

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 confinements 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. Mais on peut se demander s'ils n'ont pas aussi eu des effets inattendus : le confinement a-t-il entraîné une diminution de la mortalité chez les jeunes ?

En effet, le risque de décès entre 15 et 30 ans est souvent plus élevé que l'on ne pourrait s'y attendre face à l'augmentation exponentielle de la mortalité habituellement constatée entre 10 et 60 ans (Remund, Camarada, 2021). On désigne donc comme "surmortalité" cet excès par rapport au risque de décès attendu, qui a longtemps été considéré comme uniquement masculin, lié aux turbulences hormonales et de développement biologiques des jeunes hommes¹, et liée à des causes violentes de décès (accidents, homicides...). 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, Camarada, 2021). En France aujourd'hui, bien qu'elle touche aussi les jeunes femmes, cette surmortalité est bien plus importante parmi les hommes, avec en moyenne trois fois plus de décès masculins que féminin à ces âges (Breton, Barbieri, 2018), même si cette écart à tendance à se réduire. Elle est avant tout caractérisée par une part importante de morts violentes (accidents, homicides ou suicides) qui sont l'origine de 80% des décès à ces âges, tout particulièrement les accidents de la circulation (Remund, Camarada, 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) est 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 précédent 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.

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 (age révolu au moment du décès), afin de prendre en compte cette population de 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 confi-

1. Heligman L., Pollard J.H., The age pattern of mortality, Journal of the Institute of Actuaries, 1980, 107(1), p. 49-80 et Goldstein J. A., Secular trend toward earlier male sexual maturity : Evidence from shifting ages of male young adult mortality, PLoS ONE, 2011, 6(8), e14826.

nement. 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 raisonnerons ici par nombre de décès bruts, et non par taux de mortalité, car cela nécessiterait de rapporter ces décès bruts à la taille de la population des jeunes adultes sur chaque période. En effet, d'après l'INSEE, de 2014 à 2020, la population des 18-29 ans a évolué de 9,4 millions à 9,3 millions (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, au total 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. En moyenne, il y a 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 puisque nous imputons à chaque jour le nombre de décès de ce mois divisé par le nombre de jours dans ce mois, réduisant artificiellement la variation des décès par jour. Il n'est donc pas possible de tirer de conclusion à partir de ce chiffre.

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
2014-2020*	25481	10.0	10	2.3	23	0
2018-2019	7269	10.0	10	3.4	23	1
2018	3643	10.0	10	3.3	23	1
2019	3626	9.9	10	3.5	23	2
2020	3538	9.7	9	3.4	20	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 faible mortalité des 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 DD repose sur le postulat d'une évolution similaire du nombre de décès entre période de pré-traitement et de traitement pour chacune des années ayant précédé l'année 2020, hypothèse que l'on souhaiterait 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 représentant les évolutions brutes du nombre de décès par jour pour les années 2018 à 2020 montre à quel point il est difficile d'en dégager les 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 de la valeur non

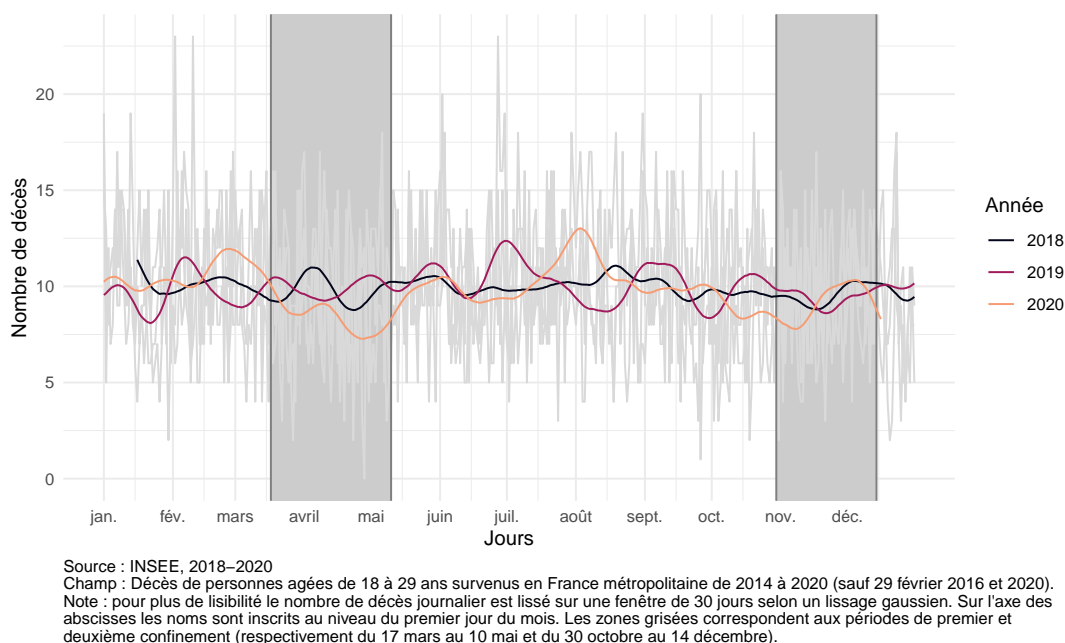


Figure 1 – Nombre de décès journaliers chez les 18-29 ans en 2018, 2019, et 2020

lissée correspondante et de celles de ses voisins dans une fenêtre de temps donnée (ici trente jours), les poids de ces valeurs voisines dans le calcul étant attribués selon une distribution gaussienne afin de prendre en compte la distance au point considéré². Ce lissage nous laisse entrevoir une certaine diminution du nombre de décès au cours de la période du premier confinement, par rapport aux années 2018 et 2019. Cependant, mais il est difficile d'interpréter les courbes car on peut encore percevoir la très forte volatilité du nombre de décès. 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 années précédentes. Serait-ce dû à une surmortalité due à la Covid-19 ? Cela semble très peu probable étant donné que les formes graves de la maladie ont très peu touchées les jeunes adultes. Il semble difficile d'apprécier ici la moindre différence ou convergence car les variations demeurent faibles (en dessous d'un peu moins de deux écart-types).

Cela peut s'expliquer par nombreux biais conjoncturels qui peuvent avoir une influence sur la mortalité mais surtout un aléa important car les effectifs des décès parmi les jeunes adultes sont si faibles. C'est ce qui nous a invité 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 de décès de jeunes adultes par mois.

L'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, 2019). L'intervalle de confiance demeure important, cependant le nombre de décès au cours des mois d'avril et de novembre-décembre en 2020 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 suivent de manière convaincante celle des années 2014 à 2019, tendant à conforter l'idée d'une évolution identique de la mortalité entre année avant la survenue du confinement.

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

Cependant, 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 se demander si le confinement ne pourrait pas avoir eu l'effet inverse que celui attendu après la fin des restrictions. En effet, on observe dans la Figure 2, tout comme dans la Figure 3, une augmentation du nombre de décès de mai à août. On peut en effet supposer que les restrictions imposées lors du confinement, bien qu'elles aient pu avoir un effet protecteur pour les jeunes adultes lors du confinement, ont pu occasionner un effet rebond au cours de la période estivale qui a suivi, où l'intensité des activités a repris de plus belles pour compenser les restrictions des mois précédents. Ainsi, si le confinement a permis de sauver des vies, le même nombre de vie n'a-t-il pas été perdu au court de l'été qui a suivi ? Quel effet du confinement sur le long terme ?

Je n'arrive pas à changer la taille des figures... Je ne sais pas pourquoi, mais je pense que ça devrait être réglable, pour les faire rentrer sur toute la largeur de la page Je n'ai pas réussi non plus, mais j'ai fait de mon mieux pour les étirer un peu horizontalement.

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 DD. 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 juvéniles 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 DD 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. Cette 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 propre 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 réalisés. 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 étant peut-être insuffisante pour estimer ces modèles.

Une réduction importante de la mortalité juvénile pendant le premier confinement

Tableau 2 :

- entre 1 et 4 décès « sauvés » par jour pendant le premier confinement
- coefficients très proches quand on prend en compte 2014-2020
- avant 2020, nombre de décès plus élevé le week-end, et encore plus pendant la période du confinement (17 mars - 10 mai, probablement un effet saisonnier, n'est plus significatif quand on ajoute les effets fixes par jour ?)
- l'interaction d'ordre trois montre que c'est davantage des décès de week-end qui ont été évités pendant le confinement, ce qui va dans le sens d'une réduction des activités à risques en dehors du domicile chez les jeunes

Mais : la Figure 2 laisse penser qu'un pic de mortalité post-confinement serait venu « compenser » le nombre de décès 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 sont les mêmes : moins de morts pendant le confinement qu'à la même période les années précédentes, en particulier le week-end
- mais les écarts entre les nombres de décès attendus et observés sont moins importants

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)	(4)
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)	0.73** (0.08 ; 1.39)
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)	2.11 (-1.61 ; 5.83)
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)	-2.65*** (-3.5 ; -1.8)
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)	-0.49* (-1.04 ; 0.06)
2017						-0.74*** (-1.3 ; -0.19)	-0.74*** (-1.29 ; -0.19)
2018						0.09 (-0.47 ; 0.64)	0.09 (-0.46 ; 0.64)
Observations	390	390	390	390	390	910	910
R2	0.052	0.084	0.111	0.413	0.440	0.060	0.212
R2 ajusté	0.043	0.072	0.092	0.104	0.132	0.052	0.071

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)	(4)
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)	0.79** (0.19 ; 1.39)
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)	2.21 (-1.51 ; 5.93)
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)	-1.62*** (-2.26 ; -0.98)
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 ; 0.26)
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	0.179
R2 ajusté	0.004	0.039	0.043	0.057	0.061	0.015	0.038

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 ***.

Un deuxième confinement moins restrictif?

Tableau 4 : effet incertain, coefficients proches de zéro et variables selon les années considérées, plus ou moins significatif.

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

Tableau 5 :

- En nombre, plus de décès évités chez les hommes que chez les femmes
- Apparemment pas d'effet de week-end chez les femmes (confinement ou pas), alors qu'il est particulièrement marqué chez les hommes (alors même qu'on regarde les modèles à effets fixes?)
- Discuter la question du nombre vs du pourcentage de décès évités : la mortalité des femmes est beaucoup plus faible que celles des hommes en général, si on raisonne en termes relatifs c'est finalement chez elles que la mortalité à l'air d'avoir été la plus réduite pendant le confinement
- Globalement peu de décès et beaucoup de variations, donc par évident de tirer des conclusions certaines

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 (et Discussion ?)

- On aurait aimé avoir des données plus précises pour plusieurs années avant 2020, pour pouvoir identifier des tendances avec plus de précision.
- On aurait aimé avoir plus d'information sur les décès (cause, lieu) et les personnes décédées (origine sociale et profession notamment, parce que les comportements à risques ne sont pas les mêmes chez tous les jeunes, et que certaines professions ont été moins confinées que d'autres).

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>