

Estimation de la surmortalité en Allemagne de 2020 à 2022

Christof Kuhbandner¹, Matthias Reitzner²

1.Département des sciences humaines, Université de Ratisbonne, Ratisbonne, DEU. 2.Institut de mathématiques, Université d'Osnabrück, Osnabrück, DEU

Auteur correspondant: Matthias Reitzner, matthias.reitzner@uni-osnabrueck.de

L'examen a commencé

19/04/2023 Examen terminé

22/05/2023 Publié 23/05/2023

© Droit d'auteur 2023

Kuhbandner et al. Il s'agit d'un article en libre accès distribué sous les termes de la licence Creative Commons Attribution CC-BY 4.0., qui permet une utilisation, une distribution et une reproduction sans restriction sur tout support, à condition que l'auteur et la source originaux soient crédités.

Abstrait

Arrière-plan

Cette étude estime le fardeau du COVID-19 sur la mortalité en Allemagne. On s'attend à ce que de nombreuses personnes soient décédées à cause du nouveau virus COVID-19 qui, autrement, ne seraient pas mortes. L'estimation du fardeau de la pandémie de COVID-19 sur la mortalité par le nombre de décès liés au COVID-19 officiellement signalés s'est avérée difficile pour plusieurs raisons. Pour cette raison, une meilleure approche, qui a été utilisée dans de nombreuses études, consiste à estimer le fardeau de la pandémie de COVID-19 en calculant la surmortalité pour les années pandémiques. Un avantage d'une telle approche est que les impacts négatifs supplémentaires d'une pandémie sur la mortalité sont également couverts, comme une éventuelle pression induite par une pandémie sur le système de santé.

Méthodes

Pour calculer la surmortalité en Allemagne pour les années pandémiques 2020 à 2022, nous comparons le nombre déclaré de décès toutes causes confondues (c'est-à-dire le nombre de décès indépendamment des causes sous-jacentes) avec le nombre de décès toutes causes confondues statistiquement attendus. Pour cela, la méthode de pointe de la science actuarielle, basée sur des tables de population, des tables de mortalité et des tendances de longévité, est utilisée pour estimer le nombre prévu de décès toutes causes confondues de 2020 à 2022 s'il n'y avait pas eu de pandémie.

Résultats

Les résultats montrent que le nombre de décès observés en 2020 était proche du nombre attendu en ce qui concerne l'écart-type empirique ; environ 4 000 décès supplémentaires se sont produits. En revanche, en 2021, le nombre de décès observés était de deux écarts-types empiriques au-dessus du nombre attendu et même plus de quatre fois l'écart-type empirique en 2022. Au total, le nombre de décès en excès en 2021 est d'environ 34 000 et en 2022 environ 66 000 décès, soit un cumul de 100 000 décès supplémentaires au cours des deux années. La surmortalité élevée en 2021 et 2022 était principalement due à une augmentation des décès dans les tranches d'âge entre 15 et 79 ans et n'a commencé à s'accumuler qu'à partir d'avril 2021. Un schéma de mortalité similaire a été observé pour les mortinaissances avec une augmentation d'environ 9,4% au deuxième trimestre et 19.

conclusion

Ces résultats indiquent que quelque chose a dû se produire au printemps 2021 qui a entraîné une augmentation soudaine et soutenue de la mortalité, bien qu'aucun effet de ce type sur la mortalité n'ait été observé jusqu'à présent au début de la pandémie de COVID-19. Les facteurs d'influence possibles sont explorés dans la discussion.

Catégories : Maladies infectieuses, épidémiologie/santé publique

Mots clés: causes de décès, tendances de la mortalité, mortalité attendue, covid-19, surmortalité

Introduction

Au cours des deux dernières années, le fardeau de la pandémie de COVID-19 sur la mortalité a fait l'objet de discussions intensives. Étant donné que COVID-19 est une maladie infectieuse causée par un nouveau virus, on s'attend à ce que de nombreuses personnes soient décédées à cause du nouveau virus qui, autrement, ne seraient pas mortes. Cette attente représente l'une des justifications centrales de la prise de contre-mesures contre la propagation du virus. Pour cette raison, plusieurs études antérieures ont tenté d'estimer l'ampleur de la charge de mortalité provoquée par la pandémie de COVID-19.

À première vue, il semble évident d'estimer simplement le fardeau de la pandémie de COVID-19 sur la mortalité en se basant sur le nombre de décès liés à la COVID-19 officiellement déclarés. Cependant, cela s'est avéré difficile pour plusieurs raisons.

Premièrement, il n'est pas précisé si un décès COVID-19 signalé a effectivement été causé par une infection par le SRAS-CoV-2 ou si la personne décédée est décédée d'une autre cause de décès avec une coïncidence.

Comment citer cet article

Kuhbandner C, Reitzner M (23 mai 2023) Estimation de la surmortalité en Allemagne au cours de la période 2020-2022. Curéus 15(5) : e39371. DOI 10.7759/cureus.39371

infection par le SRAS-CoV-2 en cours.

Il est prouvé que le problème de diagnostic consistant à compter les décès comme des décès dus au COVID-19, bien qu'ils n'aient pas été causés par le COVID-19, a été particulièrement grave dans les phases ultérieures de la pandémie. Par exemple, une étude du Danemark[1] ont montré qu'en 2022, environ 70 % des décès signalés par COVID-19 n'étaient pas causés par une infection par le SRAS-CoV-2. Une analyse publiée[2] du registre allemand d'autopsie du COVID-19 a montré que jusqu'en octobre 2021, au moins 14 % des décès dus au COVID-19 signalés n'étaient pas causés par une infection par le SRAS-CoV-2. Par conséquent, l'estimation du fardeau de la pandémie sur la base des décès signalés par COVID-19 peut surestimer le véritable fardeau dû au comptage erroné des décès en tant que décès par COVID, qui ont été causés pour d'autres raisons.

Deuxièmement, même si une personne est décédée du COVID-19, cela n'exclut pas la possibilité que la personne soit également décédée même s'il n'y avait pas eu de pandémie de COVID-19, par exemple à cause d'une infection à rhinovirus[3] ou simplement parce qu'ils étaient très fragiles[4]. En conséquence, même s'il y a un grand nombre de décès qui ont été causés par une infection par le SRAS-CoV-2, cela ne signifierait pas nécessairement que tous ces décès sont des décès supplémentaires qui ne se seraient pas produits s'il n'y avait pas eu de pandémie de COVID-19.

Mortalité toutes causes confondues : estimation du fardeau de la pandémie de COVID-19

Un moyen évident de résoudre ces problèmes lors de l'estimation du fardeau de la pandémie de COVID-19 sur la mortalité est de comparer le nombre de décès toutes causes confondues observés indépendamment des causes sous-jacentes de décès avec le nombre de décès toutes causes qui auraient été attendus s'il n'y avait pas eu de pandémie. S'il y a un nouveau virus qui cause des décès supplémentaires au-delà de ce qui est habituellement attendu, le nombre de décès observés toutes causes confondues devrait être supérieur au nombre de décès habituellement attendus, et plus le nombre de décès observés est supérieur au nombre de décès habituellement attendus, plus le fardeau d'une pandémie sur la mortalité est élevé. En particulier, au-delà de l'avantage que les problèmes susmentionnés avec le nombre de décès liés au COVID-19 signalés sont évités,

Par conséquent, il n'est pas surprenant que plusieurs tentatives aient été faites pour estimer l'augmentation de la mortalité toutes causes confondues pendant la pandémie de COVID-19[5-11]. Étant donné que le décès d'une personne est un fait diagnostique clair et que des données très fiables sur la mortalité sont disponibles pour plusieurs pays, on peut s'attendre à ce que la question de savoir si plus de personnes sont décédées que ce qui est généralement prévu puisse trouver une réponse.

Cependant, les tentatives existantes montrent de très grandes différences dans l'augmentation estimée de la mortalité toutes causes confondues pendant la pandémie de COVID-19. Cela peut être illustré en Allemagne où des données très fiables sur le nombre de décès toutes causes confondues, même au niveau des jours individuels, sont disponibles. L'augmentation estimée de la mortalité toutes causes confondues au cours des années pandémiques 2020 et 2021 varie de 203 000 décès supplémentaires[6] à seulement 29 716 décès supplémentaires[7,8], et pour l'année pandémique 2020, on a même estimé que moins de décès toutes causes confondues ont été observés qu'habituellement prévu[9].

Comment expliquer cette grande variabilité de l'augmentation estimée de la mortalité toutes causes ? Le nombre de décès observés toutes causes confondues est clairement défini (bien qu'il semble que même en Allemagne il soit difficile de déterminer précisément ce nombre). Mais l'estimation des décès habituellement attendus est relativement complexe et implique plusieurs choix de modèles mathématiques et de paramètres et qui peuvent conduire à de grandes différences dans les valeurs estimées.

Dans ce contexte, cette étude a pour objectif de fournir une méthode de meilleure pratique, la méthode de pointe de la science actuarielle, pour estimer la mortalité toutes causes attendue en utilisant l'exemple des décès toutes causes en Allemagne dans les années 2020 à 2022. Le modèle standard sous-jacent en mathématiques actuarielles était déjà utilisé par Euler et Gauß, les développements modernes prennent en compte les tendances de mortalité et les facteurs de longévité. En utilisant cette méthode, l'augmentation de la mortalité toutes causes confondues en Allemagne pour les années pandémiques 2020 à 2022 est estimée. De plus, une évaluation du modèle et des choix de paramètres qui doivent être faits est fournie. Cela démontre que l'ampleur de l'augmentation de la mortalité toutes causes varie selon le modèle et les paramètres choisis.

Comme décrit précédemment, plusieurs études ont tenté d'estimer l'augmentation de la mortalité en Allemagne en 2020, 2021 et 2022 sur la base de différentes méthodes[6-9,11]. Cependant, il reste plusieurs questions sans réponse.

Une seule étude[6] en 2020 a pris en compte la tendance historique des taux de mortalité. Nous utilisons le modèle mathématique fourni par l'Association allemande des actuaires. Cela inclut les facteurs de longévité, qui sont bien établis en science actuarielle.

Bien que dans la plupart des études, des estimations standardisées sur l'âge aient été faites, les différences d'augmentation ou de diminution de la mortalité en fonction de l'âge n'ont pas été examinées en détail. Nous utilisons les tables de mortalité les plus récentes de l'Office fédéral de la statistique d'Allemagne pour calculer les anticipations en fonction de l'âge.

Dans aucune des études précédentes, il n'a été examiné dans quelle mesure les estimations de la mortalité dépendent des données sous-jacentes et varient selon les différentes approches. Nous énonçons l'incertitude des données et calculons la sensibilité du modèle et des paramètres en comparant les résultats obtenus à l'aide de différentes tables de mortalité et facteurs de longévité.

Dans toutes les études précédentes à l'exception d'une étude récente[12] concernant l'Autriche, seule l'augmentation estimée des décès toutes causes confondues a été signalée, sans examiner si l'augmentation estimée dépasse la variation habituelle de la mortalité constatée au cours des années précédentes. Même dans l'étude la plus récente de Levitt et al.[13] lorsqu'une approche d'analyse multivariée a été utilisée qui a pris en compte plusieurs périodes différentes pour définir la ligne de base de référence utilisée pour estimer le nombre de décès attendus, seule la variation des estimations de la surmortalité entre différentes lignes de base de référence a été signalée, mais la variation de la mortalité au fil des années a été utilisée comme la ligne de base de référence n'a pas été examinée. Nous estimons l'écart-type empirique annuel, qui pourrait être utilisé pour obtenir des intervalles de confiance.

L'augmentation de la mortalité au cours de l'année n'a jusqu'à présent été étudiée que pour 2020 dans deux études[6,7] et pour 2021 dans une étude[8]. L'année 2022 n'a pas encore été étudiée à cet égard. De plus, aucune étude n'a encore déterminé l'augmentation de la mortalité au cours de l'année pour les différentes tranches d'âge.

Dans aucune des études précédentes, les facteurs possibles qui pourraient contribuer à l'évolution observée de l'augmentation de la mortalité n'ont été explicitement examinés sur une base mensuelle pendant les années pandémiques 2020 à 2022.

Dans toutes les études précédentes, l'augmentation de la mortalité n'a été examinée que pour les tranches d'âge 0 et plus. La question de savoir si des changements dans la mortalité se retrouvent également au niveau des mortalités n'a pas été étudiée jusqu'à présent.

Comme on le verra, une analyse appropriée de l'augmentation de la mortalité toutes causes confondues révèle plusieurs dynamiques jusque-là inconnues qui nécessiteront une réévaluation du fardeau de la mortalité provoqué par la pandémie de COVID-19.

Cet article a déjà été publié sur le serveur de préimpression ResearchGate le 3 février 2023.

Estimation de l'augmentation de la mortalité toutes causes : taille de la population et effets de tendance historiques

Deux effets principaux doivent être pris en compte lors de l'estimation de l'augmentation de la mortalité toutes causes confondues : les effets des changements dans la taille et le profil d'âge de la population et les effets des tendances historiques des taux de mortalité.

Les changements dans la taille de la population et le profil d'âge doivent être pris en compte du simple fait que plus une population est importante ou âgée, plus il y a de décès. Concernant la population de plus de 80 ans en Allemagne, sa taille, et donc le nombre de décès, augmente d'année en année. Conclure à partir de ce schéma que la mortalité a augmenté au cours des années 2020 et 2021 par rapport aux années précédentes n'aurait aucun sens, car cette augmentation est entièrement attribuable à l'augmentation de la taille de la population.

Les tendances historiques des taux de mortalité doivent être prises en compte car les taux de mortalité sont influencés par les changements environnementaux et sociétaux et les améliorations des traitements médicaux. En Allemagne, il existe une tendance historique à la baisse continue du taux de mortalité qui est observée dans la plupart des tranches d'âge. Si une telle tendance à la baisse des taux de mortalité n'est pas prise en compte, le nombre de décès attendus est surestimé et, par conséquent, le véritable excès de mortalité est sous-estimé.

L'écueil consistant à ignorer les variations de la taille de la population se retrouve par exemple dans les estimations fournies par l'Office fédéral allemand de la statistique[14] où l'augmentation de la mortalité est estimée sur la base d'une comparaison du nombre de décès observés avec la valeur médiane des quatre années précédentes. Estimer le nombre de décès attendus à partir de la médiane des quatre années précédentes sous-estime le nombre de décès attendus et surestime donc la véritable augmentation de la mortalité. L'invalidité de cette méthode peut être illustrée par le fait qu'en cas d'augmentation continue de la taille de la population, comme c'est le cas pour la population de plus de 80 ans en Allemagne, une telle méthode conclurait pour *chaque* année où il y a eu une augmentation inattendue de la mortalité par rapport aux années précédentes.

L'écueil d'ignorer les tendances historiques plus longues se retrouve par exemple dans les estimations fournies par l'Organisation mondiale de la santé (OMS)[11] où l'augmentation de la mortalité est estimée sur la base d'une extrapolation spline à plaque mince du nombre de décès observés. Une telle méthode d'estimation est très sensible aux changements à court terme du nombre de décès observés, des estimations erratiques des prévisions de décès attendus peuvent se produire. En ce qui concerne les estimations de l'OMS pour l'Allemagne, l'extrapolation spline prédit - sur la base de la baisse à court terme des décès en 2019 par rapport à 2018 - qu'une baisse similaire se produirait également dans les années suivantes, bien que cela contredise complètement la tendance historique à long terme. Les estimations fournies par l'OMS ignorent non seulement les tendances à long terme, mais aussi les changements de population. Ceci sera discuté dans la section suivante.

Méthodes qui tiennent compte de la taille de la population et des effets des tendances

historiques

Une première approche relativement simple pour prendre en compte la taille de la population et les effets des tendances historiques consiste à tenter de prédire l'évolution ultérieure du nombre de décès à partir des données observées au cours des années précédentes à l'aide de méthodes de régression. Dans une étude de Baum[5], l'évolution de l'augmentation observée du nombre de décès en Allemagne de 2001 à 2021 par rapport à l'année 2000 a été ajustée avec une fonction polynomiale d'ordre deux, et les résidus annuels ont été utilisés pour estimer l'augmentation ou la diminution annuelle de la mortalité, résultant dans une augmentation estimée de la mortalité dans les années 2020 et 2021 d'environ 11 000 décès supplémentaires chacune. Si l'avantage de cette approche est, d'une part, qu'il n'y a pas de choix de paramètres à faire, d'autre part, c'est en même temps la faiblesse de cette approche : comme chaque donnée se voit attribuer le même poids, des valeurs aberrantes uniques peuvent conduire à des estimations biaisées, et les développements dépendant de circonstances plus complexes ne peuvent pas être intégrés dans cette approche.

Pour tenir compte des valeurs aberrantes uniques, il a été tenté d'estimer le nombre de décès attendus par un modèle de série chronologique basé sur le nombre de décès observés au cours des années précédentes et d'exclure les phases passées de surmortalité unique, comme le fait le European Mortality Monitoring. (EuroMOMO) projet[15]. Au-delà du problème que les estimations résultantes dépendent du modèle spécifique et des choix de paramètres effectués, un problème commun à toute approche qui fonde des estimations sur le nombre brut de décès observés est que les estimations résultantes ne tiennent pas compte des changements possibles dans la structure par âge au sein d'une population, ce qui peut conduire à des estimations biaisées.

Pour tenir compte de la structure par âge au sein d'une population, les ajustements dits d'âge ont une longue tradition dans la recherche sur la mortalité[16], ce qui est essentiel, notamment pour estimer le nombre de décès attendus dans des populations où la proportion de personnes âgées évolue dans le temps. La méthode de base consiste à calculer les taux de mortalité pour une période de référence séparément pour différents groupes d'âge et à extrapoler à partir des taux de mortalité liés à l'âge et des tailles de population des différents groupes d'âge au cours de l'année à estimer le nombre de décès attendus dans chacun des les tranches d'âge.

Dans une étude récente de Levitt et al.[dix], l'augmentation de la mortalité au cours des années 2020 et 2021 a été estimée sur la base de la période de référence des trois années pré-pandémiques 2017-2019 en utilisant les strates d'âge de 0-14, 15-64, 65-74, 75-84 et 85 + ans, entraînant une augmentation estimée de la mortalité d'environ 16 000 décès supplémentaires en 2020 et 38 800 décès supplémentaires en 2021. Dans deux études de De Nicola et al.[7,8], une méthode d'ajustement selon l'âge plus raffinée (voir ci-dessous) et plus fine a été utilisée, ce qui a entraîné des estimations encore plus faibles de l'augmentation de la mortalité, avec environ 6 300 décès supplémentaires en 2020 et 23 400 décès supplémentaires en 2021.

Un problème à la fois dans l'étude de Levitt et al.[dix] et les études de De Nicola et al.[7,8] est que les éventuelles tendances historiques des taux de mortalité ne sont pas prises en compte. Cela a été, en plus d'un ajustement en fonction de l'âge, effectué dans une étude de Kowall et al.[9] où l'augmentation de la mortalité en 2020 a été estimée pour les pays Allemagne, Espagne et Suède. Les tendances historiques des taux de mortalité ont été estimées sur la base de la diminution observée des taux de mortalité au cours des années pré-pandémiques 2016-2019. Pour l'Allemagne, il a été estimé que le nombre de décès observés en 2020 était supérieur de 0,9 % au nombre de décès attendus estimés, ce qui se situe dans la fourchette des estimations de l'étude de De Nicola et al.[7,8]. Des estimations avec des ajustements pour les changements dans les tendances historiques des taux de mortalité pour les années 2021 et 2022 n'ont pas été rapportées à ce jour, du moins à notre connaissance.

L'incertitude inhérente au modèle des estimations des augmentations de la mortalité

Comme cela est déjà apparu dans les sections précédentes, l'estimation de l'ampleur de l'augmentation de la mortalité toutes causes confondues implique plusieurs choix de modèles et de paramètres qui doivent être faits. Bien qu'une analyse appropriée nécessite nécessairement de prendre en compte les changements dans la taille des populations et les tendances historiques des taux de mortalité, il reste plusieurs degrés de liberté quant à la manière exacte de procéder. Par exemple, une question ouverte est de savoir quelles années précédentes sont utilisées comme référence et quel modèle est utilisé pour l'extrapolation des décès attendus sur la base de ces années.

Premièrement, lors de la communication des estimations de l'ampleur de l'augmentation de la mortalité, il est important de montrer à quel point les estimations varient selon les différents choix de modèles et de paramètres. Les choix possibles et les estimations qui en résultent doivent être communiqués aux lecteurs de manière à leur permettre de tirer leurs conclusions en fonction des questions spécifiques auxquelles ils souhaitent répondre.

Deuxièmement, lors de l'interprétation des estimations de l'augmentation de la mortalité, il faut être conscient des choix de modèles et de paramètres. Au moment de décider quelle approche est choisie, il faut clarifier la question à laquelle on essaie de répondre et choisir l'approche qui correspond le mieux à la question à laquelle il faut répondre. Par exemple, si l'on s'intéresse à la question de savoir dans quelle mesure le nombre de décès observés est supérieur aux décès survenant habituellement, exclure les années aberrantes lors de l'estimation de l'augmentation de la mortalité peut être une décision raisonnable. Cependant, si l'on souhaite savoir si le nombre de décès observés est supérieur aux valeurs extrêmes des années précédentes, l'exclusion des valeurs aberrantes peut être une décision moins raisonnable.

Troisièmement, malgré l'incertitude inhérente aux estimations des augmentations de la mortalité, les différences d'augmentation de la mortalité entre différentes périodes ou différentes régions sont largement robustes par rapport au paramètre et au choix du modèle. Cela a été récemment montré dans une étude de Levitt et al.[13] où une approche dite d'analyse multivers a été utilisée qui a pris en compte différentes périodes pour définir la ligne de base de référence sur laquelle l'estimation du nombre de décès attendu était basée. Bien qu'il y ait une grande variabilité dans l'ampleur absolue des différentes estimations de la surmortalité, le classement relatif des différents pays par rapport aux autres est resté largement inchangé dans les différentes lignes de base de référence. De plus, concernant l'évaluation de l'ampleur de la surmortalité estimée, si la différence observée dans les estimations entre plusieurs choix de paramètres est faible par rapport à l'écart-type empirique survenu les années précédentes, un nombre observé de décès supérieur de plusieurs écarts-types à l'estimation attendue. On peut supposer que le nombre de décès reflète le fait que la mortalité a considérablement augmenté.

L'utilisation du terme *surmortalité*

Dans de nombreuses études précédentes, l'observation selon laquelle le nombre de décès observés toutes causes confondues est supérieur au nombre prévu de décès toutes causes confondues est désignée par le terme *surmortalité*. Une telle utilisation de termes est discutable. Le nombre de décès d'une année à l'autre ne suit pas une ligne droite mais varie autour d'une tendance commune. Si l'on devait désigner *année de surmortalité* comme toutes les années au cours desquelles plus de décès sont observés que prévu selon la tendance commune, il faudrait conclure que *surmortalité* est observée dans environ 50% de toutes les années et une *déficit de mortalité* dans les autres 50 % de toutes les années.

Comme environ la moitié des années montrent des niveaux de mortalité supérieurs à la tendance commune, on pourrait utiliser le terme *surmortalité* uniquement pour les années qui montrent une augmentation remarquable de la mortalité au-delà d'un certain seuil. Une possibilité simple d'établir un tel seuil serait de calculer la variation moyenne (écart-type empirique) autour de la tendance commune au fil des ans et de désigner comme *années de forte surmortalité*, uniquement ceux dont le nombre de décès observés dépasse le double de la variation moyenne.

Une autre possibilité serait de rechercher les années précédentes avec des écarts maximum par rapport à la tendance commune, puis de comparer l'écart observé au cours de l'année qui nous intéresse avec les écarts maximum des années précédentes. Une telle comparaison a été, par exemple, faite dans une étude récente de Staub et al.[17] où la dimension historique de la pandémie de COVID-19 a été examinée pour les pays Suisse, Suède et Espagne sur plus de 100 ans, révélant que les pics de surmortalité mensuelle en 2020 étaient supérieurs à la plupart des pics depuis 1918.

Néanmoins, également dans cette contribution, nous avons décidé d'utiliser les termes *surmortalité* et *déficit de mortalité* pour la mortalité, qui est juste au-dessus et au-dessous, respectivement, de la valeur estimée, comme dans la plupart des autres contributions. Une tentative de définir un *encours année de surmortalité* via la moyenne des variations seront faites dans les sections sur l'incertitude des données et l'écart-type empirique.

Matériels et méthodes

Mortalité annuelle attendue

La méthode standard en actuariat utilise des tables de mortalité et des tables de population pour obtenir le nombre prévu de décès. Les tables de population historiques sont utilisées pour estimer la tendance de la longévité, qui est prise en compte.

Ainsi, le point de départ de nos enquêtes est constitué par les tables de mortalité par période et les données démographiques disponibles auprès de l'Office fédéral de la statistique d'Allemagne. Comme d'habitude en actuariat, on désigne par $l_{x,t}$ le nombre de moins d'un an au 1er janvier de l'année t , par le nombre y femmes d'un an au 1er janvier dans l'année t , par $d_{x,t}$ de décès d'hommes de moins d'un an l'année t , par $d_{y,t}$ le nombre de décès de y ans femmes à l'année t , par $q_{x,t}$ (une estimation de) la probabilité de mortalité pour un x mâle d'un an dans l'année t , et par $q_{y,t}$ (une estimation de) la probabilité de mortalité y femme d'un an dans l'année t . Notez que $d_{x,t}$ tient également d'une personne décédée $(x - 1)$ ans le 1er janvier de l'année t et est mort comme x ans. La méthode de Farr est un outil standard pour tenir compte de ce changement d'âge. En outre, la table de mortalité 2017/2019 de l'Office fédéral de la statistique d'Allemagne[18] utilise l'approche de Farr pour estimer et par les estimations ponctuelles $\hat{q}_{x,t}$

$$\hat{q}_{x,2019} = \frac{\sum_{t=2017}^{2019} d_{x,t}}{\frac{1}{2} \sum_{t=2017}^{2019} (l_{x,t} + l_{x,t+1}) + \frac{1}{2} \sum_{t=2017}^{2019} d_{x,t}}$$

et de manière analogue $\hat{q}_{y,2019}$.

La table de mortalité périodique 2017/2019 de l'Office fédéral de la statistique d'Allemagne[18] prend donc en compte la mortalité à trois ans. Il contient les probabilités de mortalité $\hat{q}_{x,2019}$ et $\hat{q}_{y,2019}$, et le sous-jacent table de population la taille de la population $l_{x,y}$ pour l'âge $x, y = 0, \dots, 100$. En principe, ce serait plus précis pour utiliser les tables de mortalité et les tables de population jusqu'à 113 ans, mais ces données ne sont pas disponibles.

Une tâche beaucoup plus compliquée consiste à estimer la tendance historique, ce qui donne des tables de mortalité des générations.

Les tables de mortalité générationnelles observent l'évolution de la mortalité sur une longue période, environ 100 ans, lissent les données existantes et estiment la tendance historique des probabilités de mortalité. Ces probabilités ont diminué au cours des 100 dernières années. L'ansatz courant consiste à fixer une année de référence t_0 et à définir

$$q_{x,t} = q_{x,t_0} e^{-F(x;t,t_0)}, q_{y,t} = q_{y,t_0} e^{-F(y;t,t_0)}.$$

Comme il est bien connu que les probabilités de mortalité des hommes et des femmes diffèrent considérablement, ces deux cas sont calculés séparément. L'Association allemande des actuaires (Deutsche Aktuarvereinigung, ou DAV, en allemand) recommande d'utiliser une table de mortalité lissée q_{x,t_0} dans une année de base t_0 et de modéliser la tendance sous-jacente mortalité future, la fonction de tendance de la longévité $F(x; t, t_0)$, par régression séparément pour l'homme et la femme population. En 2004, il s'est avéré que la diminution des probabilités de mortalité au cours des années précédentes a été plus forte que prévu ; donc, la table de survie DAV DAV 2004 R [19] fait la distinction entre une tendance à court terme plus élevée et une tendance à long terme plus faible. Ces tendances sont utilisées pour les rentes viagères, alors que pour l'assurance-vie, la tendance (du moins la tendance à court terme) est la plupart du temps ignorée.

Il faut garder à l'esprit que les tables de mortalité DAV 2004 R et les facteurs de longévité DAV 2004 R sont adaptés aux caisses de pension. Comme nous nous intéressons aux prédictions concernant l'ensemble de la population allemande, nous utilisons la table de mortalité pour la population générale de l'Office fédéral de la statistique d'Allemagne, et non la table de mortalité DAV 2004 R, et adaptons les facteurs de longévité de la DAV 2004 R pour s'adapter à la toute la population. De plus, il semble que la tendance à la longévité s'est aplatie ces dernières années. Par conséquent, nous avons décidé d'utiliser la moitié de la fonction de tendance à long terme donnée par DAV 2004 R,

$$F(x; t, t_0) = \frac{1}{2}(t - 2019)F_{l,x}, F(y; t, t_0) = \frac{1}{2}(t - 2019)F_{l,y}$$

où les chiffres $F_{l,x}$ et $F_{l,y}$ sont contenus dans la table DAV 2004 R. Nous utiliserons les estimations ponctuelles $\hat{q}_{x,2019}$ et $\hat{q}_{y,2019}$ de la dernière table de mortalité pré-pandémique 2017/2019 de l'Office fédéral de la statistique de l'Allemagne comme table de mortalité de base dans un premier temps et prendre ainsi $t_0 = 2019$. Un autre choix possible serait de prendre $t_0 = 2018$, l'année moyenne du tableau, qui n'entraîne que des changements mineurs, mais nous suivons l'évolution actuarielle norme à définir comme l'année où le tableau a été rempli. Nous comparerons également les résultats obtenus à ceux obtenus en utilisant les tables de mortalité précédentes 2015/2016 et 2016/2017, puis clairement avec $t_0 = 2016$ et $t_0 = 2017$, respectivement.

Nous remarquons que la modélisation des facteurs de longévité est une tâche difficile. Par exemple, le besoin de facteurs de longévité dépend fortement du pays ; il semble qu'au Japon et en Angleterre, la baisse de la tendance de la mortalité se soit déjà arrêtée, c'est-à-dire $F(x; t, t_0) = F(y; t, t_0) = 0$, et les probabilités de mortalité sont (plus ou moins) constant. Pour une discussion concernant les paramètres de notre modèle, c'est-à-dire notre choix d'utiliser la moitié de la tendance de la longévité et la table de mortalité (non lissée) 2017/2019, nous renvoyons à la section suivante.

En mettant les choses ensemble, nous définissons la probabilité de mortalité d'un homme de -ans dans l'année t par

$$q_{x,t} = \hat{q}_{x,2019} e^{-\frac{1}{2}(t-2019)F_{l,x}},$$

et pour une femme de -ans dans un an t par

$$q_{y,t} = \hat{q}_{y,2019} e^{-\frac{1}{2}(t-2019)F_{l,y}}.$$

Maintenant, pour chaque individu, la probabilité de mourir à l'âge x ans est donnée par la $q_{x,t}$, et donc, dans un premier essai, population d'individus produit des nombres aléatoires distribués binomiaux hommes et $D_{x,t}$ a et $D_{y,t}$ décès pour femmes, respectivement, avec des valeurs attendues

$$\mathbb{E}D_{x,t} = l_{x,t} q_{x,t}, \mathbb{E}D_{y,t} = l_{y,t} q_{y,t}.$$

Comme nous l'avons déjà évoqué plus haut à propos de la méthode de Farr, cette formule ne tient pas compte des individus qui ont atteint l'âge $(x - 1)$ ans au début de l'année et est décédé à l'âge de -ans. Pour compenser cela pièce manquante, nous suivons la procédure proposée par De Nicola et al.[7]. Environ la moitié de la population âgée de moins d'un an en début d'année, qui est de taille $l_{x-1,t}$, meurt après son anniversaire à l'âge de -ans. Pour eux, nous utilisons la probabilité de mortalité lissée

$$\frac{q_{x-1,t} + q_{x,t}}{2}.$$

L'autre moitié de x -ans décédé appartient à la population de -ans au début de l'année, qui est de taille $l_{x,t}$. Pour eux, nous utilisons la probabilité de mortalité lissée

$$\frac{q_{x,t} + q_{x+1,t}}{2}$$

Pour plus de détails, voir [7]. Ainsi, pour $x = 0, \dots, 101$, le nombre aléatoire $D_{x,t}$ de décès d'âge dans l'année $t = 2020, 2021, 2022$, est de distribution binomiale et satisfait

$$\mathbb{E}D_{x,t} = \frac{1}{2} \left(l_{x-1,t} \frac{q_{x-1,t} + q_{x,t}}{2} + l_{x,t} \frac{q_{x,t} + q_{x+1,t}}{2} \right)$$

et une formule analogue vaut pour $\mathbb{E}D_{y,t}$. Ici, $l_{x-1,t}$ et $l_{x,t}$ sont tirés du tableau de la population de la Office fédéral de la statistique d'Allemagne [20]. Notez que le nombre de décès signalés provient de l'ensemble de données le plus récent de l'Office fédéral de la statistique d'Allemagne ; l'ensemble de données pour 2022 est encore préliminaire, et il y aura des changements dans les prochains mois. Pour $x = 0$, nous fixons $l_{-1,t} = l_{0,t+1}$ si disponible, sinon $l_{-1,t} = l_{0,t}$ et $q_{-1,t} = q_{0,t}$. Les mêmes considérations conduisent à $\mathbb{E}D_{y,t}$.

Notons par $d_{x,t}$ et $d_{y,t}$, respectivement, le nombre observé de décès d'hommes de -ans et de -ang- vieilles femmes dans l'année, et mettre

$$d_{a,t} = \sum_{x < a} d_{x,t} + \sum_{y < a} d_{y,t}$$

pour certains groupes d'âge. L'Office fédéral de la statistique d'Allemagne [21] propose des tableaux du nombre observé de décès d'hommes et de décès de femmes pour les groupes d'âge

$$a \in \{0-14, 15-29, 30-34, 35-39, \dots, 90-94, 95+\}$$

que nous utilisons pour les valeurs des $t = 2020, 2021, 2022$. La surmortalité est obtenue en comparant l'espérance années

$$\mathbb{E}D_{a,t} = \sum_{x < a} \mathbb{E}D_{x,t} + \sum_{y < a} \mathbb{E}D_{y,t}$$

aux données observées $d_{a,t}$ pour chaque tranche d'âge et $t = 2020, 2021$, et 2022 . Parce que l'année 2020 est un bond année, nous avons ajouté un jour en multipliant le résultat des calculs décrits ci-dessus par $\frac{366}{365}$.

Les probabilités de mortalité diffèrent pour les populations masculines et féminines. Cependant, la surmortalité est à peu près la même pour la population masculine et féminine. Par conséquent, nous calculons le nombre prévu de décès séparément et ne montrons que le nombre total de décès. D'autre part, d'énormes différences se produisent pour la surmortalité dans différents groupes d'âge, et par conséquent, nous présenterons nos résultats pour chaque groupe d'âge séparément.

La probabilité de mortalité dépend aussi fortement du statut social, de la profession, de l'état de santé, de la région, etc. Les tables de mortalité allemandes donnent des probabilités moyennes de mortalité. Il n'est pas clair - du moins pour les auteurs - si le taux d'infection et la mortalité par le SRAS-CoV-2 dépendent également de ces facteurs. Pour une enquête plus approfondie sur l'augmentation de la mortalité due au COVID-19, cela devrait être pris en compte, mais les données appropriées ne sont pas disponibles.

Incertitude et fluctuations des données

Après avoir modélisé le nombre de décès comme une variable aléatoire binomiale et calculé l'espérance et la surmortalité, il serait souhaitable d'énoncer un intervalle de confiance pour juger si l'on observe la surmortalité habituelle dans les années pandémiques ou si la surmortalité est au-delà de la surmortalité attendue. fluctuation. Pourtant, lors de la présentation de nos résultats, il s'avérera que les fluctuations observées historiquement sont beaucoup plus importantes que la fluctuation d'une variable aléatoire binomiale. En raison de cette limitation de notre modèle mathématique, nous évitons d'utiliser les mots intervalle de confiance pour la surmortalité. Néanmoins, dans cette section, nous allons générer des estimations de l'incertitude des données concernant $\hat{q}_{x,t}, \hat{q}_{y,t}$ et les facteurs de longévité $F(x; t, t_0), F(y; t, t_0)$ et calculer une estimation simple de l'écart-type observé empiriquement de $D_{x,t}, D_{y,t}$. Les estimations obtenues pour l'incertitude du modèle et des données et l'écart-type empirique permettre ensuite au lecteur de comparer les décès excédentaires observés au cours des années pandémiques 2020, 2021 et 2022 à l'incertitude inhérente aux données et aux fluctuations historiques.

Premièrement, l'ensemble de données le plus élémentaire pour estimer la surmortalité est le nombre de décès toutes causes confondues chaque année. Chaque semaine, l'Office fédéral de la statistique d'Allemagne publie le nombre de décès signalés. Après la fin de l'année, l'Office fédéral de la statistique d'Allemagne procède à un contrôle de plausibilité, puis publie le nombre final corrigé de décès vers septembre de l'année prochaine. Par exemple, pour 2019, cela a entraîné un changement d'au moins 20 000 ensembles de données, ce qui a entraîné un changement cumulé de près de 3 000 décès, et pour 2021, nous observons un changement cumulé de plus de 2 000 décès. Ainsi, même dans un pays comme l'Allemagne, déjà le nombre de décès observés semble avoir une incertitude intrinsèque de 2 000 à 3 000 décès. Aussi, il y a un inhérent

incertitude quant à la taille de la population et à la répartition par âge publiée par l'Office fédéral de la statistique. Ces tableaux sont basés sur le recensement allemand de 2011 et mis à jour d'année en année à l'aide d'un modèle de prédiction.

Deuxièmement, les tables de mortalité et l'utilisation des facteurs de longévité pour modéliser les probabilités de mortalité influencent essentiellement les résultats. On pourrait remplacer la table de mortalité 2017/2019 de l'Office fédéral de la statistique d'Allemagne par les tables de mortalité 2016/2018 ou 2015/2017. On pourrait utiliser différents facteurs de longévité ou les ignorer complètement. La réponse à la question de savoir si une surmortalité grave s'est produite pour 2020, 2021 et 2022 dépend fortement de ces ensembles de données sous-jacents. Pour une analyse de sensibilité concernant les hypothèses de ce modèle, nous présenterons le nombre total de décès attendus

$$\mathbb{E}D_t = \sum_{x=0}^{101} \mathbb{E}D_{x,t} + \sum_{y=0}^{101} \mathbb{E}D_{y,t}$$

et la surmortalité pour différentes tables de mortalité et en tenant compte soit de zéro, soit de la moitié, soit de la tendance de longévité complète. La différence donne une estimation de l'incertitude du modèle due au choix de la table de mortalité et du facteur de longévité.

Troisièmement, nous nous intéressons à une approximation grossière de l'écart-type empirique. Nous utilisons un modèle extrêmement simple, une régression linéaire pour le nombre de décès observés

$$d_t = \sum_{x=0}^{100} d_{x,t} + \sum_{y=0}^{100} d_{y,t} \approx L(t) = \alpha + \beta(t - 2009),$$

pour $t = 2010, \dots, 2019$ et calculer l'écart-type empirique $\hat{\sigma}(d_t)$ dans ce modèle. Nous prenons en compte que 2012 et 2016 étaient des années bissextiles. La même méthode, un modèle de régression linéaire, peut être appliquée aux tranches d'âge a , en estimant la variance empirique observée $\hat{\sigma}(d_{a,t})$.

Mortalité mensuelle attendue

Après avoir calculé la surmortalité annuelle, nous étudions plus en détail le nombre de décès au cours des années 2020 à 2022. Il est bien connu que les probabilités de mortalité diffèrent d'un mois à l'autre avec des pics possibles en hiver et aussi parfois en été lorsque le temps est clément. trop chaud.

Malheureusement, la base de données pour de telles enquêtes fournies par l'Office fédéral de la statistique d'Allemagne est quelque peu faible, nous devons donc appliquer plusieurs étapes d'approximation. Notons le nombre observé de décès de x mâles d'un an et y filles d'un an, respectivement, par $d_{x,t,m}$ et $d_{y,t,m}$ en année t et en mois m . L'Office fédéral de la statistique de l'Allemagne propose des tableaux pour le nombre observé de décès masculins et décès féminins pour les tranches d'âge

$$a \in \{0-14, 15-29, 30-34, 35-39, \dots, 90-94, 95+\}$$

que nous utilisons depuis des années $t = 2010, \dots, 2022$ [21].

Pour $a \in \mathcal{A}$, dénotent la proportion estimée de décès masculins au cours du mois m , $m = 1, \dots, 12$ par

$$f_{x,m} = \frac{1}{10} \sum_{t=2010}^{2019} \frac{\sum_{x \in \mathcal{A}} d_{x,t,m}}{\sum_{x \in \mathcal{A}} d_{x,t}}, \sum_{m=1}^{12} f_{x,m} = 1,$$

où l'on considère que 2012 et 2016 étaient des années bissextiles. Les résultats pour les décès masculins sont donnés dans le tableau 7.

Âge\mois	1	2	3	4	5	6	7	8	9	dix	11	12
0-14 ans	8,8 %	8,1 %	9,1 %	8,3 %	8,1 %	8,5 %	8,5 %	8,5 %	7,9 %	8,1 %	7,8 %	8,4 %
15-29 ans	8,5 %	7,6 %	8,3 %	8,3 %	8,7 %	8,6 %	9,2 %	8,7 %	8,2 %	8,3 %	8,0 %	7,7 %
30-34 ans	8,7 %	7,7 %	8,6 %	8,5 %	8,6 %	8,4 %	8,8 %	8,5 %	7,7 %	8,4 %	8,0 %	8,1 %
35-39 ans	8,3 %	7,9 %	8,8 %	8,2 %	8,7 %	8,1 %	8,7 %	8,6 %	7,8 %	8,3 %	7,9 %	8,8 %
40-44 ans	8,9 %	8,3 %	9,1 %	8,4 %	8,4 %	8,0 %	8,4 %	8,3 %	8,1 %	8,1 %	8,0 %	8,1 %
45-49 ans	9,2 %	8,2 %	8,9 %	8,3 %	8,3 %	8,2 %	8,4 %	8,2 %	7,9 %	8,2 %	7,9 %	8,2 %
50-54 ans	9,0 %	8,2 %	9,0 %	8,2 %	8,4 %	8,1 %	8,2 %	8,2 %	7,8 %	8,3 %	8,1 %	8,3 %
55-59 ans	8,9 %	8,3 %	9,1 %	8,3 %	8,4 %	8,0 %	8,3 %	8,0 %	7,8 %	8,3 %	8,2 %	8,4 %
60-64 ans	8,9 %	8,3 %	8,9 %	8,2 %	8,2 %	8,0 %	8,3 %	8,1 %	7,7 %	8,4 %	8,3 %	8,8 %
65-69 ans	8,9 %	8,5 %	9,1 %	8,2 %	8,2 %	7,8 %	8,2 %	8,1 %	7,7 %	8,3 %	8,1 %	8,8 %
70-74 ans	9,1 %	8,7 %	9,3 %	8,3 %	8,3 %	7,8 %	8,2 %	7,9 %	7,6 %	8,2 %	8,1 %	8,6 %
75-79 ans	9,1 %	8,6 %	9,4 %	8,3 %	8,2 %	7,7 %	8,0 %	7,8 %	7,6 %	8,2 %	8,2 %	8,9 %
80-84 ans	9,1 %	8,7 %	9,3 %	8,3 %	8,1 %	7,6 %	8,0 %	7,8 %	7,5 %	8,3 %	8,3 %	9,1 %
85-89 ans	9,2 %	8,8 %	9,4 %	8,3 %	8,0 %	7,5 %	7,9 %	7,8 %	7,4 %	8,3 %	8,3 %	9,2 %
90-94 ans	9,1 %	8,9 %	9,4 %	8,1 %	7,9 %	7,4 %	7,7 %	7,6 %	7,4 %	8,5 %	8,5 %	9,5 %
95+ ans	9,7 %	9,1 %	9,8 %	8,3 %	7,8 %	7,3 %	7,6 %	7,3 %	7,3 %	8,3 %	8,2 %	9,2 %

TABLEAU 1 : Proportion estimée de décès masculins au cours du mois . m

De manière analogue, nous définissons f_{ym} et obtenir les résultats dans le [tableau 2](#).

Âge\mois	1	2	3	4	5	6	7	8	9	dix	11	12
0-14 ans	8,8 %	8,5 %	9,1 %	8,1 %	8,0 %	8,5 %	8,0 %	7,9 %	8,1 %	8,2 %	7,9 %	8,9 %
15-29 ans	8,7 %	8,6 %	8,8 %	8,1 %	8,2 %	7,9 %	8,5 %	8,4 %	8,3 %	8,0 %	7,9 %	8,6 %
30-34 ans	8,5 %	7,6 %	9,1 %	8,5 %	8,1 %	8,3 %	7,9 %	8,7 %	8,2 %	8,3 %	7,9 %	9,2 %
35-39 ans	8,4 %	8,0 %	8,5 %	8,2 %	8,6 %	8,1 %	8,4 %	8,6 %	8,2 %	8,2 %	8,0 %	8,8 %
40-44 ans	9,1 %	8,5 %	9,2 %	8,2 %	8,3 %	8,1 %	8,1 %	7,9 %	7,9 %	8,3 %	8,0 %	8,2 %
45-49 ans	9,0 %	8,3 %	9,0 %	8,2 %	8,3 %	8,2 %	8,2 %	8,1 %	7,8 %	8,4 %	8,1 %	8,4 %
50-54 ans	8,8 %	8,3 %	8,9 %	8,1 %	8,3 %	7,9 %	8,2 %	8,1 %	8,0 %	8,3 %	8,5 %	8,6 %
55-59 ans	8,9 %	8,3 %	8,8 %	8,2 %	8,3 %	7,9 %	8,2 %	8,1 %	7,9 %	8,4 %	8,3 %	8,7 %
60-64 ans	8,9 %	8,4 %	9,1 %	8,1 %	8,3 %	8,0 %	8,2 %	8,1 %	7,7 %	8,2 %	8,2 %	8,8 %
65-69 ans	9,0 %	8,5 %	9,2 %	8,2 %	8,2 %	7,8 %	8,2 %	8,0 %	7,7 %	8,3 %	8,1 %	8,7 %
70-74 ans	9,1 %	8,7 %	9,3 %	8,4 %	8,2 %	7,7 %	8,1 %	7,9 %	7,7 %	8,2 %	8,0 %	8,7 %
75-79 ans	9,1 %	8,6 %	9,4 %	8,3 %	8,1 %	7,7 %	8,0 %	8,0 %	7,6 %	8,2 %	8,2 %	8,8 %
80-84 ans	9,1 %	8,9 %	9,5 %	8,3 %	8,0 %	7,6 %	8,0 %	7,9 %	7,5 %	8,1 %	8,2 %	8,9 %
85-89 ans	9,4 %	9,1 %	9,8 %	8,4 %	8,0 %	7,4 %	7,9 %	7,7 %	7,4 %	8,0 %	8,0 %	8,8 %
90-94 ans	9,2 %	9,0 %	9,7 %	8,3 %	7,9 %	7,4 %	7,9 %	7,7 %	7,4 %	8,1 %	8,2 %	9,2 %
95+ ans	9,6 %	9,3 %	10,0 %	8,3 %	7,8 %	7,2 %	7,8 %	7,6 %	7,2 %	8,1 %	8,2 %	9,0 %

TABLEAU 2 : Proportion estimée de décès féminins au cours du mois . m

Les facteurs de mortalité se sont concentrés autour de leur moyenne au cours des dernières années, l'écart-type empirique étant inférieur à 1,5 % pour tous les groupes d'âge, principalement autour de 0,5 %.

Ensuite, nous distribuons le nombre prévu de décès pour $t = 2020, 2021, 2022$ selon les facteurs $f_{x,t}$ et $f_{y,t}$,

$$\mathbb{E}D_{x,t,m} = f_{x,t} \mathbb{E}D_{x,t}, \mathbb{E}D_{y,t,m} = f_{y,t} \mathbb{E}D_{y,t},$$

Et mettre

$$\mathbb{E}D_{a,t,m} = \sum_{x \in a} \mathbb{E}D_{x,t,m} + \sum_{y \in a} \mathbb{E}D_{y,t,m}, \quad m = 1, \dots, 12,$$

donnant le nombre prévu de décès au cours du mois . Nous considérons 2020 comme une année bissextile. Les valeurs attendues doivent être comparées aux données observées

$$d_{a,t,m} = \sum_{x \in a} d_{x,t,m} + \sum_{y \in a} d_{y,t,m}, \quad m = 1, \dots, 12.$$

Notez que nous ne supposons pas que la population ou la structure par âge est constante au cours d'une année. Nous supposons simplement que le changement moyen de la population au cours des dernières années est comparable à la situation de 2020 à 2022, et donc, les changements au cours des 10 dernières années imitent les changements de 2020 à 2022.

Résultats

Mortalité annuelle attendue

En suivant la méthode décrite précédemment, nous calculons le nombre prévu de décès en 2020, 2021 et 2022. Pour comparer le nombre prévu de décès $\mathbb{E}D_{a,t}$ dans le groupe d'âge aux valeurs observées $d_{a,t}$ nous utiliser la différence relative

$$\frac{d_{a,t} - \mathbb{E}D_{a,t}}{\mathbb{E}D_{a,t}}.$$

Tableau 3 donne le nombre de décès attendus et observés dans les tranches d'âge

$$a \in \{0-14, 15-29, 30-39, \dots, 80-89, 90+\},$$

ainsi que les différences absolues et relatives.

Tranche d'âge (ans)	t=2020			t=2021			t=2022		
	Attendu			Attendu			Attendu		
	Observé	Abdos. diff.	Rel. diff.	Observé	Abdos. diff.	Rel. diff.	Observé	Abdos. diff.	Rel. diff.
0-14	3 531			3 513			3 517		
	3 306	- 225	- 6,38%	3 368	- 145	- 4,14%	3 580	63	1,79 %
15-29	3 944			3 817			3 755		
	3 844	- 100	- 2,53%	3 934	117	3,07 %	4 148	393	10,46 %
30-39	6 626			6 585			6 546		
	6 668	42	0,64 %	6 812	227	3,44 %	7 182	636	9,72 %
40-49	15 345			14 877			14 601		
	15 507	162	1,06 %	16 095	1 218	8,19 %	15 756	1 155	7,91 %
50-59	58 641			57 705			56 471		
	57 331	- 1 310	- 2,23%	59 350	1 645	2,85 %	56 777	306	0,54 %
60-69	117 432			118 456			119 983		
	118 460	1 028	0,88 %	126 781	8 325	7,03 %	128 760	8 777	7,32 %
70-79	198 389			190 335			186 303		
	201 957	3 568	1,80 %	204 839	14 504	7,62 %	206 108	19 805	10,63 %
80-89	378 459			392 535			404 994		
	378 406	- 53	- 0,01 %	398 041	5 506	1,40 %	422 128	17 134	4,23%
90+	199 191			201 884			202 375		
	200 093	902	0,45 %	204 467	2 583	1,28 %	219 645	17 270	8,53%
Total	981 557			989 707			998 545		
	985 572	4 015	0,41 %	1 023 687	33 980	3,43 %	1 064 084	65 539	6,56 %

TABLEAU 3 : Décès attendus et surmortalité annuelle pour différents groupes d'âge.

Les écarts observés par rapport aux valeurs attendues doivent être comparés à l'écart inhérent au choix des paramètres de notre modèle et à l'écart-type empirique qui s'est produit au cours des années précédentes. Globalement, en 2020, le nombre de décès observés a été une augmentation de 0,4 % extrêmement proche du nombre attendu concernant l'écart-type empirique. En revanche, en 2021, le nombre de décès observés était supérieur de 3,4 % au nombre de décès attendus, ce qui représente une surmortalité de plus du double de l'écart-type empirique. En 2022, le nombre de décès observés était même supérieur de 6,6 % au nombre de décès attendus, ce qui représente une surmortalité de plus de quatre fois l'écart-type empirique.

Chiffre 7 illustre que l'écart entre la mortalité observée et la mortalité attendue n'est pas uniforme dans les différents groupes d'âge et que la tendance dans les groupes d'âge change de 2020 à 2021 et 2022.

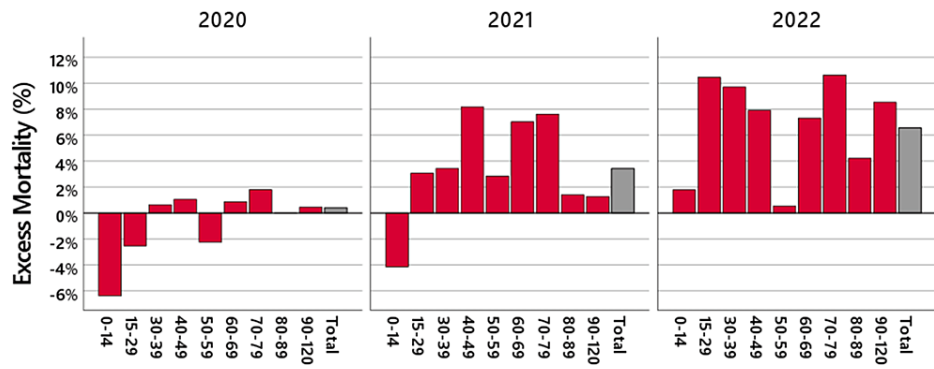


FIGURE 1 : Surmortalité annuelle.

Les barres rouges montrent la surmortalité en 2020 (panneau de gauche), 2021 (panneau du milieu) et 2022 (panneau de droite) dans différents groupes d'âge. Les barres grises représentent la surmortalité totale.

La surmortalité observée en 2021 est presque entièrement due à une augmentation des décès dans les tranches d'âge comprises entre 15 et 79 ans. Les valeurs les plus élevées sont atteintes dans la tranche d'âge 40-49 ans, où le nombre de décès observés était supérieur de 8,2 % au nombre de décès attendus, ce qui représente une surmortalité de plus de cinq fois l'écart-type empirique, et dans la tranche d'âge les groupes 60-69 et 70-79 ans, où le nombre de décès observés était supérieur de 7,0 % et 7,6 % au nombre de décès attendus, ce qui représente une surmortalité de plus du double de l'écart-type empirique.

En 2022, la surmortalité est supérieure à 7 % pour la quasi-totalité des tranches d'âge de plus de 15 ans. Les valeurs les plus élevées sont atteintes dans les tranches d'âge 15-29, 30-39 et 70-79 ans, où l'on observe une augmentation du nombre de décès supérieure d'environ 10 % aux attentes. Dans les tranches d'âge 15-29, 30-39 et 60-89 ans, on observe une surmortalité supérieure au double de l'écart-type empirique, et dans les tranches d'âge 40-50 et 90+ ans, une surmortalité de plus de quatre fois l'écart-type empirique est observé. Les autres tranches d'âge sont en dessous du double de l'écart-type empirique.

Une exception pour les trois années est le groupe d'âge 50-59 ans où, contrairement aux groupes d'âge environnants, on observe une surmortalité sensiblement plus faible. Cela est également visible si la table de mortalité 2017/2019 de l'Office fédéral de la statistique d'Allemagne est remplacée par une table de mortalité d'une autre année, et plusieurs enquêtes plus détaillées de notre côté, ainsi que les enquêtes de De Nicola et al.[7,8], confirme cette observation. Nous ne connaissons pas d'explication à ce fait. Une piste intéressante pour de futures recherches pourrait être d'explorer les facteurs qui rendent ce groupe d'âge si résilient.

Il convient de souligner qu'au cours des 20 dernières années, la surmortalité maximale en un an était d'environ 25 000 décès, et les auteurs n'ont pas connaissance d'une surmortalité de plus de 60 000 décès - soit en deux années consécutives d'environ 100 000 décès - en les dernières décennies.

Incertitude des données et incertitude du modèle

Comme déjà souligné, premièrement, il existe une incertitude inhérente aux données d'environ 2 000 à 3 000 décès. Deuxièmement, pour estimer l'incertitude du modèle, nous remplaçons la table de mortalité 2017/2019 de l'Office fédéral de la statistique d'Allemagne par les tables de mortalité 2016/2018 ou 2015/2017 et utilisons différents facteurs de longévité, ou les ignorons. Dans le tableau 4, nous présentons le nombre total prévu de décès $\mathbb{E}D_t$ et la surmortalité en utilisant la différence relative pour différentes tables de mortalité et en tenant compte soit de zéro, soit de la moitié, soit de toute la tendance de la longévité.

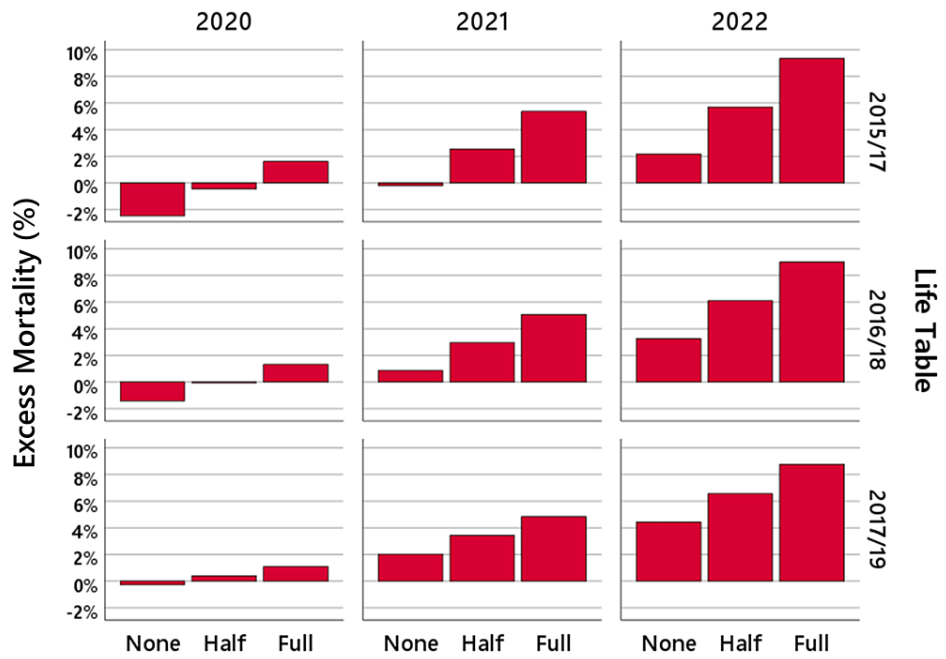
Tendance de la longévité	Table de survie	ED ₂₀₂₀	Excès de mort.	ED ₂₀₂₁	Excès de mort.	ED ₂₀₂₂	Excès de mort.
Aucun	2015/2017	1 010 478	- 2,46%	1 025 768	- 0,20%	1 041 319	2,19 %
Aucun	2016/2018	999 583	- 1,40%	1 014 802	0,88 %	1 030 423	3,27 %
Aucun	2017/2019	988 288	- 0,27%	1 003 270	2,04 %	1 018 827	4,44 %
Moitié	2015/2017	989 964	- 0,44 %	998 213	2,55 %	1 006 620	5,71 %
Moitié	2016/2018	986 013	- 0,04 %	994 294	2,96 %	1 002 869	6,10%
Moitié	2017/2019	981 557	0,41 %	989 707	3,43 %	998 545	6,56 %
Complet	2015/2017	969 896	1,62 %	971 451	5,38 %	973 159	9,34 %
Complet	2016/2018	972 640	1,33%	974 230	5,08 %	976 105	9,01 %
Complet	2017/2019	974 875	1,10 %	976 341	4,85 %	978 263	8,77%
	Observé	985 572		1 023 687		1 064 084	

TABLEAU 4 : Décès attendus et surmortalité pour différentes tables de mortalité.

Les tables de mortalité ont un effet significatif sur la question de savoir s'il existe une surmortalité. L'utilisation de la table de mortalité 2015/2017 de l'Office fédéral de la statistique d'Allemagne sans la tendance de la longévité donne pour les deux premières années Corona 2020 et 2021 même un déficit de mortalité. Et en gardant la moitié de la tendance de la longévité, en 2021, la surmortalité de 33 980 décès pour la table de mortalité 2017/2019 est à comparer à la plus faible surmortalité de 25 474 décès en utilisant la table de mortalité 2015/2017, la différence totale étant de 8 506 décès .

Par conséquent, les tables de mortalité de l'Office fédéral de la statistique d'Allemagne présentent une forte fluctuation au fil des ans, qui doit être prise en compte comme incertitude du modèle. À la lumière de ces résultats, nous avons décidé de choisir un modèle qui évite les extrêmes et inclut la moitié du facteur de longévité. Dans ce cas, l'écart entre les trois modèles - qui est un indicateur de l'incertitude du modèle - est d'environ 8 500 décès par an pour les trois années.

Dans tous ces résultats obtenus par les tables de mortalité des dernières années de l'Office fédéral de la statistique d'Allemagne, et dans la plupart des autres modèles[5-9], le point principal coïncide avec nos résultats : pour 2020, le nombre de décès est proche de la valeur attendue, alors que pour 2021, il y a une surmortalité notable, et pour 2022, il y a un énorme excès de mortalité, qui n'a pas été observé pendant les dernières décennies. Ceci est montré dans la figure.2.



Historical Trend: Mortality Improvement

FIGURE 2 : L'incertitude du modèle.

Les barres montrent le déficit de mortalité et la surmortalité en 2020 (panneau de gauche), 2021 (panneau du milieu) et 2022 (panneau de droite) pour différentes tables de mortalité et tendances de longévité.

L'écart-type empirique

Nous utilisons un modèle de régression linéaire pour approximer l'écart-type empirique des décès au $\hat{\sigma}(d_t)$ du nombre total cours de l'année pour tous les groupes d'âge. La régression conduit à

$$d_t \approx L(t) = 837,711.9 + 11,336.2 \cdot (t - 2009)$$

pour $t = 2010, \dots, 2019$ (Chiffre 3), ce qui montre que chaque année, nous prévoyons une augmentation annuelle d'environ 11 300 morts en Allemagne. Remarquez que nous avons pris en compte que 2012 et 2016 étaient des années bissextiles.

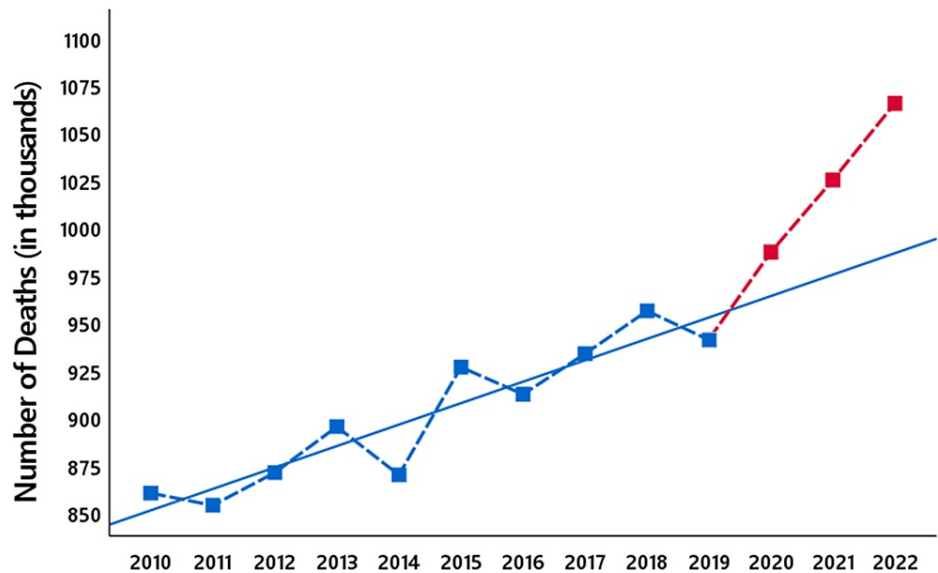


FIGURE 3 : L'écart-type empirique.

Les carrés bleus montrent le nombre de décès toutes causes confondues en Allemagne de 2010 à 2019, et les carrés rouges le nombre de décès toutes causes confondues entre 2020 et 2022. La ligne bleue montre la droite de régression pour les années 2010 à 2019.

Le calcul dans ce modèle simple de l'écart-type empirique pour 2010-2019 donne

$$\hat{\sigma}(d_t) = 14,162.$$

Nous ne prétendons pas qu'il s'agit d'une estimation précise de l'écart type $\sigma(D_t)$, pourtant nous sommes convaincus que cela reflète au moins l'ordre de grandeur. Pour vérifier si cet ordre de grandeur est plausible, nous avons également calculé l'écart-type empirique pour les années 2000-2009, en utilisant à nouveau le modèle de régression linéaire. Pour ces années, l'écart-type empirique est d'environ 14,600, qui est le même ordre que pour les années 2010-2019.

A première vue, cet écart-type empirique semble s'opposer au modèle de $D_{x,t}$, où nous supposons que le nombre de décès suit une distribution binomiale. Cette hypothèse naturelle impliquerait que la variance est inférieure au nombre de décès, environ un million, et donc que l'écart type est inférieur à 1 000. Ainsi, en actuariat, une autre randomisation est introduite, ce qui maintient l'attente inchangée - et donc, nos résultats dans les sections précédentes sont toujours valables - mais augmente la variance jusqu'aux 14 000 observés.

Nous comparons la surmortalité d'environ 4 000 décès en 2020, 34 000 décès en 2021 et 65 000 en 2022 à l'écart-type empirique. En 2020, cela conduit à

$$d_{2020} - \mathbb{E}D_{2020} \approx 0.28\hat{\sigma},$$

le nombre de décès en 2020 est très proche du nombre attendu. Pour 2021, nous avons

$$d_{2021} - \mathbb{E}D_{2021} \approx 2.40\hat{\sigma}$$

et pour 2022

$$d_{2022} - \mathbb{E}D_{2022} \approx 4.62\hat{\sigma}.$$

Dans de nombreuses applications, un écart observé au-delà de deux fois l'écart type est dit significatif car pour des variables aléatoires normalement distribuées, l'intervalle de confiance de 5% conduit à cette borne. Pour une variable aléatoire à distribution normale, une borne de 4,62 fois l'écart type (survenant en 2022) conduit approximativement à un intervalle de confiance de 0,0004 %. (Rappelons que nous évitons d'utiliser les mots intervalle de confiance.) De plus, il faut également garder à l'esprit l'incertitude des données de 2 000 à 3 000 décès et l'incertitude du modèle d'environ 4 250 décès.

La même méthode, un modèle de régression linéaire, peut être appliquée aux groupes d'âge a . Tableau 5 indique la variance empirique observée $\hat{\sigma}(d_{a,t})$.

Tranche d'âge (ans)	Emp. écart-type
0-14	158
15-29	148
30-39	245
40-49	237
50-59	868
60-69	3 646
70-79	6 101
80-89	7 770
90+	4 005
Total	14 162

TABLEAU 5 : Écarts types empiriques pour différents groupes d'âge.

En les comparant aux valeurs du tableau 3, on montre que la surmortalité en 2021 est plus du double de l'écart-type empirique dans les tranches d'âge 40-49, 60-69, 70-79 ans et plus du double de l'écart-type empirique dans tous les groupes d'âge sauf 0-14 et 50-59 en 2022, alors qu'en 2020, pour tous les groupes d'âge, les surdécès sont proches de la valeur attendue par rapport à l'écart-type empirique.

Mortalité mensuelle attendue

Suite aux calculs décrits dans la section précédente, nous calculons le nombre prévu de décès

$\mathbb{E}D_{a,2021,m}$ pour tous les mois $m = 1, \dots, 12$ dans les années $t = 2020, 2021, 2022$.

Pour comparer les valeurs attendues et observées, nous utilisons la différence relative

$$\frac{d_{a,2021,m} - \mathbb{E}D_{a,2021,m}}{\mathbb{E}D_{a,2021,m}}$$

Les résultats sont donnés dans le tableau 6.

	t=2020			t=2021			t=2022		
	Attendu	Observé	Rel. diff.	Attendu	Observé	Rel. diff.	Attendu	Observé	Rel. diff.
m=1	89 441	84 980	- 4,99 %	90 492	106 803	18,02 %	91 328	89 440	- 2,07%
m=2	88 627	80 030	- 9,70%	86 593	82 191	- 5,08%	87 400	82 809	- 5,25%
m=3	92 263	87 396	- 5,28%	93 345	81 901	- 12,26%	94 203	93 754	- 0,48%
m=4	81 088	83 830	3,38 %	82 022	81 877	- 0,18 %	82 762	86 222	4,18%
m=5	79 013	75 835	- 4,02 %	79 895	80 876	1,23 %	80 592	81 815	1,52 %
m=6	74 508	72 159	- 3,15%	75 331	76 836	2,00 %	75 979	79 468	4,59 %
m=7	78 389	73 795	- 5,86 %	79 268	76 704	- 3,24%	79 960	85 968	7,51 %
m=8	76 809	78 742	2,52 %	77 661	76 402	- 1,62 %	78 334	86 507	10,43 %
m=9	73 745	74 243	0,68 %	74 564	77 931	4,52 %	75 208	80 850	7,50%
m=dix	80 294	79 781	- 0,64 %	81 209	85 080	4,77 %	81 926	94 237	15,03 %
m=11	80 143	85 989	7,30%	81 061	93 915	15,86 %	81 779	88 674	8,43%
m=12	87 237	108 792	24,71 %	88 266	103 171	16,89 %	89 075	114 340	28,36 %

TABLEAU 6 : Décès attendus et surmortalité mensuelle pour tous les groupes d'âge.

Ces estimations mensuelles de la mortalité reflètent les décès excédentaires causés par les infections habituelles en hiver et les semaines de températures élevées en été. La surmortalité pendant la pandémie de COVID-19 doit être comparée à ces vagues de mortalité attendues.

Dans les sections suivantes, nous étudions en détail les tranches d'âge 0-14, 15-29, 30-49, 50-59, 60-79, 80+. Chiffre 4 montre les résultats pour ces groupes d'âge.

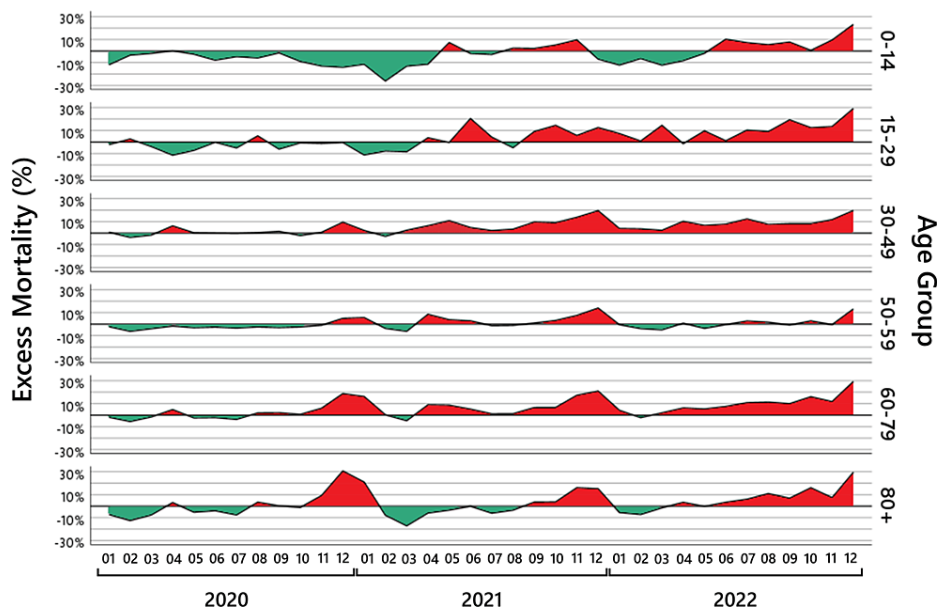


FIGURE 4 : Surmortalité mensuelle.

Pour six groupes d'âge, les lignes noires montrent la surmortalité mensuelle de janvier 2020 à décembre 2022. Les zones ombrées en rouge montrent les périodes où une augmentation de la mortalité a été observée ; les zones ombrées en vert montrent les périodes où un déficit de mortalité a été observé.

Enfants (0-14 ans)

Dans le groupe d'âge 0-14 ans, le nombre de décès est faible et dominé par la mortalité infantile relativement élevée. Le nombre mensuel de décès attendu est d'environ 300. Dans le modèle binomial - qui, comme on le sait, sous-estime l'écart-type - on s'attend déjà à des oscillations au moins de l'ordre

$$2\sigma(D_{0-14,t,m}) \geq 2\sqrt{D_{0-14,t,m}} \approx 35.$$

De tels écarts conduisent déjà à une surmortalité de plus de 10 %. Les résultats dans le tableau 7 et le graphique de la figure 4, tranche d'âge 0-14 ans, montrent, en effet, de telles oscillations abruptes ; par conséquent, nous pensons que toute conclusion reposant sur ces chiffres doit être prise avec beaucoup de prudence.

	t=2020			t=2021			t=2022		
	Attendu	Observé	Rel. diff.	Attendu	Observé	Rel. diff.	Attendu	Observé	Rel. diff.
m=1	309	272	- 11,96 %	308	273	- 11,45%	309	271	- 12,19%
m=2	302	291	- 3,52%	291	215	- 26,02 %	291	272	- 6,50%
m=3	319	313	- 2,01 %	319	277	- 13,10%	319	280	- 12,26%
m=4	288	289	0,24 %	288	255	- 11,37%	288	264	- 8,34%
m=5	285	277	- 2,72 %	284	305	7,34 %	284	279	- 1,92 %
m=6	299	275	- 7,97 %	298	292	- 2,08%	299	329	10,21 %
m=7	292	278	- 4,82 %	291	283	- 2,91 %	292	313	7,27%
m=8	290	273	- 5,98 %	290	297	2,49 %	290	306	5,49 %
m=9	281	277	- 1,55%	281	287	2,21 %	281	303	7,79 %
m=dix	286	260	- 8,99 %	285	300	5,23 %	285	287	0,56 %
m=11	276	240	- 13,02 %	275	302	9,68 %	276	302	9,56 %
m=12	304	261	- 14,10%	303	282	- 6,99 %	304	374	23,22%

TABLEAU 7 : Décès attendus et surmortalité mensuelle dans la tranche d'âge 0-14 ans.

Le seul résultat notable est peut-être le fait bien accepté que les enfants sont extrêmement résistants aux infections par le SRAS-CoV-2, et la courbe semble être indépendante des vagues d'infection habituelles par le SRAS-CoV-2. Les exceptions sont les mois de mai et novembre 2021 et juin et novembre 2022, avec un excès de mortalité positif visible, et décembre 2022 avec un excès de mortalité grave.

Jeunes adultes (15-29 ans)

Quant au groupe d'âge 0-14 ans, le nombre de décès attendus et observés dans le groupe d'âge 15-29 ans est faible. D'où, encore une fois, la surmortalité observée dans le tableau 8 doit être interprété avec beaucoup de prudence. Les chiffres jusqu'en mars 2021 sont pour la plupart négatifs et reflètent le nombre minimal de décès par les deux vagues de COVID-19 dans cette tranche d'âge.

	t=2020			t=2021			t=2022		
	Attendu	Observé	Rel. diff.	Attendu	Observé	Rel. diff.	Attendu	Observé	Rel. diff.
m=1	336	329	- 2,22%	327	290	- 11,19%	321	345	7,39%
m=2	322	330	2,63 %	301	278	- 7,73%	296	299	0,87 %
m=3	333	320	- 3,88 %	323	296	- 8,39%	318	364	14,51 %
m=4	325	288	- 11,37%	315	327	3,69 %	310	306	- 1,38%
m=5	335	311	- 7,18%	325	324	- 0,36 %	320	351	9,72 %
m=6	329	329	- 0,12 %	320	385	20,43%	315	318	1,10 %
m=7	353	335	- 5,08%	342	357	4,23%	337	372	10,39 %
m=8	339	357	5,35 %	329	313	- 4,83 %	324	353	9,09 %
m=9	325	305	- 6,08 %	315	344	9,15 %	310	370	19,33%
m=dix	322	320	- 0,65 %	313	358	14,53 %	308	346	12,51 %
m=11	313	309	- 1,22%	304	321	5,74 %	299	339	13,50 %
m=12	312	311	- 0,33 %	303	341	12,61 %	298	385	29,23%

TABLEAU 8 : Décès attendus et surmortalité mensuelle dans la tranche d'âge 15-29 ans.

De façon quelque peu inattendue, en juin 2021, on observe une surmortalité importante, suivie d'une baisse. Cependant, sauf en début d'année, la surmortalité reste supérieure à zéro - à l'exception d'août 2021 et d'avril 2022 - et connaît des pics visibles en octobre et décembre 2021 puis à nouveau en mars et mai 2022, et augmente drastiquement en décembre 2022. , atteignant une surmortalité de plus de 29 %.

Adultes (30-49 ans)

La tranche d'âge 30-49 ans est la plus nombreuse, et on s'attend à environ 1 800 décès par mois. Les résultats sont donnés dans le [tableau 9](#).

	t=2020			t=2021			t=2022		
	Attendu	Observé	Rel. diff.	Attendu	Observé	Rel. diff.	Attendu	Observé	Rel. diff.
m=1	1 949	1 964	0,78 %	1 908	1 952	2,29 %	1 880	1 954	3,96 %
m=2	1 850	1 782	- 3,69 %	1 750	1 702	- 2,75 %	1 724	1 788	3,69 %
m=3	1 957	1 924	- 1,68 %	1 917	1 965	2,49 %	1 889	1 935	2,42 %
m=4	1 816	1 929	6,25 %	1 779	1 893	6,41 %	1 753	1 932	10,22 %
m=5	1 841	1 845	0,24 %	1 804	1 998	10,77 %	1 778	1 896	6,67 %
m=6	1 789	1 788	- 0,06 %	1 753	1 837	4,82 %	1 726	1 861	7,79 %
m=7	1 839	1 834	- 0,29 %	1 802	1 842	2,22 %	1 776	1 994	12,30 %
m=8	1 814	1 821	0,38 %	1 778	1 838	3,39 %	1 752	1 884	7,55 %
m=9	1 736	1 762	1,48 %	1 701	1 865	9,61 %	1 677	1 814	8,19 %
m=dix	1 804	1 766	- 2,12 %	1 768	1 927	9,02 %	1 742	1 884	8,18 %
m=11	1 744	1 756	0,67 %	1 709	1 944	13,75 %	1 684	1 881	11,70 %
m=12	1 831	2 004	9,46 %	1 794	2 144	19,52 %	1 768	2 115	19,66 %

TABLEAU 9 : Décès attendus et surmortalité mensuelle dans la tranche d'âge 30-49 ans.

Comme dans le groupe d'âge de 15 à 29 ans, les chiffres de l'année 2020 sont pour la plupart banals et reflètent le nombre minimal de décès par la première vague de COVID-19 en avril 2020, et une surmortalité visible en décembre 2020 dans cette tranche d'âge. Ensuite, la surmortalité fluctue autour de zéro jusqu'en mars 2021. D'un point de vue actuariel, on s'attendrait à ce que cela continue jusqu'à l'hiver.

De façon quelque peu inattendue, en avril et principalement en mai 2021, on observe une augmentation significative de la surmortalité, survenant un mois avant la même surmortalité dans la tranche d'âge des 15 à 29 ans. La surmortalité en mai est suivie d'une baisse jusqu'en août. Cependant, sauf en début d'année, la surmortalité reste supérieure à zéro de sorte que l'augmentation de la surmortalité en avril et mai n'est pas compensée. En septembre, on retrouve une surmortalité importante, qui augmente en novembre et atteint 20 % en décembre 2021. En 2022, la surmortalité reste toujours positive, fluctuant autour de 8 %, et atteint à nouveau une surmortalité grave de près de 20 % en décembre.

La tranche d'âge exceptionnelle (50-59 ans)

Le groupe d'âge 50-59 ans semble exceptionnellement résistant aux facteurs qui entraînent la surmortalité dans les autres groupes d'âge. Comme on peut le voir dans le tableau [d/x](#), il n'y a pas d'énormes pics d'excès de mortalité ni de graves déficits de mortalité, l'excès de mortalité fluctue autour de zéro. Les chiffres de l'année 2020 sont proches de zéro, ignorant la première vague de COVID-19 en avril 2020, et montrent une légère surmortalité à l'hiver 2020 dans cette tranche d'âge. Il y a un pic visible en avril 2021 et décembre 2021. En 2022, la surmortalité est toujours proche de zéro, seulement en décembre, il y a une surmortalité grave.

	t=2020			t=2021			t=2022		
	Attendu	Observé	Rel. diff.	Attendu	Observé	Rel. diff.	Attendu	Observé	Rel. diff.
m=1	5 215	5 102	- 2,18%	5 147	5 438	5,65 %	5 037	5 013	- 0,47 %
m=2	5 011	4 699	- 6,23%	4 776	4 600	- 3,68%	4 674	4 494	- 3,85 %
m=3	5 242	5 036	- 3,94 %	5 174	4 853	- 6,20%	5 063	4 814	- 4,92 %
m=4	4 822	4 743	- 1,65 %	4 760	5 166	8,53%	4 659	4 695	0,78 %
m=5	4 894	4 742	- 3,10%	4 830	5 014	3,82 %	4 726	4 554	- 3,65%
m=6	4 666	4 547	- 2,56%	4 605	4 736	2,85 %	4 505	4 487	- 0,41 %
m=7	4 810	4 647	- 3,39 %	4 748	4 686	- 1,30%	4 647	4 772	2,70 %
m=8	4 743	4 629	- 2,40%	4 680	4 631	- 1,05 %	4 579	4 656	1,68 %
m=9	4 599	4 461	- 2,99 %	4 538	4 582	0,96 %	4 441	4 406	- 0,79 %
m=dix	4 873	4 755	- 2,42 %	4 809	4 962	3,17 %	4 707	4 839	2,81 %
m=11	4 798	4 753	- 0,94 %	4 735	5 094	7,57%	4 634	4 615	- 0,41 %
m=12	4 967	5 217	5,03 %	4 903	5 588	13,97 %	4 799	5 432	13,19 %

TABLEAU 10 : Décès attendus et surmortalité mensuelle dans la tranche d'âge 50-59 ans.

Cela conduit au résultat surprenant que dans toutes les années pandémiques 2020 à 2022, ce groupe d'âge n'a - contrairement à tous les groupes d'âge voisins - aucune surmortalité notable.

L'âge de la retraite (60-79 ans)

Ce groupe est composé des personnes âgées de 60 à 79 ans, un groupe mixte où des parties de cette population sont encore en bonne santé et des parties sont déjà vulnérables, et pour celles-ci, une infection par le SARS-CoV-2 peut être dangereuse. Les résultats dans le [tableau 11](#) confirment qu'il y a de sérieuses fluctuations.

	t=2020			t=2021			t=2022		
	Attendu	Observé	Rel. diff.	Attendu	Observé	Rel. diff.	Attendu	Observé	Rel. diff.
m=1	28 409	27 905	- 1,77 %	27 857	32 372	16,21%	27 627	28 787	4,20%
m=2	27 910	26 369	- 5,52 %	26 423	26 505	0,31 %	26 205	25 647	- 2,13%
m=3	29 147	28 708	- 1,51%	28 569	27 195	- 4,81 %	28 326	28 896	2,01 %
m=4	26 058	27 314	4,82 %	25 555	27 839	8,94 %	25 347	26 933	6,26 %
m=5	25 811	25 201	- 2,36%	25 320	27 507	8,64 %	25 119	26 467	5,37 %
m=6	24 481	23 960	- 2,13%	24 022	25 274	5,21 %	23 836	25 637	7,56 %
m=7	25 625	24 683	- 3,68%	25 148	25 440	1,16 %	24 954	27 662	10,85 %
m=8	25 105	25 595	1,95 %	24 631	24 939	1,25 %	24 437	27 211	11,35%
m=9	24 060	24 568	2,11 %	23 603	25 164	6,62 %	23 415	25 758	10,00%
m=dix	25 923	26 101	0,69 %	25 422	27 119	6,67 %	25 216	29 256	16,02 %
m=11	25 669	27 211	6,01 %	25 164	29 519	17,31%	24 954	27 897	11,79 %
m=12	27 623	32 802	18,75 %	27 076	32 747	20,95 %	26 848	34 717	29,31 %

TABLEAU 11 : Décès attendus et surmortalité mensuelle dans la tranche d'âge 60-79 ans.

Cela est visible dans les résultats pour 2020. Un pic décent en avril 2020 est suivi d'un pic significatif vers décembre 2020. Le pic de décembre 2020 se poursuit en janvier 2021 mais se transforme ensuite en un déficit de mortalité. En avril 2021, on observe une grave surmortalité pendant deux mois. En septembre et octobre 2021, on observe une surmortalité décente, et en novembre et décembre 2021, à nouveau importante. L'année 2022 démarre avec un déficit de mortalité banal, qui se transforme à nouveau en avril en surmortalité, qui reste le reste de l'année à un niveau élevé et dépasse même 29% en décembre.

Les personnes âgées (80 ans et plus)

Le dernier groupe comprend les âges ≥ 80 (au-delà de la durée de vie prévue en Allemagne, qui est d'environ à l'âge de 80 ans), auquel appartient une grande partie de la population vulnérable, et une infection par le SRAS-CoV-2 est particulièrement dangereuse. Les résultats dans le tableau 7 pour ce groupe d'âge montrent un pic décent pour avril 2020 et un énorme pic vers décembre 2020. Le pic de décembre 2020 se poursuit en janvier 2021 puis se transforme en un déficit de mortalité jusqu'en avril 2021, lorsque la tendance à la baisse s'arrête. En septembre et octobre, on observe une surmortalité décente, et en novembre et décembre 2021, une grave surmortalité. L'année 2022 commence par un déficit de mortalité, qui se transforme à nouveau en juin en surmortalité, qui reste à un niveau élevé le reste de l'année et atteint un extremum en décembre, avec plus de 29 % de surmortalité.

	t=2020			t=2021			t=2022		
	Attendu	Observé	Rel. diff.	Attendu	Observé	Rel. diff.	Attendu	Observé	Rel. diff.
m=1	53 222	49 408	- 7,17%	54 945	66 478	20,99 %	56 154	53 070	- 5,49 %
m=2	53 232	46 559	- 12,54 %	53 052	48 891	- 7,84%	54 210	50 309	- 7,20%
m=3	55 264	51 095	- 7,54%	57 043	47 315	- 17,05 %	58 287	57 465	- 1,41%
m=4	47 779	49 267	3,12 %	49 324	46 397	- 5,93 %	50 404	52 092	3,35 %
m=5	45 848	43 459	- 5,21%	47 332	45 728	- 3,39 %	48 365	48 268	- 0,20%
m=6	42 944	41 260	- 3,92 %	44 334	44 312	- 0,05 %	45 299	46 836	3,39 %
m=7	45 469	42 018	- 7,59 %	46 936	44 096	- 6,05 %	47 955	50 855	6,05 %
m=8	44 518	46 067	3,48 %	45 954	44 384	- 3,42%	46 952	52 097	10,96 %
m=9	42 744	42 870	0,30 %	44 125	45 689	3,54 %	45 083	48 199	6,91 %
m=dix	47 087	46 579	- 1,08%	48 612	50 414	3,71 %	49 669	57 625	16,02 %
m=11	47 343	51 720	9,25 %	48 873	56 735	16,09 %	49 932	53 640	7,43%
m=12	52 200	68 197	30,65%	53 887	62 069	15,18 %	55 059	71 317	29,53 %

TABLEAU 12 : Décès attendus et surmortalité mensuelle dans le groupe d'âge (80 ans et plus).

Bien que la tendance dans les groupes d'âge de 60 à 79 ans et de 80 ans et plus semble parallèle, il est intéressant de souligner les différences. Comme on peut le voir sur la figure 4, la courbe pour le groupe d'âge 80 ans et plus est inférieure et en quelque sorte parallèle à la courbe pour le groupe d'âge 60 à 79 ans. La principale différence est la déviation de la tranche d'âge des 60 à 79 ans en avril et mai 2021 où un bond du comportement de mortalité pour cette tranche d'âge est visible. Le groupe d'âge de 80 ans et plus semble être plus résistant aux causes de mortalité à plus grande échelle que les autres groupes d'âge. A certains moments, certaines personnes meurent quelques mois avant ou après la *attendu* moment du décès, mais la courbe de la surmortalité oscille majoritairement autour de l'axe 0 %. Un déficit de mortalité visible jusqu'en octobre 2020 avec des exceptions en avril et août est suivi d'un énorme pic de surmortalité au tournant de l'année 2020/2021. Ceci, à son tour, est plus ou moins compensé par le déficit de mortalité de janvier à juillet 2021, le pic autour de novembre et décembre 2021 est presque compensé en février à mars 2022. Chose surprenante, depuis août 2022, l'excès de mortalité reste continuellement sur un très haut niveau.

Nous rendons cette observation visible en calculant la surmortalité cumulée en chiffres absolus, qui sont présentés dans la figure 5. Peut-être en raison d'une saison grippale relativement douce en 2019/2020, le groupe d'âge des 80 ans et plus commence avec une valeur négative. En juillet 2020, jusqu'à 20 000 personnes, plus que prévu, sont encore en vie, ce qui est compensé en décembre 2020 à février 2021, où la courbe est de 10 000 au-dessus de l'attente, puis la courbe fluctue à -10 000, à +10 000, et jusqu'en juillet 2022 où il est d'environ 7 000. Cela montre qu'un déficit ou une surmortalité de la tranche d'âge $[80, \infty)$ décale généralement l'heure du décès de quelques mois. Cela change dans les derniers mois de 2022 où l'on constate une surmortalité cumulée de 43 000 décès en fin d'année. Cela contraste avec la situation du groupe d'âge de 60 à 79 ans. La surmortalité cumulée augmente régulièrement jusqu'à atteindre 56 000 décès à la fin de l'année 2022.

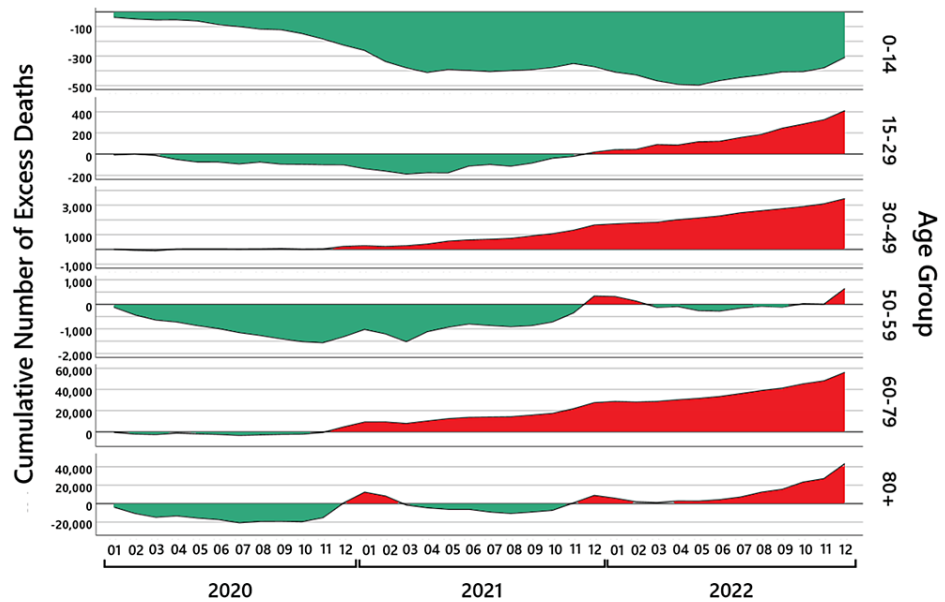


FIGURE 5 : La surmortalité cumulée.

Pour six groupes d'âge, les lignes noires montrent le nombre cumulé de surmortalité de janvier 2020 à décembre 2022. Les zones vertes montrent les régions d'un déficit cumulé de mortalité et les zones rouges d'une surmortalité cumulée. Notez que l'axe - du nombre de décès excédentaires cumulés est gradué différemment selon le groupe d'âge.

Les enfants de la tranche d'âge 0 à 14 ans et de la tranche d'âge exceptionnelle 50 à 59 ans semblent résilients, et la surmortalité cumulée est majoritairement négative. Les tranches d'âge 15 à 29 ans et 30 à 49 ans se comportent de manière similaire à la tranche d'âge 60 à 79 ans, mais à la différence près que la tranche d'âge 15 à 29 ans démarre à l'été 2021 d'un déficit de mortalité et avec une augmentation retardée de la mortalité de un à deux mois.

Mortinaissances dans les années 2019 à 2022 en Allemagne

Dans toutes les études antérieures sur la surmortalité pendant la pandémie de COVID-19, seule l'augmentation du nombre de décès de personnes vivantes a été examinée. Dans ce qui suit, on examine si des augmentations de mortalité similaires à celles constatées pour les personnes vivantes se retrouvent également au niveau des enfants mort-nés.

L'un des problèmes de l'analyse de la surmortalité au niveau des mortinaissances en Allemagne est que la définition de *mortinaissance* a été modifiée fin 2018. Jusqu'à présent, un enfant mort-né était considéré comme mort-né si un poids à la naissance d'au moins 500 g était atteint. Depuis fin 2018, un enfant mort-né est considéré comme mort-né si au moins 500 g ou la 24e semaine de grossesse a été atteinte, ce qui a entraîné une augmentation des mortinaissances liée au diagnostic. Cela signifie que les chiffres sur les mortinaissances ne sont valablement comparables qu'à partir de 2019. Ainsi, l'estimation de la surmortalité au niveau des mortinaissances à partir d'une modélisation des tendances à long terme de la mortalité est problématique. De plus, l'écart-type empirique qui s'est produit au cours des années précédentes ne peut pas être déterminé. Ainsi, nous ne rapportons que de manière descriptive l'évolution des mortinaissances à partir de 2019.

À noter que le nombre de mortinaissances doit être interprété par rapport au nombre de naissances totales car une augmentation ou une diminution du nombre de naissances totales s'accompagne automatiquement d'une augmentation ou d'une diminution des mortinaissances. Chiffre 6 montre dans le premier panneau le nombre de naissances vivantes par trimestre[22] et dans le deuxième panneau le nombre de mort-nés par trimestre[23] depuis 2019. Comme le montre le décalage des pics saisonniers des mortinaissances par rapport aux pics saisonniers des naissances vivantes, les mortinaissances précèdent les naissances vivantes de la même cohorte de grossesse d'environ un trimestre. Ainsi, pour contrôler correctement l'effet d'une augmentation ou d'une diminution générale du nombre total de naissances, le nombre total de naissances doit être calculé comme la somme du nombre de mortinaissances au cours d'un trimestre et du nombre de naissances vivantes au cours du trimestre suivant. .

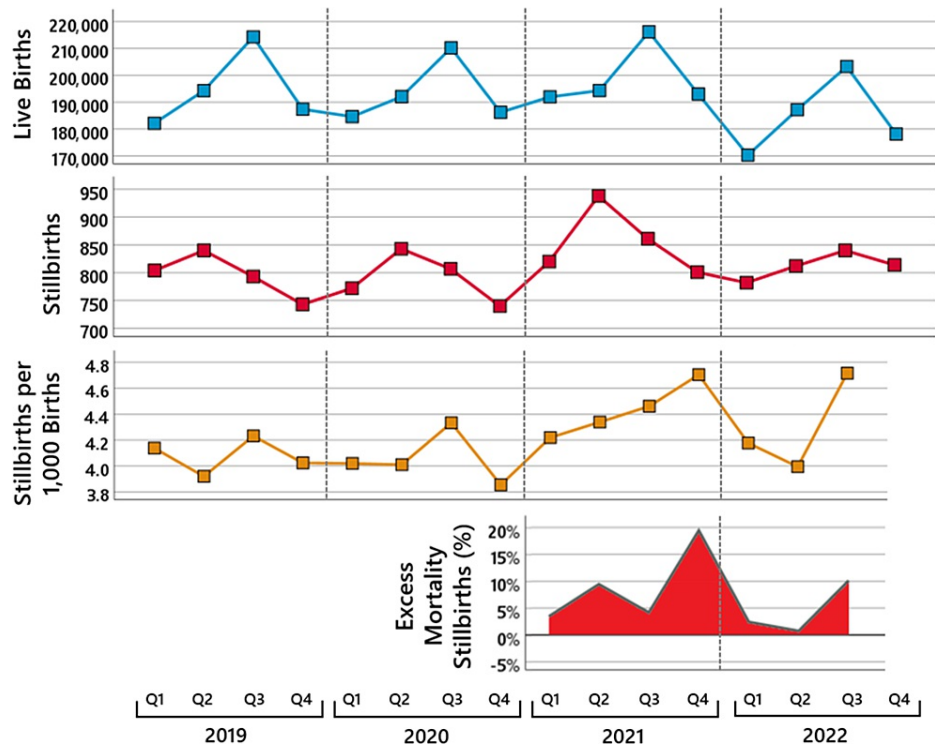


FIGURE 6 : Mortinances dans les années 2019 à 2022 en Allemagne.

Le premier panneau montre le nombre de naissances vivantes par trimestre de 2019 à 2022, le deuxième panneau le nombre de mortinances par trimestre de 2019 à 2022, le troisième panneau le nombre de mortinances pour 1 000 naissances totales (somme du nombre de mortinances dans un trimestre et le nombre de naissances vivantes au trimestre suivant) par trimestre de 2019 à 2022, et le quatrième panel l'augmentation trimestrielle du nombre de mortinances pour 1 000 naissances totales au cours des années 2021 et 2022 par rapport à la moyenne des années 2019 et 2020.

Chiffre (troisième panneau) montre le nombre de mortinances pour 1 000 naissances totales et le quatrième panneau montre l'augmentation trimestrielle du nombre de mortinances pour 1 000 naissances totales au cours des années 2021 et 2022 par rapport à la moyenne des années 2019 et 2020. Notez que le nombre de mortinances pour 1 000 naissances totales ne peut pas être déterminé pour le quatrième trimestre 2022 car le nombre de naissances vivantes au premier trimestre 2023 n'a pas encore été publié par l'Office fédéral de la statistique d'Allemagne.

Jusqu'à fin 2021, le nombre de naissances vivantes affiche une évolution stable avec un schéma saisonnier se répétant régulièrement. Au premier trimestre 2022, on observe une baisse brutale et soutenue du nombre de naissances. Concernant le nombre de mortinances, une évolution stable est observée jusqu'à la fin du premier trimestre 2021. Au deuxième trimestre 2021, une augmentation brutale des mortinances est observée, malgré l'évolution stable des naissances vivantes jusqu'à fin 2021. Comparé au nombre trimestriel de mortinances pour 1 000 naissances totales dans les années 2019 et 2020, le nombre de mortinances a augmenté de 9,4 % au deuxième trimestre 2021 et de 19,4 % au quatrième trimestre 2021. En 2022, le taux de mortalité reste inhabituellement élevé, atteignant un maximum au troisième trimestre. Notez, cependant,

L'augmentation observée des mortinances est similaire aux augmentations de la mortalité observées pour les personnes vivantes : en l'année 2020, aucune évolution des mortinances n'est constatée par rapport à l'année précédente ; en 2021, une augmentation soudaine des mortinances est observée au deuxième trimestre, qui atteint un niveau élevé au quatrième trimestre 2021. Une comparaison avec l'écart-type empirique survenu dans les années précédant le changement de la définition des mortinances suggère que l'augmentation observée des mortinances représente une augmentation substantielle. Au cours des années 2007 à 2018, la surmortalité trimestrielle des mortinances (c'est-à-dire l'augmentation/diminution du taux de mortalité pour 1 000 naissances totales par rapport à la moyenne des deux années précédentes) a montré un écart-type empirique de 4,9 %. Par exemple, au quatrième trimestre de 2021,

Discussion

Dans cette étude, nous avons estimé le nombre attendu de décès toutes causes confondues et l'augmentation de la mortalité toutes causes confondues pour les années pandémiques 2020 à 2022 en Allemagne. Les résultats ont révélé plusieurs taux de mortalité jusque-là inconnus

dynamique qui nécessite une réévaluation de la charge de mortalité induite par la pandémie de COVID-19.

L'analyse de la surmortalité annuelle a montré une différence marquée entre les années pandémiques 2020, 2021 et 2022. Cumulé sur toutes les tranches d'âge et tous les mois, en 2020, le nombre de décès observés était proche du nombre attendu ; pourtant, en 2021, le nombre de décès observé était bien supérieur au nombre attendu (avec une surmortalité de 34 000 décès, plus du double de l'écart-type empirique), et a encore augmenté en 2022 (avec une surmortalité de 66 000 décès, supérieure à quatre fois l'écart type). Une analyse en fonction de l'âge a montré que la forte surmortalité observée en 2021 et 2022 était principalement due à une augmentation supérieure à la moyenne des décès dans les tranches d'âge comprises entre 15 et 79 ans. L'analyse de la surmortalité mensuelle dans les tranches d'âge entre 15 et 79 ans a montré que la forte surmortalité a commencé à s'accumuler à partir d'avril 2021. Une tendance similaire a été observée pour le nombre de mortinaissances, qui était similaire aux années précédentes jusqu'en mars 2021, après quoi une augmentation soudaine et soutenue a également été observée.

Les résultats de cette étude sont conformes aux études précédentes qui ont examiné la surmortalité dans les années 2020 et 2021 sur la base de méthodes d'estimation prenant en compte les changements de taille de population.[7-10,13]. Dans toutes ces études, la surmortalité estimée était beaucoup plus élevée en 2021 qu'en 2020 où les estimations de la surmortalité ne montraient aucune augmentation substantielle ni même une diminution de la mortalité. Par exemple, dans l'étude récente de Levitt et al.[13] où la surmortalité a été estimée sur la base d'une approche d'analyse multivariés, il a été estimé que la mortalité a diminué en Allemagne en 2020 de 0,1 % et a augmenté en 2021 de 2,4 %. Selon les estimations de mortalité pour les années 2020 et 2021 dans les deux études de De Nicola et al.[7,8] où des méthodes d'estimation similaires ont été utilisées que dans cette étude, la mortalité a augmenté en 2020 en Allemagne de 0,6 % et en 2021 de 2,3 %.

Les estimations de surmortalité pour les années 2020 et 2021 rapportées dans cette étude sont très similaires aux estimations rapportées dans ces études précédentes, ce qui démontre la validité de nos estimations. En particulier, dans la lignée de cette étude, dans les deux études de De Nicola et al.[7,8], un changement similaire de la surmortalité des groupes d'âge plus âgés vers les plus jeunes est signalé de 2020 à 2021. Alors qu'en 2020, la surmortalité était plus prononcée dans le groupe d'âge le plus âgé de 90 ans et plus, en 2021, la surmortalité était plus prononcée à l'âge moyen groupes. Au-delà des études précédentes, cette étude démontre que la surmortalité connaît une nouvelle forte augmentation en 2022 dans toutes les tranches d'âge jusqu'aux tranches d'âge les plus jeunes.

Facteurs possibles influençant la mortalité

Les résultats de cette étude soulèvent la question de ce qui s'est passé au printemps 2021 qui a conduit à une augmentation soudaine et soutenue de la mortalité, bien qu'aucun effet de ce type sur la mortalité n'ait été observé jusqu'à présent au début de la pandémie de COVID. Dans les sections suivantes, les facteurs explicatifs possibles sont explorés.

Le nombre de décès par an dépend de plusieurs facteurs différents, le plus important étant peut-être la gravité de la grippe et le nombre de semaines extrêmement chaudes. Les fluctuations entre les différentes années, et donc l'approximation de l'écart-type empirique $\hat{\sigma}(D_t)$, comprennent tous ces facteurs. C'est plutôt subjective, et très probablement impossible, de définir précisément *événements extrêmes*, calculer l'influence de ces événements extrêmes et ajuster la mortalité à des années tout à fait normales. Ainsi, nos calculs donnent le nombre de décès attendus, en tenant compte de tous ces effets extrêmes et non extrêmes. Nous avons essayé de quantifier la sensibilité de notre approche dans les sections précédentes dans le contexte des événements extrêmes des dernières années.

Pour les années pandémiques 2020 à 2022, il est clair que le nombre de décès a été influencé directement et indirectement par le COVID-19. Premièrement, il y a eu un nombre important de décès dus au COVID-19, soit comme seule raison du décès, soit en combinaison avec plusieurs autres causes, qui pourraient également avoir causé la mort indépendamment du COVID-19. Deuxièmement, la campagne de vaccination qui a débuté en 2021 devrait se traduire par une réduction de la surmortalité ou mieux encore par un déficit de mortalité. Une tentative de comparer nos résultats au nombre rapporté de décès par COVID-19 et au nombre de vaccinations est le contenu des sections suivantes.

Troisièmement, les effets indirects sur la mortalité dus aux mesures COVID-19 sont extrêmement plus difficiles à quantifier. Plusieurs aspects peuvent contribuer à une surmortalité ou à un déficit de mortalité. En Allemagne, des mesures de contrôle strictes depuis 2020 ont limité la liberté personnelle, les écoles ont été partiellement fermées et il y a eu de sévères fermetures. Cela a considérablement influencé le risque d'accidents de la route[24] et d'autres victimes extérieures. D'autre part, de nombreux services cliniques ont été retardés ou évités en 2020, 2021 et 2022[25]. Tous ces facteurs et bien d'autres ont influencé la mortalité dans différentes directions et à différentes échelles de temps, mais la plupart d'entre eux sont difficiles à mesurer et fortement corrélés. Il semble impossible de quantifier l'impact global des mesures de contrôle sur le nombre de décès.

Décès et mortalité liés au COVID-19

Dans cette section, nous comparons la surmortalité depuis mars 2020 au nombre de décès dus au COVID-19 rapporté par l'Institut allemand Robert Koch. L'Institut Robert Koch fournit le nombre hebdomadaire de décès dus au COVID-19[26] pour les tranches d'âge 0-9, 10-19, etc. ; qui diffèrent des tranches d'âge utilisées par l'Office fédéral de la statistique d'Allemagne; de plus, ces chiffres sont incomplets car tous les chiffres ci-dessous

quatre ne sont pas indiqués pour des raisons de sécurité des données.

Même lorsque le système de notification en Allemagne semble partiellement insuffisant, il devrait y avoir une corrélation sérieuse entre le nombre de décès déclarés et la surmortalité. Pour faire la différence entre les décès excédentaires et les décès COVID-19 visibles, nous montrons l'évolution mensuelle du nombre de décès COVID-19 signalés et de la surmortalité dans le panneau supérieur et sur la même échelle la différence entre les deux dans le panneau inférieur.

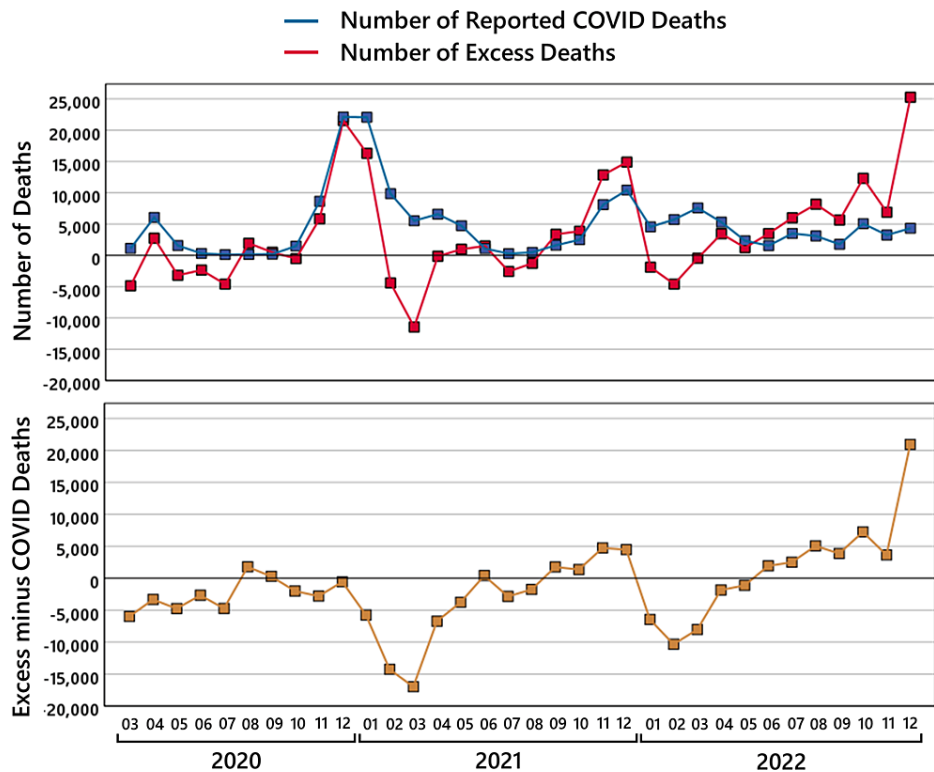


FIGURE 7 : Décès liés au COVID-19 par rapport à la surmortalité.

Les carrés bleus montrent le nombre de décès COVID-19 signalés, les carrés rouges le déficit de mortalité et la surmortalité, et les carrés jaunes la différence entre le nombre de décès excédentaires et le nombre de COVID-19 de mars 2020 à décembre 2022.

Jusqu'en juillet 2020, le nombre de décès en excès est inférieur au nombre de décès COVID-19 déclarés, et à l'exception d'avril 2020, un déficit de mortalité est observé malgré la déclaration des décès COVID-19. D'août 2020 à décembre 2020, le nombre de décès en excès et de décès signalés par COVID-19 coïncide largement. Cependant, après cela, le nombre de décès dus au COVID-19 reste à un niveau élevé alors que la mortalité toutes causes confondues diminue, et en février et mars 2021, un déficit notable de mortalité toutes causes confondues est observé malgré un nombre élevé de décès dus au COVID-19 signalés. jusqu'à **10,000**. A partir de septembre 2021, une nette augmentation des dépassements on observe une mortalité qui ne s'accompagne pas d'une augmentation comparable des décès signalés par COVID-19. À partir de janvier 2022, les deux courbes se découpent, et à partir de juin 2022, le nombre de décès en excès est de plus en plus important que le nombre de décès déclarés par COVID-19 : en décembre 2022, près de **25,000** excès des décès sont observés mais seulement **4,330** Décès de COVID-19 signalés. Il est donc évident que le nombre de les décès signalés par COVID-19 fluctuent d'une manière ou d'une autre indépendamment de la surmortalité et contiennent un grand nombre de décès attendus.

Étant donné que l'Institut Robert Koch utilise des tranches d'âge différentes de celles de l'Office fédéral de la statistique d'Allemagne, nous divisons le nombre de décès par COVID-19 dans la tranche d'âge 10-19 ans en deux parties égales pour obtenir le nombre de décès par COVID-19 dans la tranche d'âge groupes 0-14 et 15-29 ans, estimer le nombre de décès pour les semaines avec moins de quatre décès, et diviser chaque semaine où deux mois se chevauchent entre ces deux mois.

Dans le tableau 73, nous répertorions le nombre de décès en excès dans six groupes d'âge et les comparons aux décès approximatifs du COVID-19, comme calendrier, nous utilisons la première année pandémique d'avril 2020 à mars 2021 et la comparons à la deuxième année d'avril 2021 à mars 2022 et aux derniers mois d'avril 2022 à décembre 2022.

Tranche d'âge (années)	Avril 2020 à mars 2021		Avril 2021 à mars 2022		Avril 2022 à décembre 2022	
	Attendu		Attendu		Attendu	
	Observé	Abdos. diff.	Observé	Abdos. diff.	Observé	Abdos. diff.
		COVID		COVID		COVID
0-14	3 519		3 514		2 599	
	3 195	- 324	3 426	- 88	2 757	158
		15		55		37
15-29	3 904		3 801		2 820	
	3 729	- 175	4 078	277	3 140	320
		61		102		45
30-49	21 790		21 380		15 654	
	22 124	334	22 965	1 585	17 261	1 607
		589		1 254		300
50-59	58 269		57 383		41 697	
	57 385	- 884	58 780	1 397	42 456	759
		2 092		3 075		835
60-79	313 204		308 100		224 127	
	323 507	10 303	328 878	20 778	251 538	27 411
		21 399		18 680		8 426
80+	580 971		598 030		438 718	
	594 121	13 150	600 668	2 638	480 929	42 211
		54 012		30 568		20 585
total	981 656		992 209		725 615	
	1 004 061	22 405	1 018 795	26 586	798 081	72 466
		78 168		53 734		30 228

TABLEAU 13 : Décès attendus par rapport aux décès observés et décès en excès par rapport au COVID-19.

Au cours des deux premières années pandémiques, le nombre de décès signalés par COVID-19 dépasse généralement les décès excédentaires. Cela change au cours des derniers mois où le nombre de décès déclarés par COVID-19 diminue, mais la surmortalité augmente fortement (hormis le groupe exceptionnel des 50-59 ans). Il semble difficile de trouver un schéma convaincant qui explique la dépendance des décès excédentaires aux décès dus au COVID-19.

Au-delà du problème que le nombre de décès COVID-19 déclarés ne peut pas être valablement utilisé pour évaluer les effets de la pandémie COVID-19 sur la mortalité, il semble également peu probable que la forte surmortalité en 2021 dans les tranches d'âge inférieures à 80 ans puisse être expliquée par les décès dus au COVID-19 car les augmentations marquées de la surmortalité d'avril à juin 2021 - la mortalité augmente brusquement de 13 % de mars à avril 2021 dans la tranche d'âge entre 15 et 60 ans - et aussi d'octobre à décembre 2021 n'ont pas été accompagnées par une augmentation comparable du nombre de décès dus au COVID-19. De plus, il semble également très peu probable que l'augmentation brutale de la mortalité au printemps 2021 soit due à des services cliniques retardés ou évités, ce qui devrait conduire à des changements beaucoup plus fluides ou à des effets secondaires des mesures COVID-19. Cela est plus improbable en 2022, lorsque la surmortalité augmente encore davantage malgré une diminution des décès signalés par COVID-19 et bien que les soins cliniques devraient lentement revenir à la normale. Il reste à enquêter sur les facteurs qui auraient pu conduire à l'augmentation surprenante de la surmortalité au printemps 2021, à l'automne 2021 et en 2022.

Dans l'ensemble, il est trompeur de mesurer le risque de pandémie de COVID-19 en utilisant uniquement les décès de COVID-19 signalés. Il faut plutôt utiliser la courbe de surmortalité que le nombre de décès signalés par COVID-19, ou une combinaison des deux, pour délimiter les moments de risque élevé et évaluer le risque total de pandémie.

Vaccination COVID-19 et mortalité

En avril 2021, une vaste campagne de vaccination contre le COVID-19 a commencé en Allemagne. En ce qui concerne la relation entre la surmortalité et les vaccinations, si les vaccinations réussissent à empêcher les gens de mourir du COVID-19, une prédiction simple est que la surmortalité devrait diminuer avec l'augmentation du nombre de personnes vaccinées.

Pour explorer cette hypothèse, l'évolution du nombre cumulé de personnes totalement vaccinées et triplement vaccinées enregistrées par l'Institut Robert Koch[27] et le nombre cumulé de décès en excès depuis le début de la pandémie est illustré à la figure 8. Parfois, lorsque plus de personnes meurent que prévu, le nombre cumulé de décès excédentaires augmente, et lorsque moins de personnes meurent que prévu, le nombre cumulé de décès excédentaires diminue.

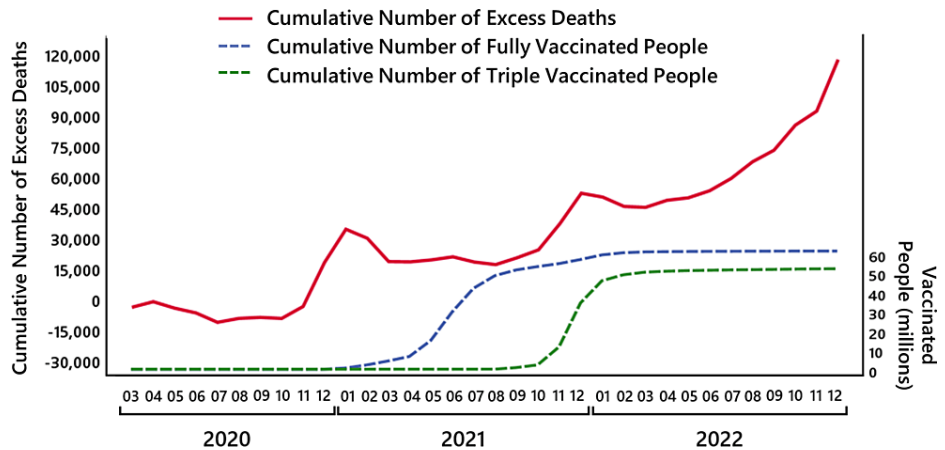


FIGURE 8 : Nombre de vaccinations versus surmortalité.

Nombre cumulé de décès en excès (ligne rouge) et nombre cumulé de personnes entièrement vaccinées (ligne pointillée bleue) et triple vaccinées (ligne pointillée verte) de mars 2020 à décembre 2022.

Comme on le voit sur la figure 8, l'hypothèse évidente d'une diminution de la surmortalité avec l'augmentation du nombre de personnes vaccinées n'est pas correcte. Pendant les périodes où de nombreuses personnes ont été vaccinées, la surmortalité semble avoir augmenté plus fortement par rapport aux mêmes périodes de l'année pandémique précédente. Au cours des première et deuxième périodes de vaccination au printemps et à l'été 2021, une augmentation de la surmortalité cumulée est observée, alors que l'année précédente une diminution a été observée. Pendant la période de la troisième vaccination, parallèlement à l'augmentation des vaccinations, on observe une augmentation de la surmortalité cumulée qui commence plus tôt que l'année précédente. Et en 2022, alors qu'une grande partie de la population a été vaccinée, le nombre cumulé de décès en excès a encore augmenté, dépassant même l'année pandémique précédente sans vaccinations.

Pour explorer davantage la relation à court terme entre les vaccinations et la surmortalité, les évolutions du nombre de personnes vaccinées et du nombre de décès en excès par mois sont présentées à la figure 9.

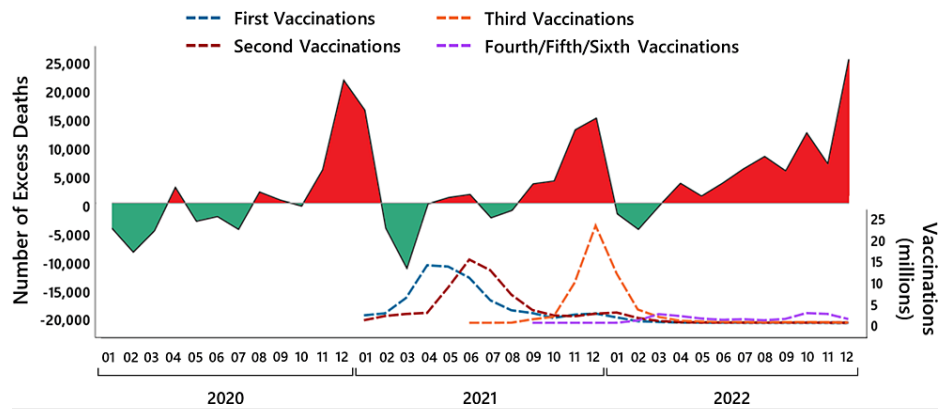


FIGURE 9 : Nombre de vaccinations versus surmortalité.

La ligne rouge montre le déficit de décès et l'excès de décès, et les quatre lignes en pointillés le nombre de vaccinations de janvier 2021 à décembre 2022.

L'examen du nombre de vaccinations et de décès en excès par mois confirme l'impression ci-dessus : en dehors de l'année précédente, pendant les mois avec un nombre élevé de première, deuxième et troisième vaccinations, un nombre élevé de décès en excès a également été observé. La relation temporelle entre le déroulement des vaccinations et la surmortalité est particulièrement prononcée pour la troisième vaccination. En septembre et octobre 2021, la petite augmentation initiale du nombre de troisièmes vaccinations s'est accompagnée d'une augmentation relativement faible des décès excédentaires. En novembre et décembre 2021, le nombre de troisièmes vaccinations a fortement augmenté, accompagné d'une augmentation relativement forte des décès excédentaires. En janvier 2022, le nombre de troisièmes vaccinations a fortement diminué, accompagné d'une diminution relativement forte du nombre de décès en excès.

Dans l'ensemble, en 2021, avec le début de la campagne de vaccination contre le COVID-19, on observe une surmortalité plus élevée que l'année précédente dans les mois où un grand nombre de personnes ont été vaccinées. En 2022, alors qu'une grande partie de la population était totalement voire triplement vaccinée, la surmortalité ne cesse d'augmenter à partir du printemps pour atteindre un maximum de 28 % en décembre. Une telle observation est difficile à concilier avec l'hypothèse selon laquelle les vaccinations contre le COVID-19 sont très efficaces contre les décès dus au COVID-19. Soit les vaccinations ne réussissent pas aussi bien que prévu, soit les vaccinations réussissent à prévenir les décès dus au COVID-19, mais il y a soudainement d'autres facteurs que le COVID-19 qui entraînent un nombre croissant de décès inattendus en 2021 et 2022.

En ce qui concerne cette dernière possibilité, il est intéressant de considérer l'évolution de la surmortalité dans les différents groupes d'âge représentés sur la figure 4. La vague de mortalité au tournant de l'année de 2020 à 2021 se caractérise par une forte dépendance à l'âge, qui suit le risque âge-dépendant de COVID-19 : la surmortalité est plus élevée chez les personnes âgées et est totalement absente dans les tranches d'âge inférieures à 30 ans. Ce schéma change considérablement à partir d'avril 2021, au moment où de plus en plus de personnes ont été vaccinées. Du coup apparaît une surmortalité qui n'est plus dépendante de l'âge et qui s'observe même dans les tranches d'âge jeunes. Cela va à l'encontre de la possibilité que le COVID-19 soit la cause sous-jacente. Observez en outre que dans les groupes d'âge plus jeunes, où la vaccination a commencé plus tard, la surmortalité commence également plus tard.

Du point de vue de la pharmacovigilance, la survenue simultanée d'une surmortalité et des vaccinations représente un signal de sécurité. Les signaux de sécurité tels que l'observation d'une relation temporelle entre l'administration de vaccins et la survenue d'événements indésirables n'impliquent pas nécessairement une relation causale car il peut y avoir des variables tierces potentielles qui influencent à la fois le cours des vaccinations et le cours des surmortalités. Ainsi, un signal de sécurité n'indique pas une relation causale entre un effet secondaire et un médicament mais n'est qu'une hypothèse qui appelle une évaluation plus approfondie.

En fait, dans une étude menée par une équipe de recherche dirigée par Schirmacher^[28], sur 35 corps retrouvés morts de manière inattendue à la maison avec des causes de décès incertaines dans les 20 jours suivant la vaccination COVID, les autopsies ont révélé des causes de décès dues à des maladies préexistantes dans seulement 10 cas. Parmi les 25 cas restants, dans trois cas, il a été conclu à partir des autopsies que la myocardite induite par la vaccination était la cause probable du décès, et dans deux cas, il a été conclu que la myocardite induite par la vaccination était peut-être la cause du décès. Comme indiqué dans le tableau supplémentaire 7 publié par Schwab et al.^[28], la vaccination a également été la cause du décès dans d'autres cas.

Compte tenu de la relation temporelle entre l'augmentation des vaccinations et la surmortalité, il semble surprenant qu'un signal de sécurité respectif n'ait pas été détecté dans la pharmacovigilance par le Paul-Ehrlich-Institut (PEI), qui est responsable de la surveillance de la sécurité des médicaments en Allemagne. Une inspection plus approfondie des méthodes utilisées par le PEI pour surveiller les effets secondaires potentiellement mortels du COVID-19

vaccins[29] révèle qu'une analyse de sécurité erronée est utilisée qui n'indiquera pas de signal de sécurité même si un vaccin provoque un nombre extrêmement élevé de décès inattendus.

L'Î.-P.-É. utilise une analyse dite observée par rapport à celle attendue où le nombre de décès qui ont été signalés à l'Î.-P.-É. avec un lien présumé avec une vaccination contre la COVID-19 est comparé au nombre prévu de décès toutes causes confondues dans le groupe vacciné. Si le nombre de décès présumés liés au vaccin signalés n'est pas significativement plus élevé que le nombre de décès attendus toutes causes confondues (y compris le cancer, les maladies cardiaques, les accidents vasculaires cérébraux, etc.), l'Î.-P.-É. conclut qu'il n'y a pas de problème d'innocuité. Une telle analyse de sécurité est profondément erronée puisque l'apparition de signaux de sécurité est essentiellement impossible. Ainsi, il n'est pas surprenant qu'un signal de sécurité n'ait pas été détecté dans la pharmacovigilance par le PEI.

Comme les données de mortalité disponibles ne permettent pas de déterminer les nombres de décès attendus et observés pour le seul groupe vacciné, il est impossible d'examiner ce qui aurait été observé si le PEI avait appliqué une analyse de sécurité correcte. Pour au moins démontrer comment une analyse appropriée des observations par rapport aux attentes devrait être effectuée, deux périodes peuvent être comparées : la période d'avril 2020 à mars 2021 (la première année pandémique) peut être utilisée comme une estimation approximative du nombre d'excédents décès sans vaccination. Cela doit être comparé au nombre de décès en excès entre avril 2021 et mars 2022 (la deuxième année pandémique) où une grande partie de la population a été vaccinée. Tableau 7.3 contient les résultats d'une telle analyse pour six groupes d'âge.

Pour tous les groupes d'âge de moins de 80 ans, une augmentation significative de la mortalité est observée au cours de la deuxième année pandémique lorsque de larges pans de la population ont été vaccinés. Selon les écarts-types empiriques pour les différentes tranches d'âge, les surmortalités, bien au-delà, ne se sont pas produites la première année pandémique sans vaccinations mais seulement la deuxième année pandémique avec vaccinations (tranches d'âge 30-49 ans et 60-79 ans avec

$$\hat{\sigma}(d_{30-49}) = 427, \hat{\sigma}(d_{60-79}) = 5,088).$$

Le montant de surmortalité observé au deuxième année pandémique avec vaccinations est beaucoup plus élevée que la surmortalité au cours de la première année pandémique sans vaccinations. Et dans les derniers mois d'avril 2022 à décembre 2022, la situation empire même, la surmortalité continue d'augmenter régulièrement. Ceci, d'une part, contraste avec l'attente selon laquelle la vaccination devrait réduire le nombre de décès dus au COVID-19, et d'autre part, cela indique un signal de sécurité.

La seule exception est le dernier groupe d'âge 80+, où la première année, un plus grand nombre de décès excédentaires a été observé que la deuxième année. Cependant, il faut tenir compte du fait que dans cette tranche d'âge, il y a eu un énorme déficit de mortalité de 2019 à octobre 2020, qui a été compensé en novembre, décembre 2020 et janvier 2021. Un tel effet ne pourrait pas se produire une deuxième fois dans un ans. Et à la fin de l'année 2022, la surmortalité dans cette tranche d'âge est à nouveau incroyablement élevée.

Dans l'ensemble, on pourrait s'attendre à ce que la vaccination de grandes parties de la population ait réduit la surmortalité. On observe le contraire : la surmortalité et le nombre de mortinaissances augmentent avec l'augmentation des vaccinations. Dans toutes les tranches d'âge inférieures à 80 ans, la surmortalité était plus élevée la deuxième année et surtout beaucoup plus élevée la troisième année de la pandémie, où une grande partie de la population était vaccinée. Ces observations sont surprenantes et des investigations plus détaillées dans différents domaines scientifiques sont fortement recommandées pour exclure que ces signaux de sécurité se produisent en raison de l'existence d'effets secondaires inconnus des vaccins COVID-19.

conclusion

Cette étude a utilisé la méthode de pointe de la science actuarielle pour estimer le nombre prévu de décès toutes causes confondues et l'augmentation de la mortalité toutes causes confondues pour les années pandémiques 2020 à 2022 en Allemagne. En 2020, le nombre observé de décès était extrêmement proche du nombre attendu, mais en 2021, le nombre observé de décès était bien supérieur au nombre attendu de l'ordre du double de l'écart-type empirique, et en 2022, au-dessus du nombre attendu même plus de quatre fois l'écart-type empirique. L'analyse de la surmortalité mensuelle en fonction de l'âge a montré qu'une surmortalité élevée à partir du printemps 2021 est responsable de la surmortalité en 2021 et 2022. Une analyse du nombre de mortinaissances a révélé un schéma de mortalité similaire à celui observé pour le groupe d'âge entre 15 et 80 ans.

Comme point de départ pour d'autres enquêtes expliquant ces schémas de mortalité, nous avons comparé la surmortalité au nombre de décès COVID-19 signalés et au nombre de vaccinations COVID-19. Cela conduit à plusieurs questions ouvertes, la plus importante étant la covariation entre la surmortalité, le nombre de décès dus au COVID-19 et les vaccinations au COVID-19.

Informations Complémentaires

Divulgations

Sujets humains: Tous les auteurs ont confirmé que cette étude n'impliquait pas de participants humains ou de tissus. **Sujets**

animaux : Tous les auteurs ont confirmé que cette étude n'impliquait pas de sujets ou de tissus animaux. **Les conflits d'intérêts:**

Conformément au formulaire de divulgation uniforme de l'ICMJE, tous les auteurs déclarent ce qui suit : **Informations sur les**

paiements/services : Tous les auteurs ont déclaré qu'aucun soutien financier n'avait été reçu de

toute organisation pour le travail soumis. **Relations financières** : Tous les auteurs ont déclaré qu'ils n'avaient aucune relation financière à l'heure actuelle ou au cours des trois dernières années avec des organisations qui pourraient avoir un intérêt dans le travail soumis. **Autres relations** : Tous les auteurs ont déclaré qu'il n'y avait pas d'autres relations ou activités qui pourraient sembler avoir influencé le travail soumis.

Remerciements

Seuls des ensembles de données provenant de sources officielles ont été utilisés ; les sources respectives sont fournies dans les références. Toute autre demande peut être adressée à l'auteur correspondant. Christof Kuhbandner et Matthias Reitzner ont également contribué à l'article.

Les références

1. Friis NU, Martin-Bertelsen T, Pedersen RK, Nielsen J, Krause TG, Andreasen V, Vestergaard LS : Mortalité due au COVID-19 atténuée lors de la transmission généralisée d'Omicron, Danemark, 2020 à 2022. *Euro Surveill.* 2023, 28 :10.2807/1560-7917.ES.2023.28.3.2200547
2. von Stillfried S, Bülow RD, Röhrig R, Boor P : Premier rapport du registre allemand d'autopsie COVID-19. *Lancet Reg Santé Eur.* 2022, 15:100330.10.1016/j.lanepe.2022.100330
3. Hung IF, Zhang AJ, To KK, et al. : Morbidité et mortalité étonnamment plus élevées chez les patients âgés hospitalisés associées au rhinovirus par rapport à l'infection des voies respiratoires par le virus de la grippe. *Int J Mol Sci.* 2017, 18 :10.3390/ijms18020259
4. Saragih ID, Advani S, Saragih IS, Suarilah I, Susanto I, Lin CJ : La fragilité en tant que facteur prédictif de mortalité chez les personnes âgées atteintes de COVID-19 : une revue systématique et une méta-analyse d'études de cohorte. *Infirmières en gériatrie.* 2021, 42:983-92. 10.1016/j.gerinurse.2021.06.003
5. Baum K : Considérations sur la surmortalité en Allemagne en 2020 et 2021. *Dtsch Med Wochenschr.* 2022, 147:430-4.10.1055/a-1715-7711
6. Estimation de la surmortalité due à la pandémie de COVID-19 : une analyse systématique de la mortalité liée à la COVID-19, 2020-21. *Lancette.* 2022, 399:1513-36.10.1016/S0140-6736(21)02796-3
7. De Nicola G, Kauermann G, Höhle M : Sur l'évaluation de la surmortalité en Allemagne pendant la pandémie de COVID-19. 2022, 16:5-20.10.1007/s11943-021-00297-w
8. De Nicola G, Kauermann G : Une mise à jour sur la surmortalité au cours de la deuxième année de la pandémie de COVID-19 en Allemagne. 2022, 16:21-4.10.1007/s11943-022-00303-9
9. Kowall B, Standl F, Oesterling F, et al. : Surmortalité due au Covid-19 ? Une comparaison de la mortalité totale en 2020 avec la mortalité totale de 2016 à 2019 en Allemagne, en Suède et en Espagne. *PLoS One.* 2021, 16:e0255540. 10.1371/journal.pone.0255540
10. Levitt M, Zonta F, Ioannidis JP : Comparaison de la surmortalité pandémique en 2020-2021 à travers différents calculs empiriques. *Environ Rés.* 2022, 213:113754.10.1016/j.envres.2022.113754
11. Organisation mondiale de la santé : Décès excédentaires dans le monde associés à la COVID-19, janvier 2020-décembre 2021. (2022). Consulté : 6 mai 2022 : <http://www.who.int/data/stories/global-excess-deaths-associated-with-covid-19-january-2020-december-2021>.
12. Bauer R, Speringer M, Frühwirt P, et al. : Évaluation de la surmortalité à Vienne et en Autriche après la première année de la pandémie de COVID-19. *Vienne Yearb Popul Res.* 2022, 20:1-22.10.1553/populationyearbook2022.dat.1
13. Levitt M, Zonta F, Ioannidis JP : Estimations de la mortalité excessive à partir de l'analyse multivers en 2009-2021. *Eur J Epidemiol.* 2023, 1-11.10.1007/s10654-023-00998-2
14. Office fédéral de la statistique d'Allemagne : Nombre de décès et surmortalité (Sterbefallzahlen und Übersterblichkeit). (2023). Consulté : 19 janvier 2023 : <http://www.destatis.de/DE/Themen/Querschnitt/Corona/Gesellschaft/bevoelkerung-sterbefaelle.html>.
15. Molbak K, Mazick A : Suivi européen de la surmortalité pour l'action de santé publique (EuroMOMO) . *Journal européen de santé publique.* 2013, 23:ckt126.113.10.1093/eurpub/ckt126.113
16. Keiding N, Clayton D : Standardisation et contrôle de la confusion dans les études observationnelles : une perspective historique. *Statistique Sci.* 2014, 29:529-58.10.1214/13-STS453
17. Staub K, Panczak R, Matthes KL, et al. : Surmortalité historiquement élevée pendant la pandémie de COVID-19 en Suisse, en Suède et en Espagne. *Ann Stagiaire Med.* 2022, 175:523-32.10.7326/M21-3824
18. Office fédéral de la statistique d'Allemagne : Tables de mortalité 2015/17, 2016/18, 2017/2019. (2023). Consulté : janvier 19 2023 : <http://www-genesis.destatis.de/genesis//online?operation=table%{field}amp;code=12621-0001>.
19. Association allemande des actuaires (DAV) : Life Table DAV 2004R. (2023). Consulté : 24 janvier 2023 : <http://www.aktuar.de>.
20. Office fédéral de la statistique d'Allemagne : Statistiques démographiques. (2023). Consulté : 19 janvier 2023 : <http://www-genesis.destatis.de/genesis//online?operation=table&code=12411-0006>.
21. Office fédéral de la statistique d'Allemagne : Statistiques sur les décès. (2023). Consulté : 16 février 2023 : <http://destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Bevoelkerung/Sterbefaelle-Lebenserwartung/Tabellen/sonderauswertung-....>
22. Office fédéral de la statistique d'Allemagne : nombre de naissances. (2023). Consulté : 19 janvier 2023 : <http://www-genesis.destatis.de/genesis//online?operation=table%{field}amp;code=12612-0002>.
23. Office fédéral de la statistique d'Allemagne : Nombre de mortinaissances (disponible sur demande). (2023). Consulté : 24 janvier 2023 : <http://www.destatis.de>.
24. Office fédéral de la statistique de l'Allemagne : Nombre d'accidents de voiture mortels. (2023). Consulté : 10 mai 2023 : <http://de.statista.com/statistik/daten/studie/185/umfrage/todesfaelle-im-strassenverkehr>.
25. Gertz AH, Pollack CC, Schultheiss MD, Brownstein JS : Soins médicaux retardés et état de santé sous-jacent aux États-Unis pendant la pandémie de COVID-19 : une étude transversale. *Prev Med Rep.* 2022, 28:101882. 10.1016/j.pmedr.2022.101882
26. Institut Robert Koch : COVID-19 Todesfälle nach Sterbedatum. (2023). Consulté : 14 février 2023 : http://www.rki.de/DE/Content/InfAZ/N/Neuartiges_Coronavirus/Projekte_RKI/COVID-19_Todesfaelle.html.

27. Robert Koch Institut : Digitales Impfquoten-Monitoring COVID-19 . (2023). Consulté : 19 janvier 2023 : http://www.rki.de/DE/Content/InfAZ/N/Neuartiges_Coronavirus/Daten/Impfquotenmonitoring.xlsx?__blob=fichierpublication.
28. Schwab C, Domke LM, Hartmann L, Stenzinger A, Longerich T, Schirmacher P : Caractérisation histopathologique basée sur l'autopsie de la myocardite après une vaccination anti-SARS-CoV-2. Clin Res Cardiol. 2023, 112:431-40. [10.1007/s00392-022-02129-5](https://doi.org/10.1007/s00392-022-02129-5)
29. Institut Paul-Ehrlich : Bericht über Verdachtsfälle von Nebenwirkungen und Impfkomplicationen nach Impfung zum Schutz vor COVID-19. (2023). Consulté : 29 janvier 2023 : <http://www.pei.de/SharedDocs/Downloads/DE/newsroom/dossiers/sicherheitsberichte/sicherheitsbericht-27-12-bis-31-07-21....>