 (-0.59 ; 2.58) | | |
| 17 mars - 29 oct × week-end | | | 0.88 (-0.5 ; 2.26) | | 0.89 (-0.93 ; 2.72) | | |
| 2020 × 1 jan - 16 mars × week-end | | | -0.57 (-2.64 ; 1.5) | | 0 (-2.62 ; 2.61) | | |
| 2020 × 17 mars - 29 oct × week-end | | | -1.43** (-2.61 ; -0.24) | | -1.83** (-3.34 ; -0.32) | | |
| 2015 | | | | | | -0.1 (-0.46 ; 0.27) | -0.1 (-0.46 ; 0.27) |
| 2016 | | | | | | -0.3 (-0.67 ; 0.06) | -0.3 (-0.66 ; 0.06) |
| 2017 | | | | | | -0.61*** (-0.98 ; -0.25) | -0.61*** (-0.97 ; -0.25) |
| 2018 | | | | | | -0.24 (-0.6 ; 0.13) | -0.24 (-0.6 ; 0.13) |
| Observations | 906 | 906 | 906 | 906 | 906 | 2114 | 2114 |
| R2 | 0.009 | 0.044 | 0.052 | 0.377 | 0.383 | 0.019 | 0.041 |
| R2 ajusté | 0.004 | 0.039 | 0.043 | 0.057 | 0.061 | 0.015 | 0.033 |

Source : INSEE, 2014 à 2020.

Champ : décès journaliers de personnes âgées de 18 à 29 ans survenus en France métropolitaine entre 2014 et 2020, sur la période du 1er janvier au 29 octobre.

Seuils de significativité : $p < 0,1$ * ; $p < 0,05$ **, $p < 0,01$ ***.

Table 4 – Effet du deuxième confinement sur le nombre de décès journaliers des 18-29 ans

| | 2018-2020 | | | 2014-2020 |
|--|-------------------------------------|--------------------------------------|---------------------------------------|---|
| | (1) | (2) | (3) | (1) |
| Intercept | 10.32*** (9.64 ; 11) | 10.23*** (9.52 ; 10.94) | 10*** (9.25 ; 10.75) | 10.02*** (9.61 ; 10.44) |
| 2019 | -0.52 (-1.36 ; 0.32) | -0.53 (-1.37 ; 0.31) | -0.52 (-1.36 ; 0.31) | -0.45 (-1 ; 0.11) |
| 2020 | 0.49 (-0.52 ; 1.51) | 0.49 (-0.53 ; 1.5) | 0.65 (-0.51 ; 1.81) | 0.79** (0.14 ; 1.44) |
| 30 oct - 14 déc | -0.65 (-1.51 ; 0.22) | -0.65 (-1.51 ; 0.22) | -0.09 (-1.1 ; 0.92) | -0.06 (-0.39 ; 0.28) |
| 2020 × 30 oct - 14 déc | -0.8 (-2.29 ; 0.7) | -0.81 (-2.3 ; 0.69) | -1.09 (-2.86 ; 0.68) | -1.39*** (-2.26 ; -0.51) |
| Week-end | | 0.34 (-0.43 ; 1.1) | 1.17* (-0.02 ; 2.36) | |
| 30 oct - 14 déc × week-end | | | -2.05** (-3.99 ; -0.11) | |
| 2020 × 1 jan - 16 mars × week-end | | | -0.58 (-2.63 ; 1.48) | |
| 2020 × 30 oct - 14 déc × week-end | | | 0.56 (-2.03 ; 3.14) | |
| 2015 | | | | -0.13 (-0.69 ; 0.42) |
| 2016 | | | | -0.19 (-0.75 ; 0.36) |
| 2017 | | | | -0.71** (-1.27 ; -0.16) |
| 2018 | | | | 0.07 (-0.48 ; 0.63) |
| Observations | 363 | 363 | 363 | 847 |
| R2 | 0.029 | 0.031 | 0.044 | 0.033 |
| R2 ajusté | 0.018 | 0.017 | 0.022 | 0.024 |

Source : INSEE, 2014 à 2020.

Champ : décès journaliers de personnes âgées de 18 à 29 ans survenus en France métropolitaine entre 2014 et 2020, sur la période du 1er janvier au 16 mars et du 30 octobre au 14 décembre.

Seuils de significativité : $p < 0,1$ * ; $p < 0,05$ **, $p < 0,01$ ***.

Table 5 – Effet différencié du premier confinement sur le nombre de décès journaliers des 18-29 ans chez les femmes et chez les hommes

| | Femmes | | | Hommes | | |
|---|---|--|---|---|---|--|
| | 2018-2019 | | 2014-2019 | 2018-2019 | | 2014-2019 |
| | (4) | (5) | (4) | (4) | (5) | (4) |
| 2019 | -0.12 (-0.54 ; 0.29) | -0.12 (-0.54 ; 0.29) | 0.06 (-0.22 ; 0.34) | -0.22 (-0.91 ; 0.48) | -0.2 (-0.87 ; 0.47) | -0.31 (-0.78 ; 0.15) |
| 2020 | 0.2 (-0.31 ; 0.72) | 0.11 (-0.54 ; 0.75) | 0.43** (0.1 ; 0.77) | 0.41 (-0.46 ; 1.27) | 0.51 (-0.53 ; 1.55) | 0.3 (-0.25 ; 0.86) |
| 17 mars - 10 mai | 2.26 (-1.84 ; 6.37) | 2.34 (-1.92 ; 6.59) | 1.22 (-0.68 ; 3.12) | 2.01 (-4.88 ; 8.91) | -0.9 (-7.79 ; 6) | 0.89 (-2.25 ; 4.03) |
| 2020 × 17 mars - 10 mai | -0.8** (-1.53 ; -0.07) | -0.86* (-1.79 ; 0.08) | -0.95*** (-1.38 ; -0.51) | -1.74*** (-2.96 ; -0.51) | -0.6 (-2.12 ; 0.91) | -1.7*** (-2.42 ; -0.98) |
| Week-end | | -0.14 (-0.96 ; 0.67) | | | 1.14* (-0.18 ; 2.46) | |
| 17 mars - 10 mai × week-end | | -0.03 (-1.29 ; 1.23) | | | 1.86* (-0.18 ; 3.91) | |
| 2020 × 1 jan - 16 mars × week-end | | 0.34 (-1 ; 1.69) | | | -0.35 (-2.53 ; 1.83) | |
| 2020 × 17 mars - 10 mai × week-end | | 0.55 (-1.05 ; 2.16) | | | -4.51*** (-7.11 ; -1.91) | |
| 2015 | | | -0.03 (-0.31 ; 0.25) | | | -0.4* (-0.86 ; 0.06) |
| 2016 | | | -0.12 (-0.41 ; 0.16) | | | -0.37 (-0.83 ; 0.1) |
| 2017 | | | -0.18 (-0.46 ; 0.1) | | | -0.57** (-1.03 ; -0.1) |
| 2018 | | | 0.18 (-0.1 ; 0.46) | | | -0.1 (-0.56 ; 0.37) |
| Observations | 390 | 390 | 910 | 390 | 390 | 910 |
| R2 | 0.412 | 0.414 | 0.209 | 0.379 | 0.424 | 0.180 |
| R2 ajusté | 0.103 | 0.091 | 0.068 | 0.052 | 0.108 | 0.033 |

Source : INSEE, 2014 à 2020.

Champ : décès journaliers de personnes âgées de 18 à 29 ans survenus en France métropolitaine entre 2014 et 2020, sur la période du 1er janvier au 10 mai.

Seuils de significativité : $p < 0,1$ *; $p < 0,05$ **, $p < 0,01$ ***.

Conclusion - une baisse de la mortalité des jeunes adultes, des mécanismes à préciser

Les modèles développés dans cet étude tendent à confirmer un effet causal substantiel du premier confinement sur la mortalité journalière des 18-29 ans, allant d'un peu plus de deux vies sauvées en moyenne par jour durant la période de confinement, à un peu plus d'une, si on prend en considération le rebond de mortalité durant l'été suivant le déconfinement - un effet important, représentant près de 10% des décès des jeunes adultes durant cette période. Il semblerait donc que les restrictions de déplacement aient eu un effet protecteur bien plus important qu'un éventuel risque accru de suicides liés à l'isolation, le suicide demeurant une des causes de décès les plus importantes parmi cette tranche d'âge (INSERM, 2020). L'accroissement de ce risque reste, en outre, fortement débattu, le confinement ayant pu avoir un effet protecteur par rapport au suicide (LETOURNEUR et al., 2022 ; OLIÉ et al., 2021)).

Cet effet protecteur du confinement semble avoir en premier lieu permis d'éviter des décès de jeunes hommes durant les week-ends, et dans une moindre mesure ceux des jeunes femmes. Cela tend à confirmer notre hypothèse selon laquelle cette baisse de mortalité est avant tout due à une baisse de la mortalité violente par accidents, notamment lors de sortie le week-end. Cependant, en attendant les données par cause de décès produites par l'INSERM (un travail de codification de longue haleine qui prendra encore au moins une année (GASTINEAU et al., 2022)), il est difficile d'affirmer avec certitude les mécanismes expliquant cette diminution des décès chez les jeunes adultes.

Enfin, l'effet du second confinement semble avoir été bien moins important que celui du premier, voir inexistant. La faiblesse des effectifs considérés ne nous permet toutefois pas d'affirmer avec certitude l'existence ou l'absence d'un effet. De manière générale, l'hypothèse fondamentale pour le modèle de différence de différence reste difficile à démontrer avec précision, du fait de la faible mortalité des jeunes et donc de la forte volatilité des effectifs, et de l'absence des données journalières pour les années 2017 à 2014. Elle reste cependant crédible, mais invite à interpréter les résultats davantage en terme d'ordre de grandeur plutôt que dans leurs détails. Par ailleurs, il aurait pu être intéressant de faire varier les périodes testées, en s'interrogeant notamment sur un respect plus ou moins effectif du confinement en début ou fin de période. Nous sommes à nouveau limité · es sur cet aspect par les effectifs, qui offrent peu de latitude pour découper de manière plus fine la population.

Sources

- INSEE, 2022, <https://www.insee.fr/fr/outil-interactif/5014911/pyramide.htm#!y=2015&a=18,30&v=2&c=0>
- INSEE, 2020, <https://www.insee.fr/fr/statistiques/5431034?sommaire=5419788&q=d%C3%A9c%C3%A8s+2020>
- INSEE, 2019, <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4801913?sommaire=4768339&q=d%C3%A9c%C3%A8s+2019>
- INSEE, 2018, <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4216603?sommaire=4215184>
- INSEE, 2017, <https://www.insee.fr/fr/statistiques/3606190?sommaire=3596198>
- INSEE, 2016, <https://www.insee.fr/fr/statistiques/3053349?sommaire=3051496>
- INSEE, 2015, <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2406453?sommaire=2406457>
- INSEE, 2014, <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2114975?sommaire=2114983>
- INSERM, 2020 <http://cepidc-data.inserm.fr/inserm/html/index2.htm>

Références

- BRETON, D., BARBIERI, M., D'ALBIS, H. & MAZUY, M. (2019). L'évolution démographique récente de la France. Naissances, décès, unions et migrations : à chacun sa saison : *Population*, Vol. 73(4), 623-692. <https://doi.org/10.3917/popu.1804.0623>
- BRETON, D., BELLIOU, N., BARBIERI, M., D'ALBIS, H. & MAZUY, M. (2022). L'évolution démographique récente de la France : Moins de naissances, de mariages et de migrations, plus de décès... la Covid-19 bouleverse la dynamique de la population française. *Population*, Vol. 76(4), 577-638. <https://doi.org/10.3917/popu.2104.0577>
- GASTINEAU, B., GOLAZ, V., FLAHAUX, M.-L. & SANTOS, S. D. (2022). L'épidémie de COVID-19 en France : la prudence s'impose face aux chiffres [Number : 1]. *Statistique et Société*, 10(1), 9-18. Récupérée 15 mai 2022, à partir de <http://statistique-et-societe.fr/article/view/840>
- GOLDSTEIN, J. R. (2011). A secular trend toward earlier male sexual maturity : evidence from shifting ages of male young adult mortality. *PloS One*, 6(8), e14826. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0014826>
- HELIGMAN, L. & POLLARD, J. H. (1980). The age pattern of mortality [Publisher : Cambridge University Press]. *Journal of the Institute of Actuaries*, 107(1), 49-80. <https://doi.org/10.1017/S0020268100040257>
- LETOURNEUR, F., COLLONGE, L., MAKDASSI, A., GÉRARD, P., BOITIAUX, G. & CHASTANG, F. (2022). Suicide attempts and COVID-19 related confinement measures in France : Happy ending or dangerous liaisons? [Publisher : Routledge _eprint : <https://doi.org/10.1080/00207411.2021.2015230>]. *International Journal of Mental Health*, 51(1), 95-97. <https://doi.org/10.1080/00207411.2021.2015230>
- OLIÉ, E., NOGUE, E., PICOT, M. & COURTET, P. (2021). Hospitalizations for suicide attempt during the first COVID-19 lockdown in France. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 143(6), 535-536. <https://doi.org/10.1111/acps.13296>
- PAPON, S. & BEAUMEL, C. (2021). Bilan démographique 2020. *INSEE Première*.
- PISON, G. & MESLÉ, F. (2021). France 2020 : 68 000 décès supplémentaires imputables à l'épidémie de Covid-19 : *Population & Sociétés*, N° 587(3), 1-4. <https://doi.org/10.3917/popsoc.587.0001>
- PISON, G. & MESLÉ, F. (2022). La Covid-19 plus meurtrière pour les hommes que pour les femmes : *Population & Sociétés*, N° 598(3), 1-4. <https://doi.org/10.3917/popsoc.598.0001>
- REMUND, A., CAMARDA, C. G. & RIFFE, T. (2021). La surmortalité des jeunes adultes est-elle naturelle ? : *Population & Sociétés*, N° 590(6), 1-4. <https://doi.org/10.3917/popsoc.590.0001>