

Le Saker Francophone

Le chaos du monde ne naît pas de l'âme des peuples, des races ou des religions, mais de l'insatiable appétit des puissants. Les humbles veillent.

Évaluation de la virulence du SRAS-CoV-2 en France ...

... à partir de la mortalité toutes causes confondues de 1946 à 2020

Par Denis G. Rancourt, Marine Baudin et Jérémie Mercier – Le 20 Août 2020 – Source ResearchGate



Nous avons analysé les données historiques et récentes de mortalité toutes causes confondues pour la France et d'autres juridictions à des fins de comparaison, en lissant une courbe théorique pour quantifier les décès dus à la charge hivernale et les décès dus à des événements exceptionnels. De cette façon, on peut observer la COVID-19 avec une perspective historique. Ainsi, nous prouvons que le « *pic COVID* » présent dans les données de mortalité toutes causes confondues de certaines juridictions de l'hémisphère Nord à moyenne latitude, y compris la France, ne peut pas être un événement épidémiologique étant survenu de façon naturelle, en l'absence d'une grande perturbation non pathogène.

Nous sommes convaincus que le « *pic COVID* » est artificiel car :

1. il s'est produit brusquement (sur un mois) à une date sans précédent dans le cycle saisonnier de mortalité toutes causes confondues (milieu du pic à la fin mars),
2. il est absent dans de nombreuses juridictions (34 des États américains n'ont pas de « *pic COVID* »), et
3. l'ampleur de ce pic varie considérablement d'une juridiction à l'autre.

Nous suggérons que :

1. la quarantaine de masse et l'isolement strict sans précédent des personnes âgées malades et en bonne santé, ensemble et séparément, a tué beaucoup d'entre elles,

2. que cette quarantaine et cet isolement sont la cause de l'événement « *pic COVID* » que nous avons quantifié,
3. et que le mécanisme médical expliquant ce pic passe principalement par le stress psychologique et l'isolement social des personnes vulnérables au niveau de leur santé.

Selon nos calculs, ces mesures ont provoqué quelques 30 200 décès en France en mars et avril 2020. Cependant, même en incluant le « *pic COVID* », la charge hivernale de mortalité toutes causes confondues pour l'hiver 2019-2020 n'est pas statistiquement supérieure aux charges hivernales habituelles, ce qui nous amène à affirmer que le SRAS-CoV-2 n'est pas inhabituellement virulent pour un virus responsable de maladies respiratoires.

En analysant les données de mortalité toutes causes confondues de 1946 à 2020, nous avons également identifié une augmentation importante et régulière de la mortalité toutes causes confondues qui a commencé vers 2008, trop importante pour être expliquée par la croissance de la population étant donné la pyramide des âges, mais qui pourrait être liée à la crise économique de 2008 et à ses conséquences sociétales sur le long terme.

1. Introduction

La France serait l'un des cinq pays européens les plus touchés par la COVID-19, avec la Belgique, le Royaume-Uni, l'Italie et l'Espagne.

La France a appliqué de vastes mesures en réponse à la déclaration de pandémie par l'OMS le 11 mars 2020, notamment le confinement national et la mise en quarantaine systématique des personnes malades et en bonne santé réunies dans des maisons de soins et des établissements pour personnes âgées.

La question se pose : Existe-t-il des preuves tangibles et impartiales que les mesures extraordinaires étaient et sont justifiées ? Après tout, si l'agent pathogène est aussi contagieux et virulent qu'on le croit, alors, indépendamment de l'ensemble des efforts déployés pour limiter la propagation de l'épidémie, il devrait être évident à présent que les décisions d'imposer ces mesures étaient justifiées.

Autrement, s'il y a peu de preuves d'une augmentation anormale de la mortalité, alors soit le SRAS-CoV-2 n'est pas aussi dangereux qu'on l'imagine, soit l'ensemble des mesures d'atténuation *ad hoc* a été efficace et doit être considéré comme prouvé.

2. Données et méthodes

2.1. Sélection des données

L'attribution de la cause de la mort et le « *dépistage* » de masse du COVID-19 sont tous deux susceptibles d'être biaisés (Cummins, 2020). La mortalité toutes causes confondues ne l'est pas. C'est pourquoi nous utilisons la vaste base de données de la mortalité toutes causes confondues par mois pour la France métropolitaine de 1946 à 2020, ainsi que d'autres données (voir section 2.2), pour replacer les décès récents dans leur contexte historique. Ici, « *France métropolitaine* » signifie la France continentale et la Corse (c'est-à-dire la France européenne).

2.2. Récupération des données

Le tableau 1 décrit les données extraites et la source à laquelle elles ont été recueillies (disponible en annexe).

Type de données	Pays	Période	Base de temps	Source
Population	France métropolitaine	1946-2020	Année	Insee (2020c)
Mortalité toutes causes confondues	France	1982-2019	Année	Insee (2020a)
Mortalité toutes causes confondues	France métropolitaine	1946-2020	Mois	Insee (2020d)
Mortalité toutes causes confondues	France	1994-2020	Mois	Insee (2020e)
Mortalité toutes causes confondues	France	du 1er mars au 20 juillet pour 2018, 2019 et 2020	Jour	Insee (2020b)
Mortalité toutes causes confondues	France métropolitaine	1968-2018	Jour	Insee (2019)
Mortalité toutes causes confondues	Canada	2014-2020	Semaine	StatCan (2020)
Mortalité toutes causes confondues	USA	2013-2020	Semaine	<u>CDC</u> (2020)

Tableau 1. Données récupérées. La France métropolitaine signifie la France continentale et la Corse. La France signifie la France métropolitaine et la France d'outre-mer.

2.3. Analyse épidémiologique des données

Nous avons choisi de ne pas analyser les données par la méthode courante qui consiste à utiliser un signal sinusoïdal destiné à séparer les décès dus aux maladies respiratoires virales des autres décès variant selon les saisons. Nous pensons que cette dernière méthode, bien que largement appliquée, est problématique pour les principales raisons suivantes :

- La composante sinusoïdale sous-jacente supposée ne permet pas de séparer de manière fiable les décès attribués comme étant principalement causés par la maladie respiratoire virale concernée et les décès attribués comme étant principalement dus à d'autres causes (non virales) variant selon les saisons.
- Le modèle sinusoïdal ne correspond pas correctement à la composante saisonnière non virale des décès toutes causes confondues, car il comporte des résidus systématiques dans les segments supposés non affectés par l'agent pathogène viral.
- Il n'y a aucune raison biologique ou médicale pour qu'une composante saisonnière ait une forme fonctionnelle sinusoïdale simple, et de nombreuses raisons pour lesquelles elle n'en ait pas.

Nous analysons plutôt les données de mortalité toutes causes confondues par mois en utilisant une somme de une à trois courbes de Voigt pour chaque pic ou caractéristique qui s'élève au-dessus de la ligne de base estivale linéaire supposée pour la région d'ajustement. En pratique, nous sélectionnons une région d'ajuste-

ment dans laquelle la ligne de base estivale délimitée par les creux d'été est approximativement une ligne droite avec une pente donnée, et nous utilisons les courbes de Voigt pour ajuster les pics qui s'élèvent au-dessus de cette ligne de base estivale pour la région d'ajustement. De cette façon, l'aire totale sous toutes les courbes de Voigt dans un pic hivernal donné, par exemple, est la mortalité due à la charge hivernale pour l'hiver donné.

La figure 1 montre que si les valeurs de pic hivernal varient de manière quelque peu erratique d'une année à l'autre, les creux estivaux délimitent des tendances linéaires dans le temps (les « *lignes de base estivales* »), dans des périodes distinctes. Nous avons délimité les données en cinq régions comme suit :

2005-2020	linéaire avec une pente positive	région-I
1994-2005	linéaire avec une pente proche de zéro	région-II
1968-1994	linéaire avec une pente proche de zéro	région-III
1958-1968	linéaire avec une pente positive	région-IV
1946-1958	linéaire avec une pente proche de zéro	région-V

Ici, les régions II et III ont essentiellement les mêmes lignes de base estivales (figure 1), mais ont été divisées en deux régions pour réduire la taille des ajustements et pour faciliter la comparaison avec les données de la France pour la période 1994-2020 (figure 2).

Dans chacune de ces régions (I à V), nous lisons les données avec une ligne de base estivale linéaire et des pics de modélisation pour chacun des hivers. Le pic modèle pour un hiver donné (ou pour un pic anormal donné, voir section 3) a été considéré comme la somme d'un nombre variable, N_{pic} , de courbes de Voigt. La fonction de Voigt est une convolution entre la fonction lorentzienne et la fonction gaussienne, de sorte qu'elle peut être modifiée pour adopter n'importe quelle forme sur un « *continuum lorentzien-gaussien* » de formes. Cela est pratique car, pour une zone donnée, la forme lorentzienne a des ailes larges (et une tête pointue), alors que la forme gaussienne a une délimitation nette avec de petites ailes (et une tête large). La fonction de Voigt est symétrique par rapport à son centre, alors que les pics de mortalité toutes causes confondues ne sont généralement pas symétriques et contiennent des structures telles que des épaules, des élévations marquées et des décroissances asymétriques ou inégales sur les deux côtés. Nous nous adaptons à cette structure en utilisant autant de courbes de Voigt (N_{pic}) dans un pic de mortalité toutes causes confondues qu'il est nécessaire pour réduire le résidu (c'est-à-dire la différence entre les données et la fonction du modèle) à un bruit aléatoire. Avec les données de la France de 1946 à 2020, cela nécessite entre 1 et 3 courbes de Voigt par pic ($N_{\text{pic}} = 1$ à 3), sans compter les pics anormaux qui nécessitent chacun leur propre fonction de Voigt (une par anomalie, dans ce cas).

Avec cette méthode, les pics de charge hivernale sont bien représentés et contribuent peu à élever les creux estivaux au-dessus de la ligne de base estivale. Ainsi, notre modèle capture de manière fiable les décès dus à la charge hivernale qui se produisent au-dessus de la ligne de base estivale. En d'autres termes, les morts d'une saison hivernale correspondent à l'aire située sous le pic de charge hivernale de cette saison.

La mortalité annuelle toutes causes confondues est calculée pour deux types d'années : année-cycle et année civile.

Année-cycle : Pour une année donnée centrée sur l'hiver (*année-cycle*), la mortalité toutes causes confondues est égale à la valeur de référence estivale de la mortalité par mois évaluée à la position pondérée du pic (proche du 1er janvier) multipliée par 12, plus les aires sous toutes les courbes de Voigt (N_{pic}) du pic hivernal.

Année civile : La mortalité toutes causes confondues est obtenue par comptage direct pour les 12 mois de chaque année civile.

L'ajustement et la quantification sont effectués avec le logiciel d'analyse spectrale Recoil, adapté selon les besoins du contexte épidémiologique (Lagarec et Rancourt, 1998 ; Rancourt, 2019).

3. Analyse et discussion

3.1. Données France de 1946 à 2020

La France dispose d'une base de données démographiques de qualité, de 1946 à nos jours (Insee, 2020d). La figure 1 présente la mortalité toutes causes confondues par mois pour la France métropolitaine, de janvier 1946 à juin 2020 :

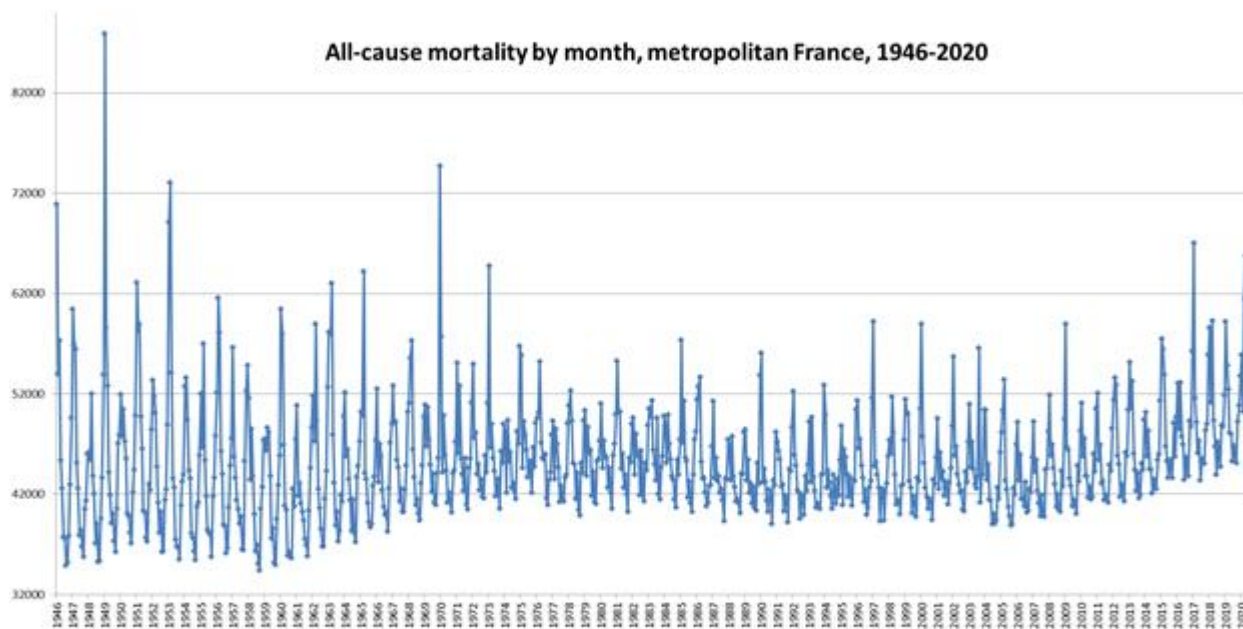


Figure 1. Mortalité toutes causes confondues par mois en France métropolitaine de 1946 à 2020. Les données sont affichées de janvier 1946 à juin 2020. Les données ont été extraites de l'Insee (Insee, 2020d), comme décrit dans le tableau 1.

Les données montrent les pics hivernaux et les creux estivaux bien connus et proéminents (Dowell, 2001 ; Marti-Soler et al., 2014 ; Paules et Subbarao, 2017 ; Rancourt, 2020). De tels cycles saisonniers de mortalité toutes causes confondues se retrouvent dans tous les pays de latitudes moyennes. Les cycles sont décalés de

6 mois dans les latitudes moyennes de l'hémisphère Sud, où les pics correspondent à nouveau aux hivers de cet hémisphère.

L'examen visuel de la figure 1 montre que la mortalité hivernale de 2019-2020 en France n'était pas, à première vue, anormale. Cela ne nous surprend pas : la plupart des provinces du Canada et la plupart des États des États-Unis enregistrent une mortalité hivernale toutes causes confondues pour 2019-2020 inférieure à celle de chacun d'au moins deux autres hivers de la dernière décennie (non publié).

La figure 1 est un résultat qui donne à réfléchir et qui contraste avec l'attention portée par les médias depuis mars 2020. Il n'y a pas eu de mortalité hivernale extraordinaire en France en 2019-2020. Au regard de 75 années de données de mortalité toutes causes confondues, la mortalité a poursuivi sa variation saisonnière sans événement remarquable, restant dans les limites de la variation statistique d'une année sur l'autre, du moins à l'échelle de cette figure.

En France, cinq saisons au cours des 75 dernières années ont connu un maximum mensuel de mortalité toutes causes confondues supérieur au maximum de la saison 2019-2020 : 1945-1946, 1948-1949, 1952-1953, 1969-1970 et 2016-2017 (figure 1). L'épidémie de la saison 2019-2020 n'a pas été la pire depuis un siècle, contrairement à ce qu'a affirmé le président français Emmanuel Macron (voir France 24, 2020, à 00:34).

3.2. Données France de 1994 à 2020

La France a également publié des données de mortalité « *France entière* », qui incluent la France métropolitaine et l'outre-mer, pour les 26 dernières années (Insee, 2020e). La figure 2 présente la mortalité toutes causes confondues par mois pour l'ensemble du territoire français, de janvier 1994 à juin 2020 :

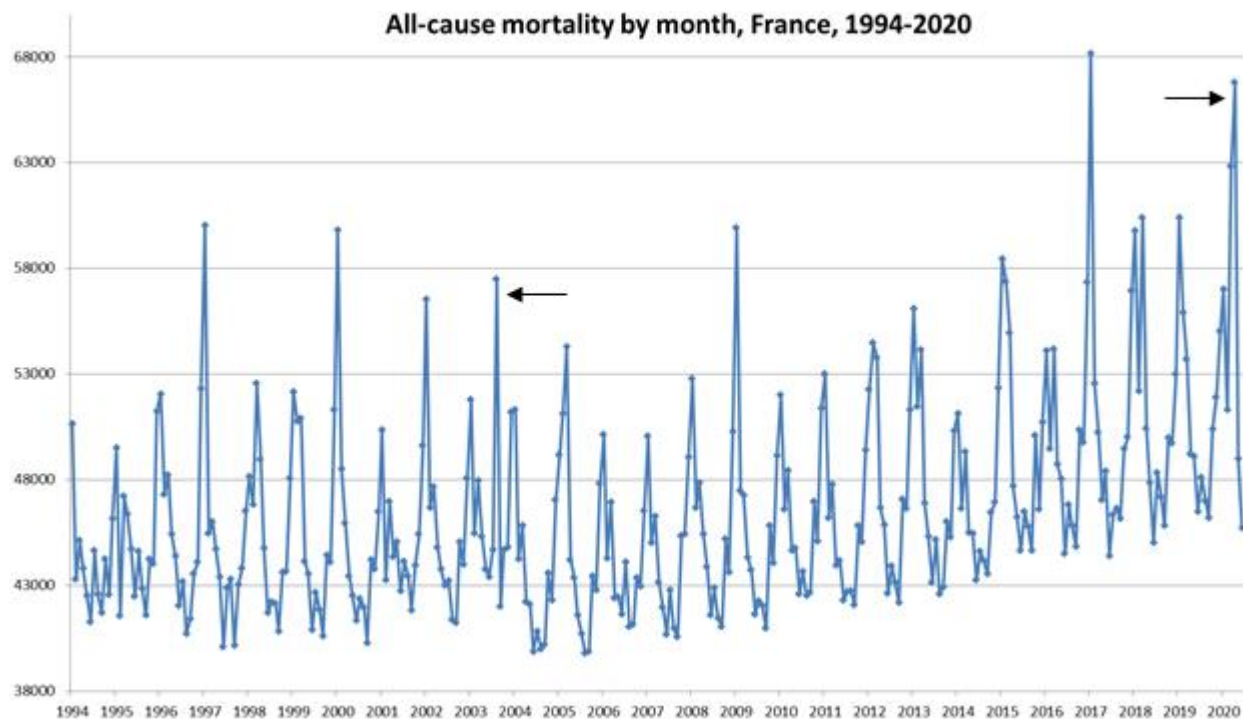


Figure 2. Mortalité toutes causes confondues par mois en France de 1994 à 2020. Les données sont affichées pour « toute la France », qui comprend la France métropolitaine et l'outre-mer, de janvier 1994 à juin 2020. Les flèches indiquent les deux pics anormaux discutés dans le texte. Les données ont été extraites de l'Insee (Insee, 2020e), comme décrit dans le tableau 1.

Cette résolution (de 1994 à 2020, par mois) met en évidence deux anomalies qui ne sont pas conformes aux cycles de variation saisonnière connus pour les pays des latitudes moyennes de l'hémisphère Nord : l'anomalie de la vague de chaleur d'août 2003 et l'anomalie de mars-avril 2020, que nous appelons « *pic COVID* » (d'après Rancourt, 2020) et que nous décrivons dans les sections suivantes.

3.3. Anomalie de la canicule d'août 2003 en France

La première anomalie est un pic sur un mois qui s'est produit en août 2003 (« 2003-08 »), qui devrait normalement faire partie d'un creux dans la mortalité toutes causes confondues par mois, qui s'élève près des 58 000 morts/mois en 2003 (figure 2). Cette anomalie a été attribuée de manière concluante à une vague de chaleur exceptionnelle qui a touché la quasi-totalité de la France ce mois-là et qui a tué environ 15 000 personnes (Evin et al., 2004 ; Hémon et Jouglu, 2004). C'est un exemple de décès qui ne peuvent être attribués à un agent pathogène agissant sur une population dans des circonstances normales.

3.4. Anomalie du « *pic COVID* »

La deuxième anomalie est un pic étroit, d'une largeur d'environ un mois, survenant à (centré sur) la fin mars 2020, qui devrait normalement être l'épaule de déclin du récent pic hivernal. Les pics hivernaux sont toujours centrés au début du mois de janvier et, en mars, ils sont toujours en déclin vers le creux estival suivant en termes de mortalité toutes causes confondues. Rancourt a appelé la deuxième anomalie le « *pic COVID* » et il a postulé qu'elle était causée par les réponses du gouvernement qui ont suivi la déclaration de la pandémie par l'OMS le 11 mars 2020 (Rancourt, 2020).

La mortalité quotidienne toutes causes confondues (figure 3) montre que ledit « *pic COVID* » survient en mars, période de décroissance de la mortalité toutes causes confondues des pics hivernaux précédents. La figure 3 montre la mortalité toutes causes confondues par jour en France, pour les années 2018, 2019 et 2020, du 1er mars au 30 juin :

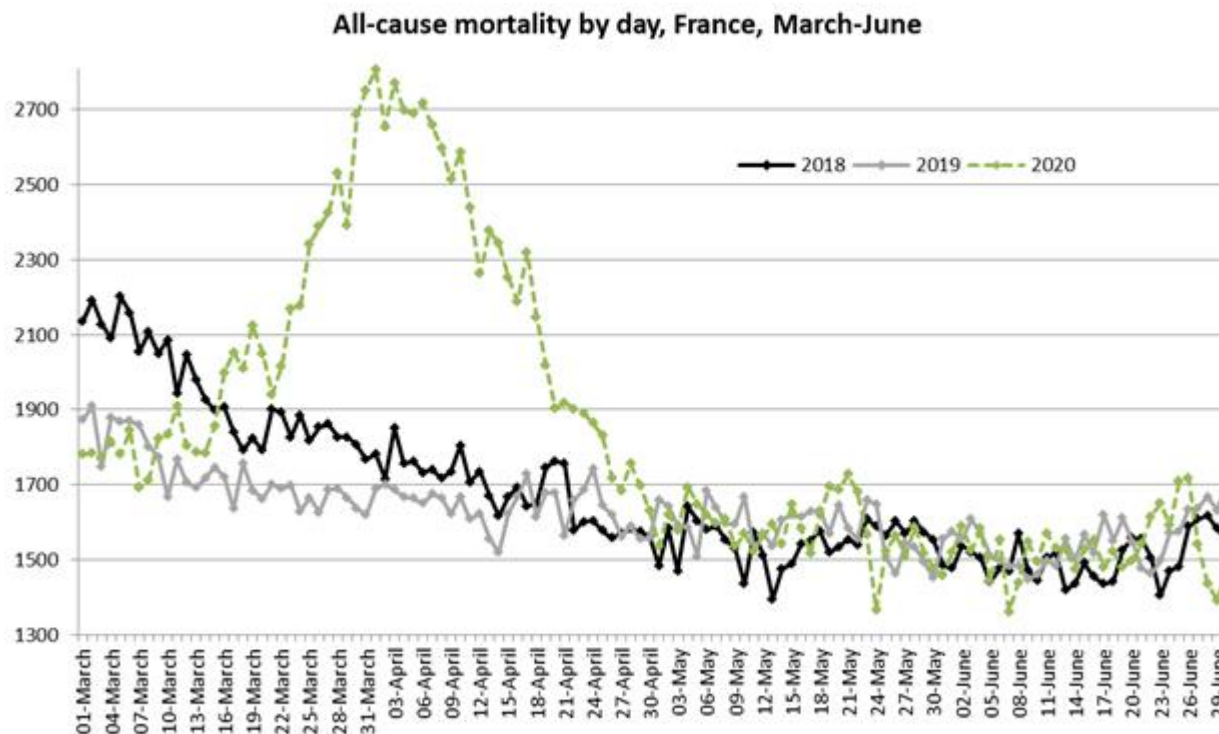


Figure 3. Mortalité toutes causes confondues par jour en France de mars à juin 2018, 2019 et 2020. Les données sont affichées pour « toute la France », qui comprend la France métropolitaine et l’outre-mer, du 1er mars au 30 juin des années 2018, 2019 et 2020. La ligne noire correspond aux données de 2018. La ligne grise correspond aux données de 2019. La ligne verte en pointillés correspond aux données de 2020. Les données ont été récupérées auprès de l’Insee (Insee, 2020b), comme décrit dans le tableau 1.

Il n’y a jamais eu auparavant de pic proéminent (d’une largeur d’un mois) de mortalité toutes causes confondues, survenu fin mars, comme ce « *pic COVID* », en 75 ans de relevés de mortalité toutes causes confondues pour la France, ni pour les relevés disponibles pour le Canada et ses provinces, les États-Unis et ses États, l’Angleterre et le Pays de Galles, et les pays européens (Rancourt, 2020 et à paraître).

En outre, l’anomalie du « *pic COVID* » se produit non seulement à un moment unique du cycle épidémiologique, mais aussi à des niveaux très variables, allant de nul (par exemple en Californie) à massif (par exemple dans l’État de New York), en passant d’une juridiction de l’hémisphère Nord de latitude moyenne à une autre (manuscrit en préparation). Pour le Canada, cela est illustré comme suit. La figure 4 montre la mortalité toutes causes confondues par semaine (nombre de décès par semaine par rapport aux semaines standard du CDC) de la semaine 1 (première semaine de janvier) de 2014 à la semaine 22 (dernière semaine de mai) de 2020, pour les provinces de l’Ontario et du Québec :

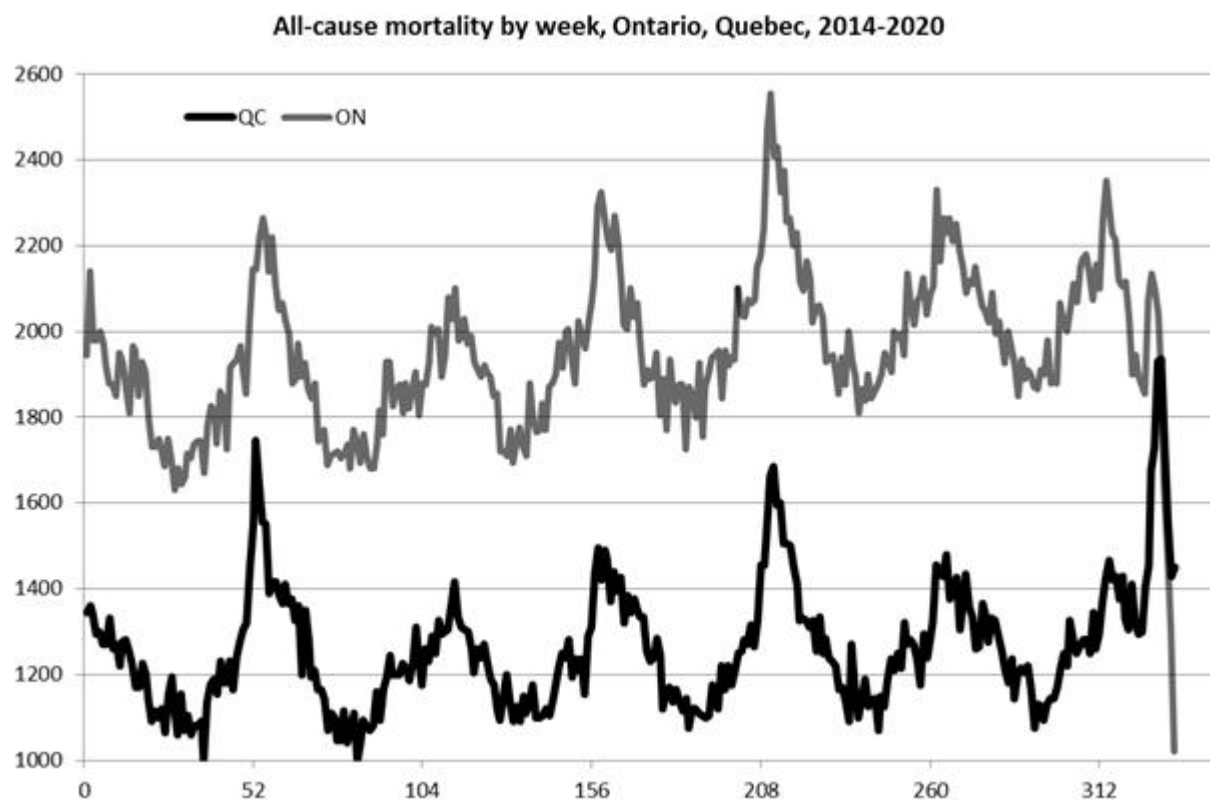


Figure 4. Mortalité toutes causes confondues par semaine en Ontario et au Québec, de la semaine 1 de 2014 à la semaine 22 de 2020. La ligne grise indique les données pour l'Ontario. La ligne noire indique les données pour le Québec. Les données ont été extraites de Statistique Canada (StatCan, 2020), comme décrit dans le tableau 1.

L'Ontario et le Québec sont des provinces adjacentes Est-Ouest de taille similaire, avec une population similaire et des systèmes médicaux distincts (la santé est une compétence provinciale dans la constitution canadienne). Comme pour la quasi-totalité des pays de l'hémisphère Nord à latitude moyenne, les cycles épidémiologiques (courbes de mortalité toutes causes confondues) de l'Ontario et du Québec sont pratiquement identiques, à l'exception de l'anomalie du « *pic COVID* ». Le « *pic COVID* » est beaucoup plus important au Québec qu'en Ontario, où le Québec a été la première province à imposer un confinement agressif et à fermer ses frontières provinciales.

Pendant des décennies, les cycles épidémiologiques (courbes de mortalité toutes causes confondues) dans toutes les juridictions de latitude moyenne de l'hémisphère Nord ont été pratiquement identiques et n'ont jamais affiché de pic centré sur la fin du mois de mars, jusqu'au 11 mars 2020, date après laquelle une anomalie « *pic COVID* » est apparue dans certaines juridictions, dont l'ampleur est très variable. Par conséquent, le « *pic COVID* » ne peut être dû à une progression naturelle d'une maladie respiratoire virale (quelle que soit sa virulence), dans des structures sociétales non perturbées. En effet, si cette anomalie était due à la virulence, il serait difficile de comprendre l'important décalage temporel entre le premier cas signalé en France (27 décembre 2019 selon Deslandes et al., 2020) et la montée soudaine à partir de la mi-mars de l'anomalie « *pic COVID* ». Nous postulons que l'excès de mortalité toutes causes confondues capté par l'anomalie du « *pic COVID* » a été causé par les réponses du gouvernement à la déclaration de la « *pandémie* » par l'OMS le 11 mars 2020. Il ne s'agit pas d'un événement épidémiologique naturel, quelles que soient les circonstances pathogènes et de comorbidité sous-jacentes.

En effet, ledit « *pic COVID* » est remarquable en termes épidémiologiques dans la mesure où il est totalement absent dans de nombreuses juridictions, où cette absence semble être davantage liée à la politique juridictionnelle qu'à une quelconque logique épidémiologique. Par exemple, le « *pic COVID* » est totalement absent dans 34 des États américains et son intensité varie considérablement d'un État à l'autre pour les États dans lesquels il est présent (manuscrit en préparation). La figure 5 montre une carte des États-Unis avec un code couleur pour l'intensité du « *pic COVID* ». Le vert foncé correspond au degré d'absence accru du « *pic COVID* », et le gris foncé à l'intensité accrue d'un « *pic COVID* » discerné :

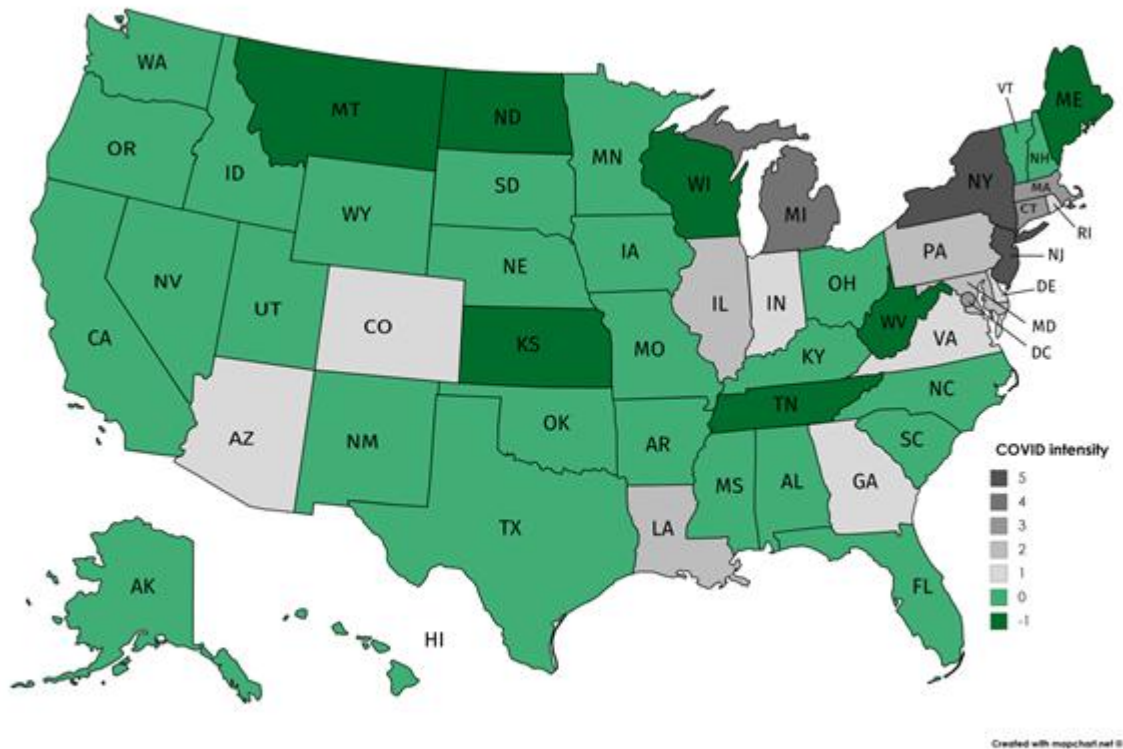


Figure 5. Carte de l'intensité du « *pic COVID* » des États-Unis. Les États en vert sont les États où le « *pic COVID* » est absent. Plus le vert est foncé, plus l'absence est intense. Les États en gris sont les États où le « *pic COVID* » est présent. Plus le gris est foncé, plus la présence est intense. Les données ont été extraites du CDC (CDC, 2020), comme indiqué dans le tableau 1.

Ici, tous les États des États-Unis ont des taux d'infection comparables, selon les résultats des tests de masse (Ioannidis, 2020). Une telle variation géographique dans un pic de mortalité toutes causes confondues qui se produit simultanément dans diverses localités de deux continents est sans précédent dans l'histoire naturelle de l'épidémiologie humaine.

Soit le SRAS-CoV-2 est un agent pathogène de maladie respiratoire virale tellement unique, comme on n'en a jamais vu, qu'il peut naturellement provoquer un pic de mortalité à la fin du mois de mars, dans l'hémisphère Nord aux latitudes moyennes, uniquement dans certaines juridictions où il se manifeste, soit des facteurs externes (non pathogènes) synchrones et locaux ont joué un rôle majeur. Nous privilégions cette dernière hypothèse.

3.5. Analyse quantitative des données de la mortalité toutes causes confondues

Ensuite, nous avons procédé à une analyse quantitative de la mortalité toutes causes confondues par mois pour la France métropolitaine de janvier 1946 à juin 2020 (figure 1), comme décrit dans la section 2.3.

La figure 6 montre notre ajustement, et son résidu, pour la région II (de janvier 1994 à septembre 2005) :

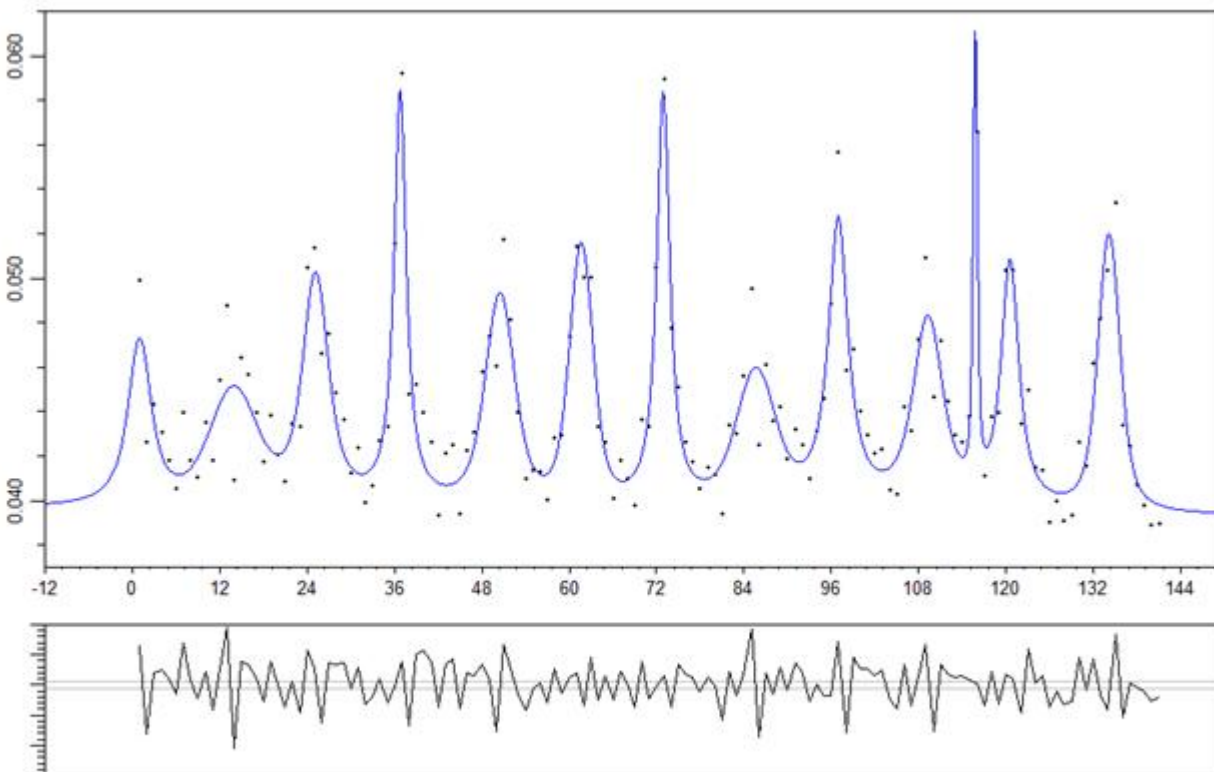


Figure 6. Ajustement des données mensuelles de mortalité toutes causes confondues de la France métropolitaine 1946-2020, région-II. La région-II correspond à la période comprise entre janvier 1994 et septembre 2005, telle que définie dans la section 2.3. L'échelle des ordonnées correspond à des millions de décès par mois. L'échelle des abscisses est en mois. La ligne bleue est la fonction ajustée. Le résidu est indiqué en bas.

Le pic d'un mois qui correspond à la vague de chaleur d'août 2003 est visible au mois 116 et, dans notre ajustement, correspond à une aire sous pic (décès dus à la vague de chaleur) de 19 000 décès. Notez que notre objectif ici n'était pas de déterminer un nombre précis de décès pour la vague de chaleur elle-même, mais plutôt de représenter correctement le profil total de la mortalité au cours de cette période. Nous obtenons une valeur plus précise de 15 300 décès pour cette vague de chaleur par notre analyse de la mortalité toutes causes confondues à plus haute résolution par jour (Insee, 2019) (non présenté). La différence (19 000 contre 15 300) s'explique par le fait que les données à plus haute résolution permettent de mieux séparer les contributions qui se chevauchent dans une région spécifique des données.

La figure 7 montre notre ajustement, et son résidu, pour la région I (de août 2005 à juin 2020) :

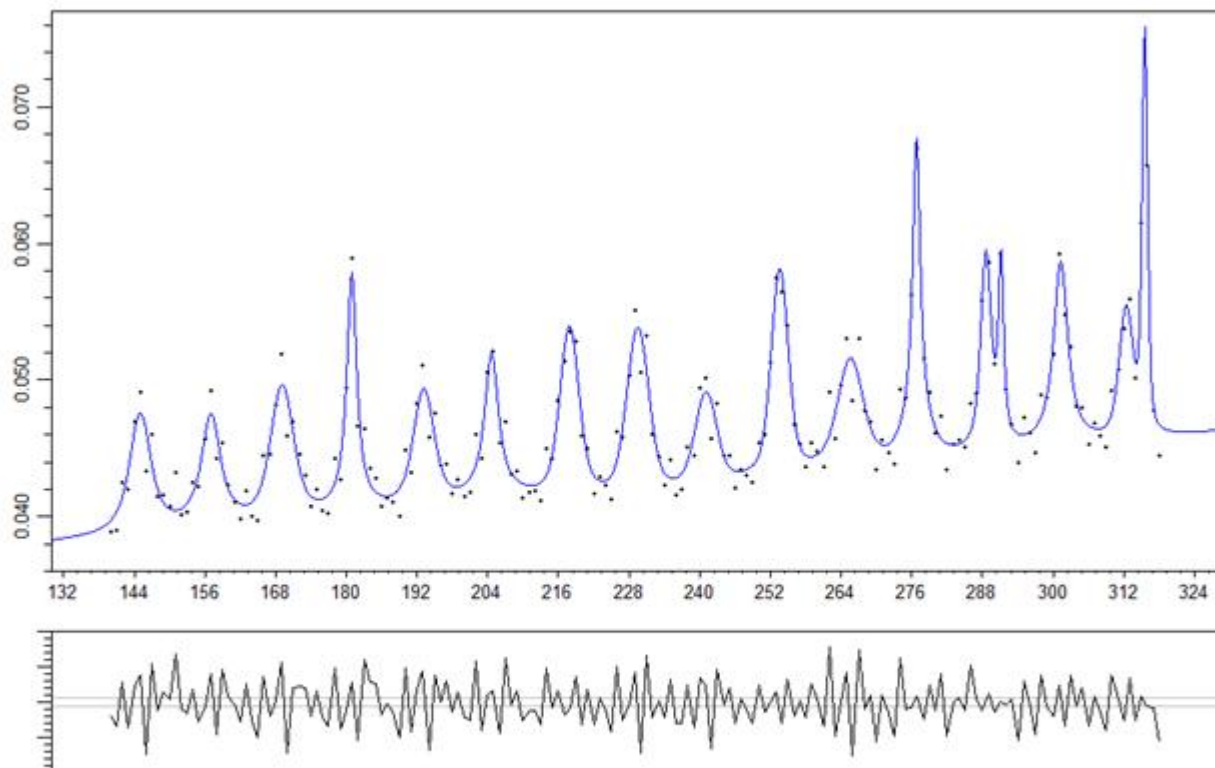


Figure 7. Ajustement des données mensuelles de mortalité toutes causes confondues de la France métropolitaine 1946-2020, région I. La région I correspond à la période comprise entre août 2005 et juin 2020, telle que définie dans la section 2.3. L'échelle des ordonnées correspond à des millions de décès par mois. L'échelle des abscisses est en mois. La ligne bleue est la fonction ajustée. Le résidu est indiqué en bas.

Le « *pic COVID* » qui dure 1 mois est visible, centré sur la fin mars 2020, à cheval sur mars et avril, comme montré en figure 3. Dans cet ajustement (figure 7), le « *pic COVID* » a une superficie estimée de 41 000 décès. La précision de cette estimation est limitée par deux facteurs principaux :

1. la faible résolution temporelle des données de mortalité par mois, qui limite la possibilité de séparer les contributions qui se chevauchent, et
2. les données de mortalité par mois manquantes au-delà de juin 2020. Ces problèmes sont résolus dans notre analyse des données de mortalité par jour, comme suit.

La quantification précise des décès dans le « *pic COVID* » complet est obtenue en ajustant la mortalité toutes causes confondues par jour pour la France du 1er mars 2020 au 30 juin 2020, comme le montre la figure 3. L'ajustement utilise un fond à pente linéaire pour les composantes non « *pic COVID* » et deux courbes de Voigt ($N_{pic} = 2$) pour le « *pic COVID* », comme le montre la figure 8 :

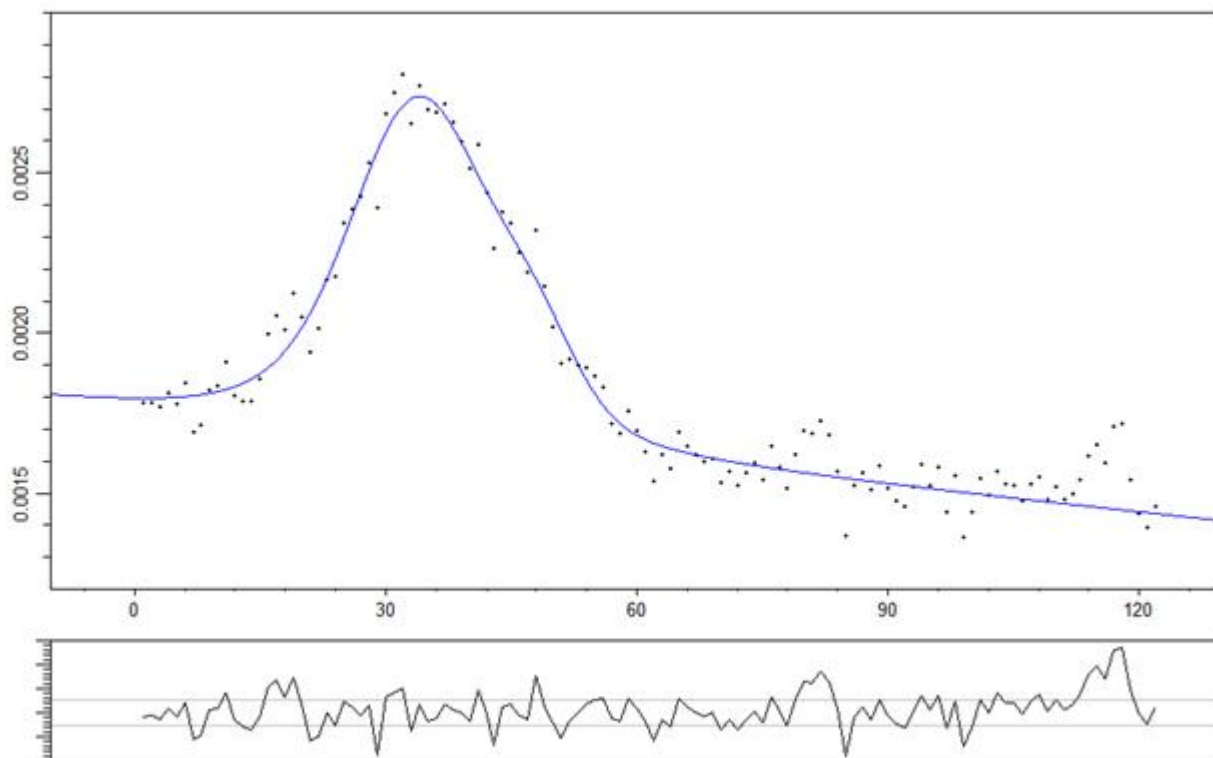


Figure 8. Ajustement des données quotidiennes de mortalité toutes causes confondues de la France (métropole + outre-mer), du 1er mars au 30 juin 2020. L'échelle des ordonnées correspond à des millions de décès par jour. L'échelle des abscisses est en jours. La ligne bleue est la fonction ajustée. Le résidu est indiqué en bas.

Cet ajustement donne une aire de « *pic COVID* » précise égale à 30 200 décès, soit environ le double des décès dus à la vague de chaleur d'août 2003 en France, et que nous attribuons au total des décès en France dus aux interventions gouvernementales en réponse à la « *pandémie* » déclarée.

3.6. Analyse graphique des résultats du modèle d'ajustement

En examinant nos résultats d'ajustement pour la France métropolitaine de 1946 à 2020, nous calculons d'abord la mortalité toutes causes confondues par année-cycle, telle que définie dans la section 2.3.

La figure 9 montre la mortalité toutes causes confondues par année-cycle pour la France métropolitaine de 1946 à 2020, comparée à la mortalité toutes causes confondues par année civile pour les mêmes données :

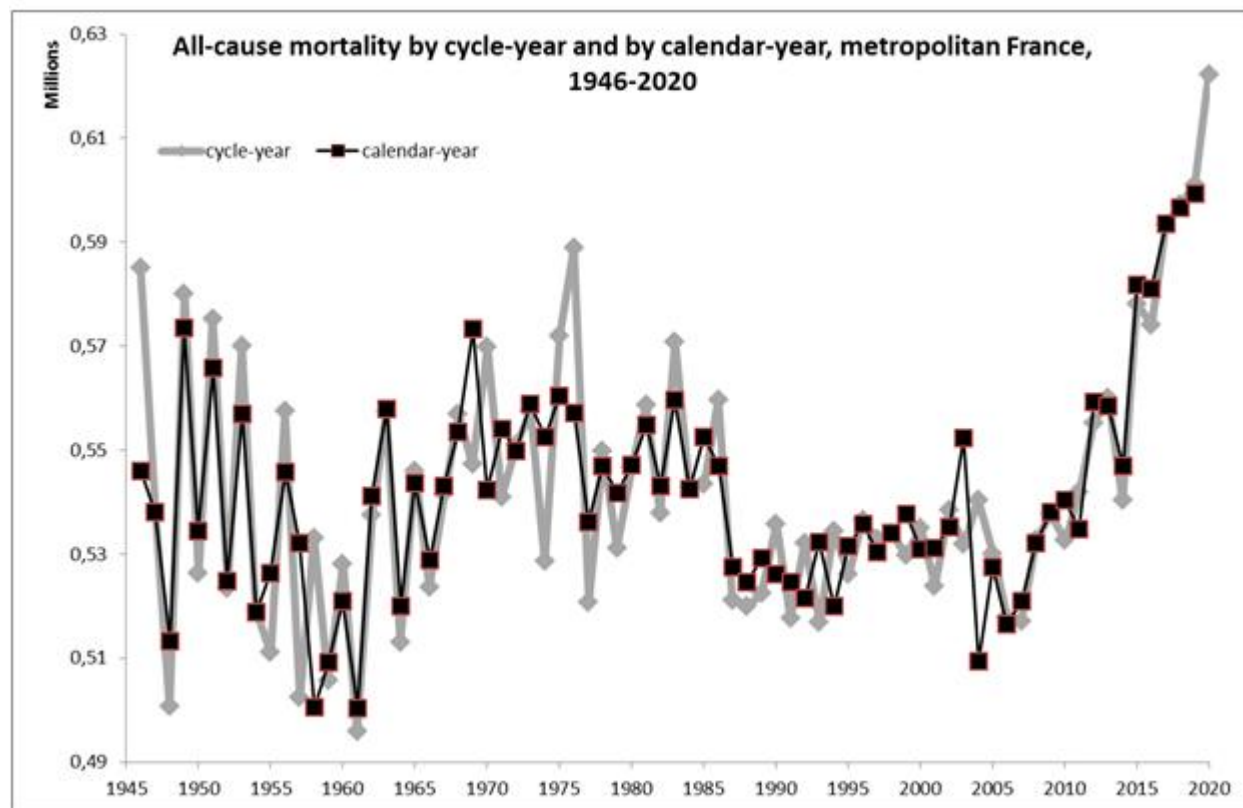


Figure 9. Mortalité toutes causes confondues par année-cycle et par année civile en France métropolitaine de 1946 à 2020. La ligne grise indique les données par année-cycle (centrée sur le mois de janvier), ce qui signifie que l'année du mois de janvier en période de pic hivernal est utilisée sur l'axe des abscisses. La ligne noire indique les données par année civile (somme directe). Les valeurs par année-cycle ont été obtenues par ajustement, comme décrit dans la section 2.3.

La rupture qui se produit entre 1986 et 1987 est probablement un artefact de la méthode de collecte des données. Il se peut qu'il y ait une autre rupture de ce type entre 1961 et 1962. Dans l'ensemble, on observe une baisse de la mortalité par an après la Seconde Guerre mondiale et jusqu'en 1961, des plateaux de mortalité par an pour les périodes 1962-1986 et 1987-2008, et une augmentation régulière et forte à partir d'environ 2008 jusqu'à aujourd'hui. Cette dernière augmentation régulière et forte est essentiellement la même que celle rapportée par l'Insee (2020a) pour les données annuelles de mortalité pour la France de 1982 à 2019.

Cette dernière augmentation de la mortalité toutes causes confondues par an depuis 2008 est remarquable, environ le double de ce que peut expliquer la population croissante avec une structure d'âge constante. En quoi cette rupture et cette augmentation spectaculaires, qui se produisent également au Canada et aux États-Unis, ne constituent-elles pas une « pandémie » ? À notre connaissance, elle n'a pas attiré l'attention des médias. A-t-elle été causée par le crash économique mondial de 2008, que de nombreux économistes comparent à la Grande Dépression (Bordo et James, 2009 ; Shaikh, 2010 ; Chang et al., 2013 ; O'Brien, 2018) ? On observe un silence relatif surprenant de la part des médias et de la recherche universitaire en ce qui concerne ce phénomène de santé publique incontestable (figure 9), bien que certaines recherches menées pour d'autres pays soient tangentiellement pertinentes (par exemple, Falagas et al., 2009 ; Stuckler et al., 2009 ; Ruhm, 2016).

La figure 10 présente la mortalité toutes causes confondues en France métropolitaine par année-cycle (telle que définie à la section 2.3), en pourcentage de la population de la France métropolitaine évaluée au 1er janvier de chaque année, pour la période 1946-2020 :

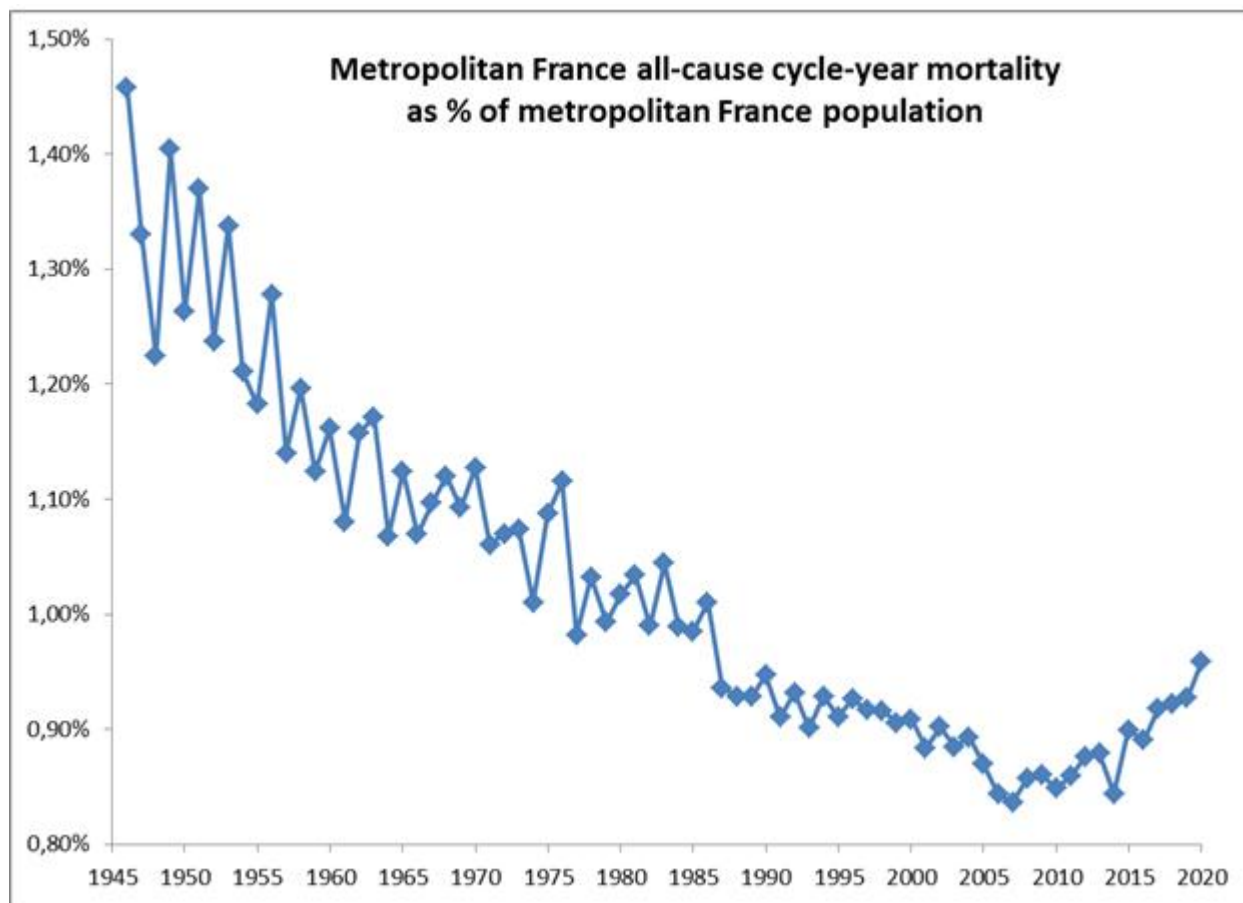


Figure 10. Mortalité toutes causes confondues par année-cycle en France métropolitaine de 1946 à 2020, en pourcentage de la population métropolitaine française sur la même période. L'année en abscisse est l'année du mois de janvier de l'année-cycle (le mois de janvier de la saison d'hiver). La population est celle au 1er janvier de chaque année. Les données de population ont été extraites de l'Insee (Insee, 2020c), comme indiqué dans le tableau 1.

Là encore, on note la remontée spectaculaire aux alentours de 2008. La mortalité par habitant diminue régulièrement après la Seconde Guerre mondiale, puis la tendance est inversée et la mortalité augmente à partir de 2008 environ.

L'estimation de la mortalité par année-cycle pour l'année 2020 devrait être assez bonne, car l'ajustement (figure 7) complète raisonnablement le pic de l'hiver 2019-2020, jusqu'au creux de l'été 2020 attendu (et voir figure 3).

Avec la figure 10, il est difficile de considérer comme extraordinaire le dernier cycle hivernal qui inclut le « pic COVID ». Cette valeur ne semble pas justifier une réaction extrême, dans le contexte de l'ensemble de la tendance de 1946 à 2020 et de ses variations tant régulières que statistiques.

En comparaison, l'augmentation de la mortalité annuelle toutes causes confondues, qui s'amorce vers 2008, est réelle et justifie l'inquiétude du public et une enquête de santé publique. Il semble déraisonnable de se concentrer sur une catastrophe due à un événement externe (« pic COVID »), tout en ignorant un problème

de santé massif et systématique facilement détecté après l'analyse des données de mortalité toutes causes confondues.

La figure 11 montre le nombre de décès dus à la charge hivernale en France métropolitaine entre 1946 et 2020, qui résulte de nos ajustements des données de mortalité toutes causes confondues par mois :

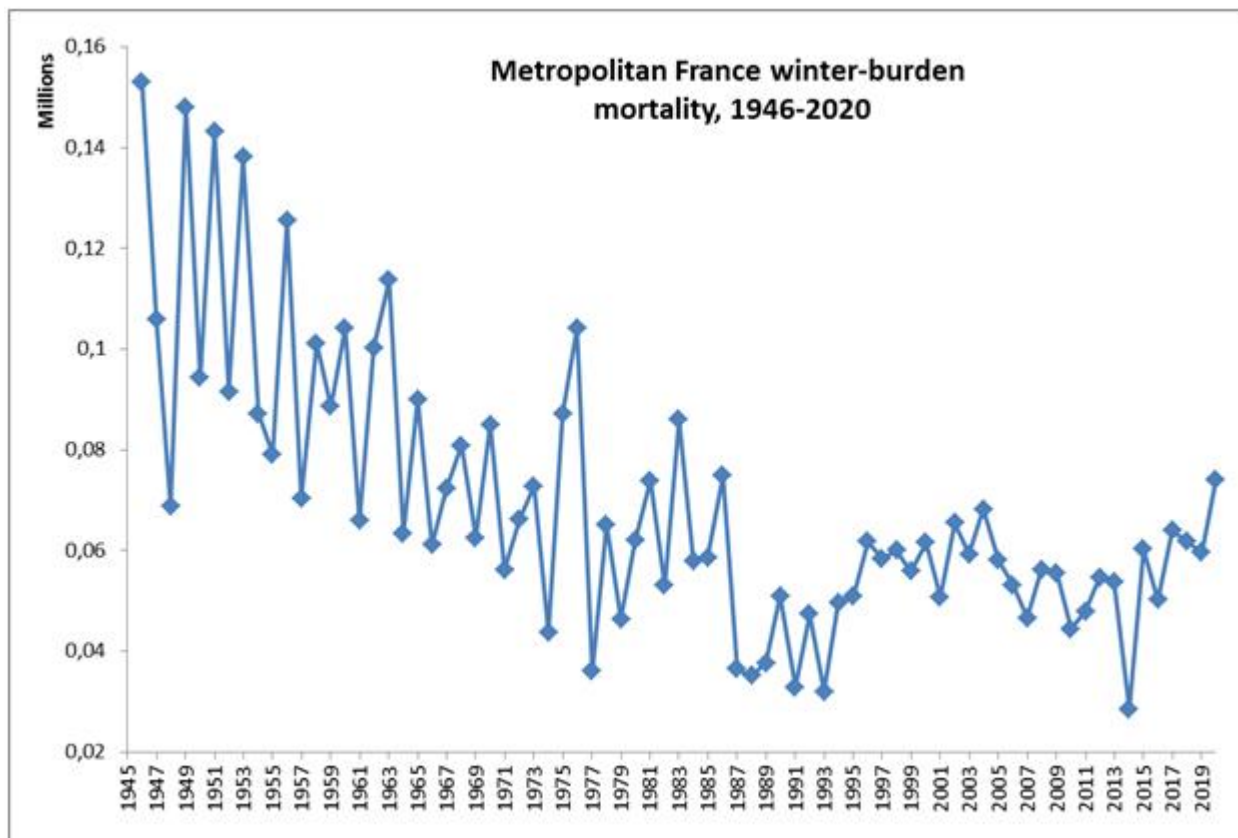


Figure 11. Mortalité hivernale en France métropolitaine de 1946 à 2020. Les données résultent de l'ajustement des données de mortalité toutes causes confondues par mois en France métropolitaine, 1946-2020. L'année en abscisse est l'année du mois de janvier de l'année-cycle (le mois de janvier de la saison d'hiver).

Dans la figure 12, les mêmes nombres de décès dus à la charge hivernale en France métropolitaine entre 1946 et 2020, qui résultent de nos ajustements des données de mortalité toutes causes confondues par mois, sont exprimés en pourcentage de la mortalité totale toutes causes confondues par année-cycle, pour chaque année-cycle donnée ayant sa propre mortalité due à la charge hivernale :

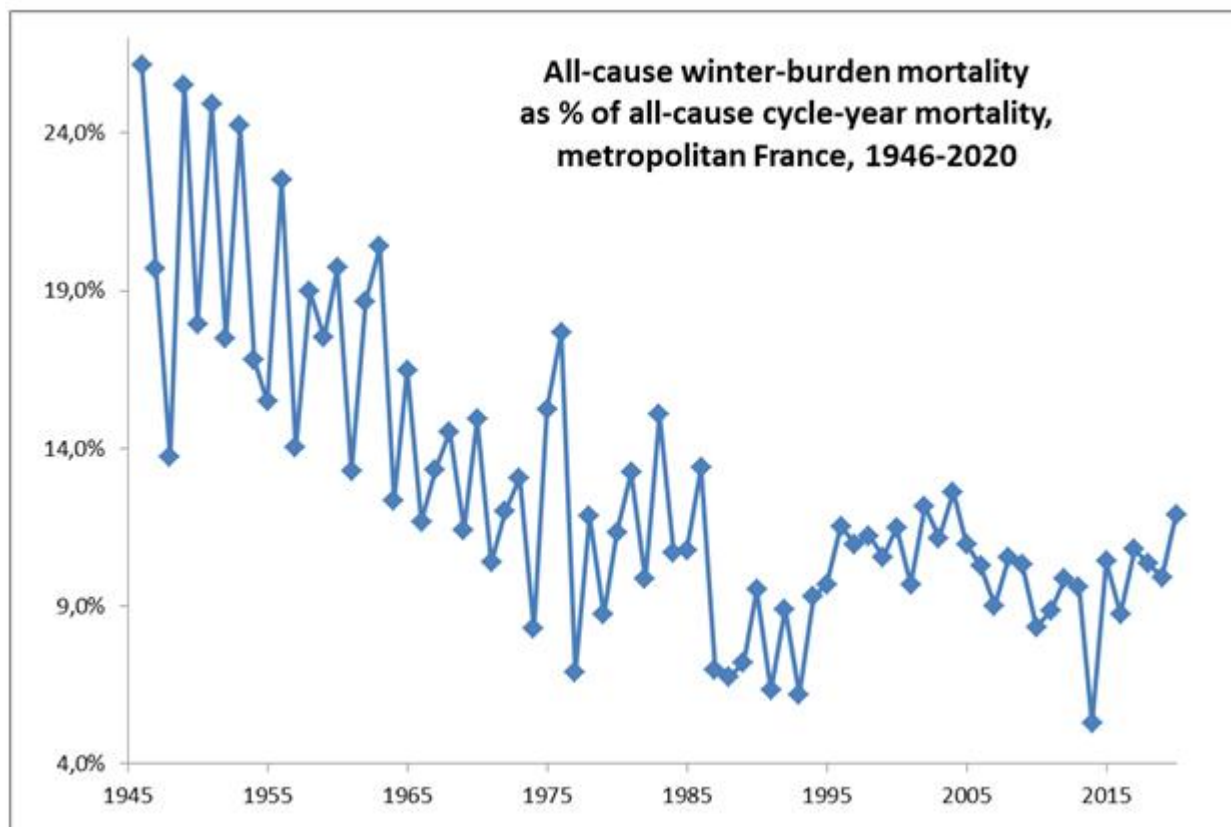


Figure 12. Mortalité hivernale toutes causes confondues en pourcentage de la mortalité annuelle toutes causes confondues en France métropolitaine de 1946 à 2020. Les données sont présentées par année-cycle (voir section 2.3). L'année en abscisses correspond à l'année du mois de janvier de l'année-cycle (le mois de janvier de la saison d'hiver).

L'anti-corrélation dans le temps des valeurs d'une année à l'autre (une année basse est suivie d'une année haute, et une année haute est suivie d'une année basse), particulièrement importante dans les premières années suivant la Seconde Guerre mondiale, comme le montrent les figures 11 et 12, est réelle et peut être interprétée comme suit : la mortalité pendant la saison hivernale est une convolution entre les conditions pathogènes dominantes et la population d'individus immuno-vulnérables (c'est-à-dire la population de personnes fragiles, âgées pour la plupart). Un hiver qui dévaste relativement la population de personnes fragiles laisse cette population relativement plus petite pour l'hiver suivant, et *vice versa*. L'effet d'année en année est le plus important dans la mesure où la durée de vie moyenne d'une personne fragile concernée est d'un an. En d'autres termes, l'anti-corrélation d'un an provient principalement du nombre d'individus ayant une durée de vie moyenne ou une espérance de vie d'un an.

Cela montre qu'il serait peu judicieux d'attribuer ces variations annuelles de la mortalité due à la charge hivernale à la virulence des agents pathogènes viraux saisonniers de l'année en question. Ces variations sont davantage fonction de l'état de santé général de la population et du nombre d'individus les plus vulnérables, plutôt que de la virulence d'un agent pathogène particulier. Il serait incorrect de postuler que la virulence virale a progressivement diminué après la Seconde Guerre mondiale en France, tout comme il serait incorrect d'interpréter des variations relativement faibles survenues au cours des dernières décennies comme étant dues à des changements d'année en année de la virulence des agents pathogènes saisonniers.

La figure 12 montre que 2019-2020 n'a pas été une année-cycle statistiquement inhabituelle en France, en termes purement de nombre total de décès dus à la charge hivernale, qui incluent les décès du « *pic COVID* ». Est-ce parce que les mesures d'atténuation ont été efficaces en présence d'un agent pathogène excep-

tionnellement virulent ? Au contraire, comme expliqué ci-dessus, l'anomalie du « *pic COVID* » doit être interprétée comme le résultat d'une perturbation exceptionnelle imposée dans la société. Le « *pic COVID* » ne se serait pas produit en l'absence de la perturbation, et quelques 30 200 vies auraient été sauvées en France.

4. Causes mécanistes des décès du « *pic COVID* »

À la lumière de l'histoire épidémiologique, nous avons prouvé que le « *pic COVID* » qui est présent dans les données de mortalité toutes causes confondues de certaines juridictions de latitude moyenne de l'hémisphère Nord, dont la France, ne peut pas être un événement épidémiologique naturel survenant en l'absence d'une perturbation externe non pathogène. Ceci est vrai parce que le « *pic COVID* » :

1. s'est produit brutalement (sur une durée d'un mois) à un endroit sans précédent dans le cycle saisonnier (centré à la fin du mois de mars),
2. est absent dans de nombreuses juridictions (34 des États américains n'ont pas de « *pic COVID* »), et
3. varie considérablement en ampleur d'une juridiction à l'autre (comme l'exemple de l'Ontario et du Québec, figure 4).

Un tel pic de la mortalité toutes causes confondues par semaine ou par mois ne s'était jamais produit auparavant dans les données épidémiologiques connues, sauf lors d'événements exceptionnels tels que la vague de chaleur d'août 2003 en France, ou des séismes régionaux. Sauf événements exceptionnels, les courbes de mortalité toutes causes confondues connues pour les populations de l'ensemble de l'hémisphère Nord à des latitudes moyennes sont remarquablement identiques ; sans disparition ou apparition de pics dans des lieux géographiques différents, et sans pics survenant à des moments inhabituels des cycles saisonniers.

Nous terminons cet article en décrivant un mécanisme par lequel un aspect des réponses gouvernementales pourrait avoir causé 30 200 décès lors du « *pic COVID* ».

Nous pensons que la quarantaine et l'isolement massifs sans précédent des personnes âgées malades et en bonne santé, ensemble et séparément, auraient tué un grand nombre d'entre elles, et est la cause principale de l'événement « *pic COVID* » que nous avons identifié.

Par ladite quarantaine de masse dans les maisons et établissements de soins, l'État a isolé les personnes âgées vulnérables de leur famille, limité les mouvements à l'intérieur des établissements, confinant souvent les personnes dans leur chambre ou leur lit pendant des jours et des semaines, voire des mois, réduit le personnel et permis au personnel de prendre des congés maladie prolongés ou fréquents, obligé le personnel à adopter des mesures extrêmes telles que des masques, des sur-blouses et des gants, qui peuvent induire une certaine peur ou terreur, créé une atmosphère générale de danger et empêché la circulation de l'air en verrouillant les portes et les fenêtres et en limitant la circulation entrante et sortante, sauf pour les services essentiels (Campbell, 2020 ; Comas-Herrera, Fernandez, et al. , 2020 ; Wu, 2020).

Cela aurait à la fois : retenu les particules d'aérosol porteuses d'agents pathogènes en suspension dans l'air sans qu'elles soient évacuées (Morawska et Milton, 2020) ; et induit un stress psychologique chez les habitants.

Le stress psychologique est connu pour :

1. être un facteur majeur à l'origine de maladies, notamment le dysfonctionnement de la réponse immunitaire, la dépression, les maladies cardiovasculaires et le cancer (Cohen, Janicki-Deverts et Miller, 2007),

2. être un facteur dominant dans la prédisposition d'un individu aux maladies respiratoires virales, en termes d'intensité de l'infection (Cohen, Tyrrell et Smith, 1991), et
3. avoir des effets plus délétères chez les personnes âgées que chez les jeunes (Prenderville et al., 2015).

En outre, l'isolement social lui-même, en plus du stress psychologique individuel, est connu pour avoir un impact supplémentaire sur ladite susceptibilité aux maladies respiratoires virales (Cohen et al., 1997).

De plus, il existe un phénomène d'« *abandon de la vie* » à plus long terme qui se produit avec l'isolement prolongé imposé aux personnes âgées, le syndrome dit de « *glissement* » (ou « *slipping away syndrome* » ou « *geriatric failure to thrive* »), qui est analogue à la dépression (Robertson et Montagnini, 2004 ; Clegg et al., 2013 ; Steptoe et al., 2013 ; Ong, Uchino et Wethington, 2016).

La politique nationale soudainement appliquée de quarantaine forcée et le stress psychologique qu'elle a généré chez les personnes âgées fragiles ont certainement contribué de manière importante à la diminution de l'efficacité de la réponse du système immunitaire à une maladie respiratoire virale (Comas-Herrera, Zalakaín, et al., 2020) et c'est aujourd'hui l'explication la plus probable de la majeure partie du pic de mortalité massif et étroit qui s'est produit en mars-avril 2020 en France. Le même mécanisme fonctionnerait dans n'importe quel cadre (établissement, foyer de groupe, maison, hôpital) où les personnes vulnérables sur le plan de la santé sont isolées et sensibles au stress psychologique.

Nous affirmons que c'est ce mécanisme qui s'est produit, comme l'a d'abord suggéré Rancourt (2020), et qu'il a causé quelques 30 200 décès en France en mars et avril 2020, et non une maladie respiratoire virale ou une combinaison de ces maladies agissant naturellement dans une société non perturbée.

Denis G. Rancourt, Ontario Civil Liberties Association (ocla.ca)

Marine Baudin et Jérémie Mercier, Mercier Production (jeremie-mercier.com)

Références

- Bordo, M. D. et James, H. (2009) *The Great Depression Analogy*. Document scientifique du SSRN ID 1522373. Rochester, NY : Réseau de recherche en sciences sociales.
- Campbell, A. D. (2020) 'Practical Implications of Physical Distancing, Social Isolation, and Reduced Physicality for Older Adults in Response to COVID-19', *Journal of Gerontological Social Work*, pp. 1-3. doi : [10.1080/01634372.2020.1772933](https://doi.org/10.1080/01634372.2020.1772933).
- CDC (2020) National Center for Health Statistics Mortality Surveillance System. (consulté le 29 juillet 2020).
- Chang, S.-S. et al. (2013) « *Impact of 2008 global economic crisis on suicide : time trend study in 54 countries* », *BMJ. British Medical Journal Publishing Group*, 347. doi : [10.1136/bmj.f5239](https://doi.org/10.1136/bmj.f5239).
- Clegg, A. et al (2013) « *Frailty in elderly people* », *Lancet (Londres, Angleterre)*, 381(9868), p. 752-762. doi : [10.1016/S0140-6736\(12\)62167-9](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(12)62167-9).
- Cohen, S. et al. (1997) « *Social Ties and Susceptibility to the Common Cold* », *JAMA*, 277(24), pp. 1940-1944. doi : [10.1001/jama.1997.03540480040036](https://doi.org/10.1001/jama.1997.03540480040036).
- Cohen, S., Janicki-Deverts, D. et Miller, G. E. (2007) « *Psychological Stress and Disease* », *JAMA*, 298(14), pp. 1685-1687. doi : [10.1001/jama.298.14.1685](https://doi.org/10.1001/jama.298.14.1685).
- Cohen, S., Tyrrell, D. A. J. et Smith, A. P. (1991) « *Psychological Stress and Susceptibility to the Common Cold* », *New England Journal of Medicine. Massachusetts Medical Society*, 325(9), pp. 606-612. doi : [10.1056/NEJM199108293250903](https://doi.org/10.1056/NEJM199108293250903).
- Comas-Herrera, A., Fernandez, J.-L., et al. (2020) 'COVID-19 : Implications for the Support of People with Social Care Needs in England', *Journal of Aging & Social Policy*, 32(4-5), pp. 365-372. doi : [10.1080/08959420.2020.1759759](https://doi.org/10.1080/08959420.2020.1759759).

- Comas-Herrera, A., Zalakaín, J., et al. (2020) « Mortality associated with COVID-19 outbreaks in care homes : early international evidence » .
- Cummins, I. (2020) « Crucial Viewing – to truly understand our current Viral » Issue #Casedemic. (consulté le 17 août 2020).
- Deslandes, A. et al (2020) « *SRAS-CoV-2 se propageait déjà en France fin décembre 2019* », International Journal of Antimicrobial Agents, 55(6), p. 106006. doi : [10.1016/j.ijantimicag.2020.106006](https://doi.org/10.1016/j.ijantimicag.2020.106006).
- Dowell, S. F. (2001) « *Seasonal variation in host susceptibility and cycles of certain infectious diseases* », Emerging Infectious Diseases, 7(3), pp. 369-374.
- Evin, C. et al. (2004) N° 1455 – 01 – *Rapport de la commission d'enquête sur les conséquences de la canicule* (MM. Claude Evin, François d'Aubert) (tome I), Assemblée Nationale. (consulté le 4 août 2020).
- Falagas, ME et al. (2009) « *Economic crises and mortality : a review of the literature* ». Int J Clin Pract. 2009;63(8):1128-1135.
- France 24 (2020) REPLAY – « Coronavirus : Allocution d'Emmanuel Macron à propos du Covid-19 en France » . (consulté le 16 août 2020).
- Hémon, D. et Jouglu, E. (2004) « *Surmortalité liée à la canicule d'août 2003 – Rapport remis au Ministre de la Santé et de la Protection Sociale* » – INSERM, p. 76.
- Insee (2019) *Les décès en 2018 – Tableaux de séries longues – État civil – Insee Résultats*. (consulté le 17 août 2020).
- Insee (2020a) *Décès et taux de mortalité – Données annuelles de 1982 à 2019*. (consulté le 30 juin 2020).
- Insee (2020b) *Nombre de décès quotidiens – France, régions et départements*. (consulté le 4 août 2020).
- Insee (2020c) *Série 000067670 Population totale au 1er janvier – France métropolitaine*. (consulté le 05 août 2020).
- Insee (2020d) *Série 000436394 Démographie – Nombre de décès – France métropolitaine*. (accès : 30 juillet 2020).
- Insee (2020e) *Série 001641603 Démographie – Nombre de décès – France (inclus Mayotte à partir de 2014)*. (accès : 30 juillet 2020).
- Ioannidis, J. (2020) « *The infection fatality rate of COVID-19 inferred from seroprevalence data* », medRxiv. Cold Spring Harbor Laboratory Press, p. 2020.05.13.20101253. doi : [10.1101/2020.05.13.20101253](https://doi.org/10.1101/2020.05.13.20101253).
- Lagarec, K. et Rancourt, D.G. (1998) Recoil User Manual — Mossbauer spectral analysis software for Windows.
- Marti-Soler, H. et al (2014) « *Seasonal Variation of Overall and Cardiovascular Mortality : A Study in 19 Countries from Different Geographic Locations* », PLOS ONE. Public Library of Science, 9(11), p. e113500. doi : [10.1371/journal.pone.0113500](https://doi.org/10.1371/journal.pone.0113500).
- Morawska, L. et Milton, D. K. et al. (239 signataires) (2020) « *It is Time to Address Airborne Transmission of COVID-19* », Clinical Infectious Diseases. doi : [10.1093/cid/ciaa939](https://doi.org/10.1093/cid/ciaa939).
- O'Brien, M. (2018) « The 2008 crisis really did start off worse than the Great Depression », The Washington Post, 15 septembre.
- Ong, A. D., Uchino, B. N. et Wethington, E. (2016) « *Loneliness and Health in Older Adults : A Mini-Review and Synthesis* », Gerontology, 62(4), pp. 443-449. doi : [10.1159/000441651](https://doi.org/10.1159/000441651).
- Paules, C. et Subbarao, K. (2017) « *Influenza* », The Lancet. Elsevier, 390(10095), pp. 697-708. doi : [10.1016/S0140-6736\(17\)30129-0](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(17)30129-0).
- Prenderville, J. A. et al (2015) « *Adding fuel to the fire : the impact of stress on the aging brain* », Trends in Neurosciences, 38(1), pp. 13-25. doi : [10.1016/j.tins.2014.11.001](https://doi.org/10.1016/j.tins.2014.11.001).
- Rancourt, D.G. (2019) « QUICK INSTALLATION GUIDE AND RECOMMENDATIONS for Recoil », Rapport technique, ResearchGate.
- Rancourt, D.G. (2020) « *All-cause mortality during COVID-19 : No plague and a likely signature of mass homicide by government response* », ResearchGate. doi : [10.13140/RG.2.2.24350.77125](https://doi.org/10.13140/RG.2.2.24350.77125). (En français)
- Robertson, R. G. et Montagnini, M. (2004) « *Geriatric failure to thrive* », American Family Physician, 70(2), pp. 343-350.
- Ruhm, CJ. (2016) « *Effets des crises économiques sur la santé* ». Health Econ. 2016;25 Suppl 2:6-24.
- Shaikh, A. (2010) « La première grande dépression du 21ème siècle ». The Merlin Press. (consulté le 19 août 2020).
- StatCan (2020) Comptage hebdomadaire des décès : outil interactif. (consulté le 3 août 2020).

- Steptoe, A. et al (2013) « *Social isolation, loneliness, and all-cause mortality in older men and women* », Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 110(15), pp. 5797-5801. doi : [10.1073/pnas.1219686110](https://doi.org/10.1073/pnas.1219686110).
- Stuckler, D. (2009) « *The public health effect of economic crises and alternative policy responses in Europe : an empirical analysis* ». Lancet. 2009;374(9686):315-323.
- Wu, B. (2020) « *Social isolation and loneliness among older adults in the context of COVID-19 : a global challenge* », Global Health Research and Policy, 5, p. 27. doi : [10.1186/s41256-020-00154-3](https://doi.org/10.1186/s41256-020-00154-3).

Traduit par Hervé pour le Saker Francophone

👁 7 956



Envoyer l'article en PDF

📅 septembre 11, 2020 👤 hervek 📁 coronavirus, Denis Rancourt

10 réflexions au sujet de « Évaluation de la virulence du SRAS-CoV-2 en France ... »

Ping : [Évaluation de la virulence du SRAS-CoV-2 en France ... – Saint Avold / The Sentinel](#)

Ping : [Évaluation de la virulence du SRAS-CoV-2 en France et en Amérique – les 7 du quebec](#)

Ping : [Évaluation de la virulence du SRAS-CoV-2 en France et en Amérique - La Tribune Diplomatique Internationale](#)

Ping : [La mondialisation... en marche — 9 alertes rouges \(mise à jour 08/11/2020\) – Les moutons enragés](#)

Ping : [La mondialisation... en marche — 9 alertes rouges \(mise à jour 08/11/2020\) – Les moutons enragés – Le Monde](#)

Ping : [Metapolitique : La mondialisation... en marche — 9 alertes rouges : « Les pouvoirs n'aiment terroriser les peuples que lorsqu'ils disposent aussi d'un moyen de les rassurer. »](#)

Ping : [COVID - Plus de 30 000 décès à cause du gouvernement Français ? - Quartier libre](#)

Ping : [Un an... Ce que l'on sait du SRAS-CoV2 et de la « pandémie COVID-19 associée : une mise à jour des données récentes \(Denis Rancourt\) | «Resistance71 Blog](#)

Ping : [La science défend son intégrité face aux larbins politiques. L'affaire du COVID-19 – les 7 du quebec](#)

Ping : [Mise à jour des données scientifiques récentes concernant la politique COVID-19 - Strategika](#)

Les commentaires sont fermés.

Fièrement propulsé par WordPress