

Mémoire présenté devant l'ENSAE Paris
pour l'obtention du diplôme de la filière Actuariat
et l'admission à l'Institut des Actuaires
le 05/03/2025

Par : **Jeanne BESSIERE**

Titre : **Vers une modélisation jointe de l'impact de
plusieurs facteurs climatiques sur la mortalité**

Confidentialité : NON OUI (Durée : 1 an 2 ans)

Les signataires s'engagent à respecter la confidentialité indiquée ci-dessus

Membres présents du jury de la filière

Entreprise : Milliman 

Nom : Caroline HILLAIRET

Signature :

*Membres présents du jury de l'Institut
des Actuaires*

Directeur du mémoire en entreprise :

Nom : Eve Elisabeth TITON

Signature : 

**Autorisation de publication et de
mise en ligne sur un site de
diffusion de documents actuariels
(après expiration de l'éventuel délai de
confidentialité)**

Secrétariat :

Signature du responsable entreprise



Bibliothèque :

Signature du candidat



Résumé

L'augmentation des températures, la pollution atmosphérique et l'expansion des maladies à transmission vectorielle sont susceptibles de perturber la tendance historique de réduction de la mortalité en France. Ces risques climatiques, bien que souvent étudiés séparément, sont interconnectés. L'augmentation des températures favorise par exemple l'émission anthropique et naturelle de polluants atmosphériques et leur concentration. Les polluants atmosphériques peuvent à leur tour accélérer ou ralentir le phénomène d'élévation des températures, selon leurs propriétés absorbantes ou réfléchissantes de la lumière. Ces interactions rendent difficile l'estimation de l'impact global de l'ensemble des risques climatiques sur la mortalité.

Ce mémoire cherche à évaluer l'impact joint de plusieurs risques climatiques sur la mortalité, un sujet encore peu étudié. L'objectif est d'estimer, d'une part, l'impact joint des risques climatiques liés à la température et à la pollution sur l'espérance de vie, et d'autre part, de comparer cette estimation avec celle obtenue par une modélisation additive, qui considère les risques de manière indépendante. Ce travail apporte une contribution novatrice en proposant une approche jointe des risques climatiques, permettant ainsi de mieux comprendre leur effet global sur la santé publique.

Le mémoire est structuré en trois chapitres : le premier, consacré à la contextualisation de l'étude, présente les principaux risques climatiques en France, leurs interactions et les méthodes de modélisation. Le second chapitre se focalise sur la modélisation de l'impact joint du climat sur la mortalité. Enfin, le troisième chapitre projette l'impact du climat sur l'espérance de vie en 2060.

Mots-clés : mortalité, risques climatiques, températures, pollution, changement climatique

Abstract

Rising temperatures, air pollution and the spread of vector-borne diseases are likely to disrupt the historical trend of mortality reduction in France. While often studied separately, these climatic risks are interconnected. For instance, rising temperatures fuel anthropogenic and natural emissions as well as the concentration of atmospheric pollutants. Atmospheric pollutants can in turn accelerate or dampen temperature rises, depending on their absorbent or reflective properties. These interactions make it difficult to estimate the overall impact of climate risks on mortality.

The aim of this thesis is to assess the joint impact of several climate risks on mortality, a subject that has not yet been studied to any great extent. The aim is to estimate the joint impact of climate risks linked to temperature and pollution on life expectancy, and to compare this estimate with that obtained by additive modelling, which considers the risks independently. This work makes an innovative contribution by proposing a joint approach to climate risks, enabling a better understanding of their overall effect on public health.

The first chapter, dedicated to the context of the study, presents the main climatic risks in France, their interactions and modeling methods. The second chapter focuses on modeling the joint and additive impact of climate on mortality. The third chapter projects the impact of climate on life expectancy in 2060.

Keywords: mortality, climate risks, temperatures, pollution, climate change

Note de synthèse

Les effets des risques climatiques sur la mortalité

Les risques climatiques, à savoir les conséquences négatives du changement climatique sur les écosystèmes, les populations, les infrastructures ou l'économie sont susceptibles d'altérer la tendance historique d'amélioration de la mortalité en France.

Températures

La relation température-mortalité est décrite en forme de U ou de V [43], [7], [67]. Les hautes et basses températures accroissent la mortalité, tandis qu'à l'optimum thermique¹, la mortalité est minimale.

Les températures moyennes en France sont passées de 11.6°C (1951-1980) à 12.9°C (1991-2020)² et s'accompagnent d'une multiplication des vagues de chaleur en fréquence, intensité et durée. Alors que la France comptait 1.7 jours de vagues de chaleur par an avant 1989, ce chiffre atteint 9.4 jours entre 2010 et 2020 (Figure 1.2). Ces épisodes ont un impact significatif sur la mortalité, notamment chez les populations vulnérables. Ils exacerbent les pathologies cardio-vasculaires et causent l'hyperthermie et la déshydratation. Bien que la population se soit partiellement adaptée, l'exposition accrue aux températures extrêmes a doublé les décès liés à la chaleur entre 1970 et 2010 [65].

Contrairement aux effets de la chaleur qui sont immédiats, les impacts du froid sur la mortalité débutent à partir du deuxième jour [17] d'un épisode de froid, s'étalent jusqu'à 23 jours, et sont sans effet moisson [4]. Les conséquences du froid s'observent dès une faible déviation de l'optimum thermique (à partir du 1^{er} quartile de la distribution des températures), contrairement à l'impact de la chaleur qui s'opère lors des déviations extrêmes (au delà du 99^{ème} centile) [17]. L'exposition au froid entraîne des risques immédiats tels que l'hypothermie, les gelures et les accidents liés aux conditions climatiques, ainsi que des effets à plus long terme, aggravant les maladies cardiovasculaires et respiratoires. La mortalité imputable au froid pourrait diminuer en raison de l'augmentation des températures moyennes, ainsi que de la fréquence et de l'intensité des vagues de chaleur [49]. L'augmentation de la fraction attribuable à la chaleur commencerait à dépasser la réduction de la fraction attribuable au froid d'ici la fin du siècle dans le scénario RCP 6 et d'ici la seconde moitié du XXI^{ème} siècle dans le scénario RCP 8.5 [52]. Il existe cependant une adaptation progressive à la chaleur et *de facto* une désadaptation au froid [37], [1]. Celle-ci peut se traduire par un décalage vers la droite de l'optimum thermique, c'est-à-dire que des températures modérément froides qui ne provoquaient pas de pic de décès par le passé pourraient en provoquer un dans les décennies à venir. Alternativement, la désadaptation au froid peut se traduire par une augmentation de la sensibilité au froid. Ainsi, pour une même vague de froid, son impact sur la mortalité sera plus important dans le futur que par le passé. Dans cette configuration, l'impact du froid eu égard du changement climatique est difficile à déterminer, et reste très sensible à la définition de l'optimum thermique.

¹Température pour laquelle la mortalité associée est minimale.

²Météo-France (meteofrance.com)

Pollution

A l'inverse du phénomène d'élévation des températures, la pollution atmosphérique connaît une tendance baissière depuis les années 1990. Les émissions d'oxyde d'azote (NO_X), de particules en suspension de diamètre inférieur à 10 micromètres (PM_{10}), les particules en suspension de diamètre inférieur à 2.5 micromètres ($PM_{2.5}$), de dioxyde de soufre (SO_2) et de monoxyde de carbone (CO) ont diminué respectivement de 60%, 53%, 62%, 84% et 63% entre 2000 et 2021. Seul l'ozone (O_3) a vu ses émissions grimper de 18% entre 2000 et 2021^{3,4}. A court terme, la pollution provoque des irritations, des maladies respiratoires telles que l'asthme ou la bronchite et augmente le risque d'infarctus du myocarde. A long terme, elle cause, entre autres, des pathologies cardio-vasculaires et respiratoires, des allergies, du diabète, ainsi que des maladies neurologiques et psychiatriques.

Maladies à transmission vectorielle

Parallèlement, les maladies à transmission vectorielle, caractérisées par la transmission d'un parasite, un virus ou une bactérie à l'Homme par l'intermédiaire d'un « vecteur », c'est-à-dire un organisme tel qu'un moustique, une puce, un tique ou une mouche représentent un risque émergent en France. La présence de certains de ces vecteurs s'étend en France, notamment sous l'effet du changement climatique, qui favorise leur développement et leur expansion géographique. Par exemple, alors qu'en 2004 un seul département recensait la présence du moustique *Aedes albopictus*, 78 départements étaient concernés en 2024⁵. Cette expansion s'accompagne d'une recrudescence des pathogènes transmis. Ainsi, la dengue, transmise par les moustiques *aedes*, a vu son nombre de cas autochtones en France hexagonale passer de 2 en 2010 à 45 en 2023⁶. Les cas de dengue importés ont également connu une augmentation significative, passant de 378 en 2022 à 2019 en 2023⁷. La borréliose de Lyme, transmise par les tiques présente un enjeu croissant avec un taux d'incidence passant de 42 cas pour 100 000 habitants en 2009 à 91 cas en 2020⁸. L'encéphalite à tiques, inscrite aux maladies à déclaration obligatoire en 2021, a recensé 39 cas en 2023, dont 92% ont nécessité une hospitalisation [72]. Ainsi, le développement de ces vecteurs et l'augmentation des maladies associées illustrent un risque de santé publique en croissance, en lien avec l'évolution des conditions climatiques et environnementales.

Interactions

Ces risques climatiques sont couramment étudiés séparément et leur impact sur la mortalité est estimé indépendamment de celui des autres. Pourtant, ils sont interconnectés et présentent des synergies. En particulier, le phénomène d'augmentation des températures amplifie celui de concentration et d'émission de la pollution. Les températures élevées intensifient l'émission de polluants primaires et secondaires,

³[Données d'émissions Secten - Citepa](#)

⁴[Les rejets de polluants dans l'air : résultats complémentaires du bilan de la qualité de l'air extérieur en France en 2021 | Données et études statistiques \(developpement-durable.gouv.fr\)](#)

⁵[Cartes de présence du moustique tigre \(Aedes albopictus\) en France métropolitaine - Ministère du travail, de la santé et des solidarités](#)

⁶[Bilan de la surveillance de la dengue, du chikungunya et du Zika en France hexagonale en 2023 \[25\]](#)

⁷[Recrudescence de cas importés de dengue en France hexagonale | Santé publique France](#)

⁸[Borréliose de Lyme : données épidémiologiques 2020 \(santepubliquefrance.fr\)](#)

qu'ils soient d'origine naturelle, comme les feux de forêt en période de sécheresse, ou anthropique, à travers l'usage accru de climatisation [82]. Elles favorisent également les réactions chimiques responsables de la formation de polluants secondaires tels que l'ozone troposphérique, tout en créant des conditions de stagnation atmosphérique, empêchant leur dispersion et favorisant leur concentration. En retour, la pollution atmosphérique influence le climat de manière complexe. Certains polluants, comme le carbone noir et l'ozone, accentuent le réchauffement en absorbant les radiations, tandis que d'autres, tels que les aérosols de sulfates et les nitrates, refroidissent l'atmosphère en réfléchissant la lumière solaire [27]. Ainsi, la baisse des émissions polluantes pourrait paradoxalement intensifier le réchauffement climatique. Enfin, l'augmentation des températures modifie la transmission des maladies vectorielles en influençant à la fois les vecteurs (comme les moustiques) et les agents pathogènes qu'ils transportent. Les températures chaudes accélèrent la reproduction et le développement des vecteurs, prolongent leur période d'activité, et étendent leur présence géographique. Elles réduisent aussi la période d'incubation du pathogène dans le vecteur. Les conditions climatiques extrêmes peuvent par ailleurs affaiblir les systèmes immunitaires, rendant les organismes plus sensibles aux infections. Ainsi, le Groupe d'Experts Intergouvernemental sur l'Évolution du Climat (GIEC) [53] prévoit que "les risques liés à certaines maladies à transmission vectorielle, telles que le paludisme et la dengue, [...] augmente[ront] avec un réchauffement de 1.5°C à 2°C", avec un "degré de confiance élevé".

Modélisation jointe la température et la pollution

La contribution de ce mémoire s'articule autour de deux axes principaux :

- Quantifier l'impact joint des températures et de la pollution sur la mortalité à horizon 2060 selon différents scénarios.
- Évaluer dans quelle mesure modéliser les facteurs climatiques de manière jointe amplifie ou réduit l'impact du climat sur la mortalité estimé par une modélisation individuelle additive de chaque facteur.

Pour ce faire, un modèle additif généralisé (GAM) est calibré sur le nombre de décès quotidien en France entre 2013 et 2020. Il intègre l'effet joint des températures moyennes (TM) quotidiennes de 19 villes françaises, de la concentration en ozone (O_3) et en particules en suspension de diamètre inférieur à 2.5 micromètres ($PM_{2.5}$). Cette surface de risque jointe est représentée par une spline à plaque mince. Le modèle dit "climatique joint" est alors :

$$\ln(\lambda_{d,t}) = \mathbf{z}_{d,t}\boldsymbol{\beta} + s(TM_{d,t}, PM_{2.5,d,t}, O_{3,d,t}; \theta) \quad (1)$$

où :

- $\lambda_{d,t}$ est l'espérance de $D_{d,t}$, le nombre de décès du jour d de l'année t .
- $\mathbf{z}_{d,t}$ sont des variables temporelles incluant l'année, le mois et le jour de la semaine
- $s(TM_{d,t}, PM_{2.5,d,t}, O_{3,d,t}; \theta)$ représente la surface de risque des effets joints de la température, de l'ozone et des $PM_{2.5}$.
- $\boldsymbol{\beta}$ et θ sont les coefficients à estimer.

L'impact annuel du climat est obtenu à partir du modèle GAM (Équation 1) estimé par tranche d'âge k et par sexe g . On considère que l'impact du climat est partagé parmi tous les âges x appartenant à la classe d'âge k . On obtient ainsi $c_{x,t}^{(g)(\text{joint})}$, le "facteur climatique joint". Il s'agit d'un facteur multiplicatif, à appliquer aux taux de mortalité centraux (i.e. sans prise en compte de l'effet climatique) par âge x et par sexe g .

$$c_{x,t}^{(g)(\text{joint})} = \left[1 + \sum_{d \in \mathcal{D}_t} \frac{1}{\#\mathcal{D}_t} \times \left(e^{s(TM_{d,t}, PM_{2.5_{d,t}}, O_{3_{d,t}}; \theta_k^{(g)})} - 1 \right) \right] \quad (2)$$

Par ailleurs, on calcule un "facteur climatique additif". Il est issu du modèle climatique dit additif, dans lequel les impacts de l' O_3 , des $PM_{2.5}$, et de la température sont estimés séparément. Le facteur climatique additif est alors la somme des facteurs climatiques individuels. Le facteur climatique du modèle additif est le suivant :

$$\begin{aligned} c_{x,t}^{(g)(\text{additif})} = & \left[1 + \sum_{d \in \mathcal{D}_t} \frac{1}{\#\mathcal{D}_t} \left(e^{s(TM_{d,t}; \lambda_k^{(g)})} - 1 \right) \right. \\ & + \sum_{d \in \mathcal{D}_t} \frac{1}{\#\mathcal{D}_t} \left(e^{s(PM_{2.5_{d,t}}; \beta_k^{(g)})} - 1 \right) \\ & \left. + \sum_{d \in \mathcal{D}_t} \frac{1}{\#\mathcal{D}_t} \left(e^{s(O_{3_{d,t}}; \gamma_k^{(g)})} - 1 \right) \right] \quad (3) \end{aligned}$$

Projeter les variables climatiques

On génère 9 scénarios prospectifs (Table 1) à l'aide de modèles de séries temporelles pour les variables TM , O_3 et $PM_{2.5}$.

TABLE 1 : Scénarios utilisés à horizon 2060 pour la projection des variables climatiques

Scénario 2060	Température	O_3	$PM_{2.5}$
1	+1.33°C	suit les températures	-27% en 2030 puis -5% par décennie
2	+2°C	suit les températures	-27% en 2030 puis -5% par décennie
3	+3°C	suit les températures	-27% en 2030 puis -5% par décennie
4	+1.33°C	suit les températures	constant
5	+2°C	suit les températures	constant
6	+3°C	suit les températures	constant
7	+1.33°C	suit les températures	-27% en 2030 puis +5% par décennie
8	+2°C	suit les températures	-27% en 2030 puis +5% par décennie
9	+3°C	suit les températures	-27% en 2030 puis +5% par décennie

La **température moyenne** (TM) est modélisée par un SARIMA (*Seasonal Auto-Regressive Integrated Moving Average*). Le modèle estimé est utilisé pour projeter les températures quotidiennes moyennes en France à horizon 2060. On ajoute une tendance exponentielle à ces projections, afin d'obtenir des températures moyennes atteignant +1.33°C (Scénario 1, 4, 7), +2°C (Scénario 2, 5, 8) et +3°C (Scénario 3, 6, 9) en 2060 par rapport à 2020. Afin de tenir compte du comportement erratique des températures, i.e. de la présence de vagues de froid et de chaleur, indépendamment du changement climatique, on ajoute du bruit aux prévisions SARIMA ajustées de la tendance, en intégrant les résidus historiques du modèle par méthode de Monte

Carlo.

La **concentration moyenne en ozone** (O_3) est représentée par un modèle SARIMAX (*Seasonal Auto-Regressive Integrated Moving Average with Exogeneous Variables*), intégrant la température moyenne comme variable exogène. Cette approche repose sur l'influence quasi linéaire de la température sur la concentration en O_3 [16], [68], [11]. En effet, les rayonnements ultraviolets accélèrent la formation d'ozone à partir des réactions entre les oxydes d'azote, le monoxyde de carbone (CO) et les composés organiques volatils (COV). La température contribue ainsi à expliquer une partie des variations de la concentration en O_3 . La projection de la concentration en ozone à l'horizon 2060 est ainsi réalisée à l'aide du modèle SARIMAX estimé, alimenté par les trois scénarios de température précédemment élaborés.

La **concentration moyenne en particules fines** ($PM_{2.5}$), d'un diamètre inférieur à 2,5 micromètres, est modélisée à l'aide d'un SARIMA. Contrairement à l'ozone, la relation entre température et $PM_{2.5}$ n'est pas linéaire. Les particules $PM_{2.5}$ peuvent, selon leurs propriétés, absorber ou réfléchir la chaleur, ce qui influence positivement ou négativement la température. De plus, les hautes températures favorisent leur émission naturelle (par exemple, les feux de forêt) et anthropique, ainsi que leur concentration. Ces interactions complexes rendent difficile l'élaboration de scénarios reliant explicitement l'évolution des températures à celle des $PM_{2.5}$. Par conséquent, un modèle SARIMA est utilisé, et les projections de $PM_{2.5}$ n'intègrent pas ces interactions. Trois scénarios d'évolution sont considérés : un scénario de baisse (réduction de 27% d'ici 2030, suivie d'une baisse supplémentaire de 5% par décennie -scénarios 1,2, 3-), un scénario constant (scénarios 4, 5, 6) et un scénario intermédiaire (baisse de 27% d'ici 2030, suivie d'une augmentation de 5% par décennie -scénarios 7, 8, 9-).

Projeter l'impact du climat

L'impact annuel prospectif du climat est estimé en injectant les scénarios prospectifs des variables climatiques dans le calcul du facteur climatique joint (Équation 2) et additif (Équation 3). Ce facteur (Figure 1) doit ensuite être appliqué à un taux de mortalité prospectif en l'absence d'effets climatiques. Les tables de mortalité prospectives de l'INSEE ⁹ fournissent les probabilités de décès $q_{x,t}^{(g)}$ et les expositions $E_{x,t}^{(g)}$ pour chaque âge x , sexe g et année t . En supposant la fonction de hasard constante selon l'âge, le sexe et l'année, on peut en déduire les taux de mortalité $\mu_{x,t}^{(g)}$:

$$\mu_{x,t}^{(g)} = -\ln(1 - q_{x,t}^{(g)}) \quad (4)$$

Ces taux représentent la mortalité pour chaque âge x de sexe g en l'année t , sans ajustement pour les effets climatiques. On en déduit les taux de mortalité ajustés des effets climatiques :

$$\hat{m}_{x,t}^{(g)} = \mu_{x,t}^{(g)} c_{x,t}^{(g)}$$

Ces taux de mortalité appliqués aux expositions prospectives permettent d'estimer le nombre de décès supplémentaires (ou évités) liés au climat (Figure 2), ainsi que l'espérance de vie résiduelle, avec et sans effet climatique (Table 2).

⁹Projections de population 2013-2070 pour la France, Insee Résultats - No 187, Paru le : 03/11/2016

FIGURE 1 : Facteur climatique $c_{x,t}^{(g)(joint)}$ moyen par scénario pour le modèle climatique joint

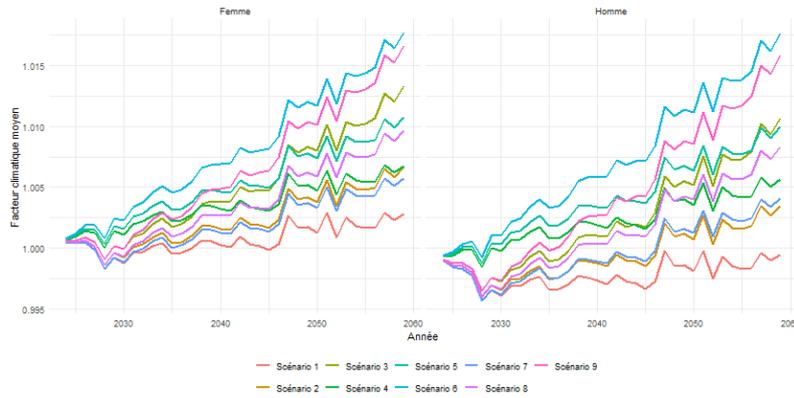
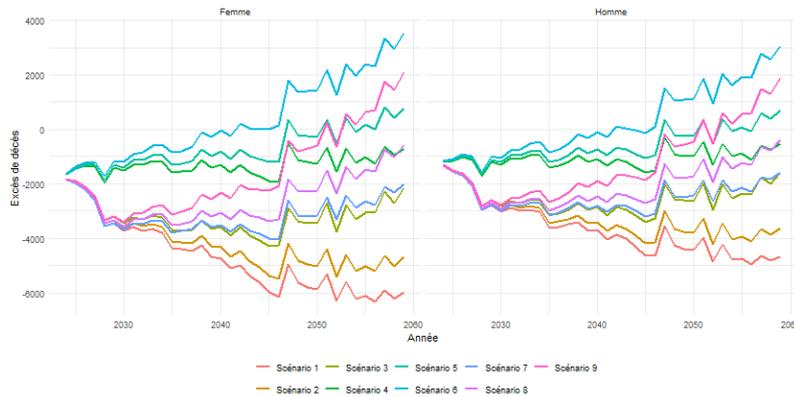


FIGURE 2 : Variation du nombre de décès attribuable au climat prévus par le modèle climatique joint



La variation du nombre de décès est calculée à partir des taux de mortalité ajustés des effets climatiques $\hat{m}_{x,t}^{(g)}$ et des expositions prospectives de l'INSEE⁹.

TABLE 2 : Écart entre les espérances de vie à la naissance avec et sans prise en compte du climat à horizon 2060 par scénario

Scénario	Femmes			Hommes		
	joint écart	additif écart	(joint - additif) écart	joint écart	additif écart	(joint - additif) écart
1	0.08	0.07	0.00	0.07	0.06	0.02
2	0.05	0.02	0.02	0.05	0.00	0.05
3	0.00	-0.06	0.06	0.00	-0.09	0.09
4	-0.01	-0.01	0.00	0.00	-0.03	0.02
5	-0.04	-0.05	0.02	-0.03	-0.08	0.05
6	-0.09	-0.14	0.05	-0.09	-0.17	0.09
7	0.01	0.01	0.00	0.02	-0.01	0.02
8	-0.01	-0.03	0.02	-0.01	-0.06	0.05
9	-0.07	-0.12	0.05	-0.06	-0.15	0.09

La première question adressée dans ce mémoire était de déterminer si l'espérance de vie sera réduite par l'impact du climat.

L'espérance de vie résiduelle est directement influencée par l'évolution combinée des températures et des concentrations en $PM_{2.5}$ et en O_3 . Dans les scénarios 4, 5, 6, 8 et 9, le climat entraîne une diminution de l'espérance de vie en 2060 (Table 2). En revanche, dans les autres scénarios, la diminution progressive des concentrations en particules fines compense temporairement l'impact négatif de l'augmentation des températures. Cette tendance positive est cependant limitée dans le temps : à plus long terme, et notamment au-delà de 2060, la croissance continue du facteur climatique (Figure 1) provoquée par la hausse des températures dominera, entraînant une diminution de l'espérance de vie. Les résultats soulignent l'importance de réduire les $PM_{2.5}$ à court terme. A long terme, les effets des températures élevées sur la mortalité risquent de surpasser les bénéfices de la réduction des $PM_{2.5}$. Il devient donc essentiel d'intégrer des mesures d'adaptation aux températures extrêmes dans les politiques de santé publique, telles que l'amélioration de l'accès aux soins pendant les vagues de chaleur, des campagnes de sensibilisation aux risques liés à la chaleur et l'hydratation, ainsi que le développement d'infrastructures pour réduire les effets des îlots de chaleur urbains. Par ailleurs, les interactions entre l'ozone (O_3) et la température, particulièrement exacerbées par le changement climatique, doivent être davantage prises en compte dans les modèles de prédiction.

La deuxième question portait sur la différence dans l'estimation des effets climatiques sur la mortalité entre une modélisation jointe des risques climatiques et une modélisation dite additive.

Les résultats montrent que l'addition de facteurs climatiques individuels tend à surestimer l'impact global des risques climatiques. Le modèle climatique additif estime jusqu'à 2 959 décès supplémentaires chez les femmes et 4 294 pour les hommes en 2060 par rapport au modèle climatique joint (Table 3.8), et prévoit une espérance de vie à la naissance inférieure de 0.05 années chez les femmes et de 0.09 années chez les hommes dans le scénario 9 (Table 2). L'utilisation d'un modèle climatique joint, qui intègre les effets combinés et les interdépendances entre les variables permet de mieux quantifier le risque global du climat sur la mortalité. Ces résultats montrent l'intérêt potentiel pour les assureurs d'intégrer un modèle joint pour évaluer les impacts climatiques sur la mortalité.

Axes de recherche complémentaires

Les effets des risques climatiques sur la mortalité sont non linéaires, synergiques et décalés dans le temps. Un modèle "idéal" aurait alors permis de réunir ces trois caractéristiques. Dans ce mémoire, nous avons laissé de côté la prise en compte des effets décalés dans le temps. En particulier, la température a des effets retards, c'est à dire un impact différé à court terme, tandis que l'exposition à la pollution provoque des effets à moyen et long termes. Cet effet retard de la température a par ailleurs été étudié avec un DLNM (Annexe A) et révèle un fort impact non linéaire des 21 dernières températures quotidiennes sur la mortalité. L'impact à moyen et long termes de la pollution pourrait être considéré en intégrant des variables de concentrations cumulées de pollution de l'air.

On souhaitait par ailleurs intégrer le risque de maladies vectorielles, afin d'avoir un modèle de mortalité tenant compte de l'ensemble des principaux risques climatiques : la faible disponibilité des données sur le sujet en France ne nous permet pas d'intégrer ce facteur à ce stade.

Executive summary

The effects of climate risks on mortality

Climate risks, i.e. the negative consequences of climate change on ecosystems, populations, infrastructures or the economy, are likely to alter the historical trend of improving mortality in France.

Temperatures

The temperature-mortality relationship is described as U-shaped or V-shaped [43], [7], [67]. High and low temperatures increase mortality, while at the thermal optimum¹⁰, mortality is minimal.

Average temperatures in France have risen from 11.6°C (1951-1980) to 12.9°C (1991-2020)¹¹, with heat waves multiplying in frequency, intensity and duration. Whereas France had 1.7 days of heat waves per year before 1989, this figure rises to 9.4 days between 2010 and 2020. These episodes have a significant impact on mortality, particularly among vulnerable populations. They exacerbate cardiovascular pathologies and cause hyperthermia and dehydration. Although the population has partially adapted, increased exposure to extreme temperatures doubled heat-related deaths between 1970 and 2010 [65].

While the effects of heat are immediate, the impact of cold on mortality kicks in from the second day and lasts up to 23 days [17], with no harvesting effect [4]. The consequences of cold weather are felt as soon as there is a slight deviation from the thermal optimum (from the 1st quartile of the temperature distribution), unlike the impact of heat, which occurs at extreme deviations (above the 99th percentile). Exposure to cold leads to immediate risks such as hypothermia, frostbite and weather-related accidents, as well as longer-term effects, aggravating cardiovascular and respiratory diseases. Mortality attributable to cold could decrease as average temperatures rise, and heat waves become more frequent and intense [49]. The increase in the fraction attributable to heat would begin to exceed the reduction in the fraction attributable to cold by the end of the century in the RCP 6 scenario and by the second half of the XXIst century in the RCP 8.5 scenario [52]. There is, however, a progressive adaptation to heat resulting in a maladaptation to cold [37], [1]. This may be reflected in a shift to the right of the thermal optimum, i.e. moderately cold temperatures that did not cause a peak in deaths in the past may do so in the decades to come. Alternatively, maladaptation to cold may translate into increased sensitivity to cold. Thus, for the same cold snap, its impact on mortality will be greater in the future than in the past. In this case, the impact of cold on climate change is difficult to assess, and is highly sensitive to the definition of the thermal optimum.

Pollution

While temperatures have been rising, air pollution levels have been on a downward trend since the 1990s. Emissions of nitrogen oxides (NO_X), particulate matter with a diameter less than 10 micrometers (PM_{10}), particulate matter with a diameter less

¹⁰Temperature for which the associated mortality is minimal.

¹¹[Météo-France \(meteofrance.com\)](https://météo-france.com)

than 2.5 micrometers ($PM_{2.5}$), sulfur dioxide (SO_2), and carbon monoxide (CO) have decreased by 60%, 53%, 62%, 84%, and 63% respectively between 2000 and 2021. Only ozone (O_3) has seen its emissions rise by 18% between 2000 and 2021.¹²,¹³ In the short term, pollution causes irritation, respiratory illnesses such as asthma and bronchitis, and increases the risk of myocardial infarction. In the long term, it causes cardiovascular and respiratory pathologies, allergies, diabetes, as well as neurological and psychiatric illnesses.

Vector-borne diseases

At the same time, vector-borne diseases, characterized by the transmission of a parasite, virus or bacterium to humans via a “vector”, i.e. an organism such as a mosquito, flea, tick or a fly, are an emerging risk in France. The presence of these vectors is expanding in France, notably due to climate change, which favors their development and geographical expansion. Whereas in 2004 only one *département* was affected by the *Aedes albopictus* mosquito, by 2024 78 *départements* were concerned¹⁴. This expansion is accompanied by a resurgence of transmitted pathogens. Dengue, transmitted by *aedes* mosquitoes, has seen the number of native cases in mainland France rise from 2 in 2010 to 45 in 2023¹⁵. Imported dengue cases have also risen significantly, from 378 in 2022 to 2019 in 2023¹⁶. Lyme borreliosis, transmitted by ticks, is a growing concern, with the incidence rate rising from 42 cases per 100,000 inhabitants in 2009 to 91 cases in 2020¹⁷. Tick-borne encephalitis recorded 39 cases in 2023, 92% of which required hospitalization [72]. The development of these vectors and the increase in associated diseases highlight a growing public health risk, linked to changing climatic and environmental conditions.

Interactions

These climate risks are commonly studied separately, and their impact on mortality is estimated independently of that of the others. Yet they are interconnected and present synergies. In particular, rising temperatures amplify the concentration and emission of pollution. High temperatures intensify the emission of primary and secondary pollutants, whether of natural origin, such as forest fires in periods of drought, or anthropogenic, through increased use of air conditioning [82]. They also favor the chemical reactions responsible for the formation of secondary pollutants such as tropospheric ozone, while creating conditions of atmospheric stagnation, preventing their dispersion and favoring their concentration. In turn, atmospheric pollution influences the climate in complex ways. Some pollutants, such as black carbon and ozone, increase warming by absorbing radiation, while others, such as sulfate aerosols and nitrates, cool the atmosphere by reflecting sunlight [27]. Paradoxically, lower pollutant emissions could intensify global warming. Finally, rising temperatures modify the transmission of vector-borne diseases by influencing both

¹²[Données d'émissions Secten - Citepa](#)

¹³[Les rejets de polluants dans l'air : résultats complémentaires du bilan de la qualité de l'air extérieur en France en 2021 | Données et études statistiques \(developpement-durable.gouv.fr\)](#)

¹⁴[Cartes de présence du moustique tigre \(Aedes albopictus\) en France métropolitaine - Ministère du travail, de la santé et des solidarités](#)

¹⁵[Bilan de la surveillance de la dengue, du chikungunya et du Zika en France hexagonale en 2023 \[25\]](#)

¹⁶[Recrudescence de cas importés de dengue en France hexagonale | Santé publique France](#)

¹⁷[Borréliose de Lyme : données épidémiologiques 2020 \(santepubliquefrance.fr\)](#)

vectors (such as mosquitoes) and the pathogens they carry. Warm temperatures accelerate the reproduction and development of vectors, extending both their period of activity their geographical presence. They also shorten the incubation period of the pathogen in the vector. Extreme climatic conditions can also weaken immune systems, making organisms more susceptible to infection. Thus, the Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC) [53] predicts that "the risks associated with certain vector-borne diseases, such as malaria and dengue fever, [...] will increase with a warming of 1.5°C to 2°C", with a "high degree of confidence".

Joint modeling of temperature and pollution

The contribution of this thesis is twofold:

- Quantify the joint impact of temperatures and pollution on mortality by 2060 under different scenarios.
- Evaluate the extent to which joint modeling of climatic factors amplifies or reduces the impact of climate on mortality, compared with an estimate based on additive individual modeling of each factor.

To achieve this, a generalized additive model (GAM) is calibrated on the daily number of deaths in France between 2013 and 2020. It incorporates the joint effect of daily average temperatures (TM) in 19 French cities, ozone (O_3) concentration, and particulate matter with a diameter less than 2.5 micrometers ($PM_{2.5}$). This joint risk surface is represented by a thin-plate spline. The "joint climatic model" is defined as:

$$\ln(\lambda_{d,t}) = \mathbf{z}_{d,t}\boldsymbol{\beta} + s(TM_{d,t}, PM_{2.5_{d,t}}, O_{3_{d,t}}; \theta) \quad (1)$$

where:

- $\lambda_{d,t}$ is the expected value of $D_{d,t}$, the number of deaths on day d of year t .
- $\mathbf{z}_{d,t}$ are temporal variables including the year, month, and day of the week.
- $s(TM_{d,t}, PM_{2.5_{d,t}}, O_{3_{d,t}}; \theta)$ represents the risk surface for the joint effects of temperature, ozone, and $PM_{2.5}$.
- $\boldsymbol{\beta}$ and θ are the coefficients to be estimated.

The annual climate impact is derived from the GAM model (Equation 1), estimated by age group k and gender g . It is assumed that the climate impact is distributed among all ages x within the age group k . Thus, $c_{x,t}^{(g)(\text{joint})}$, the "joint climatic factor," is computed. This is a multiplicative factor applied to central mortality rates (i.e. excluding climatic effects) by age x and gender g .

$$c_{x,t}^{(g)(\text{joint})} = \left[1 + \sum_{d \in \mathcal{D}_t} \frac{1}{\#\mathcal{D}_t} \times \left(e^{s(TM_{d,t}, PM_{2.5_{d,t}}, O_{3_{d,t}}; \theta_k^{(g)})} - 1 \right) \right] \quad (2)$$

Additionally, an "additive climatic factor" is calculated. It is derived from the so-called additive climatic model, where the impacts of O_3 , $PM_{2.5}$, and temperature are estimated separately. The additive climatic factor is then the sum of the individual climatic factors. The climatic factor from the additive model is:

$$\begin{aligned}
c_{x,t}^{(g)(\text{additive})} = & \left[1 + \sum_{d \in \mathcal{D}_t} \frac{1}{\#\mathcal{D}_t} \left(e^{s(TM_{d,t}; \lambda_k^{(g)})} - 1 \right) \right. \\
& + \sum_{d \in \mathcal{D}_t} \frac{1}{\#\mathcal{D}_t} \left(e^{s(PM_{2.5,d,t}; \beta_k^{(g)})} - 1 \right) \\
& \left. + \sum_{d \in \mathcal{D}_t} \frac{1}{\#\mathcal{D}_t} \left(e^{s(O_{3,d,t}; \gamma_k^{(g)})} - 1 \right) \right] \quad (3)
\end{aligned}$$

Project climate variables

We generate 9 prospective scenarios (Table 3) using time series models for the variables TM , O_3 , and $PM_{2.5}$.

Table 3: Overview of climate scenarios for 2060

Scenario 2060	Temperature	O_3	$PM_{2.5}$
1	+1.33°C	tracks temperature trends	-27% by 2030, then -5% per decade
2	+2°C	tracks temperature trends	-27% by 2030, then -5% per decade
3	+3°C	tracks temperature trends	-27% by 2030, then -5% per decade
4	+1.33°C	tracks temperature trends	constant
5	+2°C	tracks temperature trends	constant
6	+3°C	tracks temperature trends	constant
7	+1.33°C	tracks temperature trends	-27% by 2030, then +5% per decade
8	+2°C	tracks temperature trends	-27% by 2030, then +5% per decade
9	+3°C	tracks temperature trends	-27% by 2030, then +5% per decade

The **average temperature** (TM) is modeled using a SARIMA (*Seasonal Auto-Regressive Integrated Moving Average*) model. The estimated model is used to project daily average temperatures in France up to 2060. An exponential trend is added to these projections to reach average temperatures of +1.33°C (Scenarios 1, 4, 7), +2°C (Scenario 2, 5, 8), and +3°C (Scenario 3, 5, 9) in 2060 compared to 2020. To account for the erratic behavior of temperatures, i.e., the presence of cold and heat waves independently of climate change, noise is added to the SARIMA projections adjusted for the trend, by incorporating the model’s historical residuals using a Monte Carlo method.

The **average ozone concentration** (O_3) is represented using a SARIMAX (*Seasonal Auto-Regressive Integrated Moving Average with Exogenous Variables*) model, integrating average temperature as an exogenous variable. This approach is based on the quasi-linear influence of temperature on O_3 concentration [16], [68], [11]. Indeed, ultraviolet radiation accelerates ozone formation through reactions involving nitrogen oxides, carbon monoxide (CO), and volatile organic compounds (VOC). Temperature thus partially explains variations in O_3 concentration. The projection of ozone concentration up to 2060 is performed using the estimated SARIMAX model, driven by the three temperature scenarios developed earlier.

The **average fine particulate matter concentration** with a diameter smaller than 2.5 micrometers ($PM_{2.5}$), is modeled using a SARIMA model. Unlike ozone, the relationship between temperature and $PM_{2.5}$ is not linear. Depending on their

properties, $PM_{2.5}$ particles can absorb or reflect radiation, thereby influencing temperature positively or negatively. Moreover, high temperatures favor both natural (e.g., wildfires) and anthropogenic emissions of $PM_{2.5}$, as well as their concentration. These complex interactions make it challenging to develop scenarios explicitly linking temperature evolution to $PM_{2.5}$ evolution. Consequently, a SARIMA model is employed, and $PM_{2.5}$ projections do not incorporate these interactions. Three scenarios are considered: a reduction scenario (27% reduction by 2030, followed by a further 5% reduction per decade -scenarios 1, 2, 3-), a constant scenario -scenarios 4, 5, 6- and an intermediate scenario (27% reduction by 2030, followed by a 5% increase per decade -scenarios 7, 8, 9-).

Project climate impact

The prospective annual impact of climate is estimated by injecting the prospective scenarios of climate variables into the calculation of the joint (Equation 2) and additive (Equation 3) climate factor. This factor (Figure 1) is then applied to a prospective mortality rate in the absence of climate effects. The prospective mortality tables from INSEE ¹⁸ provide the probabilities of death $q_{x,t}^{(g)}$ and the exposures $E_{x,t}^{(g)}$ for each age x , gender g , and year t . Assuming a constant hazard function across age, gender, and year, the mortality rates $\mu_{x,t}^{(g)}$ can be derived as follows:

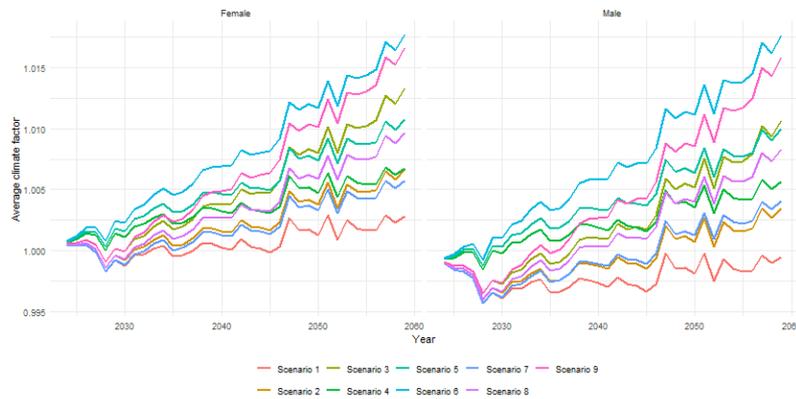
$$\mu_{x,t}^{(g)} = -\ln(1 - q_{x,t}^{(g)}) \quad (5)$$

These rates represent mortality for each age x , gender g , in year t , without adjustments for climate effects. From these, the climate-adjusted mortality rates can be computed as:

$$\hat{m}_{x,t}^{(g)} = \mu_{x,t}^{(g)} c_{x,t}^{(g)}$$

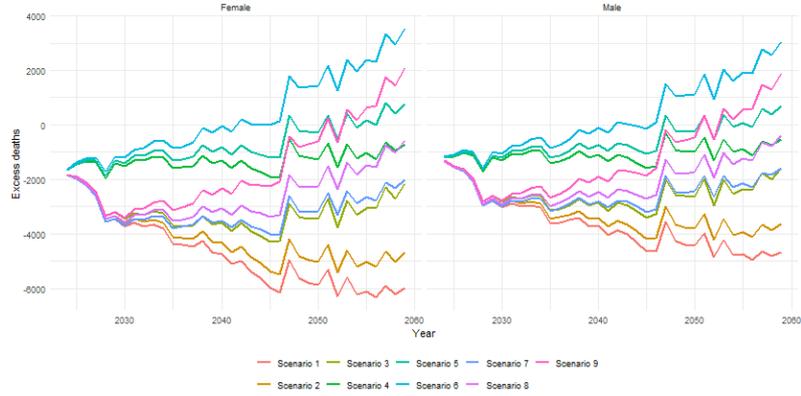
These adjusted mortality rates enable the estimation of the number of additional (or avoided) deaths related to climate (Figure 4), as well as the residual life expectancy, with and without climate effects (Table 4).

Figure 3: Average climate factor $c_{x,t}^{(g)(\text{joint})}$ per scenario for the joint climate model



¹⁸Population Projections 2013-2070 for France, INSEE Results - No. 187, Published on: 03/11/2016

Figure 4: Variation in the number of climate-related deaths predicted by the joint climate model



The variation in the number of climate-related deaths is derived from climate-adjusted mortality rates $\hat{m}_{x,t}^{(g)}$ and prospective exposures (INSEE) ¹⁸.

Table 4: Difference between life expectancy at birth with and without taking climate into account by 2060 scenario

Scenario	Females			Males		
	joint gap	additive gap	(joint - additive) gap	joint gap	additive gap	(joint - additive) gap
1	0.08	0.07	0.00	0.07	0.06	0.02
2	0.05	0.02	0.02	0.05	0.00	0.05
3	0.00	-0.06	0.06	0.00	-0.09	0.09
4	-0.01	-0.01	0.00	0.00	-0.03	0.02
5	-0.04	-0.05	0.02	-0.03	-0.08	0.05
6	-0.09	-0.14	0.05	-0.09	-0.17	0.09
7	0.01	0.01	0.00	0.02	-0.01	0.02
8	-0.01	-0.03	0.02	-0.01	-0.06	0.05
9	-0.07	-0.12	0.05	-0.06	-0.15	0.09

The first question addressed in this thesis was whether life expectancy will be reduced by the impact of climate.

Residual life expectancy is directly influenced by the combined evolution of temperatures and concentrations of particulate matter ($PM_{2.5}$) and ozone (O_3). In scenarios 4, 5, 6, 8 and 9, rising temperatures lead to a reduction in life expectancy in 2060 (Table 2). In the other scenarios, the gradual reduction in $PM_{2.5}$ concentrations temporarily offsets the negative impact of rising temperatures. This positive trend is, however, limited in time: in the longer term, and in particular beyond 2060, the continued growth of the climatic factor (Figure 1) caused by rising temperatures will dominate, leading to a decline in life expectancy. The results underline the importance of reducing particulate matter $PM_{2.5}$ in the short term. In the long term, the effects of higher temperatures on mortality are likely to outweigh the benefits of reducing $PM_{2.5}$. It is therefore becoming essential to take action to adapt to extreme temperatures into public health policies, such as improving access to health-care during heat waves, awareness campaigns on heat-related risks and hydration, and the development of infrastructures to reduce the effects of urban heat islands. In addition, the interactions between ozone and temperature, particularly exacer-

bated by climate change, need to be taken into greater account in prediction models.

The second question addressed the difference in the estimation of climatic effects on mortality between joint modeling of climatic risks and so-called additive modeling.

The results show that the addition of individual climate factors tends to overestimate the overall impact of climate risks. The additive climate model estimates up to 2 959 additional deaths for women and 4 294 for men in 2060, compared with the joint climate model (Table 3.8), and predicts life expectancy at birth to be 0.05 years lower for women and 0.09 years lower for men in scenario 9 (Table 2). The use of a joint climate model, which integrates the combined effects and interdependencies between variables, makes it possible to better quantify the overall risk of climate on mortality. These results show the possible benefits for insurers of integrating a joint model to assess the impact of climate on mortality.

Further research

The effects of climatic risks on mortality are non-linear, synergistic and delayed in time. An “ideal” model would have been able to combine these three characteristics. In this thesis, we have left out the consideration of lagged effects. In particular, temperature has a delayed effect in the short term, whereas exposure to pollution has a medium- to long-term effect. This delayed effect of temperature has also been studied with a DLNM (Appendix A) and reveals a strong non-linear impact of the last 21 daily temperatures on mortality. The medium- and long-term impact of pollution could be considered by integrating cumulative air pollution concentration variables.

We also wanted to include the risk of vector-borne diseases, in order to have a mortality model that takes into account all the main climatic risks: the limited availability of data on this subject in France means that we are unable to include this factor at this stage.

Remerciements

Je tiens à exprimer ma profonde gratitude à toutes les personnes qui ont contribué à la réalisation de ce mémoire.

Je remercie Eve Elisabeth TITON, ma tutrice en entreprise, pour ses précieux points hebdomadaires, sa relecture attentive et répétée de mon mémoire, ainsi que pour ses réponses éclairantes à toutes mes questions.

Je remercie Tinhinane Talbi, qui a assuré le suivi de mon stage aux côtés d'Eve, et dont l'accompagnement a été enrichissant.

Mes remerciements vont également à Alexandre BOUMEZOUED - directeur du département R&D chez Milliman -, à l'équipe R&D et au cabinet Milliman qui m'ont offert l'opportunité de travailler sur un sujet passionnant, parfaitement aligné avec mes intérêts, et qui ont créé un cadre propice à l'apprentissage et à la réflexion.

Enfin, je remercie l'ENSAE, mon école, pour la qualité de son enseignement et son accompagnement tout au long de ma formation. Un remerciement particulier à Caroline HILLAIRET, ma tutrice académique, pour son suivi et sa relecture.

Table des matières

Note de synthèse	1
Executive summary	8
Remerciements	15
Introduction	18
1 Contexte de l'étude	20
1.1 Cartographie des risques climatiques impactant la mortalité en France	20
1.1.1 Les risques climatiques et leur prise en compte en assurance .	20
1.1.2 Risques climatiques liés à la chaleur	26
1.1.3 Risques climatiques liés au froid	28
1.1.4 Risques climatiques liés à la pollution atmosphérique	33
1.1.5 Risques climatiques liés climatiques aux maladies à transmis- sion vectorielle	37
1.2 Interaction entre les risques climatiques	43
1.2.1 Interaction entre les températures et la pollution	43
1.2.2 Interaction entre les températures et les maladies à transmis- sion vectorielle	45
1.3 Modéliser les risques climatiques et leur interaction	46
1.3.1 Le cadre des études épidémiologiques	46
1.3.2 Modéliser séparément l'impact des températures et de la pol- lution	54
1.3.3 Modéliser l'impact les maladies à transmission vectorielle . . .	56
1.3.4 Modélisation jointe des risques climatiques	57
2 Modélisation de l'impact joint des températures et de la pollution sur la mortalité	63
2.1 Notations	63
2.2 Sources de données	64
2.3 Champs de l'étude et retraitements des données	65
2.4 Étude des variables	65
2.4.1 Analyse des corrélations	65
2.4.2 Analyse des relations entre le nombre de décès et les variables climatiques	67
2.5 Modèle Additif Linéaire Généralisé (GAM)	68
2.5.1 Modèle de référence	68
2.5.2 Modèles climatiques	70
3 Impact prospectif du climat sur la mortalité	75
3.1 Dynamique prospective de la mortalité	75
3.1.1 Décomposition de la mortalité globale en mortalité centrale et climatique	75

3.1.2	Projection de la mortalité globale	77
3.2	Dynamique prospective des variables climatiques	80
3.2.1	Projection de la température	80
3.2.2	Projection de la concentration en O_3	85
3.2.3	Projection de la concentration en $PM_{2.5}$	87
3.2.4	Résumé des scénarios climatiques	90
3.3	Quantification de l'impact du climat sur la mortalité	91
3.3.1	Facteur climatique	92
3.3.2	Décès attribuables au climat	101
3.3.3	Espérance de vie résiduelle	104
3.3.4	Résultats	106
3.3.5	Limites	107
	Conclusion	109
	Annexes	118
A	Distributed Lag Non Linear Model sur l'effet des températures	119
A.1	Données	119
A.2	Calibrage	120
B	Le krigeage : méthode d'interpolation spatiale	123
C	Ajustement et résultats du modèle climatique joint	125
C.1	Qualité de l'ajustement	125
C.2	Surfaces de risques par groupe d'âge et sexe	126

Introduction

Selon le dernier bulletin climatique de Copernicus ¹⁹, l'année 2024 sera l'année la plus chaude enregistrée et la première à dépasser le seuil des +1.5°C depuis la période de référence 1850-1900. Cette augmentation des températures moyennes est une des conséquences directes du changement climatique, à savoir, la transformation durable des schémas climatiques mondiaux ou régionaux. Si le changement climatique peut être d'origine naturelle (variations dans l'activité solaire ou éruptions volcaniques par exemple), la cause anthropique en est la raison principale depuis les années 1900. En effet, l'une des causes du changement climatique est l'effet de serre, un processus naturellement présent sur terre par lequel les gaz à effet de serre (GES) retiennent une partie des rayons infrarouges dans l'atmosphère, réchauffant ainsi la surface de la Terre. Bien que ces gaz, tels que la vapeur d'eau, le dioxyde de carbone, le méthane ou l'ozone, soient naturellement présents sur terre, l'activité humaine accroît leur émission et de ce fait accélère le changement climatique. Ainsi, les concentrations en O_3 ont grimpé de 23% entre 2000 et 2023 en France.

Au contraire du changement climatique qui a un impact durable et planétaire sur le climat, la pollution atmosphérique a un effet local et intervient par épisode qui peuvent durer quelques jours à quelques semaines. La pollution atmosphérique fait référence à la présence dans l'air d'agents physico-chimiques - les polluants atmosphériques - en quantité telles qu'ils peuvent être néfastes pour la santé et l'environnement. Comme les gaz à effet de serre, la présence de polluants atmosphériques peut être d'origine naturelle (éruptions volcanique, incendie), mais l'activité de l'Homme (agriculture, transports, industries) en est la principale cause. Ainsi, l'évolution de la pollution atmosphérique ne connaît pas de tendance mondiale mais plusieurs tendances locales. En Europe, une diminution des concentrations en $PM_{2.5}$ est observée et est attribuée aux politiques de réduction de la pollution atmosphérique, tandis qu'une augmentation des concentrations a été observée en Amérique du Nord et en Inde en 2023²⁰.

Ces deux phénomènes, d'échelles géographique et temporelle différentes, sont par ailleurs interconnectés. En particulier, le changement climatique et l'augmentation des températures qu'il engendre, favorise l'émission naturelle et anthropique de polluants primaires, à savoir les polluants directement émis par une source, ainsi que celle des polluants secondaires, qui sont eux formés à partir de la réaction entre plusieurs polluants. Réciproquement, la pollution atmosphérique peut amplifier ou atténuer la montée des températures. Certains polluants atmosphériques (tels que l'ozone troposphérique) s'avèrent être aussi des gaz à effet de serre et accélèrent ainsi l'augmentation des températures, tandis que d'autres polluants peuvent avoir un effet de réchauffement ou de refroidissement sur les températures.

Si la mortalité en France a connu une tendance baissière stable depuis les années 1950, les conséquences du changement climatique ainsi que la pollution atmosphérique pourraient freiner cette dynamique. En effet, l'augmentation des températures, la modification de la fréquence et de l'intensité des vagues de chaleur, précipitations, sécheresses, inondations et autres événements extrêmes ou encore des seuils de pollution élevés engendrent une augmentation des risques sanitaires, à savoir ce que

¹⁹[Copernicus Climate Change Service, Climate Bulletin, November 2024](#)

²⁰[WMO Air Quality and Climate Bulletin, No. 4 – September 2024](#)

l'Agence Nationale de Sécurité Sanitaire définit comme la « probabilité de survenue des effets néfastes du danger sur la santé ». Dans ce contexte, les tables prospectives de mortalité, basées sur l'extrapolation des tendances d'amélioration de la mortalité passée, pourraient être ajustées pour prendre en compte la détérioration de la mortalité liée à la dégradation des conditions climatiques.

Plusieurs études sont déjà consacrées à l'estimation de l'impact d'un risque climatique donné sur la mortalité, tel celui de la température ou de la pollution atmosphérique. L'impact joint, c'est-à-dire l'impact global et simultané de tous les risques climatiques, est en revanche peu quantifié. Pourtant, en raison des interactions entre les risques climatiques, supposer que l'impact global de ces risques est la somme de leurs effets individuels semble peu raisonnable. Ce mémoire a donc pour but de déterminer l'impact joint de plusieurs facteurs climatiques sur la mortalité. En particulier, il vise à :

- estimer l'impact du climat sur l'espérance de vie à horizon 2060
- comparer les projections d'espérances de vie issues de la modélisation jointe (i.e. prenant en compte simultanément tous les risques climatiques) avec celles issues d'une modélisation additive (sommant les effets individuels des risques climatiques)

Le chapitre 1 sera consacré à la contextualisation de l'étude. Il cartographie les principaux risques climatiques en France (section 1.1), décrit les interactions qui les lient (section 1.2), puis fournit une revue qui se veut la plus exhaustive possible des méthodes de modélisation de chacun de ces risques (section 1.3). Ce chapitre a été pensé comme une revue de littérature la plus exhaustive possible sur le sujet, pouvant servir ultérieurement de référence bibliographique à tout lecteur souhaitant modéliser l'impact d'un facteur climatique sur la mortalité. La lecture complète de ce chapitre n'est pas indispensable à la compréhension de l'étude, et en particulier la section 1.3.

Le chapitre 2 propose une modélisation de l'impact joint et additif du climat sur la mortalité. Il présente les données utilisées, les retraitements effectués ainsi que les étapes et résultats du calibrage.

Enfin, le chapitre 3 présente l'impact prospectif du climat sur la mortalité. Il fournit d'abord une méthode d'intégration des effets du climat dans des taux prospectifs de mortalité (section 3.1), puis établit des scénarios prospectifs des variables climatiques (section 3.2) et enfin quantifie l'impact du climat sur l'espérance de vie à horizon 2060 (section 3.3).

Chapitre 1

Contexte de l'étude

1.1 Cartographie des risques climatiques impactant la mortalité en France

1.1.1 Les risques climatiques et leur prise en compte en assurance

Risque climatique

La définition d'un risque varie selon les disciplines concernées. Dans une approche probabiliste, le risque est défini par la probabilité d'exposition à un danger. D'un point de vue assurantiel, le risque désigne la possibilité qu'un sinistre survienne et entraîne des pertes financières ou matérielles pour l'assuré. Le risque résulte donc d'une exposition à un danger, c'est-à-dire la confrontation d'une population à des facteurs ayant la capacité de provoquer un effet néfaste matériel, financier, sanitaire, etc. L'augmentation d'un risque peut donc provenir d'une plus forte exposition à un danger déjà existant (par exemple, des vagues de chaleur plus fréquentes) ou de l'apparition de nouveaux dangers (tel que de nouvelles maladies à transmission vectorielle).

Le risque climatique désigne la possibilité d'effets négatifs sur les écosystèmes, les populations, les infrastructures ou l'économie résultant du changement climatique ou d'événements climatiques extrêmes. Il est couramment classifié en trois catégories, à savoir, le risque physique, de transition et de réputation [15].

- **Risque physique** : dommages directs causés par les événements climatiques (destructions d'infrastructures, de récoltes, d'actifs financiers, dégradation des écosystèmes et altération des conditions de vie). On peut distinguer les risques physiques aigus qui résultent d'événements climatiques extrêmes (inondations, tempêtes, vagues de chaleur ou de froid, cyclones), des risques physiques chroniques qui relèvent d'effets à long terme du changement climatique (élévations progressive des températures, des niveaux des océans, réduction des ressources en eau).
- **Risque de transition** : conséquences économiques et financières liées aux processus de transition vers une économie bas-carbone (réglementations environnementales, évolutions technologiques, changement dans les préférences des consommateurs).

- Risque de responsabilité : actions en justice et réclamations entreprises en raison de la contribution de gouvernements, d'entreprises ou d'individus au changement climatique et au manque de prévention (poursuites judiciaires, obligations de dédommagement).

La mortalité est directement affectée par les risques climatiques. Tandis que les phénomènes climatiques extrêmes (risques physiques aigus) peuvent causer des vagues de décès, les effets chroniques du changement climatique, à l'image de la propagation des maladies, l'élévation du niveau des océans, l'augmentation des températures ou de la pollution aggravent également la vulnérabilité des populations. Huit catégories de causes liées au changement climatique et ayant un impact sur la mortalité peuvent être identifiées [79], à savoir :

- Maladies à transmission vectorielle
- Augmentation des allergies
- Impacts liés à la qualité de l'eau
- Qualité de la nourriture et de la distribution alimentaire
- Températures extrêmes
- Dégradation environnementale
- Conditions climatiques sévères
- Pollution de l'air

En France métropolitaine, la pollution de l'air, les températures extrêmes et la transmission de maladies vectorielles sont les conséquences du changement climatique qui menacent de présenter le plus d'impact sur la mortalité [79].

Prise en compte des risques climatiques en assurance

Les assureurs, en tant qu'acteurs systémiques de l'économie, sont de plus en plus confrontés à des normes et obligations réglementaires pour intégrer les risques climatiques dans leur gestion des risques, leur gouvernance et leur reporting.

1. Solvabilité II ¹

La Directive 2009/138/CE du Parlement européen et du Conseil du 25 novembre 2009 s'applique aux assureurs et réassureurs de l'Union Européenne depuis le 1er janvier 2016. Composée de 3 piliers, elle vise à mettre en adéquation l'exigence de fonds propres avec les risques consentis par les assureurs, améliorer la gouvernance et la transparence.

- Pilier 1 : Exigences quantitatives

¹Directive 2009/138/CE du Parlement européen et du Conseil du 25 novembre 2009

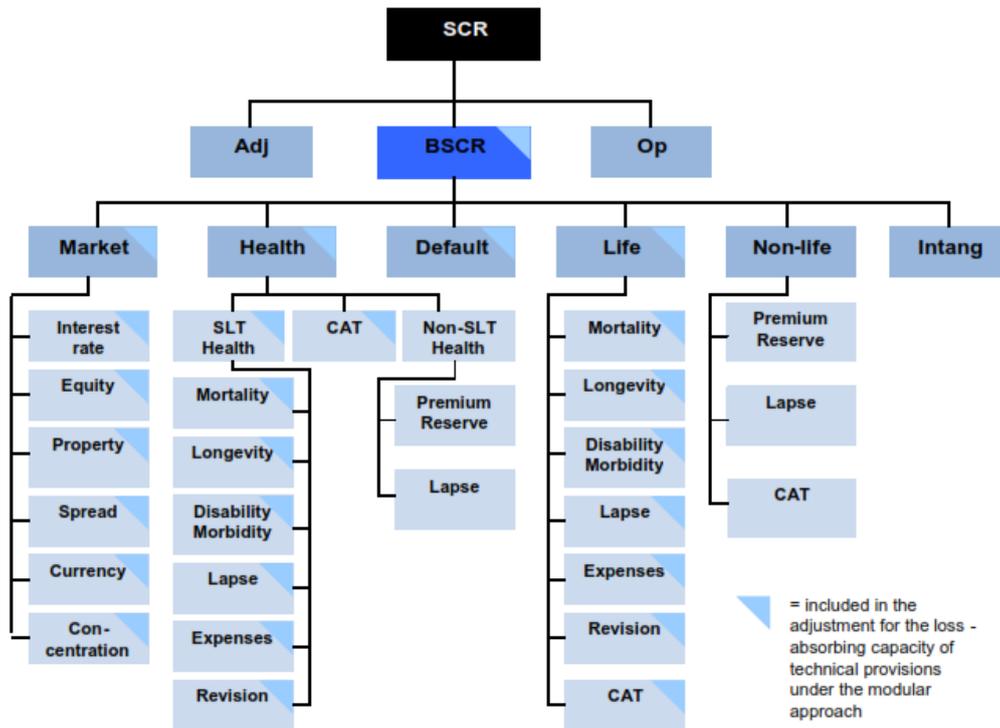
Le premier pilier impose le calcul d'un capital de solvabilité requis (SCR). Il s'agit du montant de fonds propres permettant à une compagnie de faire face à une ruine économique à horizon d'un an avec une probabilité de 95%. Deux méthodes sont retenues pour son calcul, la formule standard et la formule interne. Dans la formule standard, le SCR est donné par (voir figure 1.1) :

$$SCR = BSCR + Adj + SCR_{op} \quad (1.1)$$

avec :

- BSCR est le SCR de base. Il s'agit de l'agrégation des SCR des modules vie, non vie, santé, marché, défaut et actifs intangibles.
- Adj est une correction pour intégrer la capacité d'absorption des pertes par les provisions techniques.
- SCR_{op} est le module du SCR opérationnel.

FIGURE 1.1 : Décomposition du SCR en formule standard



Ce diagramme montre la décomposition en plusieurs modules du SCR selon la formule standard. Il se calcule comme la somme du SCR de base (BSCR), du SCR opérationnel et d'un ajustement pour l'absorption des pertes. ^a

^aSource : www.researchgate.net

Le SCR de base est déterminé en calculant un SCR pour chaque module de risque séparément (vie, non vie, santé, marché, contrepartie et actifs intangibles), puis en les agréant à l'aide de matrices de corrélation fournies dans l'annexe IV de la Directive Solvabilité II¹. Il est donné par :

$$BSCR = \sqrt{\sum_{i,j} corr_{i,j} SCR_i \times SCR_j} \quad (1.2)$$

où i, j sont les modules vie, non vie, santé, marché, contrepartie et actifs intangibles. Pour chacun des modules, le SCR du module est lui même calculé en agrégeant les SCR des sous-modules. Par exemple, le SCR_{vie} est donné par :

$$SCR_{vie} = \sqrt{\sum_{i,j} corr_{i,j} SCR_i \times SCR_j} \quad (1.3)$$

où i, j sont les sous-modules mortalité, longévité, invalidité, dépenses, révision, cessation, et catastrophe.

Dans le premier pilier de Solvabilité II, seuls certains risques physiques du changement climatique sont donc pris en compte. En effet, seul le sous-module catastrophes naturelles, qui ne couvre que les risques physiques liés aux événements climatiques extrêmes – sécheresses, inondations, tempêtes -, est considéré. Si seuls ces risques physiques précis sont actuellement pris en compte dans le pilier 1, un traitement différencié entre actifs "bruns" et actifs classiques pourrait être introduit. L'accord sur la revue de Solvabilité II par la Commission, le Conseil et le Parlement européen du 13 décembre 2023 envisage notamment la mise en place de charges supplémentaires en capital dans le cas de la détention d'actifs "bruns".²

- Pilier 2 : Exigences qualitatives

Le second pilier de Solvabilité II exige des assureurs l'instauration d'un système de gouvernance interne et d'une politique de gestion des risques. En particulier, la gouvernance interne doit établir une organisation claire avec des responsabilités définies. Elle sépare les fonctions opérationnelles des fonctions de contrôle. La politique de gestion des risques doit être formalisée et permettre la prise en compte de tous les risques auxquels est confronté la compagnie. Elle est notamment matérialisée par la production d'un rapport ORSA (*Own Risk and Solvency Assessment*), qui doit traduire une analyse détaillée des risques supportés par l'assureur.

L'ORSA est articulé autour de trois dimensions.

- (a) L'évaluation du besoin global de solvabilité (BGS). Il se différencie du SCR de par l'horizon temporel plus long et les risques inclus dans son calcul. Les compagnies sont tenues d'identifier tous les risques auxquels elles sont exposées, y compris ceux non présents dans la formule standard du SCR, tels que les risque de liquidité et réputation.
- (b) L'appréciation du respect des exigences en capital et en provisions techniques.
- (c) L'identification des déviations éventuelles du profil de risque par rapport aux hypothèses utilisées dans le calcul du SCR.

Si la prise en compte des risques climatiques était jusque là dépendante de l'évaluation propre de chaque compagnie d'assurance de son profil de risque, les amendements aux règlements délégués aux directives de Solvabilité II et Distribution d'Assurances entrés en application le 2 août 2022

²Revue de la directive Solvabilité II, ACPR

³, introduisent l'obligation d'évaluation d'un nouveau risque, celui dit de durabilité. Ce dernier englobe les risques de transition, de responsabilité et sociaux. Par ailleurs, l'accord sur la revue de Solvabilité II², qui sera mis en application courant 2026, prévoit aussi l'intégration de scénarios de hausse de température dans le rapport ORSA, ainsi que la production de nouveaux rapports dédiés au plan de transition.

- Pilier 3 : Transparence et reporting

Le troisième pilier concerne les exigences de publication d'information au public et de reporting aux superviseurs. En particulier, ils doivent fournir annuellement et publiquement un rapport sur la solvabilité et la situation financière, le SFCR (*Solvency and Financial Condition Report*), et soumettre à l'autorité de contrôle sur plusieurs reporting quantitatifs, les QRT (*Quantitative Reporting Templates*), ainsi qu'un rapport confidentiel à destination du superviseur, le RSR (*regular Supervisory Report*).

2. Stress tests climatiques

Les compagnies d'assurance sont encouragées à mettre en place des stress test climatiques, c'est-à-dire à évaluer leur capacité à faire face à un choc résultant des risques climatiques.

En particulier, l'Autorité de Contrôle Prudentiel et de Résolution (ACPR) a initié un exercice pilote de stress-test climatique en 2020⁴, sur une base volontaire de 9 groupes bancaires et 15 groupes d'assurance, soit une représentation de 85% du bilan bancaire et de 75% du bilan des assureurs⁵. L'exercice couvre les risques physiques et de transition. Trois scénarios sont retenus pour évaluer le risque de transition sur un horizon de 30 ans.

- Scénario de référence : Transition ordonnée (scénario *Below 2°C*)
Le scénario de référence, basé sur celui du NGFS⁶ (*Network for Greening the Financial System*) reflète la stratégie de l'accord de Paris⁷. Il prévoit une transition ordonnée vers une économie bas-carbone, visant à maintenir le réchauffement climatique en dessous de 2°C. Il est caractérisé par une augmentation progressive des prix du carbone et une mise en œuvre anticipée et cohérente de politiques environnementales. Les risques physiques et de transition restent modérés grâce à cette action proactive, réduisant les impacts macroéconomiques à long terme.
- Scénario adverse 1 : Transition désordonnée (Scénario *Delayed Transition*)
Dans le premier scénario adverse, lui aussi issu du NGFS, aucune action climatique n'est entreprise avant 2030. Par conséquent, afin d'atteindre les

³EIOPA's Technical Advice on the integration of sustainability risks and factors in the delegated acts under Solvency II and IDD

⁴Scénarios et hypothèses principales de l'exercice pilote climatique, ACPR

⁵Milliman. "Exercice climatique ACPR : synthèse des principaux résultats". White Paper (2021).

⁶Scénarios NGFS

⁷Accord de Paris sur le climat, 2015

objectifs de l'accord de Paris, des politiques climatiques tardives, désordonnées et précipitées sont entreprises, provoquant une hausse brutale des prix du carbone à partir de 2035. Les risques de transition sont plus importants que dans le scénario "Below 2°C" en raison du retard dans la prise de décisions politiques. Ce retard engendre une baisse plus prononcée du PIB à partir de 2030, et des pertes économiques significatives à long terme.

- Scénario adverse 2 : Transition rapide

Le second scénario adverse est quant à lui issu d'un scénario alternatif du NGFS ⁸ auquel un choc négatif de productivité a été ajouté. Il considère une transition accélérée dans laquelle le prix du carbone augmente brutalement à partir de 2025 et la productivité baisse.

Le risque physique est lui matérialisé par un unique scénario basé sur le scénario RCP 8.5 du GIEC (Groupe d'experts intergouvernemental sur l'évolution du climat). Il traduit une hausse de température de 1,4°C à 2,6°C d'ici 2050 et évalue l'impact sur l'activité dommages (augmentation des catastrophes naturelles) et la santé.

En 2022, c'est au tour de l'Autorité Européenne des Assurances et des Pensions Professionnelles (EIOPA) de lancer son exercice pilote sur les risques climatiques, auprès de 187 institutions européennes de retraite professionnelle, issues de 18 pays et représentant 65% des actifs au sein de l'Espace économique européen ⁹. Il couvre le scénario désordonné de référence du NGFS et met en évidence une exposition accrue des institutions européennes aux risques de transition, en particulier en raison des pertes subies sur les portefeuilles actions et obligations.

A la suite de son exercice pilote de 2021, l'ACPR conduit un second exercice en 2023¹⁰, dans lequel elle élargit la prise en compte des risques climatiques. Contrairement à l'exercice pilote, des scénarios à court terme sur risques physiques aigus et la prise en compte des risques physiques chroniques à long terme sont introduits. En particulier, elle propose deux scénarios de long terme qui permettent d'évaluer les risques à horizon 2050 de transition à l'actif ainsi que les risques physiques chroniques au bilan de l'assureur. Elle considère un scénario "sous les 2°C", qui repose sur le scénario ordonné du NGFS, et un scénario "transition retardée", basé sur le scénario de transition retardée du NGFS. Pour les assureurs santé et vie, des scénarios d'augmentation des maladies vectorielles et de la pollution en milieu urbain sont notamment proposés. Le scénario additionnel court terme est considéré sur l'horizon 2023-2027 et combine des chocs de risques physiques aigus (épisodes de sécheresse avec des vagues de chaleur et un péril inondation localisé) avec un choc financier à l'actif lié à une prise de conscience des marchés suite aux précédents événements climatiques extrêmes.

⁸Scénario désordonné alternatif "Immediate 1.5°C scenario with limited CDR technology"

⁹2022 IORP Climate Stress Test, Report, EIOPA-BoS-22/551, 13 December 2022

¹⁰Présentation des hypothèses de l'exercice climatique assurances 2023, ACPR

3. Cadre TCFD (*Task Force on Climate-related Financial Disclosures*)

Le TCFD est une initiative mondiale créée en 2015 par le Conseil de Stabilité Financière (FSB) pour encourager la transparence des entreprises financières et non financières en matière de risques climatiques. Il s'agit d'un ensemble de recommandations sur les méthodes d'évaluation et de divulgation d'informations sur l'impact du climat sur les états financiers et extra-financiers des entreprises. Bien que non obligatoire, ce cadre est de plus en plus adopté par les grandes institutions financières, notamment sous l'impulsion des régulateurs et des investisseurs. La TCFD recommande d'évaluer la matérialité financière des risques physiques et de transition. Elle incite aussi les entreprises à communiquer sur la manière dont leur gouvernance intègre la gestion des risques climatiques.

4. Directive CSRD (*Corporate Sustainability Reporting Directive*)

La directive (UE) 2022/2464¹¹, entrée en application progressive à partir du 1^{er} janvier 2024, est un reporting extra-financier obligatoire pour une grande majorité d'entreprises européennes. A la différence de la TCFD qui couvre uniquement les risques climatiques, la CSRD couvre l'ensemble des enjeux environnementaux, sociaux et de gouvernance (ESG). La CSRD impose notamment aux entreprises de publier des informations sur leurs risques et impacts climatiques (normes ESRS E1). En particulier, elle demande aux entreprises d'évaluer les impacts du changement climatique sur leur activité au travers d'analyse de scénarios climatiques allant de scénarios optimistes à pessimistes. Contrairement à la TCFD, elle demande une double matérialité, c'est à dire qu'en plus d'évaluer l'impact du changement climatique sur ses états financiers, l'impact de l'entreprise sur l'environnement doit aussi être reportée. Elles doivent par la suite communiquer les politiques d'atténuation et d'adaptation entreprises pour palier les risques précédemment identifiés. La CSRD pousse donc les entreprises à prendre en compte les risques climatiques dans le pilotage et à mettre en place un gouvernance dédiée.

5. Taxonomie Verte de l'Union Européenne

6. Accords de Paris et Objectifs de Neutralité Carbone

7. Principes pour l'assurance durable (PSI) de l'ONU

1.1.2 Risques climatiques liés à la chaleur

Évolution des températures moyennes et vagues de chaleur en France

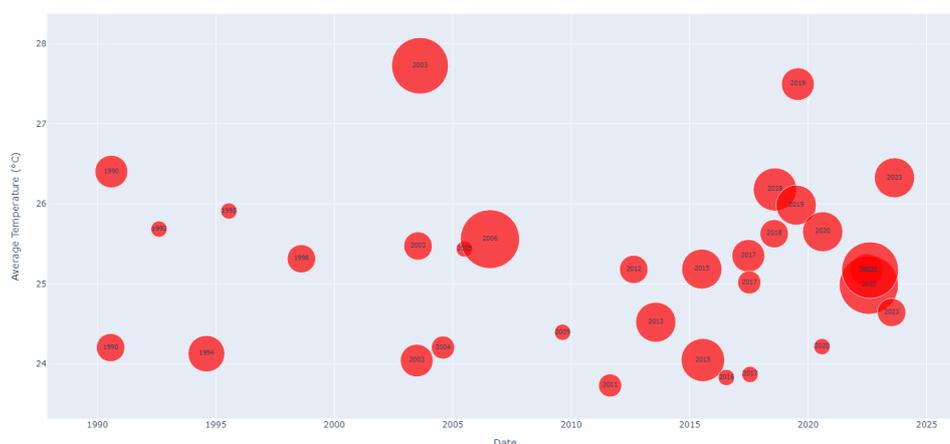
Les températures moyennes en France n'ont cessé d'augmenter depuis 1950. Ainsi, si la température moyenne était de 11.6°C entre 1951 et 1980, elle était de 12.9°C

¹¹[Directive \(UE\) 2022/2464 du Parlement européen et du Conseil du 14 décembre 2022](#)

entre 1991 et 2020 ¹². Au-delà de l'élévation du niveau moyen des températures, la France est soumise à un accroissement des vagues de chaleur. Ces dernières sont caractérisées selon Météo France ¹³ lorsque sur une période d'au minimum 3 jours, la température moyenne nationale, mesurée par l'indicateur thermique national¹⁴, passe au moins une fois au-dessus des 25.3°C et ne descend pas sous 23.4°C. En France, on constate une augmentation des vagues de chaleur à trois niveaux (Figure 1.2) :

- On observe d'une part l'augmentation de la fréquence des épisodes de chaleur. Alors que la France faisait face à 1.7 jours de vagues de chaleur par an avant 1989, elle en comptait 7.95 jours par an entre 2000 et 2010 et 9.4 jours entre 2010 et 2020.
- D'autre part, il y a un accroissement de l'intensité de ces vagues. Trois des quatre vagues de chaleur les plus intenses sont survenues après 1981. Le nombre de records chauds a en particulier été décuplé à partir de 1987.
- Enfin, il y a un allongement de la durée des épisodes de chaleur. En particulier, les 3 épisodes de chaleur les plus longs ont eu lieu après 1981.

FIGURE 1.2 : Vagues de chaleur en France depuis 1990



Ce graphique montre que les vagues de chaleur sont de plus en plus fréquentes et intenses. ^a

^aSource : Les vagues de chaleur sont caractérisées selon la définition de Météo France. Les données de températures moyennes quotidiennes par station météorologiques sont issues des données climatiques de base quotidiennes de meteo.data.gouv.fr

Impact de la chaleur sur la mortalité

Les températures élevées exercent un impact significatif sur la mortalité, particulièrement chez les populations à risque telles que les personnes âgées, les jeunes enfants et les individus souffrant de maladies chroniques. Lors d'épisodes de chaleur

¹²[Météo-France \(meteofrance.com\)](https://meteofrance.com)

¹³[Canicule, pic ou vague de chaleur ? | Météo-France \(meteofrance.com\)](https://meteofrance.com)

¹⁴L'indicateur thermique national est « la moyenne des mesures quotidiennes de température moyenne de l'air dans 30 stations météorologiques réparties de manière équilibrée sur le territoire. »

extrême, le corps humain doit intensifier ses mécanismes thermorégulateurs pour maintenir une homéostasie ¹⁵ thermique, ce qui peut conduire à une hyperthermie. Cette condition peut entraîner une déshydratation sévère, exacerber les pathologies cardio-vasculaires et augmenter le risque de coup de chaleur, une urgence médicale létale dans 15 à 20% des cas (INRS 2021). Entre 2014 et 2022, la chaleur lors des périodes estivales en France métropolitaine est la cause de 33 000 décès par an, dont 23 000 concernant les individus de 75 ans et plus [66]. Parmi ces décès, 28% ont lieu pendant les périodes de canicules alors qu'ils ne comptent que pour 6% des jours étudiés.

L'impact de la température sur la mortalité est un sujet largement exploré par la littérature. La relation température-mortalité est décrite en forme de U ou de V [43], [7], [67], voire parfois de J [65].

Pascal Mathilde, Wagner Véréne et Corso Magali [65] montrent que les dangers associés à des températures extrêmes (supérieures à 28°C) sont plus faibles dans les années 2010 que dans les années 1970, témoignant d'une probable adaptation de la population aux températures. Cependant, l'exposition à ces phénomènes étant plus grande, les risques associés aux températures élevées sont finalement plus importants dans les années 2010 que 1970. En particulier, ils estiment que les températures élevées ont engendré deux fois plus de décès en 2010 qu'en 1970.

Les canicules représentent un danger plus important que de simples épisodes de chaleur (i.e. la sensibilité aux chaleurs extrêmes est plus grande que celle aux chaleurs modérées). Cependant, comme les épisodes de chaleur sont plus fréquents que les canicules, la population y est plus exposée. Le risque étant le produit de l'exposition à un danger, les épisodes de chaleurs hors canicules contribuent davantage à l'impact total sur la mortalité que les canicules et canicules extrêmes [65].

Bien que la population semble s'acclimater à l'accroissement des températures moyennes, notamment grâce aux politiques publiques de prévention, l'exposition croissante au danger sanitaire que représente la chaleur accroît le risque sanitaire lié aux températures élevées.

1.1.3 Risques climatiques liés au froid

Caractérisation et évolution des vagues de froid

Météo France définit une vague de froid comme un « épisode durable et étendu de froid. » ¹⁶ Elle est caractérisée lorsque sur une période d'au minimum 3 jours, la température moyenne nationale, mesurée par l'indicateur thermique national, passe au moins une fois sous les 2°C et ne remonte pas plus de deux jours au-dessus de 0.9°C. L'épisode est interrompu lorsque l'indicateur thermique national est supérieur à 2.2°C.

Météo France identifie 46 vagues de froid entre 1947 et 2022 et note que ces dernières deviennent « plus rares. moins longues et moins intenses »¹⁷. Ainsi, les quatre

¹⁵"Processus de régulation par lequel l'organisme maintient les différentes constantes du milieu intérieur." www.larousse.fr

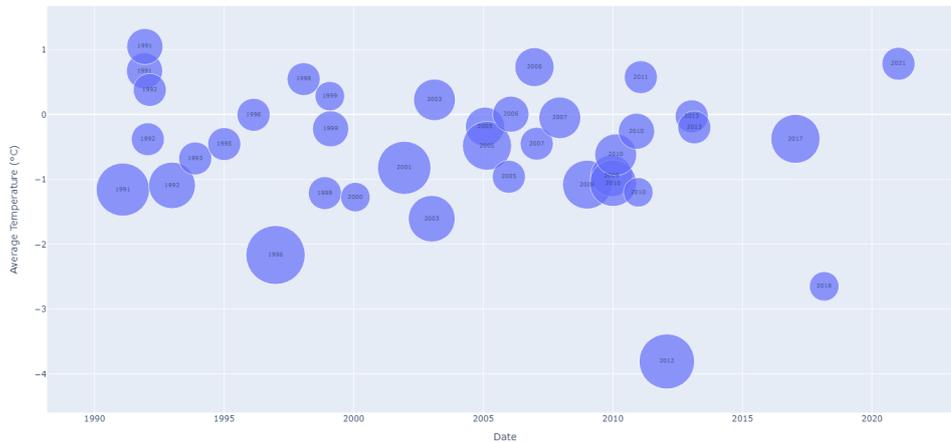
¹⁶[Qu'est-ce qu'une vague de froid ? | Météo-France \(meteofrance.com\)](https://www.meteofrance.com/fr/actualites/14744-Qu'est-ce-qu'une-vague-de-froid-?)

¹⁷[Des vagues de froid peuvent-elles encore survenir avec le changement climatique ? | Météo-](https://www.meteofrance.com/fr/actualites/14744-Des-vagues-de-froid-peuvent-elles-encore-survenir-avec-le-changement-climatique-?)

vagues de froid les plus longues et les plus sévères, à savoir février 1956, janvier 1963, janvier 1985 et janvier 1987, ont été observées il y a plus de 30 ans (Figure 1.3). Selon Météo France, le changement climatique est en effet appelé à « diminuer le nombre de jours anormalement froids en hiver sur l'ensemble de la France métropolitaine ».

Les projections climatiques de la DRIAS¹⁸ prévoient une hausse des températures moyennes en métropole d'ici la fin du siècle de 0.9°C à 1.3°C pour le scénario RCP 2.6 et pouvant atteindre 2.6°C à 5.3°C pour le scénario RCP 8.5¹⁹, ainsi qu'une « poursuite de la diminution des extrêmes froids ».

FIGURE 1.3 : Vagues de froid en France depuis 1990



Ce graphique met en évidence une diminution de la fréquence des vagues de froid depuis 2012.^a

^aSource : Les vagues de froid sont caractérisées selon la définition de Météo France. Les données de températures moyennes quotidiennes par station météorologiques sont issues des données climatologiques de base quotidiennes de meteo.data.gouv.fr

Mécanismes du froid sur la santé et la mortalité

L'exposition au froid fait entrer en jeu le mécanisme thermorégulateur qu'est la thermogenèse. Cette production de chaleur découle de trois mécanismes, à savoir, l'augmentation de l'activité musculaire via des frissons par exemple, la libération d'hormones et enfin la lipolyse²⁰.

- Impacts immédiats du froid

L'exposition au froid a des impacts immédiats sur la mortalité, en particulier en cas d'exposition à des froids extrêmes avec les gelures par exemple. L'hypothermie²¹, définie comme le « refroidissement involontaire de la température interne du corps humain en dessous de 35°C », peut *contrario* avoir lieu à des températures moins extrêmes, en cas d'exposition prolongée par exemple, ou associée à des facteurs aggravants tels que l'alcool. Une température corporelle en dessous de 28 °C met en danger les fonctions vitales, et en particulier

France (meteofrance.com)

¹⁸[DRIAS, Les futurs du climat - Accueil \(drias-climat.fr\)](http://drias-climat.fr)

¹⁹[Le climat futur en France | Météo-France \(meteofrance.com\)](http://meteofrance.com)

²⁰processus métabolique de dégradation des lipides afin de fournir de l'énergie

²¹[Hypothermie | ameli.fr](http://ameli.fr) | Assuré

le système cardio-vasculaire. Enfin, les traumatismes dus aux conditions de neige et de verglas sont aussi la cause immédiate de décès, tout comme les intoxications au monoxyde de carbone résultant d'un dysfonctionnement liée à l'utilisation prolongée d'appareils de chauffage.

- **Autres impacts du froid**

L'exposition au froid est aussi associée à une augmentation de la mortalité toutes causes non accidentelles confondues, en particulier sur les maladies cardio-vasculaires, respiratoires et les infections [71]. Les individus tombent d'abord malades puis décèdent. Il est par conséquent moins facile d'identifier le froid comme la cause du décès. Par ailleurs, si certaines maladies sont saisonnières à l'image de la grippe, elles sont dans les faits rarement retenues comme cause du décès sur le certificat de décès ²².

- **Impact du froid sur les maladies cardiovasculaires et cerebrovasculaires :**
Les mécanismes de production de chaleur (thermogenèse) entraînent la contraction des vaisseaux sanguins (vasoconstriction). Cette contraction augmente la pression du sang dans les artères (pression artérielle) et l'activité cardiaque, résultant en un épaissement du sang (hémococoncentration). Cet épaissement accroît le risque de formation de caillots sanguins (thromboses artérielles [56], [39]), et de fatigue cardiaque, pouvant aggraver des problèmes cardiaques déjà existants. Pour chaque baisse de la température quotidienne moyenne de 1°C dans la région d'Athènes entre janvier 2001 et août 2002, une augmentation de 5% d'admissions à l'hôpital pour des maladies coronariennes est identifiée [64].
- **Impact du froid sur les maladies respiratoires :**
Le froid affecte le système immunitaire. En particulier, il fragilise l'épithélium trachéo-bronchique, diminuant la résistance du système immunitaire et permettant ainsi le développement d'infections broncho-pulmonaires [32]. Une baisse de 1 °C de la température augmente respectivement le risque d'infection des voies respiratoires supérieures (URTI), de rhume, de pharyngite et d'infection des voies respiratoires inférieures (LRTI) de 4.3%, 2.1%, 2.8% et 2.1%. Une baisse de 1g/m³ d'humidité absolue augmente respectivement le risque de URTI et de pharyngite de 10% et 10.8% [51].
- **Impact du froid sur les infections virales :**
Les études épidémiologiques suggèrent que la température et l'humidité jouent un rôle important dans l'efficacité de la transmission des virus. Une baisse de 1 °C de la température et une baisse de 0.5 g par m³ de l'humidité absolue augmentent respectivement le risque d'occurrence de la grippe de 11% et de 58% [38]. Les basses températures et la pression de vapeur sont associées à l'incidence hebdomadaire de la grippe, du virus respiratoire syncytial, du métapneumovirus, du bocavirus et de l'adénovirus en Suède [76].

Impact du froid sur la mortalité

La part de la mortalité attribuable aux températures basses connaît une faible tendance baissière depuis 1990 en France et dans le reste du monde. Alors que respec-

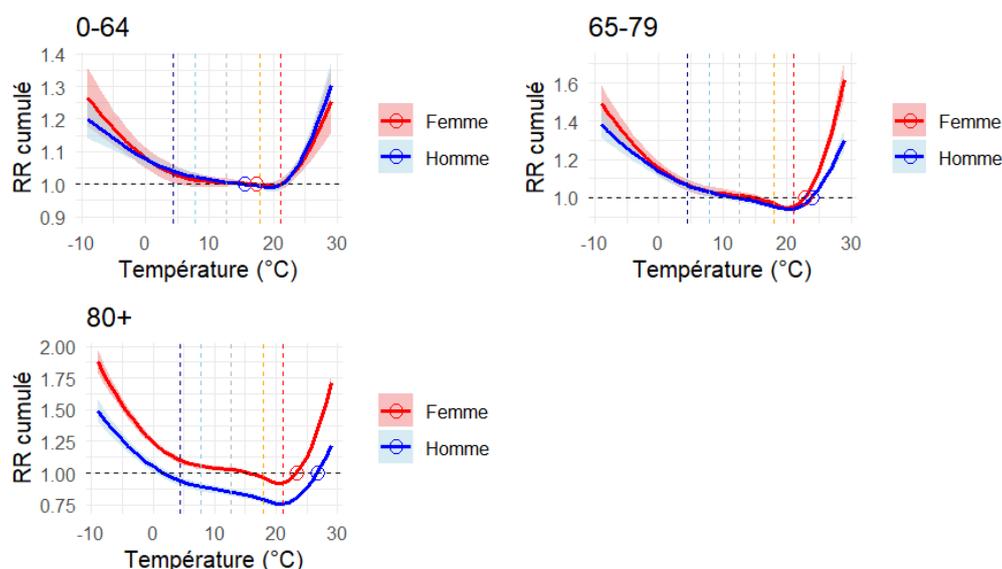
²²[Interview de l'épidémiologiste Daniel Lévy-Bruhl \(lefigaro.fr\)](#)

tivement 28 et 19.7 décès sur 100 000 seraient attribuables aux températures basses en France et dans le monde en 1990, ils seraient 24.2 et 18.8 décès en 2021 ²³.

La mortalité attribuable aux températures basses reste cependant significative. Pour chaque degré, en deçà de l'optimum thermique, à savoir la température pour laquelle la mortalité associée est la plus faible, la mortalité augmente de 0.22% aux Pays-Bas [43], 1.6% à Valence [7] et 4.2% à Londres [67]. Contrairement aux effets de la chaleur qui sont immédiats, les impacts du froid sur la mortalité débutent à partir du deuxième jour [17], s'étalent jusqu'à 23 jours, et sont sans effet moisson [4]. Les conséquences du froid se font dès une faible déviation de l'optimum thermique (à partir du 1^{er} quartile de la distribution des températures), contrairement à l'impact de la chaleur qui s'opère lors des déviations extrêmes (au delà du 99^{ème} centile) [17], (voir figure 1.4). Les faibles déviations en deçà de l'optimum thermique contribuent en outre davantage à l'excès de mortalité que les épisodes de froid extrêmes.

²³[VizHub - GBD Results \(healthdata.org\)](https://vizhub.healthdata.org/gbd-results/)

FIGURE 1.4 : Impact de la déviation des températures de l'optimum thermique sur le risque relatif de décès



Ce graphique présente le risque relatif cumulé de mortalité liée aux températures cumulées sur 21 jours. Les risques relatifs (RR) sont calculés pour la période 1990-2021 pour les femmes (en rouge) et les hommes (en bleu) dans les groupes 0-64, 65-79 et 80+, avec leurs intervalles de confiance à 95% (zones ombrées). La référence utilisée pour calculer le RR de chaque sous-groupe est la température minimale de mortalité relative à ce groupe (optimum thermique, représenté par un cercle rouge pour les femmes et un cercle bleu pour les hommes). Les lignes verticales en pointillés bleu foncé, bleu clair, gris, jaune et rouge indiquent respectivement les 10^{ème}, 25^{ème}, 50^{ème}, 75^{ème} et 90^{ème} centile de la distribution de la température moyenne au cours de la période d'observation. Les courbes de risque relatif montrent une relation non linéaire entre la température et la mortalité, avec une sensibilité à la fois à la température chaude et à la température froide. Conformément à la littérature, les effets du froid apparaissent dès qu'il y a un léger écart par rapport aux températures médianes (en dessous du 50^{ème} centile) et sont progressifs, tandis que les effets de la chaleur sont plus intenses, mais apparaissent à des écarts de température plus extrêmes (au-dessus du 90^{ème} centile). La sensibilité augmente avec l'âge et présente des différences entre les sexes. Les femmes ont tendance à être plus sensibles aux températures extrêmes que les hommes dans les groupes d'âge de 65 à 79 ans et de plus de 80 ans. ^a

^aSource : Ce graphique est produit sur la base d'un modèle DLNM, dont la calibration et les résultats sont détaillés dans l'annexe A.

Cet optimum thermique varie selon les régions et peut évoluer dans le temps, influencé par des facteurs locaux comme l'efficacité thermique des habitations et les comportements adaptatifs. L'augmentation de la mortalité associée à une baisse de 1°C est plus élevée dans les régions du sud de l'Europe que dans les régions du nord [32], dans les villes du sud des États-Unis que dans les villes du nord [18], et dans les villes du sud de la France que dans les villes du nord de la France [44]. Ce paradoxe de la surmortalité hivernale [35], ne s'explique pas tant par la différence de magnitude des températures entre le nord et le sud mais par l'efficacité thermique des habitations et les adaptations comportementales [40].

Le froid contribue par ailleurs plus à l'excès de mortalité que la chaleur [17], [29].

Le froid est 10 fois plus meurtrier que la chaleur entre 1998 et 2012 dans 16 pays Européens [52]. La part plus importante du froid sur la mortalité s'explique par le nombre de jours pendant lesquels le froid agit, beaucoup plus important que pour la chaleur.

Cette variabilité régionale et temporelle complexifie les projections. Si le froid contribue davantage à l'excès de mortalité que la chaleur, les projections futures restent incertaines face au changement climatique.

La mortalité imputable au froid pourrait diminuer en raison de l'augmentation des températures moyennes, de la fréquence et de l'intensité des vagues de chaleur [49]. L'augmentation de la fraction attribuable à la chaleur commencerait à dépasser la réduction de la fraction attribuable au froid d'ici la fin du siècle dans le scénario RCP 6 et d'ici la seconde moitié du XXI^{ème} siècle dans le scénario RCP 8.5, en particulier dans la région méditerranéenne [52]. Il existe cependant une adaptation progressive à la chaleur et *de facto* une désadaptation au froid [37], [1]. Celle-ci se traduit par un décalage vers la droite de l'optimum thermique (i.e. des températures modérément froides qui ne provoquaient pas de pic de décès par le passé pourraient avoir en provoquer un dans les décennies à venir), ou alternativement, par une augmentation de la sensibilité au froid (i.e. pour une même vague de froid, son impact sur la mortalité sera plus important dans le futur que par le passé). Dans cette configuration, l'impact du froid eu égard du changement climatique est difficile à déterminer, et reste très sensible à la définition de l'optimum thermique.

Par ailleurs, quand bien même les occurrences et l'intensité des vagues de froid sont vouées à diminuer, le froid à lui seul ne saurait expliquer la saisonnalité des épidémies. D'autres facteurs sociaux et environnementaux tels que le comportement des individus, la photopériode, les rayons ultraviolets ou encore l'humidité sont responsables des infections hivernales.

Les températures froides sont par exemple associées à une augmentation de la concentration de la population dans des espaces confinés ainsi qu'à celle de l'utilisation du chauffage. Les épidémies de grippe en Europe sont liées au temps passé à l'intérieur des habitations pendant l'hiver [47]. Le chauffage entraîne quant à lui une recirculation continue de l'air avec un taux d'humidité très faible crée des conditions idéales pour la persistance des particules virales dans l'environnement. Le système immunitaire serait aussi affaibli par la photopériode, à savoir la variation dans l'exposition à la lumière. En modifiant les niveaux de mélatonine et de vitamine D, la photopériode affecterait les niveaux d'immunité [42], [83], [22], [34], [12]. Enfin, l'hiver est caractérisé par des rayons ultraviolets plus rares qu'aux autres saisons, alors que ces derniers sont virucides[21].

1.1.4 Risques climatiques liés à la pollution atmosphérique

Évolution des niveaux de pollution atmosphérique

La pollution atmosphérique²⁴ fait référence à la présence dans l'air d'agents physico-chimiques ou biologiques - les polluants atmosphériques - en quantité telles qu'ils

²⁴La qualité de l'air en France métropolitaine cartographiée de 2000 à aujourd'hui par l'Ineris | Ineris

peuvent être néfastes pour la santé et l'environnement. Ils diffèrent des gaz à effet de serre (GES) par la nature de leur impact. Alors qu'ils ont un impact local et immédiat sur la santé et l'environnement, les GES ont un impact planétaire et prolongé sur le climat. Certains agents physico-chimiques sont à la fois des polluants atmosphériques et des GES, tels que l'ozone. La présence de polluants atmosphériques peut être d'origine naturelle (éruptions volcaniques, incendies, pollen), mais l'activité de l'Homme (agriculture, transports, industries) en est la principale cause. On distingue les polluants primaires des polluants secondaires par leur origine et leur formation dans l'atmosphère. Les polluants primaires sont directement émis dans l'atmosphère sous forme de particules ou de gaz, tels que le dioxyde de soufre ou le monoxyde de carbone, tandis que les polluants secondaires, tels que l'ozone troposphérique ou certaines particules en suspension (PM), se forment dans l'atmosphère par réaction chimique entre des composés primaires et d'autres substances présentes dans l'air, sous l'effet de conditions météorologiques.

A l'inverse du phénomène d'élévation des températures, la pollution atmosphérique connaît une tendance baissière depuis les années 1990 (Figure 1.5), et ce, en raison de plusieurs facteurs : réglementations environnementales, déclin de l'utilisation du charbon et progrès technologiques.

Tout d'abord, à partir des années 1980, les organisations régionales et internationales ainsi que les pouvoirs publics adoptent des réglementations environnementales. Au niveau international, le protocole de Kyoto, adopté en 1997, engage les pays industrialisés à réduire leurs émissions de gaz à effet de serre. Bien qu'axé sur le changement climatique, il a des implications sur la réduction des gaz à effet de serre dont certains sont aussi des polluants atmosphériques (ozone et particules en suspension en particulier). Par ailleurs, en limitant le réchauffement climatique, il limite aussi l'installation de conditions météorologiques propices à la création de polluants atmosphériques secondaires. Les Accords de Paris, signés en 2015, visent eux aussi à limiter le réchauffement climatique en dessous de 1.5°C par rapport aux niveaux pré-industriels. Au niveau européen, la directive sur la qualité de l'air ambiant (2008/50/CE) fixe des normes pour certains polluants atmosphériques. Au niveau français, le plan national de réduction des émissions de polluants atmosphériques (PREPA), lancé en 2017, ambitionne de réduire les émissions de polluants atmosphériques.

Deuxièmement, le déclin de l'utilisation du charbon en France en faveur de sources émettant moins de polluants atmosphériques comme le gaz naturel et le nucléaire a lui aussi permis un abaissement de certains polluants atmosphériques, en particulier celui du dioxyde de soufre (SO_2).

Enfin, les améliorations technologiques ont permis le développement de procédés plus propres, en particulier dans l'industrie et dans le secteur de l'automobile, encouragés par des normes internationales et nationales plus contraignantes. Les normes d'émissions des véhicules automobiles ont notamment conduit à des réductions des émissions de polluants tels que les oxydes d'azote (NO_X) et les particules en suspension.

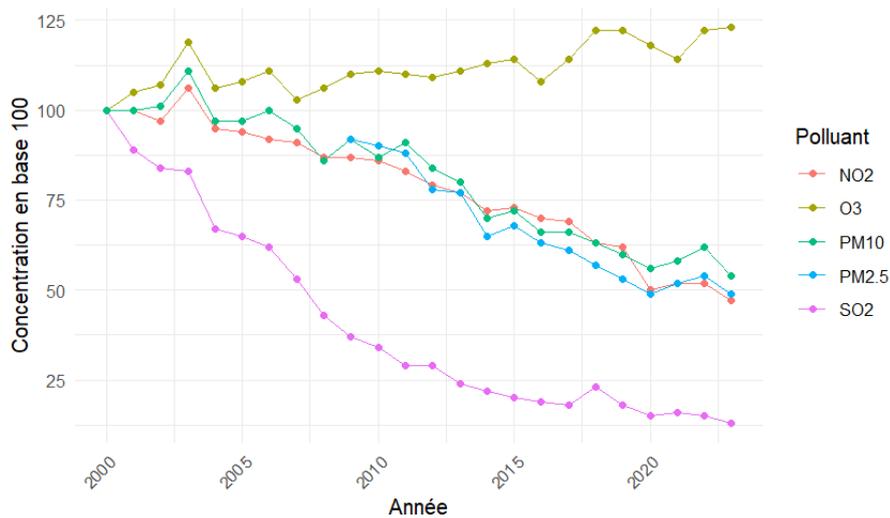
Ainsi, selon les chiffres du Citepa²⁵ et selon le bilan de la qualité de l'air extérieur

²⁵Données d'émissions Secten - Citepa

en France en 2021 du Ministère de la Transition Écologique²⁶, les émissions d'oxyde d'azote NO_X , issus des combustions fossiles et biomasse, principalement dans le secteur des transports routiers) ont diminué de 60% entre 2000 et 2021. De même, les émissions de particules en suspension de diamètre inférieur à 10 micromètres (PM_{10}) ont diminué de 53% entre 2000 et 2021 en France, et de 62% pour les particules en suspension de diamètre inférieur à 2.5 micromètres ($PM_{2.5}$). Le dioxyde de soufre a lui connu une baisse de 84% sur cette même période, en raison de la réduction des énergies fossiles au profit du nucléaire. Le monoxyde de carbone a enregistré une baisse de 63%, notamment sous l'effet de la réglementation sur les pots catalytiques des véhicules.

Si la majorité des polluants atmosphériques ont connu une baisse, l' O_3 a vu ses émissions grimper de 18% entre 2000 et 2021 (Figure 1.5).

FIGURE 1.5 : Concentration de polluants en France



Ce graphique met en évidence la baisse de la concentration des polluants atmosphériques en France depuis 2000, à l'exception de celle en O_3 qui continue d'augmenter.^a

^aSource : Indices de concentrations annuelles SO_2 , NO_2 , O_3 , $PM_{2.5}$ et PM_{10} en base 100, publié le 09/05/2022 sur, statistiques.developpement-durable.gouv, Champs : France métropolitaine hors Corse, Base 100 en 2009 pour les $PM_{2.5}$, 100 en 2000 pour les autres.

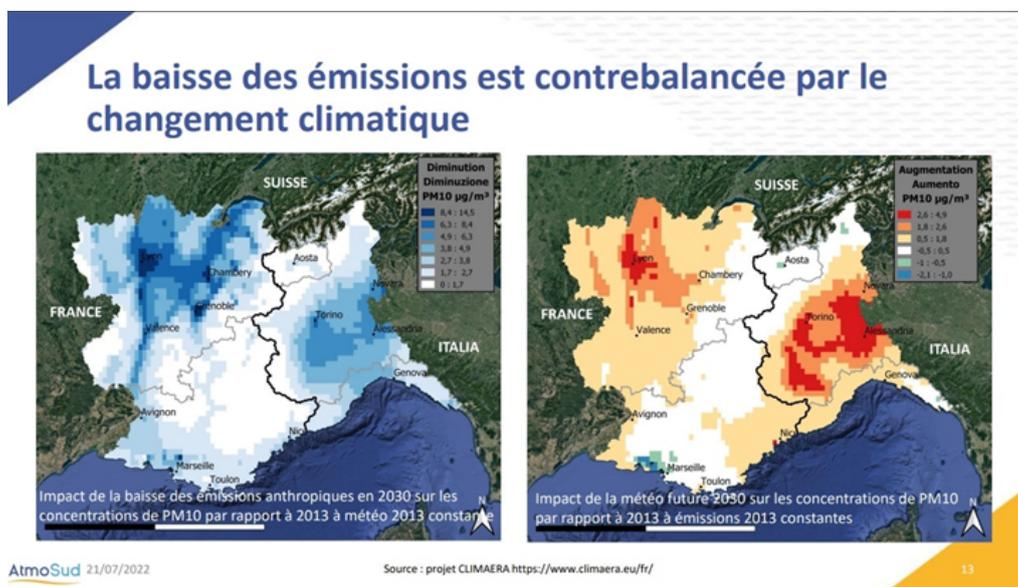
Si la baisse d'émission anthropique de polluants atmosphériques permettra une amélioration de la qualité de l'air, celle ci devrait être en partie contrebalancée par la météorologie. C'est la conclusion qu'a tiré Climaera²⁷, projet franco-italien sous l'égide de l'Union Européenne, en 2020. En particulier, ils prévoient, à météo 2013 constante, une baisse de la concentration de particules en suspension PM_{10} allant jusqu'à $[8.4, 14.5] \mu g/m^3$ en 2030 par rapport à 2013. En revanche, à émissions de 2013 constantes, la concentration en PM_{10} en 2030 pourrait augmenter de $[2.6, 4.9] \mu g/m^3$ par rapport à 2013, en particulier en Auvergne-Rhône-Alpes et dans le Piémont (Figure 1.6). Par ailleurs, les estimations de l'augmentation des PM_{10}

²⁶Résultats complémentaires du bilan de la qualité de l'air extérieur en France en 2021

²⁷climaera.eu

sont basées sur un scénario RPC 4.5²⁸. Si la balance entre réduction anthropique et augmentation due à la météorologie des PM_{10} reste négative dans ce scénario, elle pourrait se détériorer dans le cadre d'un scénario moins optimiste (RCP 6.0 ou 8.5). Ainsi, la baisse des émissions de polluants atmosphériques, ici PM_{10} pourrait être contrebalancée en partie ou totalement par le changement climatique.

FIGURE 1.6 : Concentration en PM_{10} à horizon 2030



Ce graphique montre la concentration en PM_{10} à horizon 2030 en considérant, à gauche, l'impact de la baisse des émissions anthropiques de polluants atmosphériques à météo constante, et à droite, l'impact de la météo à émissions anthropiques de polluants constantes. Il permet de voir que l'effet bénéfique de la baisse des émissions anthropiques sur la concentration en PM_{10} sera en partie annulé par l'effet néfaste de la météorologie.

Impact de la pollution atmosphérique sur la mortalité et la morbidité

La pollution atmosphérique est un risque sanitaire. A court terme, elle peut provoquer des irritations, des maladies respiratoires telles que l'asthme ou la bronchite et augmenter le risque d'infarctus du myocarde. Selon Santé publique France²⁹, une hausse de $10\mu g/m^3$ de la concentration de PM_{10} au cours des cinq derniers jours est associée à un accroissement de 0.5% de la mortalité. Les risques sanitaires associés sont par ailleurs plus importants en été et chez les individus âgés de plus de 75 ans. A long terme, la pollution atmosphérique provoque :

- Des pathologies cardio-vasculaires : maladies coronariennes, accidents vasculaires cérébraux (AVC), arythmies cardiaques et hypertension artérielle. Les particules en suspension peuvent notamment endommager les vaisseaux sanguins, augmenter les inflammations et favoriser la formation de caillots sanguins. Une augmentation de la concentration en $PM_{2.5}$ de $10\mu g/m^3$ est associée à une augmentation du risque de décès lié à des maladies cardiovasculaires de 12 à 14% [30].

²⁸Les scénarios RPC (Representative Concentration Pathways) sont 4 trajectoires d'évolution des concentrations des gaz à effet de serre sur l'horizon 2006-2300. Le scénario le plus optimiste est le RCP 2.6, puis le 4.5, le 6.0 et enfin le plus pessimiste est le 8.5.

²⁹Air et santé: risques pour la santé – Santé publique France (santepubliquefrance.fr)

- Des maladies respiratoires : asthme, bronchite ou cancer du poumon (les hydrocarbures aromatiques polycycliques (HAP) sont cancérigènes). Une augmentation de la concentration en $PM_{2.5}$ de $10 \mu g/m^3$ est associée à une augmentation du risque de décès lié au cancer du poumon de 15 à 21% [30].
- Les allergies : les polluants atmosphériques renforcent la réponse allergique. L’ozone a par exemple un impact sur la sévérité des symptômes subis par les individus allergiques au pollen [9].
- Diabète : des études mettent en évidence l’impact de l’exposition à long-terme aux $PM_{2.5}$ et au NO_2 sur le risque du diabète [57].
- Maladies neurologiques et psychiatriques : l’exposition aux particules en suspension est associée à un risque plus élevé d’accident vasculaire cérébral, de démence, de la maladie de Parkinson [26], d’anxiété et de dépression [14].

Le confinement lié à la crise du Covid 19 et la baisse associée des polluants atmosphériques ont permis d’estimer plus finement les risques sanitaires liés à la pollution atmosphérique. La diminution de la concentration en polluants atmosphérique lors du confinement 2020 a évité 2 300 décès en lien avec l’exposition aux particules en suspension et 1 200 décès en lien avec l’exposition au dioxyde d’azote³⁰. Plus généralement, ce sont 40 000 décès par an qui sont liés à l’exposition aux $PM_{2.5}$, avec une réduction de l’espérance de vie de 8 mois pour les personnes de plus de 30 ans.

Selon les directives de l’Organisation Mondiale de la Santé (OMS) sur la qualité de l’air³¹, les risques pour la santé dus à l’exposition en $PM_{2.5}$ sont considérés comme minimaux en dessous d’une moyenne annuelle de $5 \mu g/m^3$ et d’une moyenne sur 24 heures de $15 \mu g/m^3$. Pour l’ozone, l’OMS recommande une exposition au maximum journalier de la moyenne sur 8h inférieure à $100 \mu g/m^3$.

1.1.5 Risques climatiques liés climatiques aux maladies à transmission vectorielle

Selon l’OMS, 80% de la population mondiale est exposée aux maladies à transmission vectorielle et elles sont la cause de 700 000 décès par an ³². On désigne par «maladie à transmission vectorielle» un parasite, un virus ou une bactérie transmise à l’Homme par l’intermédiaire d’un « vecteur », c’est-à-dire un organisme tel qu’un moustique, une puce, un tique ou mouche. La liste des maladies à déclaration obligatoire (MDO) permet de suivre l’évolution de certaines de ces maladies. En particulier, en France, le paludisme, la fièvre jaune, la dengue, le chikungunya, le West Nile, le zika et l’encéphalite à tiques sont des MDO depuis respectivement 1920, 1949, 2006, 2006, 2016 et 2021.

³⁰Pollution de l’air ambiant : nouvelles estimations de son impact sur la santé des Français (santepubliquefrance.fr)

³¹World Health Organization. (2021). WHO global air quality guidelines: particulate matter (PM2.5 and PM10), ozone, nitrogen dioxide, sulfur dioxide and carbon monoxide. World Health Organization. <https://iris.who.int/handle/10665/345329>. Licence: CC BY-NC-SA 3.0 IGO

³²Maladies à transmission vectorielle (who.int)

Maladies vectorielles liées aux tiques

Les tiques sont des parasites hématophages³³ présents dans de nombreuses régions en France. Elles sont actives principalement du printemps à l'automne, avec un pic d'activité entre avril et octobre, lorsque les conditions de température et d'humidité sont favorables. On les trouve surtout dans les zones boisées, les prairies humides, les sous-bois, ainsi que dans les parcs et jardins urbains. Ces acariens se nourrissent du sang des mammifères, oiseaux et reptiles, et peuvent transmettre des maladies, telles que la borréliose de Lyme et l'encéphalite à tiques (TBE), qui représentent un enjeu de santé publique croissant en France, notamment dans l'Est du pays et certaines zones montagneuses.

1. Encéphalite à tiques

L'encéphalite à tiques est un virus transmis par les piqûres de tiques qui affecte le système nerveux, pouvant entraîner des complications neurologiques sévères. 3 sous-types du virus existent : oriental, sibérien et occidental. En France métropolitaine, seul le sous-type occidental, forme la moins grave, est présent. En raison d'une recrudescence des cas en Europe, cette maladie a été inscrite sur la liste des maladies à déclaration obligatoire en France en mai 2021. Il n'est de ce fait pas possible de dégager une tendance de long terme sur l'ampleur de la maladie. En France, 30 cas ont été recensés en 2021, 36 en 2022 et 39 en 2023. Parmi les cas de 2023, 92% des ont nécessité une hospitalisation et 66.6% étaient des infections autochtones [72]. Les populations les plus exposées sont les populations travaillant ou pratiquant des activités dans des espaces verts (agriculteurs, gardes-forestiers, randonneurs), en particulier dans les régions du Grand-Est, Auvergne-Rhône-Alpes et Bourgogne-Franche-Comté³⁴. Aucun traitement n'existe mais deux vaccins sont recommandés aux personnes exposées en France.

2. Borréliose de Lyme

La maladie de Lyme est une infection bactérienne transmise aux humains principalement par les piqûres de tiques. Elle se manifeste souvent par une éruption cutanée ainsi que par de la fièvre, des maux de tête et des douleurs musculaires et articulaires. Si elle n'est pas traitée, la maladie peut évoluer vers des stades plus graves, affectant les articulations, le système nerveux ou le cœur, provoquant des douleurs articulaires chroniques, des troubles neurologiques (comme la méningite ou la neuropathie) et des problèmes cardiaques. Si la maladie de Lyme n'est pas inscrite aux MDO, un système de surveillance spécifique a été mis en place en 2009 par le réseau Sentinelles (Figure 1.7). La maladie de Lyme connaît une augmentation en France depuis 2009, avec des taux d'incidence variant selon les régions, les plus touchées étant l'Est et le Centre. En 2020, le taux d'incidence annuel était de 91 cas pour 100 000 habitants (60033 cas) contre 42 en 2009³⁵. 810 cas nécessitent une hospitalisation en moyenne chaque année, avec la moitié présentant des atteintes neurologiques. S'il n'existe pas de vaccin, un traitement antibiotique existe³⁶.

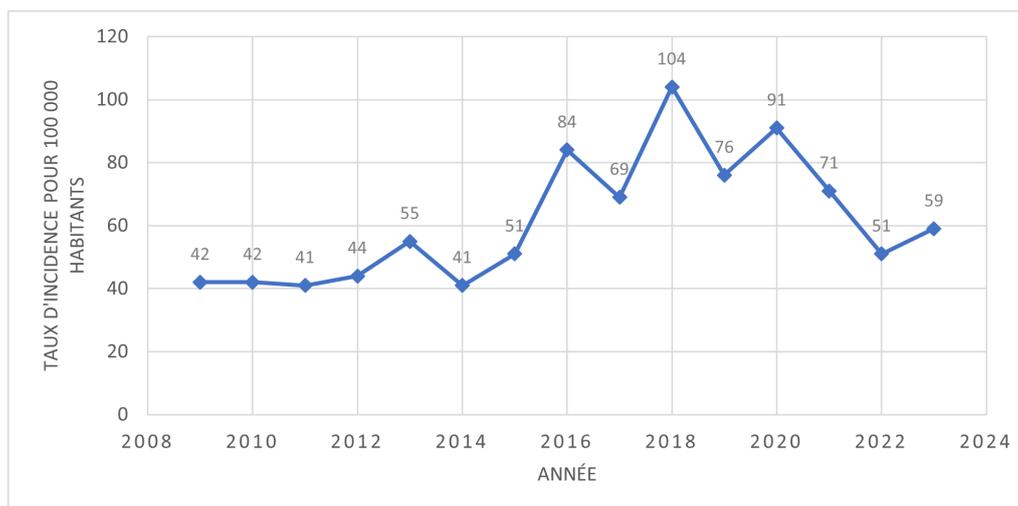
³³organismes qui se nourrissent de sang

³⁴[Encéphalite à tiques : recommandations | Portail d'accompagnement des professionnels de santé Auvergne-Rhône-Alpes \(sante.fr\)](#)

³⁵[Borréliose de Lyme : données épidémiologiques 2020 \(santepubliquefrance.fr\)](#)

³⁶<https://www.pasteur.fr/fr/centre-medical/fiches-maladies/maladie-lyme-borreliose-lyme#quels-sont-les-traitements-> Maladie de Lyme (Borréliose de Lyme), Institut Pasteur

FIGURE 1.7 : Évolution du taux d'incidence de la maladie de Lyme en France métropolitaine



Ce graphique montre que le taux d'incidence de la maladie de Lyme connaît une augmentation en France depuis 2009. En 2020, le taux d'incidence annuel était de 91 cas pour 100 000 habitants (60033 cas) contre 42 en 2009.^a

^aSource : réseau Sentinelles, IPLESP (INSERM/Sorbonne Université)

Maladies vectorielles liées aux moustiques

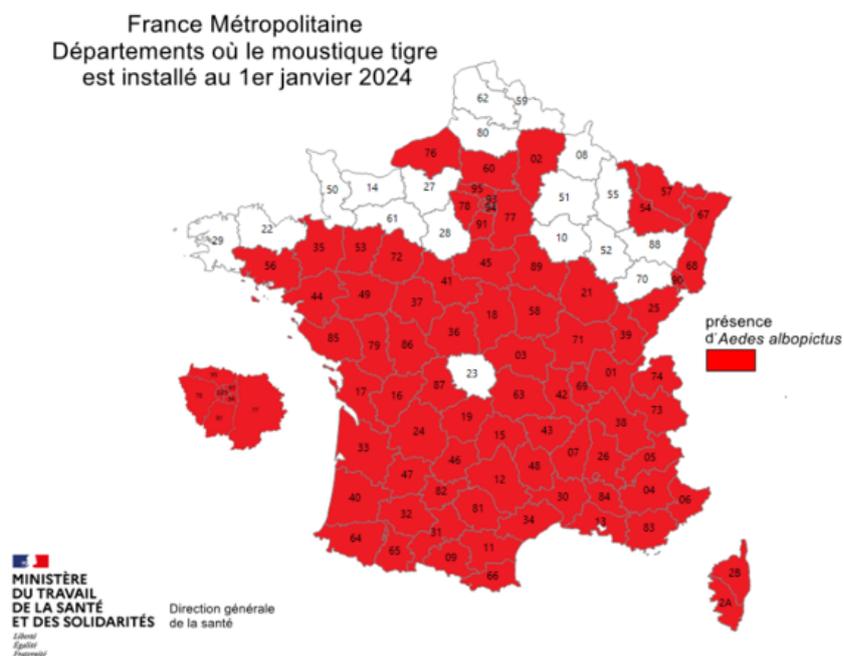
Les moustiques sont des insectes largement répandus en France tant dans les zones urbaines que les zones rurales. Leur activité est principalement concentrée pendant les mois chauds, de mai à septembre, lorsque les températures sont élevées et les conditions d'humidité favorables. Les moustiques se reproduisent dans des eaux stagnantes. Lorsqu'ils en sont porteurs, ils peuvent transmettre des maladies aux humains en les piquant. Ces maladies sont devenues des enjeux de santé publique croissants en France, notamment dans le sud-est du pays où le climat est plus propice au développement de ces vecteurs.

1. Moustiques *Aedes*

Les moustiques *Aedes*, notamment *Aedes aegypti* et *Aedes albopictus* (moustique tigre), sont responsables de la transmission de plusieurs virus majeurs, en particulier, la dengue, le chikungunya, le virus Zika et la fièvre jaune (Figure 1.9). En France, le moustique *Aedes aegypti* n'est présent qu'aux Antilles, en Guyane et à Mayotte. Le moustique tigre se propage en revanche en France métropolitaine, et sur l'île de la Réunion³⁷. Alors qu'un seul des 96 départements métropolitains était touché en 2004, ils sont 78 début 2024 (Figure 1.8).

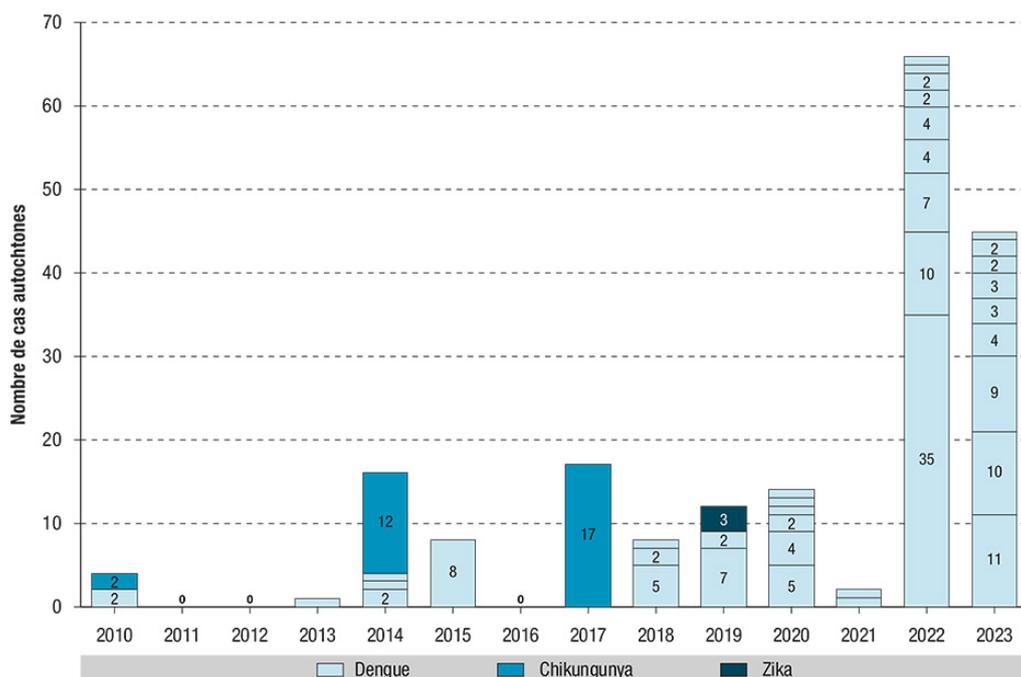
³⁷La dengue - Santé publique France (santepubliquefrance.fr)

FIGURE 1.8 : Carte de présence du moustique tigre



*Ce graphique montre la présence des moustiques tigres sur le territoire français en 2024. Alors qu'un seul des 96 départements métropolitains était touché en 2004, ils sont 78 début 2024. Source : Cartes de présence du moustique tigre (*Aedes albopictus*) en France métropolitaine - Ministère du travail, de la santé et des solidarités (sante.gouv.fr)*

FIGURE 1.9 : Distribution des épisodes autochtones de dengue, chikungunya et Zika identifiés par année, et nombre de cas par épisode, France hexagonale, 2010-2023



Ce graphique met en évidence l'augmentation du nombre de cas de Dengue autochtones en France. ^a

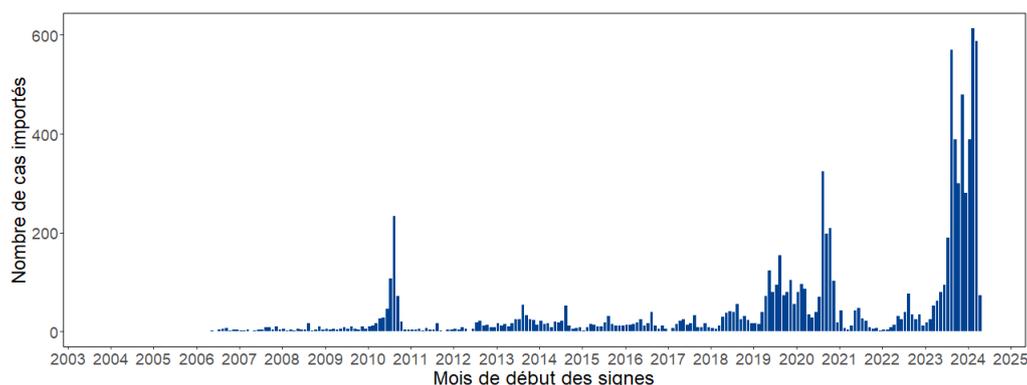
^aSource : Bilan de la surveillance de la dengue, du chikungunya et du Zika en France hexagonale en 2023 [25]

- Dengue

La dengue provoque une fièvre élevée, des douleurs articulaires, des nausées et des éruptions cutanées. La moitié de la population mondiale vit dans des zones à risque de dengue, principalement dans les régions tropicales et subtropicales. Elle est asymptomatique dans 50 à 90% des cas ³⁷. Dans 1 à 5% des cas symptomatiques, une forme sévère de la dengue pouvant compromettre le pronostic vital peut se manifester (OMS 2009). Le nombre de cas de Dengue, à la fois importés (Graphique 1.10) et autochtones (Figure 1.9) en France métropolitaine connaît une forte augmentation. Alors qu'on comptait 378 cas importés en 2022, ils étaient 2019 en 2023³⁸. Entre le 1^{er} janvier et le 11 juin 2024, 2666 cas de dengue importée ont été reportés ³⁸, en provenance principalement de la Guadeloupe et la Martinique, territoires dans lesquels des épidémies apparues mi 2023 sont encore en cours en avril 2024 [73]. Concernant les cas autochtones, alors qu'on comptait 2 cas en 2010, on en dénombre 45 en 2023.

³⁸Dengue, Chikungunya, Zika, fièvre jaune, encéphalite japonaise, fièvre du Nil | ameli.fr | Assuré

FIGURE 1.10 : Cas de dengue par mois importés en France hexagonale (2006-2024 – données de 2024 non consolidées)



Ce graphique montre que le nombre de cas de Dengue importés en France métropolitaine connaît une forte augmentation. Alors qu'on comptait 378 cas importés en 2022, ils étaient 2019 en 2023.^a

^aSource : [Recrudescence de cas importés de dengue en France hexagonale | Santé publique France \(santepubliquefrance.fr\)](https://www.santepubliquefrance.fr)

- Chikungunya

Le chikungunya, présent de manière endémique en Afrique, en Asie et dans le sous continent Indien provoque des douleurs articulaires sévères et une fièvre, et les complications graves restent rares. En France métropolitaine, les cas sont principalement importés. On dénombre 7 cas importés en métropole entre le 1er janvier et le 11 juin 2024³⁹.

- Zika

Le Zika entraîne un état grippal, des conjonctivites et des œdèmes. Il peut causer des malformations congénitales graves telles que la microcéphalie chez les nouveau-nés³⁸. Sa présence en France métropolitaine reste faible et reste essentiellement importée. On dénombre 2 cas importés entre le 1er et 11 juin 2024³⁸, et 11 cas importés en 2023 [25], avec seulement 3 cas autochtones apparus en 2019.

- Fièvre jaune

La fièvre jaune est une maladie virale pouvant provoquer de la fièvre, des douleurs musculaires et des complications hépatiques graves. Elle est endémique en Afrique et en Amérique Latine. 15% des malades entrent dans la phase sévère de la fièvre jaune et peuvent voir leur pronostic vital engagé³⁸.

2. Moustiques *Anopheles*

Les moustiques *Anopheles* sont les vecteurs principaux du paludisme (ou malaria). Cette maladie peut entraîner des symptômes sévères tels que fièvre, frissons, douleurs corporelles et, dans les cas graves, des complications neurologiques et une anémie sévère. Alors que le paludisme est endémique en Guyane et à Mayotte, il est d'importation en France métropolitaine⁴⁰ et à La Réunion. Entre 4000 et 6000 personnes par an sont touchées par le paludisme d'importation en France métropolitaine, dont 150 à 300 sont atteintes de la

³⁹Dengue, Chikungunya, Zika, fièvre jaune, encéphalite japonaise, fièvre du Nil | [ameli.fr](https://www.ameli.fr) | Assuré

⁴⁰Déclaration/Surveillance - CNR du paludisme ([cnr-paludisme.fr](https://www.cnr-paludisme.fr))

forme grave de la maladie. Parmi eux, 20 à 25 décèdent⁴¹. Entre 2005 et 2014, 161 décès seraient attribuable à la malaria en France métropolitaine⁴².

3. Moustiques *Culex*

Enfin, les moustiques *Culex* sont responsables de la transmission de l'encéphalite à virus West Nile, une maladie pouvant causer de la fièvre, des douleurs musculaires et des symptômes neurologiques comme la méningite ou l'encéphalite. Seulement 20% des cas sont symptomatiques⁴³, mais dans 1% des cas, des formes graves neuro-invasives apparaissent. Parmi elles, 10% sont létales⁴⁴. En France métropolitaine, les premiers cas apparaissent en 1962. La tendance est à l'extension de la zone vers le nord de l'Europe et l'ouest de la France, avec des épisodes irréguliers mais plus fréquents. En particulier, on recense 7 cas en 2003, 1 en 2015, 2 en 2017, 27 en 2018, 2 en 2019 et 6 en 2022⁴⁴.

1.2 Interaction entre les risques climatiques

Les risques climatiques sont interconnectés et synergiques, créant des effets de rétroaction, parfois positifs, parfois négatifs. Un cycle de rétroaction positive se produit lorsque l'augmentation d'un phénomène X contribue à l'aggravation d'un phénomène Y, et réciproquement, le phénomène Y amplifie à son tour le phénomène X, créant ainsi un cercle vicieux ou vertueux. À l'inverse, dans un cycle de rétroaction négative, l'augmentation d'un phénomène X entraîne celle d'un phénomène Y, mais ce dernier agit pour atténuer le phénomène X, stabilisant ainsi le système. Dès lors, l'impact global des risques climatiques sur la mortalité n'est pas simplement la somme des impacts individuels de chaque risque.

1.2.1 Interaction entre les températures et la pollution

Les températures et la pollution de l'air sont engagées dans des cycles de rétroaction positifs et négatifs.

Impact de l'augmentation des températures sur la pollution

En particulier, les épisodes de températures extrêmes favorisent l'émission naturelle et anthropique de polluants primaires, à savoir les polluants directement émis par une source, ainsi que celle des polluants secondaires, qui sont eux formés à partir de la réaction entre plusieurs polluants.

Lors d'un épisode de froid ou de chaud, l'intensification de l'utilisation de chauffage et de climatiseur augmente l'émission de polluants primaires de source anthropique. Les vagues de chaleur, en favorisant les sécheresses, accroissent l'émission naturelle de polluants primaires via les feux de forêts. L'Organisation Mondiale de la Météorologie met en évidence dans son bulletin sur la qualité de l'air et le climat le rôle des incendies de forêt observés en 2023 Amérique du Nord sur la concentration anormalement élevée en $PM_{2.5}$. Ces derniers auraient entraîné des anomalies de

⁴¹ Accès graves - CNR du paludisme (cnr-paludisme.fr)

⁴² Eurosurveillance | Mortality from malaria in France, 2005 to 2014

⁴³ Virus du Nil Occidental – Santé publique France (santepubliquefrance.fr)

⁴⁴ West Nile: épidémiologie en France métropolitaine et en Europe Harold Noël, Marie-Claire Paty, Clémentine Calba, Florian Franke, 24^{ème} Journées Nationales d'Infectiologie, juin 2023, [st06-03-noel.pdf](https://www.infectiologie.com/st06-03-noel.pdf) (infectiologie.com)

concentration en $PM_{2.5}$ allant jusqu'à $18\mu g/m^3$ par rapport à la période de référence 2003-2022 [82]. En Europe, on estime que la multiplication des incendies induite par l'augmentation des températures et des sécheresses doublera les concentrations de pollution atmosphérique dues aux incendies ($PM_{2.5}$) d'ici le milieu du siècle, par rapport à la moyenne entre 1980 et 2000⁴⁵.

Par ailleurs, les températures élevées favorisent la formation de polluants secondaires, en accélérant les réactions chimiques nécessaires à leur formation. Par exemple, sous un rayonnement ultraviolet plus accru, la formation d'ozone troposphérique, un polluant secondaire issu de la réaction entre les oxydes d'azote (NO_x), le monoxyde de carbone et les composés organiques volatils, est accélérée. À émissions de 2013 constantes, la météorologie de 2030 pourrait augmenter la concentration en PM_{10} de $[8.4, 14.5]\mu g/m^3$ par rapport à 2013 en Auvergne-Rhône-Alpes et dans le Piémont (Figure 1.6). Les épisodes de chaleur augmentent non seulement l'émission de polluants atmosphériques mais aussi leur concentration. Les vagues de chaleur sont souvent associées à des zones de haute pression atmosphérique, où l'air chaud est piégé près de la surface de la Terre. Les hautes pressions atmosphériques contribuent à la formation d'une couche d'air stagnante au-dessus du sol, qui empêche la dispersion verticale des polluants atmosphériques. Lorsque celle-ci se forme au-dessus des zones urbaines, les émissions de polluants provenant des activités humaines (comme les véhicules, les industries) ont tendance à s'accumuler. Les particules polluantes restent alors piégées près du sol.

Impact de l'augmentation de la pollution sur les températures

Réciproquement, la pollution peut amplifier ou atténuer la montée des températures (Table 1.1). Certains polluants atmosphériques primaires ou secondaires (tels que l'ozone troposphérique) s'avèrent être aussi des gaz à effet de serre. Ces gaz renforçant l'effet de serre, ils accélèrent l'augmentation des températures. En revanche, d'autres polluants atmosphériques, qui ne sont pas des GES peuvent avoir un effet de réchauffement ou de refroidissement sur les températures. En particulier, certaines particules en suspension (PM) telles que le carbone noir ont un effet de réchauffement en absorbant la lumière, tandis que d'autres particules en suspension telles que les aérosols de sulfates et les nitrates refroidissent la planète en réfléchissant la lumière vers l'espace. Entre 2013 et 2017, la diminution des aérosols dans l'est de la Chine a produit un forçage radiatif effectif (ERF ⁴⁶) anormal de $1.18 \pm 0.94 W/m^2$, entraînant un réchauffement de 0.09 ± 0.10 °C au cours de la période 2013-2017. Un ERF supplémentaire de $0.81 \pm 0.92 W/m^2$ dû aux augmentations d' O_3 dans la basse troposphère a renforcé le réchauffement climatique de 0.07 ± 0.09 °C dans cette même région [27].

⁴⁵Exposure to heat and air pollution in Europe – cardiopulmonary impacts and benefits of mitigation and adaptation | EXHAUSTION | Project | Results | H2020 | CORDIS | European Commission (europa.eu)

⁴⁶Le forçage radiatif, en climatologie, désigne la différence entre l'énergie radiative entrante (rayonnement solaire) et l'énergie radiative sortante (rayonnement infrarouge) au niveau de la surface terrestre, mesurée en watts par mètre carré (W/m^2).

TABLE 1.1 : Types de polluants et impact sur les températures

Polluant	GES ?	Polluant atmosphérique ?	Effet sur les températures
Dioxyde de carbone (CO ₂)	Oui	Non	+
Méthane (CH ₄)	Oui	Non	+
Protoxyde d'azote N ₂ O	Oui	Non	+
Gaz fluorés (HFC, PCF, SF ₆)	Oui	Non	+
Ozone (O ₃)	Oui	Oui	+
Carbone noir (PM)	Non	Oui	+
Aérosol de sulfates (PM)	Non	Oui	-
Nitrates (PM)	Non	Oui	-

Cette table met en évidence le lien ambigu entre la pollution et les températures.

Si la montée des températures accentue la pollution, l'effet de la pollution sur la température n'est donc pas monotone. En particulier, la baisse des émissions anthropiques de polluants atmosphériques pourrait paradoxalement amplifier le phénomène de réchauffement climatique ⁴⁷.

1.2.2 Interaction entre les températures et les maladies à transmission vectorielle

Les températures extrêmes modifient la transmission des maladies vectorielles en influençant à la fois les vecteurs (comme les moustiques) et les agents pathogènes qu'ils transportent.

Les températures chaudes accélèrent le cycle de vie des vecteurs en augmentant leur taux de reproduction et en réduisant le temps nécessaire pour que les agents pathogènes se développent à l'intérieur de ces vecteurs. En particulier, les températures élevées réduisent la période d'incubation de la maladie chez les moustiques ce qui permet une augmentation de la durée pendant laquelle ils peuvent transmettre la pathologie. Leur cycle de reproduction est aussi accéléré [55], [54].

Des hivers plus doux et des printemps précoces prolongent par ailleurs la période d'activité des vecteurs. Les populations de moustiques peuvent donc se développer plus tôt et survivre plus longtemps dans l'année, augmentant ainsi la saison de transmission des maladies qu'ils portent. Le risque de maladies transmises par les tiques augmente avec des hivers modérés et des étés chauds et humides [75]. Le climat peut cependant être un facteur de confusion influençant la transmission, dans la mesure où il affecte aussi les activités extérieures, qui augmentent les risques de piqûres de tiques. Ce risque varie également en fonction de la région, du taux de vaccination, des activités touristiques et de la densité de la végétation [61], [69].

Par ailleurs, les températures élevées étendent et modifient les zones géographiques où les vecteurs peuvent survivre, exposant de nouvelles populations à des risques d'infection. Le réchauffement des températures observé en France a par exemple permis la remontée progressive des moustiques tigres, transmettant des virus tels que la dengue ou le chikungunya, vers le Nord de la France. Alors que seul le département des Alpes Maritimes était concerné en 2004, ils sont 78 départements début 2024⁴⁸. La population française alors auparavant non exposée à ces maladies est désormais confrontée à ce nouveau danger sanitaire. En France métropolitaine,

⁴⁷[Interview de J.M Jancovici](#)

⁴⁸[Cartes de présence du moustique tigre \(Aedes albopictus\) en France métropolitaine - Ministère du travail, de la santé et des solidarités \(sante.gouv.fr\)](#)

la colonisation du territoire par le moustique tigre pourrait entraîner une majoration additive des taux de mortalité annuels de 0.002% à horizon 2040-2049 [23]. Une augmentation des vagues de chaleur et des vagues de froid réduisent la mortalité liée à la malaria [6]. Le vecteur du paludisme (le moustique anophèle) et l'agent pathogène (le parasite plasmodium) ont tous deux une gamme étroite de conditions optimales de croissance et de transmission. Lorsque les températures extrêmes dépassent les limites supérieures ou inférieures, la transmission est réduite [48], [63].

Les conditions climatiques extrêmes peuvent affaiblir les systèmes immunitaires, rendant les organismes plus sensibles aux infections. Ainsi, le Groupe d'Experts Intergouvernemental sur l'Évolution du Climat (GIEC) [53] prévoit que "les risques liés à certaines maladies à transmission vectorielle, telles que le paludisme et la dengue, [...] augmente[r]ont avec un réchauffement de 1.5°C à 2°C", avec un "degré de confiance élevé".

1.3 Modéliser les risques climatiques et leur interaction

Cette partie propose une revue exhaustive des méthodes utilisées pour modéliser l'impact d'un risque sur la mortalité. **Sa lecture n'est pas indispensable** à la compréhension de ce mémoire.

1.3.1 Le cadre des études épidémiologiques

L'épidémiologie est l'étude des déterminants des maladies, de leur fréquence et de leur distribution. L'étude de l'impact de la pollution, des températures, des maladies vectorielles, de la pollution ainsi que de leur effet joint sur la mortalité relève donc du cadre de l'épidémiologie.

Schémas d'études

Les schémas d'études (ou study design) épidémiologiques sont classés en deux groupes, à savoir, les études observationnelles et les études interventionnelles. Ces dernières se distinguent par la nature de l'implication du chercheur dans l'étude. Dans les schémas d'études observationnelles, le chercheur se limite à observer sans intervenir. Il recueille des données sur des populations ou des individus pour étudier les associations entre des facteurs de risque et les maladies. Les schémas d'études interventionnelles impliquent une action directe du chercheur, qui modifie délibérément un facteur dans l'environnement des participants, comme l'administration d'un traitement ou la mise en place d'une stratégie de prévention. Ces études, telles que les essais cliniques randomisés, sont conçues pour tester l'efficacité d'une intervention en comparant les résultats entre un groupe de traitement et un groupe contrôle. Dans le cadre de l'étude de l'impact des facteurs climatiques sur la mortalité, le chercheur n'a donc pas ou peu de possibilité d'intervenir sur les facteurs. La modélisation des risques climatiques sur la mortalité relève donc des schémas d'études observationnelles.

Parmi les études observationnelles, on distingue deux sous-groupes : descriptives et analytiques. Dans la suite, on désignera par "évènement" ou "issue d'intérêt" la

réponse qui doit être modélisée, par exemple, le décès ou la maladie. On utilisera de manière interchangeable les termes "facteur d'exposition" et "facteur de risque" pour faire référence aux variables pouvant impacter la réponse, par exemple, la température ou la pollution.

- Descriptives

Les études descriptives décrivent la distribution des maladies et des caractéristiques de santé dans une population, sans en expliquer les causes.

- Transversales

Les études transversales (ou cross-sectionnelles ou études de prévalence) fournissent une photographie instantanée de la santé d'une population à un moment donné. Elles consistent à collecter des données sur une population spécifique, sans suivi dans le temps, afin de mesurer la prévalence d'une maladie ou d'une condition ainsi que l'exposition à certains facteurs de risque. Ces études permettent de déterminer combien de personnes sont atteintes d'une maladie ou exposées à un facteur dans une population donnée, mais elles ne peuvent pas établir de relation causale entre une exposition et une maladie. Par exemple, une étude transversale pourrait estimer la proportion de personnes souffrant d'hypertension à un moment précis dans une région donnée, sans pouvoir dire si l'exposition à un facteur particulier, par exemple le froid, a causé cette hypertension.

- Analytiques

Les études analytiques vont au-delà de la simple description et visent à identifier et à évaluer les associations entre les facteurs de risque et les maladies.

- Cohortes

Elles consistent à suivre un groupe de personnes sur une certaine période de temps pour observer l'apparition de l'évènement (maladie ou décès) en fonction de leur exposition à un ou plusieurs facteurs de risque (pollution, froid...). Ces participants sont initialement exempts de la maladie étudiée, et sont divisés en groupes en fonction de leur exposition à un facteur (par exemple, zone polluée versus non-polluée). Ils sont ensuite suivis au fil du temps afin de comptabiliser le nombre d'individus qui développent la maladie (Figure 1.11). Les études de cohorte permettent de quantifier l'impact d'un facteur de risque sur l'apparition d'une maladie. Le principal indicateur utilisé pour exprimer les résultats est le risque relatif (RR). Les GLM Poisson sont adaptés dans les schémas d'études de cohortes pour modéliser le nombre de décès en fonction de facteurs de risque, ajusté pour le temps de suivi.

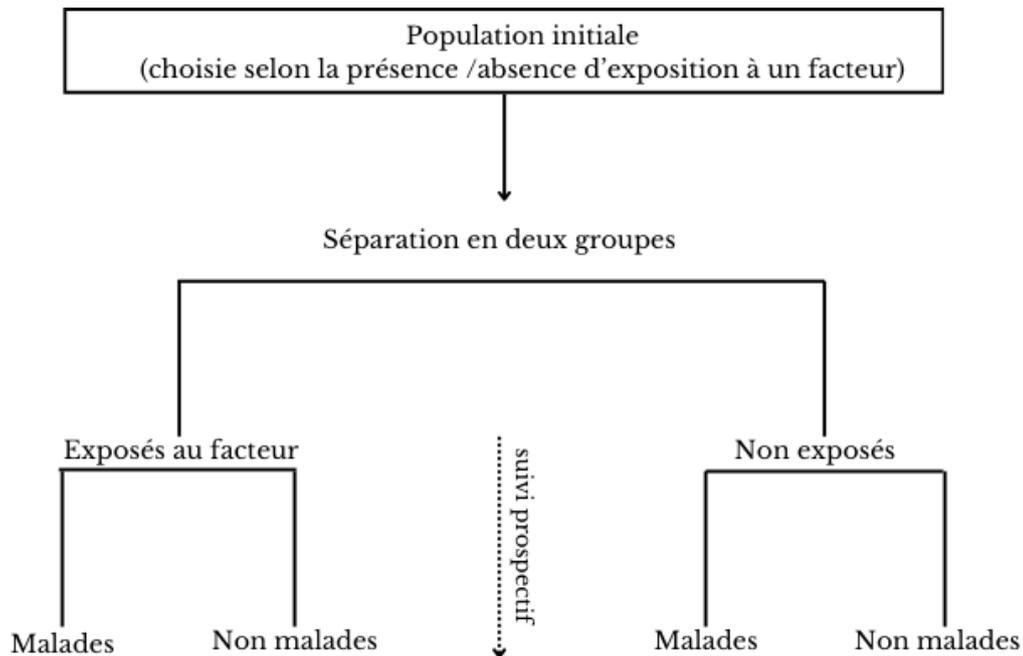


FIGURE 1.11 : Répartition des groupes dans une étude de cohorte

- Cas-témoin (case-control)

Dans une étude cas-témoins, on ne suit pas une population dans le temps. On sélectionne des individus qui ont déjà eu l'issue d'intérêt (les cas) et on les compare à des individus qui n'ont pas eu cette issue (les témoins). Les études cas-témoins sont rétrospectives. On part des cas (ceux qui ont déjà eu l'événement, comme le décès) et on cherche à savoir si l'exposition à un facteur de risque est plus fréquente chez les cas que chez les témoins (Figure 1.12). L'association entre l'exposition et l'issue d'intérêt est mesurée par l'*odd ratio* (OR), qui compare les cotes d'exposition entre les cas et les témoins. Les études cas-témoins sont particulièrement utiles pour les maladies rares ou celles ayant une longue période de latence, car elles permettent d'explorer plusieurs facteurs de risque sans nécessiter un long suivi prospectif. Dans une étude cas-témoins, on ne peut pas estimer directement un taux d'incidence ou un nombre de décès dans la population générale, car le nombre de cas est prédéterminé par le design (i.e. le chercheur a déjà sélectionné un nombre spécifique de cas). On ne peut donc pas utiliser de GLM. Lorsque le design cas-témoin est apparié, c'est-à-dire que les témoins sont choisis de manière à présenter des caractéristiques similaires aux cas (âge, sexe, localisation géographique), les observations ne sont pas indépendantes. Dans ce cas, la régression logistique conditionnelle est adaptée pour modéliser l'association entre une exposition et la probabilité d'être un cas plutôt qu'un témoin. Dans le cas où les cas-témoin se sont pas appariés, la régression logistique est utilisée.

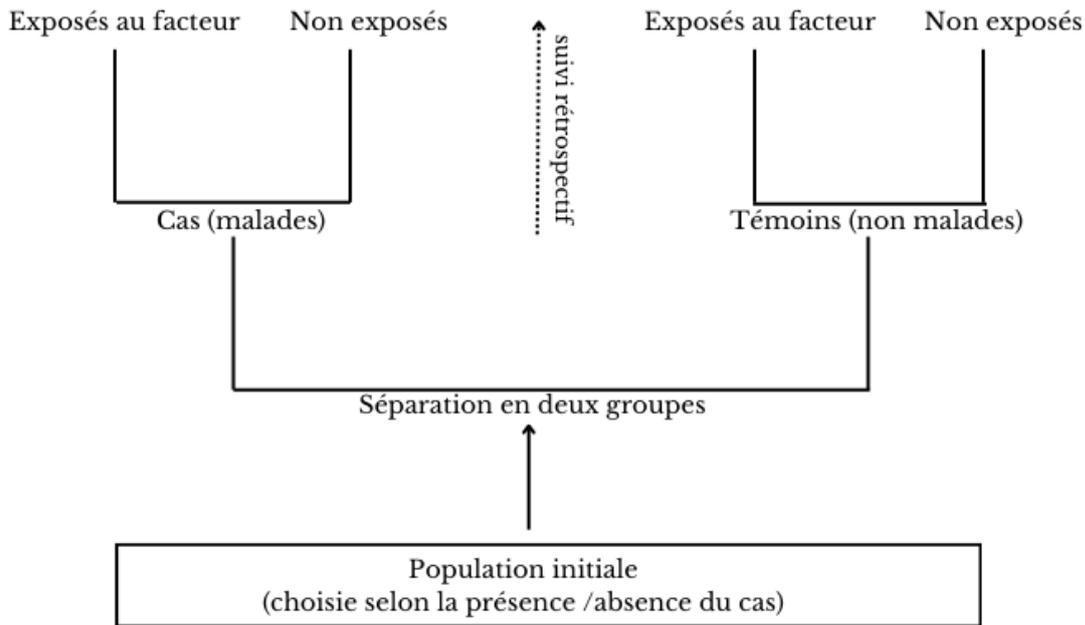


FIGURE 1.12 : Répartition des groupes dans une étude cas-témoin

- Cas-croisé (case-crossover)
 Contrairement aux études cas-témoin, les études cas-croisées utilisent chaque individu comme son propre témoin. On sélectionne des cas, i.e. les personnes avec l'issue d'intérêt (maladie, décès) et on examine leur exposition aux facteurs juste avant l'évènement, puis on la compare à leur exposition durant les périodes antérieures à l'évènement. L'objectif est de comparer l'exposition d'une personne juste avant l'issue d'intérêt (la période à risque) à sa propre exposition pendant une période antérieure où l'issue d'intérêt n'a pas eu lieu (la période témoin). Ce design apparie par construction les cas et les témoins, c'est-à-dire que les cas et les témoins ont les mêmes caractéristiques (âge, sexe, éducation, habitudes). Dans ce type de design, le modèle de régression logistique conditionnelle est adapté pour analyser les données.
- Cas-témoin imbriqué (nested-case control)
 Le design cas-témoin imbriqué commence par la sélection d'une cohorte de participants suivis sur une période donnée. Tous les individus inclus dans cette cohorte sont initialement exempts de l'issue d'intérêt et sont suivis au fil du temps pour observer quels individus vont développer l'issue. Au fur et à mesure que certains participants de la cohorte développent l'issue, ils sont identifiés comme des cas. Pour chaque cas identifié, un ou plusieurs témoins sont sélectionnés parmi les participants de la cohorte qui n'ont pas encore développé l'issue au moment où le cas est diagnostiqué. Ces témoins sont souvent appariés aux cas sur la base de certaines caractéristiques comme l'âge, le sexe ou d'autres facteurs susceptibles de biaiser les résultats. Une fois que les cas et les témoins sont sélectionnés, leurs expositions passées (i.e. avant l'apparition de la maladie) sont comparées afin de déterminer si certains facteurs de risque sont associés au développement de l'issue étudiée. Lorsque les cas sont appariés, la régression logistique conditionnelle est adaptée.
- Écologique

Les études écologiques sont un schéma d'étude épidémiologique observationnelle où les unités d'analyse ne sont pas des individus, mais des groupes. Elles analysent les relations entre des facteurs de risque à un niveau agrégé (comme des ménages, villes, des régions ou des pays) et des issues d'intérêt (maladie, décès) à ce même niveau d'agrégation. Par exemple, l'association entre les niveaux de pollution atmosphérique dans différentes villes et les taux de mortalité dans ces différentes villes est une étude écologique. Ces études ne permettent pas d'établir des relations causales directes au niveau individuel mais seulement au niveau du groupe, car elles se basent sur des données agrégées. Elles sont souvent utilisées comme première étape pour identifier des tendances ou des hypothèses à explorer avec des méthodes plus détaillées. Le principal risque associé à ces études est celui de l'« erreur écologique », où les relations observées au niveau populationnel ne se vérifient pas nécessairement au niveau individuel.

Dans une étude écologique, les modèles statistiques utilisés dépendent de la nature des données (comptes ou proportions, discrètes ou continues) et des caractéristiques de l'étude (structure temporelle ou géographique).

- * Lorsque l'issue d'intérêt et les facteurs de risque sont des données continues, par exemple un taux de mortalité au niveau d'une population et une moyenne d'exposition de cette population à la pollution, une régression linéaire est adaptée.
- * Si l'issue est un compte (comme le nombre de cas ou de décès) sur une période donnée, et qu'elle suit une distribution de Poisson, on utilise la régression de Poisson.
- * Lorsque l'issue montre de la surdispersion (i.e. la variance des données de l'issue est supérieure à la moyenne des données de l'issue), on préférera une régression quasi-Poisson ou un modèle binomial négatif.
- * Si l'issue d'intérêt est une proportion (comme la proportion de personnes décédées dans différentes régions), la régression logistique peut être utilisée pour modéliser la probabilité d'une issue en fonction de variables explicatives agrégées.

Modèle linéaire

La régression linéaire est une méthode couramment utilisée dans les études de cohortes ouvertes et fermées pour analyser des données continues (taux de mortalité par exemple). Dans les études épidémiologiques, cette méthode est souvent utilisée pour évaluer l'effet moyen d'une augmentation d'un facteur (pollution ou température) sur les taux de mortalité. La régression linéaire permet de contrôler des covariables (comme l'âge ou le statut socio-économique), mais elle suppose que la relation entre le facteur et la mortalité est linéaire, ce qui peut parfois simplifier excessivement les relations plus complexes. Elle est souvent utilisée dans des études à grande échelle pour évaluer les effets généraux des niveaux de pollution et de température sur les populations.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_p X_p \quad (1.4)$$

où :

- Y est une variable dépendante continue (par exemple, taux de mortalité).
- X_1, X_2, \dots, X_p sont des covariables indépendantes (par exemple, niveaux de pollution, âge).
- β_0 est l'ordonnée à l'origine, représentant la valeur de Y lorsque toutes les covariables sont nulles.
- $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$ sont les coefficients des covariables X_1, X_2, \dots, X_p . Ils mesurent l'effet de chaque covariable sur Y .

Modèle linéaire généralisé (GLM)

Les GLM sont une extension des modèles linéaires. Dans un modèle linéaire, la variable réponse Y est une combinaison linéaire des prédicteurs X . Dans un GLM, ce n'est plus la relation entre X et Y qui est linéaire, mais la relation entre X et la transformation de Y par la fonction de lien g . Les GLM sont donc caractérisés par trois quantités :

- Une variable réponse Y dont la distribution est issue de la famille exponentielle.
- Une ou plusieurs variables explicatives X .
- Une fonction de lien g qui décrit la relation entre la combinaison linéaire des prédicteurs et l'espérance de la variable réponse Y .

$$g(\mathbb{E}[Y]) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_p X_p \quad (1.5)$$

Dans les études épidémiologiques s'intéressant à l'impact des facteurs climatiques sur la mortalité, les GLM fréquemment utilisés sont les GLM Poisson et les GLM Bernoulli.

1. Modèle linéaire généralisé Poisson

Un modèle linéaire généralisé avec une distribution de Poisson est un cadre statistique utilisé pour modéliser des données de comptage, telles que le nombre d'événements ou d'occurrences dans des unités de temps ou d'espace fixes. Ce modèle est adapté pour les situations où les données sont des décomptes non négatifs, comme le nombre de décès sur une période de temps. Dans un GLM Poisson, la variable dépendante (le nombre de décès) suit une distribution de Poisson, qui est caractérisée par un paramètre lambda (λ) représentant la moyenne et la variance des décomptes. La fonction de lien utilisée dans ce modèle est la fonction logarithmique. Le modèle est représenté par l'équation suivante :

$$\log(\mu) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k \quad (1.6)$$

où :

- μ est l'espérance du nombre d'événements.
- X_1, X_2, \dots, X_k sont les variables explicatives (ou les facteurs de risques).

2. Modèle linéaire généralisé Bernoulli (régression logistique)

Un modèle linéaire généralisé avec une distribution de Bernoulli (ou régression logistique) est utilisé pour modéliser des variables binaires (où la variable dépendante a deux issues possibles, comme "succès/échec" ou "cas/témoin"). Ce modèle est adapté pour les situations où l'on s'intéresse à la probabilité de la réalisation d'un événement, telle que la probabilité qu'un patient décède. Dans un GLM Bernoulli, la variable dépendante suit une distribution de Bernoulli. La fonction de lien utilisée est la fonction logit.

On peut distinguer la régression logistique classique de la régression logistique conditionnelle. Bien qu'elles soient toutes les deux utilisées pour analyser des données binaires, elles diffèrent dans la manière dont elles gèrent l'appariement des données.

(a) Régression logistique

La régression logistique classique s'applique à des données indépendantes, c'est-à-dire que chaque observation est supposée être indépendante des autres. Dans le cadre des schémas d'études cas-témoin, cela signifie que les cas et les témoins ne doivent pas être appariés, i.e. ne pas être choisis en fonction de certaines caractéristiques similaires. Le modèle estime alors les effets des variables explicatives (comme l'âge, le sexe et l'exposition aux facteurs de risques) sur la probabilité de l'événement (être un cas ou non). Les résultats sont exprimés en termes d'*odds ratio* (rapport des cotes), qui mesurent l'augmentation ou la diminution de la probabilité d'un événement pour une unité d'augmentation d'un prédicteur.

$$\text{logit}(p) = \log\left(\frac{p}{1-p}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k \quad (1.7)$$

où :

- p est la probabilité de l'événement d'intérêt se produire.
- $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ sont les coefficients des variables explicatives X_1, X_2, \dots, X_k .

(b) Régression logistique conditionnelle

La régression logistique conditionnelle est utilisée lorsqu'il y a un appariement des données ou une structure de dépendance entre certaines observations. Elle est couramment utilisée dans des études cas-croisées, où les cas servent de leur propre témoins, et sont de fait appariés (i.e. partagent les mêmes caractéristiques d'âge, sexe etc.). Les variables sur lesquelles les données sont appariées sont implicitement contrôlées par le modèle, et seules les variables qui diffèrent à l'intérieur des paires appariées (i.e. l'exposition aux facteurs de risques) sont analysées. Les résultats sont également exprimés en termes d'*odds ratio*, mais les effets estimés sont conditionnels aux paires ou groupes d'observations.

$$\text{logit}(p_i) = \log\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots + \beta_k X_{ik} \quad (1.8)$$

où :

- p_i est la probabilité de l'événement pour le cas i dans le modèle conditionnel.
- $X_{i,1}, X_{i,2}, \dots, X_{i,k}$ sont les k variables explicatives pour le cas i .
- $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ sont les mêmes coefficients que dans le modèle logistique, mais ils sont estimés conditionnellement aux paires de cas et de témoins.

Modèle additif généralisé (GAM)

Les modèles additifs généralisés offrent une flexibilité accrue par rapport aux GLM en permettant de modéliser des relations non linéaires entre la variable dépendante Y et les variables indépendantes X . Dans un GAM, la relation entre l'espérance de Y et les variables indépendantes est modélisée à l'aide de fonctions régulières non linéaires. Le modèle est défini par :

$$g(\mathbb{E}[Y]) = \beta_0 + f_1(X_1) + f_2(X_2) + \dots + f_p(X_p) \quad (1.9)$$

où :

- f_i sont des fonctions régulières (comme des splines) représentant les effets non linéaires des variables indépendantes X_i .
- Y est la variable réponse dont la distribution est issue de la famille exponentielle.
- X_i sont les variables explicatives.
- g est la fonction de lien qui décrit la relation entre la combinaison linéaire des prédicteurs et l'espérance de la variable réponse Y .

Si les GAM, comme les GLM, utilisent une fonction de lien g et une distribution paramétrique pour la variable réponse, la flexibilité des GAM provient des fonctions non linéaires qui permettent de capter des relations plus complexes entre X et Y qu'avec un GLM.

Modèle de Cox

Le modèle de Cox, ou modèle de risques proportionnels, est un modèle semi-paramétrique utilisé en analyse de survie pour estimer la durée jusqu'à un événement (comme le décès), en contrôlant pour des facteurs confondants tels que l'âge, le sexe et d'autres variables susceptibles d'influencer la mortalité. Ce modèle permet de calculer un *hazard ratio* (rapport de risque) qui quantifie combien de fois plus probable est un décès à un moment donné en fonction d'une augmentation de l'exposition à une variable.

Le taux de risque $h(t|X)$ est :

$$h(t|X) = h_0(t) e^{X\beta} \quad (1.10)$$

où :

- $h_0(t)$ est le taux de risque de base, représentant le taux de risque lorsque toutes les covariables sont nulles.

- β est un vecteur colonne des coefficients associés aux covariables, $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p)$.
- X est un vecteur ligne des covariables, $X = (X_1, X_2, \dots, X_p)$.
- $e^{X\beta}$ est l'effet des covariables sur le taux de risque.

L'hypothèse fondamentale du modèle de Cox est que les *hazard ratio* entre les groupes de comparaison sont proportionnels dans le temps. Cela signifie que, quelque soit le moment où l'on se trouve dans le suivi de l'étude, le *hazard ratio* entre les individus exposés au facteur de risque et ceux non exposés reste constant. Par exemple, si la température augmente le risque de décès de 20%, ce rapport reste constant tout au long de l'étude. Or, il est démontré que l'impact de la température sur la mortalité varie au cours du temps. Dans ce cas, des modèles relâchant l'hypothèse de proportionnalité peuvent être utilisés, comme des modèles de Cox avec covariables dépendantes du temps. Par ailleurs, dans des études sur de grandes populations, le modèle de Cox peut devenir computationnellement lourd, en particulier lorsque les covariables sont nombreuses ou que des ajustements pour des effets temporels sont nécessaires.

Contrairement aux GLM et aux GAM, le modèle de Cox n'impose pas de forme spécifique à la fonction de base des risques $h_0(t)$. Cette fonction de base est laissée non paramétrique, ce qui donne au modèle sa nature semi-paramétrique.

1.3.2 Modéliser séparément l'impact des températures et de la pollution

Revue des modèles utilisés pour les températures

L'impact des températures sur la mortalité est régulièrement étudié au sein d'études de cohortes ou d'études écologiques longitudinales et modélisé par des GLM ou des GAM. En particulier, Healy [35] utilise un schéma écologique longitudinal et un GLM avec une distribution de Poisson pour identifier les effets des facteurs climatiques et socio-économiques sur la mortalité hivernale excessive dans 14 pays européens. Afin d'explorer les potentiels liens non linéaires entre la température et la mortalité, des GAM sont aussi régulièrement employés. Mäkinen et al. [51] étudient l'association entre la température moyenne quotidienne et l'occurrence d'infections des voies respiratoires au sein d'une cohorte de conscrits militaires entre juillet 2004 et janvier 2006 dans le nord de la Finlande à l'aide d'un GAM avec une distribution binomiale et un lien logit. Panagiotakos et al. [64] utilisent quant à eux un schéma d'étude écologique et GAM avec une distribution de Poisson pour modéliser la relation entre les admissions pour syndromes coronariens aigus et la température moyenne quotidienne. Ils incluent également un effet de retard des paramètres climatologiques, en utilisant une moyenne des mesures climatiques sur un délai de 0 à 2 jours.

L'introduction du modèle non linéaire à retard distribué (*Distributed Lag Non Linear Model DLNM*) par Gasparrini [28] représente un tournant dans la modélisation de l'impact des températures sur la mortalité, en particulier des températures froides qui ont un impact différé. Un DLNM permet de représenter simultanément la relation entre l'exposition et la réponse de manière non linéaire, ainsi que l'impact différé de ces relations. Ce modèle repose sur la définition d'une « base croisée » (*cross-basis*), c'est-à-dire un espace bidimensionnel de fonctions qui décrit simultanément la forme de la relation dans l'espace du prédicteur (l'exposition) et dans l'espace du retard de son apparition (son effet retard). Ainsi, Corso et al. [17] utilisent

un schéma écologique et un GLM incluant un DLNM pour identifier les effets de la température moyenne quotidienne sur la mortalité totale en France métropolitaine.

Revue des modèles utilisés pour la pollution

La modélisation des effets de la pollution est usuellement modélisée de manière différente à court et long terme.

A court terme, les études cherchent à associer les variations de la concentration quotidienne en polluant avec le nombre de décès quotidien. Cela se traduit par l'utilisation fréquente de schémas d'études cas-témoin avec une régression logistique, ou de cas-croisé avec une régression logistique conditionnelle. En particulier, Beverland et al. [10] utilisent un schéma cas-témoin imbriqué et une régression logistique conditionnelle pour identifier les effets de l'exposition à court terme à la fumée noire (*black smoke*) sur la mortalité en Écosse. Liu, Yuewe et al. [46] utilisent un schéma de cas-croisé avec une régression logistique conditionnelle pour évaluer l'impact de l'exposition à court terme (entre 1 et 4 jours) aux $PM_{2.5}$, PM_{10} , O_3 , SO_2 , CO et NO_2 sur la mortalité due à l'asthme dans la province d'Hubei en Chine. Des approches écologiques avec des modèles additifs généralisés sont aussi utilisées. En particulier, le projet PAPA [81] emploie un schéma écologique avec un modèle additif généralisé pour estimer l'impact à court terme de la pollution sur la mortalité à Bangkok, Hong Kong, Shanghai et Wuhan. Dans la lignée de ce projet, Mahiyuddin et al. [50] ont eux aussi recourt à un GAM avec une distribution de Poisson pour expliquer le nombre de décès quotidien dans la vallée de Klang en Malaisie, en fonction des effets retardés jusqu'à 7 jours des PM_{10} , NO_2 , CO et O_3 . Maryam Dastoorpoor et al. [20] adoptent un GAM avec une distribution quasi-Poisson pour modéliser l'impact de sept polluants sur la mortalité respiratoire à Ahvaz en Iran. Le schéma d'étude est ici encore écologique car le modèle est appliqué sur les décès groupés par tranche d'âge et sexe. La relation entre les polluants et la mortalité est modélisée de manière non linéaire par un modèle de décalage distribué (*Distributed Lag Model*) en considérant des retards jusqu'à 14 jours. Des schémas d'études par cohortes sont aussi utilisés. En particulier, Lepeule et al. [45] investiguent l'effet à court terme des fumées noires et du sulfure de dioxyde sur le nombre de décès dans une cohorte de 1469 individus à Bordeaux.

Pour étudier les effets de la pollution à long terme, les schémas d'études sont régulièrement des schémas de cohorte, afin de pouvoir suivre un groupe d'individus, d'imputer le rôle des facteurs individuels (tabagisme, alcoolisme, statut socio-économique) et d'identifier seulement le rôle des expositions à long terme à la pollution. Par exemple, Li-wen Zhang et al. [84] emploient un modèle de Cox sur quatre cohortes chinoises pour identifier l'impact de long terme de la pollution PM_{10} sur la mortalité cardiovasculaire. Beverland et al. [10] mobilisent eux aussi un modèle de Cox pour estimer l'impact de long terme de la fumée noire sur la mortalité dans deux cohortes en Écosse. D'autres schémas d'études incluent des études écologique longitudinales, c'est-à-dire qui suivent des groupes de population dans le temps. Des modèles GLM peuvent ainsi être exploités, à l'image de Rochereau et al. [74] qui modélisent l'impact de la pollution de l'air sur la mortalité cardiovasculaire et respiratoire à l'échelle des départements français sur 12 années.

1.3.3 Modéliser l'impact des maladies à transmission vectorielle

Les modèles corrélatifs et les modèles mécanistiques sont les deux approches couramment utilisées pour modéliser les risques de maladies à transmission vectorielle dans le contexte du changement climatique [5], [8]. Elles se distinguent par le niveau de causalité exploré.

Modèles corrélatifs

Les modèles corrélatifs, également appelés modèles statistiques ou modèles de niche écologique (*Species Distribution Models, SDMs*), sont basés sur des relations statistiques entre la présence d'une espèce (ou d'un vecteur/pathogène) et les variables environnementales (température, précipitations, topographie, etc.). Ces modèles permettent de cartographier la répartition géographique potentielle des vecteurs et des maladies en fonction des conditions environnementales actuelles ou futures.

Les modèles corrélatifs ont recours à des données de présence et/ou absence d'espèces, vecteurs ou de pathogènes, ainsi que des données environnementales sous forme de grilles spatiales continues. Un modèle statistique est ensuite construit (régressions multivariées ou techniques d'apprentissage automatique) pour définir l'« espace environnemental » idéal dans lequel une espèce peut survivre. Il détermine les probabilités de présence d'une espèce en fonction de l'environnement. Cet espace est ensuite projeté sur une carte géographique pour montrer les zones propices à l'établissement de l'espèce.

Ces modèles ne nécessitent pas une connaissance détaillée des mécanismes biologiques complexes entre les vecteurs, les pathogènes et l'environnement. Ils sont par ailleurs pratiques pour des maladies peu étudiées et permettent des projections spatiales à grande échelle (continentale ou mondiale).

En revanche, leur précision est réduite aux échelles locales car ils ne tiennent pas compte des aspects fonctionnels comme les barrières à la dispersion des vecteurs ou les facteurs socio-économiques. La qualité des prédictions dépend fortement de la disponibilité et de l'exactitude des données d'occurrence et des données environnementales spatialisées.

Les modèles corrélatifs sont principalement utilisés pour estimer la distribution future des vecteurs, comme les moustiques du genre *Aedes* ou *Anopheles* (Table 1, [78]), sous différents scénarios climatiques. Ils montrent généralement que les vecteurs tendent à se déplacer vers des latitudes et altitudes plus élevées avec le réchauffement climatique. Par exemple, Bouzid et al. [13] emploient un modèle corrélatif dans lequel le nombre de cas de dengue au Mexique est régressé au sein d'un GAM avec une distribution de Poisson sur des variables climatiques (températures, précipitations, humidité) et socio-économiques (densité de population, urbanisation, PIB). À partir de ce modèle, une projection de l'incidence de la dengue en Europe selon différents scénarios climatiques et économiques est réalisée, indiquant une augmentation de l'incidence en Europe à horizon 2040, en particulier sur la côte méditerranéenne.

Modèles mécanistiques

Les modèles mécanistiques (ou modèles basés sur les processus) se basent sur des relations biologiques et environnementales connues entre les vecteurs, les hôtes, les pathogènes et les facteurs climatiques. Contrairement aux modèles corrélatifs, ils reposent sur des mécanismes biophysiques et des équations différentielles qui décrivent les processus biologiques sous-jacents.

Ils s'appuient sur des systèmes d'équations différentielles qui décrivent les différentes étapes de l'infection chez les vecteurs et les hôtes. Par exemple, dans les modèles SEIR, les différentes étapes sont « Susceptible », « Exposé », « Infectieux » et « Rétabli ». Ces modèles incluent des paramètres clés comme le taux de morsure des vecteurs, leur taux de mortalité, la période d'incubation extrinsèque, ainsi que les relations entre ces paramètres et les facteurs climatiques (température, précipitations, etc.). Ils permettent de calculer des indicateurs épidémiologiques comme le nombre de reproduction de base R_0 , qui détermine la capacité d'une épidémie à se propager ($R_0 > 1$) ou à disparaître ($R_0 < 1$).

Ils fournissent une compréhension et une simulation de la dynamique des espèces ou des maladies dans un environnement changeant, prenant en compte des facteurs comme le climat, l'hydrologie et les changements dans l'usage des terres.

Ces modèles dépendent fortement des données physiologiques spécifiques aux espèces, qui peuvent être difficiles à obtenir. Leur mise en œuvre à grande échelle est souvent limitée par la disponibilité des données biologiques et par la complexité de la modélisation des interactions entre les vecteurs, les hôtes et les pathogènes. Ils manquent par ailleurs souvent de paramètres importants, comme les indicateurs socio-économiques (densité de population, mouvements de population), l'immunité des hôtes, les changements d'usage des terres, ou encore les mesures de contrôle des maladies en place.

Les modèles mécanistiques sont particulièrement utiles à l'échelle locale et pour des maladies bien étudiées comme le paludisme, la dengue ou Zika (Table 2, [78]). Ils prévoient généralement une augmentation du risque de transmission dans les hautes latitudes et altitudes, mais une possible diminution dans les zones tropicales les plus chaudes, où les températures peuvent devenir trop élevées pour les vecteurs ou les pathogènes. Par exemple, Dantas et al. [19] emploient une approche mécanistique avec un modèle SEIR-SEI sur deux populations (humaine et vectorielle) pour décrire l'épidémie du virus Zika ayant frappé le Brésil en 2016. Le système d'équations régissant la dynamique de ce modèle permet d'observer, à partir de données initiales sur les deux types de populations (part des populations à risques, infectées en phase d'incubation, infectieuses et rétablies), une évolution de l'épidémie sur un horizon de plusieurs mois.

1.3.4 Modélisation jointe des risques climatiques

Afin d'étudier l'effet combiné de deux expositions sur une issue d'intérêt, une pratique courante est l'ajout d'un terme croisé dans le modèle. Par exemple, dans un modèle logistique, pour évaluer l'interaction entre X_1 et X_2 on ajoute le produit de X_1 et X_2 .

$$\text{logit}(p) = \lambda_0 + \lambda_1 X_1 + \lambda_2 X_2 + \lambda_3 X_1 X_2 \quad (1.11)$$

L'interaction entre ces expositions peut être évaluée selon deux échelles, l'échelle additive et l'échelle multiplicative. Elles fournissent des perspectives distinctes quant à l'effet combiné des expositions. VanderWeele et Knol livrent un article détaillé sur la quantification des effets d'interactions [80].

L'échelle multiplicative

Sur l'échelle multiplicative, l'objectif est de déterminer si l'effet combiné de deux expositions dépasse le produit de leurs effets individuels. Cette échelle est souvent utilisée dans les analyses épidémiologiques où les effets sont exprimés en termes de ratios, tels que le *risk ratio* ou les *odds ratio*.

1. Mesure de l'interaction multiplicative avec le *risk ratio*

Un *risk ratio* est le rapport des probabilités (ou risques) d'un événement d'intérêt entre deux groupes. Il est généralement utilisé dans des études de cohorte où l'on compare les risques d'un événement entre un groupe exposé et un groupe non exposé à l'aide d'un modèle log-linéaire. Soit deux facteurs d'exposition binaires X_1 et X_2 , et la régression log-linéaire suivante :

$$\log(\mu) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_1 X_2 \quad (1.12)$$

Les *risk ratio* sont :

$$RR_{10} = e^{\beta_1} \quad (1.13)$$

$$RR_{01} = e^{\beta_2} \quad (1.14)$$

$$RR_{\text{interaction}} = \frac{RR_{11}}{RR_{10}RR_{01}} = e^{\beta_3} \quad (1.15)$$

où :

- RR_{11} est le *risk ratio* pour les individus exposés aux deux facteurs.
- RR_{10} est le *risk ratio* pour les individus exposés uniquement au facteur 1.
- RR_{01} est le *risk ratio* pour les individus exposés uniquement au facteur 2.

Dans une analyse basée sur le *risk ratio*, l'interaction multiplicative se produit si le risque combiné des deux expositions (RR_{11}) est différent (supérieur ou inférieur) au produit des risques individuels ($RR_{10}RR_{01}$). L'interaction est mesurée par $RR_{\text{interaction}}$.

Si $RR_{\text{interaction}} = 1$, il n'y a pas d'interaction sur l'échelle multiplicative. Si $RR_{\text{interaction}} > 1$, cela indique une interaction positive, tandis que si $RR_{\text{interaction}} < 1$, cela suggère une interaction négative.

2. Mesure de l'interaction multiplicative avec l'*odds ratio*

Un *odds ratio* est le rapport des cotes d'un événement d'intérêt entre deux groupes. Il est fréquemment utilisé dans les études cas-témoins, où l'on compare la probabilité qu'un événement se produise dans les groupes exposés et non exposés, à l'aide d'un modèle logistique. Soit deux facteurs d'exposition binaires X_1 et X_2 et la régression logistique suivante :

$$\text{logit}(p) = \lambda_0 + \lambda_1 X_1 + \lambda_2 X_2 + \lambda_3 X_1 X_2 \quad (1.16)$$

Les *odds ratio* sont :

$$OR_{10} = e^{\lambda_1} \quad (1.17)$$

$$OR_{01} = e^{\lambda_2} \quad (1.18)$$

$$OR_{\text{interaction}} = \frac{OR_{11}}{OR_{10}OR_{01}} = e^{\lambda_3} \quad (1.19)$$

où :

- OR_{11} est l'*odds ratio* pour les individus exposés aux deux facteurs.
- OR_{10} est l'*odds ratio* pour les individus exposés uniquement au facteur 1.
- OR_{01} est l'*odds ratio* pour les individus exposés uniquement au facteur 2.

Comme pour les *risk ratio*, si $OR_{\text{interaction}} = 1$, il n'y a pas d'interaction sur l'échelle multiplicative, si $OR_{\text{interaction}} > 1$, cela indique une interaction positive sur l'échelle multiplicative, et si $OR_{\text{interaction}} < 1$, il y a une interaction négative sur l'échelle multiplicative.

L'interaction sur l'échelle multiplicative peut être directement testée dans des modèles de régression (logistique pour les OR et de log-linéaire pour les RR). Le test d'un terme d'interaction permet de vérifier si l'effet combiné des deux expositions est statistiquement significatif par rapport à l'effet attendu (produit des effets individuels). Si le terme d'interaction est significatif, cela indique une interaction sur l'échelle multiplicative.

L'échelle additive

Sur l'échelle additive, l'objectif est de déterminer si l'effet combiné de deux expositions dépasse la somme de leurs effets individuels.

1. Excès relatif de risque attribuable à l'interaction

Une mesure de l'interaction sur l'échelle additive est l'excès relatif de risque attribuable à l'interaction (RERI : Relative excess risk due to interaction) [70]. Elle donne la direction (positive ou négative) de la différence entre le risque observé chez les individus exposés aux deux facteurs et la somme des risques

attribuables à chaque exposition seule.

Soit deux facteurs d'exposition binaires X_1 et X_2 et un modèle basé sur des *risk ratio* :

$$RERI_{RR} = R_{11} - (R_{10} + R_{01} - R_{00}) = e^{\beta_1 + \beta_2 + \beta_3} - e^{\beta_1} - e^{\beta_2} + 1 \quad (1.20)$$

où :

- R_{00} est le risque chez ceux non exposés aux deux facteurs (i.e. le groupe de référence, égal à 1).

Soit deux facteurs d'exposition binaires X_1 et X_2 et un modèle basé sur des *odds ratio* :

$$RERI_{OR} = OR_{11} - (OR_{10} + OR_{01} - OR_{00}) = e^{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3} - e^{\lambda_1} - e^{\lambda_2} + 1 \quad (1.21)$$

2. Proportion attribuable à l'interaction

La proportion attribuable à l'interaction (AP : *attributable proportion*) représente la proportion du risque du groupe exposé aux deux facteurs qui est due à l'interaction [80].

Pour un modèle basé sur les *risk ratio* :

$$AP = \frac{RERI_{RR}}{RR_{11}} \quad (1.22)$$

Pour un modèle basé sur les *odds ratio* :

$$AP = \frac{RERI_{OR}}{OR_{11}} \quad (1.23)$$

3. Indice de synergie

L'indice de synergie (S : Synergic Index) évalue si l'interaction entre deux facteurs est synergique, c'est-à-dire si l'effet combiné des deux facteurs est différent de la somme de leurs effets individuels.

Pour un modèle basé sur les *risk ratio* :

$$S = \frac{RR_{11} - 1}{(RR_{10} - 1) + (RR_{01} - 1)} \quad (1.24)$$

Pour un modèle basé sur les *odds ratio* :

$$S = \frac{OR_{11} - 1}{(OR_{10} - 1) + (OR_{01} - 1)} \quad (1.25)$$

4. Mesure du RERI pour des expositions continues, ordinales ou catégorielles

Dans le cas où les expositions ne sont pas binaires, le calcul du RERI doit prendre en compte la magnitude du changement dans l'exposition pour laquelle on considère l'interaction. Pour deux expositions continues ou ordinales G et E , si l'on examine l'interaction pour une valeur de G de g_0 à g_1 et de E de e_0 à e_1 , alors :

$$\begin{aligned} RERI_{OR} &= e^{(g_1-g_0)\lambda_1+(e_1-e_0)\lambda_2+(e_1g_1-e_0g_0)\lambda_3} \\ &\quad - e^{(g_1-g_0)\lambda_1+(g_1-g_0)e_0\lambda_3} \\ &\quad - e^{(e_1-e_0)\lambda_2+(e_1-e_0)g_0\lambda_3} + 1 \end{aligned} \tag{1.26}$$

En résumé :

- $REOI = 0$, $AP = 0$, $S = 1$ indique qu'il n'y a pas d'interaction sur l'échelle additive.
- $REOI > 0$, $AP > 0$, $S > 1$ indique qu'il y a un effet synergique positif sur l'échelle additive.
- $REOI < 0$, $AP < 0$, $S < 1$ indique qu'il y a un effet synergique négatif sur l'échelle additive.

Différences entre les échelles additive et multiplicative

Il est important de comprendre la différence entre les deux échelles car l'effet de l'interaction, positif ou négatif, peut dépendre de l'échelle. Il est possible que l'effet soit négatif sur l'échelle additive et positif sur l'échelle multiplicative.

Sur l'échelle additive, on cherche à savoir si l'augmentation absolue du risque en présence des deux expositions est plus grande que la somme des augmentations dues aux expositions séparées. Sur l'échelle multiplicative, l'intérêt est de voir si le produit des effets des deux expositions est supérieur ou inférieur à ce qui est attendu. L'échelle additive est particulièrement utile pour estimer l'impact des interventions en santé publique, car elle permet de mesurer combien de cas supplémentaires pourraient être attribués à l'interaction entre les expositions. En revanche, l'échelle multiplicative est plus souvent utilisée dans les analyses statistiques, où l'on s'intéresse à l'effet relatif des expositions, notamment via les *risk ratio* ou les *odds ratio*. Le choix de l'échelle dépendra du contexte. En particulier, l'échelle additive est plus adaptée aux études d'impact sur la population, tandis que l'échelle multiplicative est plus pertinente dans les analyses statistiques et les tests d'interaction formels, car plus facile à calculer.

Par ailleurs, lorsque les deux facteurs d'exposition ont un effet sur la réponse, il y aura forcément un effet d'interaction, soit sur l'échelle additive, soit sur l'échelle multiplicative. Dans ce cas, l'absence d'interaction sur l'échelle additive implique la présence d'interaction sur l'échelle multiplicative et vice-versa [70].

Modélisation jointe de l'impact des températures et de pollution sur la mortalité

Les effets joints de la température et de la pollution sont donc modélisés selon les mêmes modalités que les effets individuels de chacune des expositions, mais en ajoutant un terme d'interaction. On retrouve donc des schémas d'études cas-contrôle, cas-croisé, cohortes ou écologiques longitudinales, combinés avec des GLM, des GAM ou un modèle de Cox. En particulier, Filleul et al. [24] utilisent un schéma d'étude écologique longitudinal avec un GAM. Les décès quotidiens de 9 villes françaises entre 1996 et 2003 sont régressés sur la température quotidienne et la concentration en O_3 dans un GAM avec une distribution quasi-Poisson. La relation température/mortalité est modélisée par une spline cubique pénalisée. Un terme d'interaction entre l' O_3 et la température est ajouté. Zhenxu Ning et al. [58] emploient quant à eux un schéma cas-croisé stratifié dans le temps et une régression logistique conditionnelle à Xining en Chine. Ils modélisent l'association entre la mortalité et les vagues de froid, caractérisées lorsque la température moyenne est en deçà d'un certain centile de sa distribution pendant au moins 24h et l'exposition aux $PM_{2.5}$. L'interaction entre les vagues de froid et les PM_{10} est modélisée en ajoutant une variable à 4 niveaux dans la régression.

- Absence de vague de froid combiné à un niveau bas de $PM_{2.5}$ (inférieur à $37.5\mu g/m^3$)
- Absence de vague de froid combiné à un niveau bas de $PM_{2.5}$ (inférieur à $37.5\mu g/m^3$)
- Absence de vague de froid et un niveau haut de $PM_{2.5}$
- Présence d'une vague de froid et niveau haut de $PM_{2.5}$

L'interaction est évaluée par une mesure du *RERI*, de l'*AP* et de l'indice de synergie. Qijiong Zhu et al. [85] utilisent un schéma cas-croisé stratifié dans le temps avec un modèle de Cox pour évaluer l'effet des températures et de plusieurs polluants. Afin de quantifier l'interaction, ils calculent la fraction attribuable (AF) de la mortalité à l'exposition aux facteurs météorologiques (humidité relative et température) et à la pollution (NO_2 , O_3 , SO_2 , $PM_{2.5}$ et CO).

Modélisation jointe de l'impact des températures et des maladies à transmission vectorielle sur la mortalité

De même, l'impact joint des températures et des maladies à transmission vectorielle sur la mortalité peut être étudié en ajoutant un terme d'interaction dans le modèle. Par exemple, Bakshi et al. [6] ont recouru à une étude écologique transversale corrélatrice, au sein de 127 districts au Kenya, 46 au Mali et 171 au Malawi en 2008 et 2009. Ils étudient le nombre de décès au niveau du foyer, en fonction de variables météorologiques, de la prévalence du VIH et de l'incidence de la Malaria. En raison de la sur-dispersion, un GLM avec une distribution négative binomiale est utilisé, ainsi que des effets aléatoires pour tenir compte des données en grappe (le noyau d'étude étant le foyer). L'interaction entre variables climatiques et maladies vectorielles est quantifiée en ajoutant tour à tour un terme d'interaction entre chacune des variables climatiques (les vagues de froid, vagues de chaud, sécheresse, inondation) et des variables relatives aux maladies à transmission vectorielle (prévalence du VIH et l'incidence de la malaria), puis en testant sa significativité.

Chapitre 2

Modélisation de l'impact joint des températures et de la pollution sur la mortalité

Ce chapitre est consacré à la construction d'un modèle permettant d'intégrer l'impact combiné de plusieurs facteurs climatiques, en particulier les températures et la pollution (ozone et particules fines $PM_{2,5}$) sur le nombre de décès. L'objectif est de déterminer si l'impact global des facteurs climatiques dépasse ou non la somme de leurs effets individuels. En effet, la modélisation séparée présente deux limites principales.

- Modéliser les facteurs séparément peut introduire des biais liés aux facteurs confondants. Par exemple, si l'on modélise uniquement l'impact de l'ozone sans inclure la température, une partie de l'effet de la température risque d'être captée à tort comme un effet de l'ozone, en raison de leur forte corrélation et de leur saisonnalité commune. Ce phénomène peut conduire à une surestimation de l'impact global lorsque les effets individuels sont additionnés.
- À l'inverse, une modélisation séparée ne permet pas de capter les synergies potentielles entre les différents risques, comme l'effet combiné de températures élevées et d'une forte pollution. La simple addition des effets individuels de chaque facteur pourrait ainsi conduire à sous-estimer l'impact joint des facteurs.

L'approche retenue repose sur l'utilisation d'un modèle additif généralisé (GAM) qui expliquera le nombre de décès quotidien par les interactions entre les facteurs climatiques et leurs effets non linéaires.

2.1 Notations

Dans la suite de ce mémoire, on notera :

- d le jour de l'année tel que $d \in D$, $D = \{d \in \mathbb{N} \mid 1 \leq d \leq 365\}$
- t l'année telle que $t \in N$, $N = \{t \in \mathbb{N} \mid 2013 \leq t \leq 2019\}$
- \mathcal{D}_t l'ensemble des jours de l'année t , tels que $\mathcal{D}_t = \{d \mid d \text{ est le } d\text{-ième jour de l'année } t, d = 1, 2, \dots, 365 \text{ (366 si } t \text{ est bissextile)}\}$

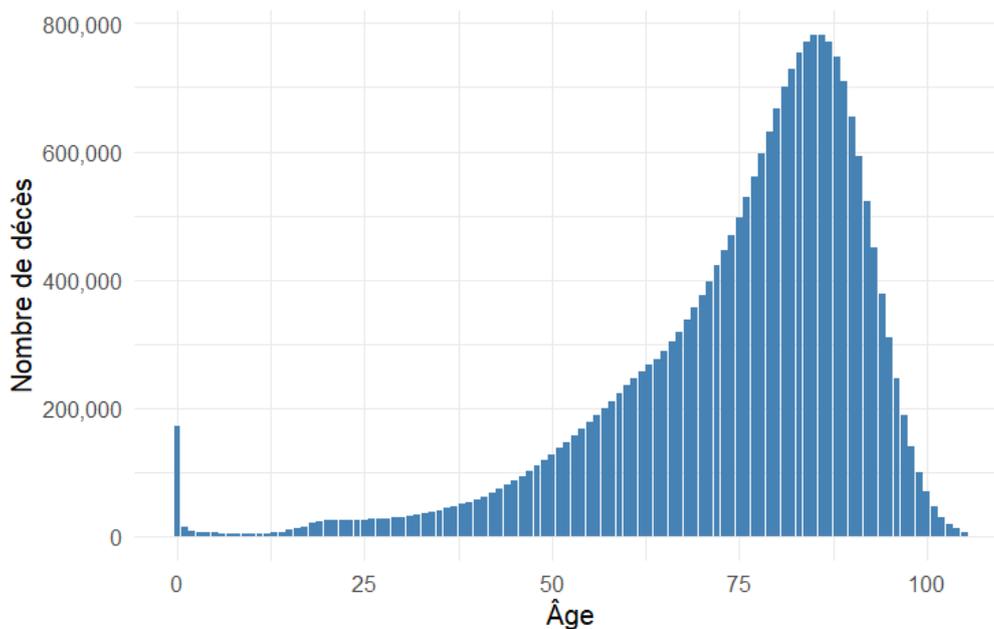
- m le mois tel que $m \in M$, $M = \{m \in \mathbb{N} \mid 1 \leq m \leq 12\}$
- dow le jour de la semaine tel que $dow \in \{1, 2, 3, 4, 5, 6, 7\}$
- $D_{d,t}$ le nombre de décès quotidien pour le jour d de l'année t
- k le groupe d'âge tel que $k \in \{1, \dots, K\}$
- X la plage des âges telle que $X = \{x \in \mathbb{N} \mid 0 \leq x \leq 105\}$
- g le sexe tel que $g \in \{\text{Homme}, \text{Femme}\}$
- $D_{k,d,t}^{(g)}$ le nombre de décès des individus de la tranche d'âge k , de sexe g , le jour d de l'année t

2.2 Sources de données

Le modèle utilise trois sources de données différentes pour le nombre de décès, les variables climatiques et les variables de pollution.

Le **nombre de décès quotidiens** en France (Figure 2.1) est issu du fichier des personnes décédées produit par l'Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques (INSEE) et fourni par www.data.gouv.fr. Les décès sont extraits des transmissions obligatoires par les mairies des bulletins de décès à l'INSEE. Les données sont disponibles à partir de 1970 et sont alimentées tous les mois. En raison des délais de transmission, les fichiers mensuels ne contiennent néanmoins pas tous les décès du mois en question. Les données de décès sont individuelles et incluent l'âge, la date de naissance et de décès, ainsi que le numéro d'acte de décès.

FIGURE 2.1 : Répartition des décès par âge entre 1980 et 2021



Cet histogramme illustre la répartition du nombre de décès par âge entre 1980 et 2021. On observe le profil typique de la mortalité : élevée chez les nouveau-nés, suivi d'une diminution progressive, avant un léger rebond autour de 25 ans lié à la "bosse à accidents", puis une augmentation continue culminant à un pic vers 80 ans.

Les **données météorologiques** sont issues des données climatologiques de base quotidiennes produites par Météo France et fournies par meteo.data.gouv.fr. Elles sont disponibles depuis 1950, avec un nombre de points de relevés qui a beaucoup augmenté depuis. Elles sont alimentées quotidiennement. On extrait 8 métriques climatiques par point de relevé (Table 2.1).

TABLE 2.1 : Description des 8 variables météorologiques extraites de Météo France.

Variable	Description	Unités
TM	Moyenne quotidienne des températures horaires sous abri	°C
TX	Température maximale sous abri	°C
TN	Température minimale sous abri	°C
RR	Quantité de précipitations en 24h	mm
FFM	Moyenne quotidienne de la force du vent (10m)	m/s
INST	Durée d'ensoleillement quotidienne	minutes
UX	Humidité relative maximale horaire quotidienne	%
UN	Humidité relative minimale horaire quotidienne	%

Les **données de pollution** sont fournies par [Geodair](https://www.geodair.com). Elles sont disponibles depuis 2013 et mises à jour quotidiennement, avec ici aussi un nombre de point de relevé qui a augmenté entre 2013 et aujourd'hui. On extrait la moyenne quotidienne de la concentration en particules en $PM_{2.5}$ et en O_3 pour toutes les stations de mesure disponibles.

2.3 Champs de l'étude et retraitements des données

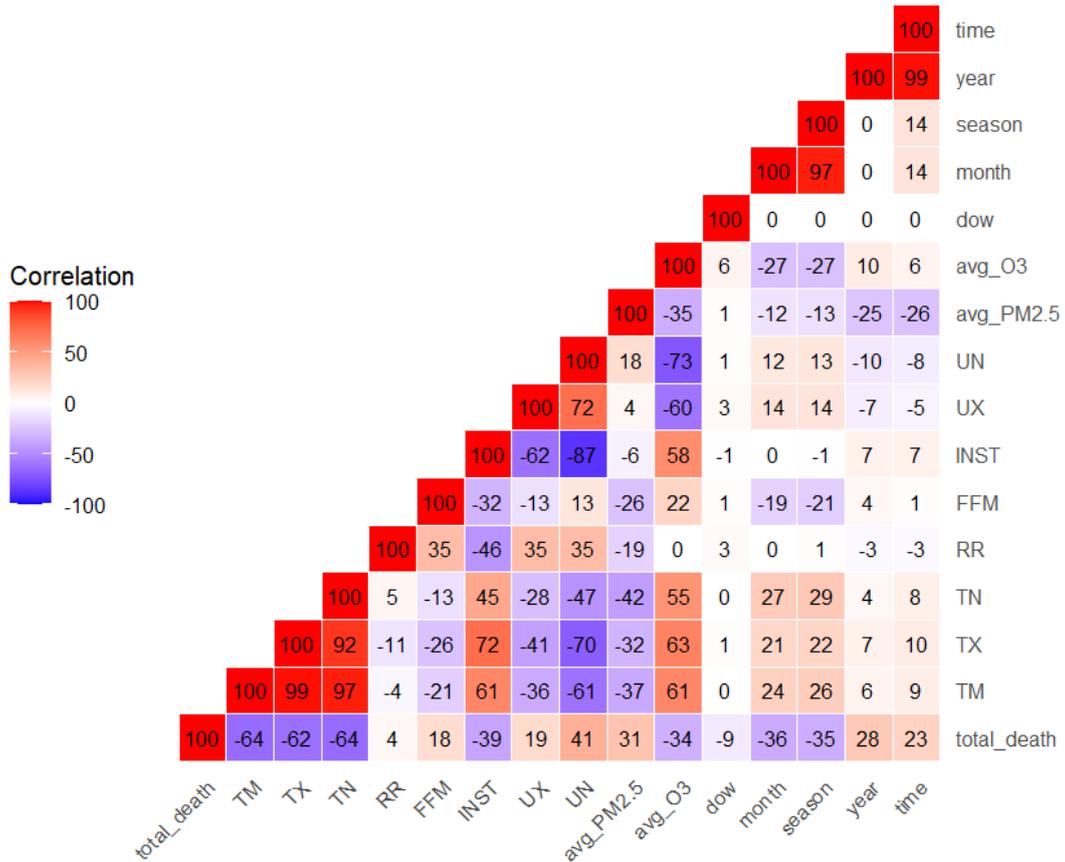
On considère dans cette étude tous les individus décédés entre le 1^{er} janvier 2013 et le 31 décembre 2019, en raison de la disponibilité des données de pollution à partir de 2013 et afin d'évincer les effets du Covid. Les décès étant agrégés à l'échelle de la France, les données météorologiques et de pollution doivent être elles aussi agrégées. Pour ce faire, on a d'abord considéré les 30 villes utilisées par Météo France pour fournir son indicateur thermique national. Après analyse de la profondeur de l'historique et de la qualité des données pour chacune de ces villes sur les 8 métriques climatiques retenues, on retient 19 villes, à savoir, Bastia, Besançon, Bourg-Saint-Maurice, Clermont-Ferrand, Dijon, Le Mans, Lille, Lyon, Marseille, Nice, Orléans, Paris, Pau, Perpignan, Poitiers, Reims, Strasbourg, Toulouse et Nancy. Les relevés météorologiques quotidiens de ces 19 villes sont alors moyennés et produisent un indicateur national pour chaque métrique météorologique. On souhaite retenir ces mêmes 19 villes pour les données de pollution afin d'être cohérent avec les données météorologiques. Néanmoins, les stations de relevés ne correspondent pas entre les deux bases de données. On fait donc appel à une méthode de krigeage pour récupérer les données de pollution relatives aux 19 villes choisies (Annexe B).

2.4 Étude des variables

2.4.1 Analyse des corrélations

La figure 2.2 présente les corrélations entre chacune des variables considérées pour la calibration du modèle joint. Plusieurs faits sont notables :

FIGURE 2.2 : Corrélations entre les variables entre 2013 et 2019 inclus



Ce graphique permet d'identifier des corrélations fortes entre le nombre de décès et respectivement, les températures, la concentration en O_3 et la concentration en $PM_{2.5}$

1. Les variables présentant les plus fortes corrélations avec le nombre de décès (`total_death`) sont celles de température (-64% pour la température moyenne -`TM`-, -62% pour la température maximale -`TX`-, et -64% pour la température minimale -`TN`-). Ces trois variables `TM`, `TX`, `TN` sont par ailleurs naturellement très corrélées entre elles car la température minimale sur un jour donné sera d'autant plus élevée que la température maximale l'est. Il s'agit donc d'en utiliser une seule dans le modèle pour éviter la colinéarité.
2. On observe ensuite une forte corrélation entre le nombre de décès (`total_death`) et respectivement la durée d'insolation quotidienne en minutes (`INST`, -39%), et le minimum quotidien des humidités relatives minimales horaires (`UN`, 41%). L'insolation (`INST`) est par ailleurs très corrélée avec les variables de température `TX`, `TN` et `TM` (45% à 72%), de précipitation (`RR`, -46%), d'humidité relative (`UN`, -87%) et de concentration en O_3 (`avg_O3`, 58%). Ces corrélations entre l'insolation `INST` et les variables climatiques de température, précipitation, humidité et ozone sont attendues et expliquées par la saisonnalité des variables climatiques.
3. Les variables temporelles identifiant le mois (`month`) et la saison (`season`) ont respectivement une corrélation avec le nombre de décès de -36% et -35% . `month` et `season` étant naturellement très corrélées, il s'agit d'en garder une

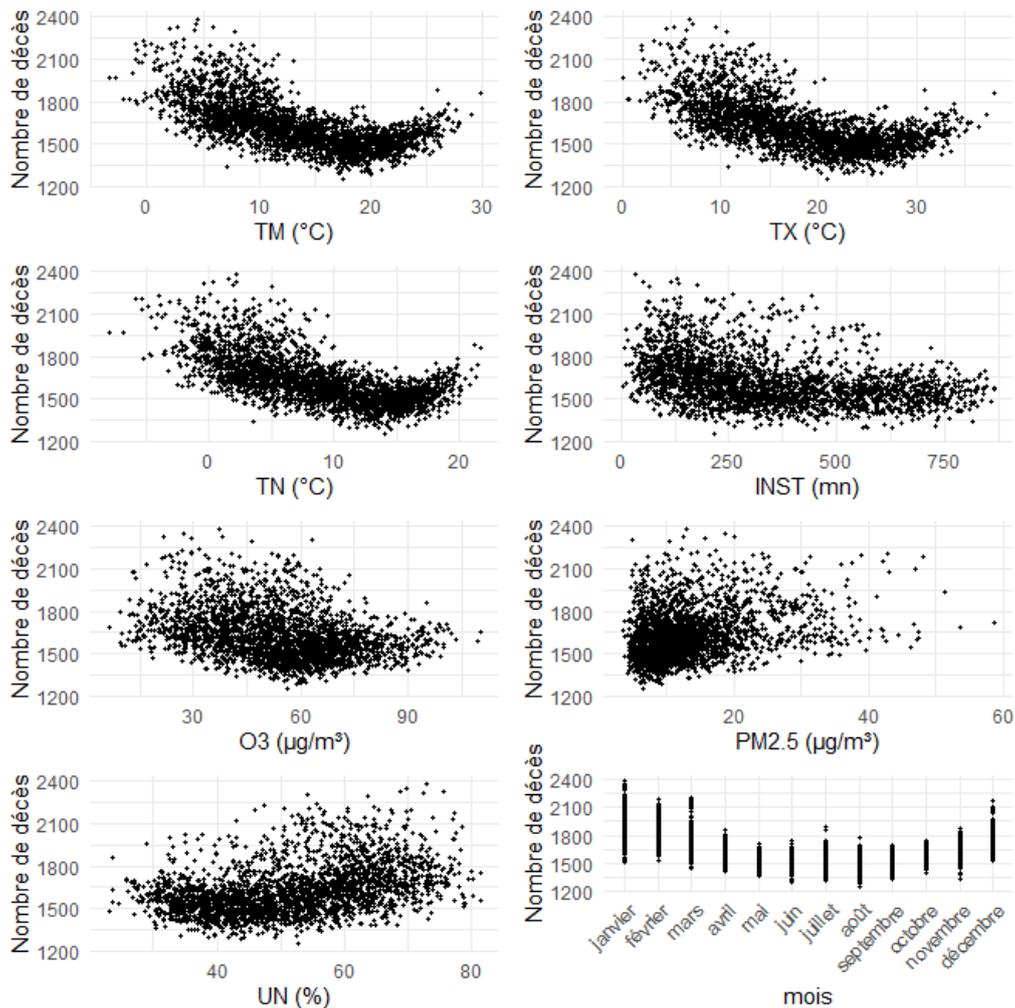
seule dans le modèle.

4. Enfin, on observe une corrélation significative entre le nombre de décès (`total_death`) et respectivement, la concentration en O_3 (`avg_O3`, -34%), et la concentration en $PM_{2.5}$ (`avg_PM2.5`, 31%). La corrélation négative entre l' O_3 et nombre de décès s'explique par la saisonnalité inverse des deux séries. Le nombre de décès est en effet plus élevé en hiver qu'en été, tandis que la concentration en ozone est plus élevée en été qu'en hiver. Cette corrélation ne révèle donc pas forcément une diminution du risque de décès associé à une augmentation de l'ozone, et doit être étudiée compte tenu de la saisonnalité.

2.4.2 Analyse des relations entre le nombre de décès et les variables climatiques

À partir des nuages de points entre les variables climatiques et le nombre de décès (Figures 2.3), on peut identifier des relations non-linéaires entre respectivement, la température, l'ozone, les $PM_{2.5}$ et le nombre de décès. On identifie aussi une forte saisonnalité des décès en fonction des mois.

FIGURE 2.3 : Nuages de points entre les variables et le nombre de décès entre 2013 et 2019 inclus



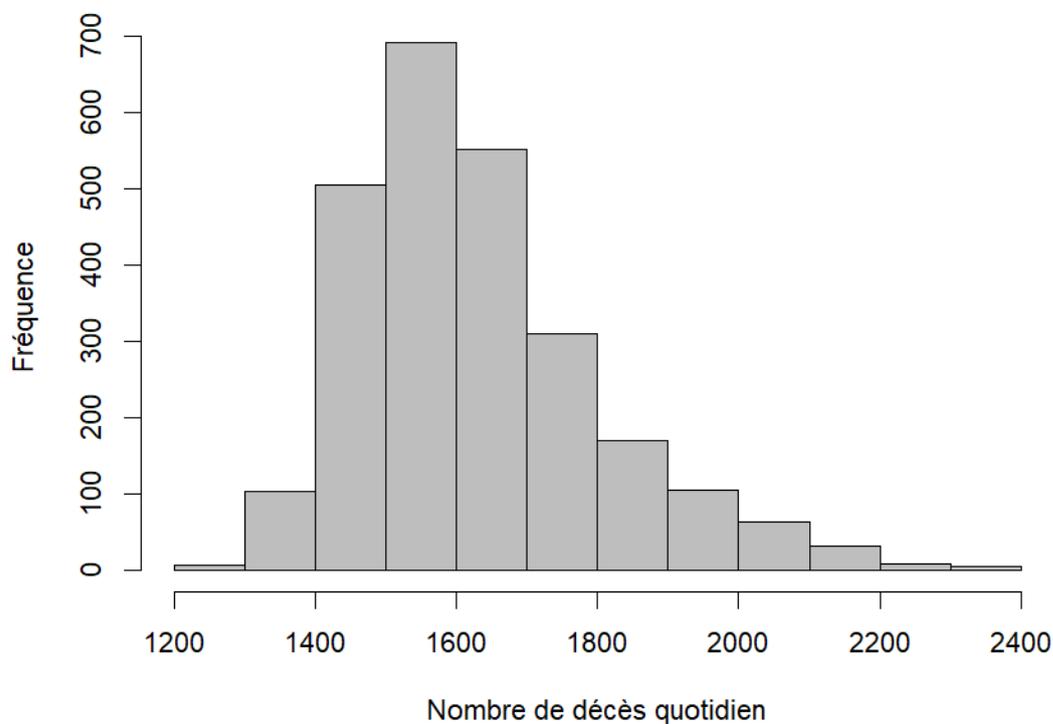
Ce graphique permet d'identifier des relations non-linéaires entre le nombre de décès et respectivement, les températures, la concentration en O_3 et la concentration en $PM_{2.5}$.

2.5 Modèle Additif Linéaire Généralisé (GAM)

2.5.1 Modèle de référence

La distribution de Poisson est adaptée pour modéliser le nombre de décès quotidien car il s'agit d'une quantité toujours positive et on s'attend à ce que la variance augmente avec la moyenne.

FIGURE 2.4 : Histogramme du nombre de décès quotidien en France entre 2013 et 2019 inclus



Cet histogramme permet d'identifier la distribution de Poisson suivie par le nombre de décès quotidien.

On ajuste donc un modèle linéaire généralisé (section 1.3.1) dans lequel le nombre de décès suit une distribution de Poisson, avec un lien logarithmique. Dans ce modèle de base, on capte la saisonnalité des décès et la tendance de long terme avec trois variables : l'année, le mois et le jour de la semaine.

On suppose que le nombre de décès quotidien, $D_{d,t}$, suit une distribution de Poisson. On a alors :

- $D_{d,t} \sim P(\lambda_{d,t})$
- $\mathbb{E}[D_{d,t}] = \lambda_{d,t}$

Le modèle reliant le nombre de décès quotidien aux variables temporelles est :

$$\ln(\lambda_{d,t}) = \beta_1 t + \beta_2 m + \beta_3 \text{dow} \quad (2.1)$$

Soit $\mathbf{z}_{d,t} \in \mathbb{R}^3$ le vecteur ligne des variables t , m , et dow pour chaque observation et $\boldsymbol{\beta} \in \mathbb{R}^3$ le vecteur des coefficients tels que :

$$\mathbf{z}_{d,t} = [t \quad m \quad \text{dow}] .$$

$$\boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{bmatrix} .$$

Le modèle (2.1) s'écrit alors :

$$\ln(\lambda_{d,t}) = \mathbf{z}_{d,t}\boldsymbol{\beta}. \quad (2.2)$$

On estime les coefficients $\boldsymbol{\beta}$ par un GLM (Section 1.3.1) puis on vérifie la dispersion du modèle. Soit $\hat{\phi}$ le paramètre de dispersion empirique, tel que

$$\hat{\phi} = \frac{\text{déviance résiduelle}}{\text{degrés de liberté résiduels}}$$

- $\hat{\phi} < 1$ indique de la sous-dispersion
- $\hat{\phi} = 1$ indique une absence de dispersion
- $\hat{\phi} > 1$ indique de la sur-dispersion

On obtient une déviance résiduelle égale à 13 496 pour 2 537 degrés de liberté. Le modèle (2.2) présente donc de la sur-dispersion, confirmée par le test de dispersion (Table 2.2). On choisira alors une distribution quasi-Poisson pour le nombre de décès. Le nombre de décès est donc régressé au sein d'un GLM sur l'année, le mois et le jour de la semaine. L'adéquation du modèle est présenté en Table 2.3.

TABLE 2.2 : Test de dispersion

Dispersion ratio	5.378
Pearson's Chi-Squared	13 644.566
p-value	<0.001

TABLE 2.3 : Résumé du modèle de base

Modèle	Adj R^2	R^2 Train	R^2 Test	GCV
year + month + dow	68.69%	68.97%	66.43%	5.81

Le test set comprend 20% des données.

2.5.2 Modèles climatiques

A partir du modèle de référence qui permet de capter la saisonnalité et les tendances de long terme, on cherche à identifier les variables climatiques qui expliquent au mieux le nombre de décès. On a précédemment identifié un lien non linéaire entre la température et les décès, la concentration en O_3 et les décès, ainsi que la concentration en $PM_{2.5}$ et les décès. On ajoute une à une ces variables en modélisant la relation par des splines à plaque mince.

Splines

Une spline est une fonction régulière et flexible qui est utilisée pour approcher une courbe. C'est une fonction qui est définie par morceaux, composée de polynômes dans chaque intervalle entre des points de contrôle (appelés nœuds), avec une contrainte de continuité à chaque nœud. Les splines à plaque mince cherchent à chercher

à minimiser les écarts entre les valeurs prédites et les valeurs observées tout en minimisant la courbure de la fonction ajustée, c'est-à-dire éviter des oscillations excessives. On peut l'exprimer comme suit :

$$\min_f \left\{ \sum_{i=1}^n (y_i - f(x_i))^2 + \lambda J(f) \right\}$$

où :

- y_i sont les valeurs observées.
- $f(x_i)$ sont les valeurs prédites par la fonction f .
- λ est un paramètre de régularisation qui contrôle le compromis entre l'ajustement aux données et la pénalisation de la courbure.
- $J(f)$ est une mesure de la courbure de la fonction f , généralement exprimée en fonction de dérivées secondes pour pénaliser les changements abrupts.

Minimisation du GCV score

Le choix du paramètre de lissage, λ , est effectué par minimisation du GCV score (*Generalized Cross-Validation*). Ce score permet de comparer les différents niveaux de lissage λ afin de choisir celui qui donne le meilleur compromis entre ajustement et complexité. Une valeur plus faible du score GCV indique un modèle mieux adapté.

Comparaison des modèles climatiques

On note respectivement $TM_{d,t}$, $PM_{2.5_{d,t}}$, $O_{3_{d,t}}$ la température moyenne quotidienne, la concentration moyenne quotidienne en $PM_{2.5}$ et en O_3 du jour d pour l'année t . Pour chacune des neuf combinaisons de variables climatiques présentées dans la table 2.4, on ajoute au modèle de référence (Équation 2.2) l'effet de cette combinaison. L'effet est modélisé par une spline à plaque mince et le modèle est estimé via un GAM (section 1.3.1).

TABLE 2.4 : Résumé des modèles climatiques

Modèle	Spline	Adj R^2	R^2 Train	R^2 Test	GCV
Effet de TM	$s(TM)$	72.54%	72.88%	68.92%	5.09
Effet de $PM_{2.5}$	$s(PM_{2.5})$	69.95%	70.28%	69.66%	5.57
Effet de O_3	$s(O_3)$	69.74%	70.11%	67.32%	5.61
Effets séparés de TM et de $PM_{2.5}$	$s(TM) + s(PM_{2.5})$	72.73%	73.09%	69.75%	5.06
Effets séparés de TM et de O_3	$s(TM) + s(O_3)$	72.71%	73.15%	68.50%	5.07
Effet joint de TM et de $PM_{2.5}$	$s(TM, PM_{2.5})$	73.09%	73.60%	70.65%	5.01
Effet joint de TM et de O_3	$s(TM, O_3)$	72.89%	73.44%	68.88%	5.06
Effet joint de TM, $PM_{2.5}$ et de O_3	$s(TM, O_3) + s(TM, PM_{2.5})$	73.58%	74.29%	70.74%	4.95
Effet joint de TM, $PM_{2.5}$ et O_3	$s(TM, O_3, PM_{2.5})$	74.20%	75.21%	69.62%	4.90

La table présente 9 modèles climatiques tels que, pour chaque élément de la colonne "Spline", le modèle est $\ln(\lambda_{d,t}) = \mathbf{z}_{d,t}\boldsymbol{\beta} + \text{spline}$. Elle présente le critère CGV et l'adéquation aux données d'entraînement et de test pour chacun des modèles.

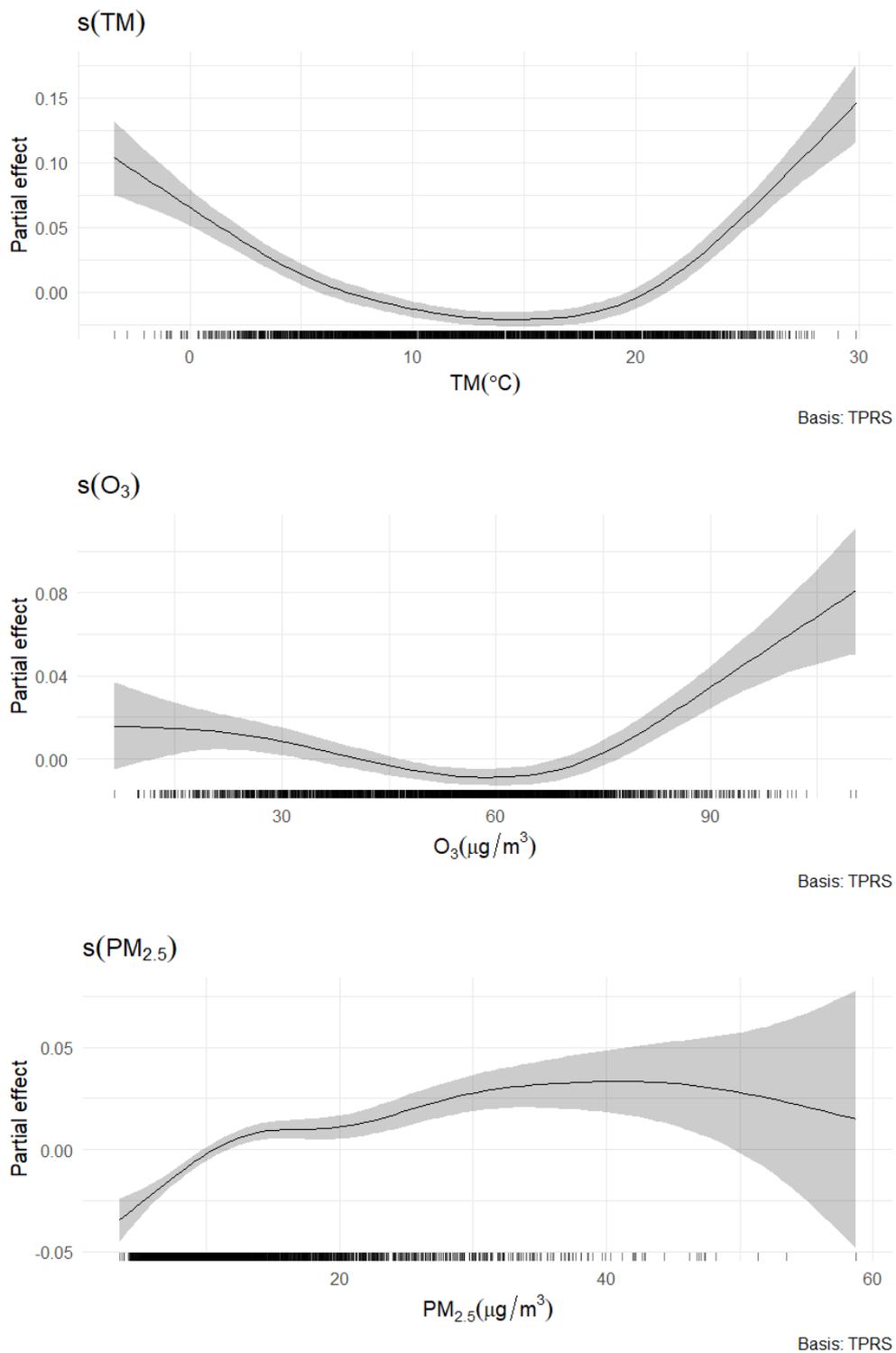
Le modèle qui minimise le score GCV est celui qui capture l'effet joint de la température, de O_3 et des $PM_{2.5}$. Il s'écrit :

$$\ln(\lambda_{d,t}) = \mathbf{z}_{d,t}\boldsymbol{\beta} + s(TM_{d,t}, PM_{2.5_{d,t}}, O_{3_{d,t}}; \theta) \quad (2.3)$$

où β et θ sont les paramètres à estimer.

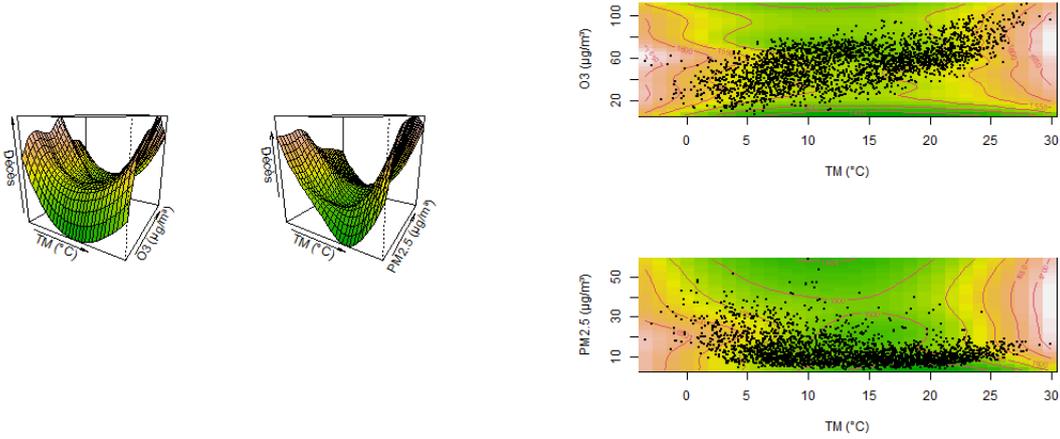
On représente l'impact individuel de la température, de l' O_3 et des $PM_{2.5}$ sur le nombre de décès (figure 2.5) et leur impact joint (figure 2.6). La courbe associée à l'impact individuel de la température (1^{ère} figure en 2.5) a une forme polynomiale de second degré. Elle montre que l'impact de la température est minimal pour des températures autour de 17°C, et croit aux extrémités de sa distribution, pour de faibles et hautes températures. L'impact individuel de l' O_3 (2^{ème} figure en 2.5), montre que la concentration en O_3 a un effet presque constant pour des concentrations comprises entre 0 et 60 $\mu g/m^3$, puis augmente considérablement le risque de décès pour des concentrations au delà de 60 $\mu g/m^3$. Enfin, la concentration en $PM_{2.5}$ (3^{ème} figure en 2.5) a un impact croissant sur le nombre de décès. L'impact des facteurs climatiques joints (figure 2.6) permet d'identifier un effet cocktail, en particulier entre hautes concentrations en O_3 et hautes températures.

FIGURE 2.5 : Effets individuels de la température, de l' O_3 et des $PM_{2.5}$



Les graphiques présentent les effets individuels de la température moyenne, de l' O_3 et des $PM_{2.5}$ sur le nombre de décès, sur l'échelle linéaire.

FIGURE 2.6 : Effet joint de la température, de l' O_3 et des $PM_{2.5}$



Les graphiques présentent l'effet joint (sur l'échelle de la réponse) de la température moyenne et de l' O_3 sur le nombre de décès, compte tenu de celui des $PM_{2.5}$ ainsi que l'effet joint de la température moyenne et des $PM_{2.5}$ sur le nombre de décès, compte tenu de celui de l' O_3 . Les points noirs représentent des observations de décès. La palette de couleur indique une augmentation (en rouge) et une diminution (en vert) du nombre de décès. On constate un effet cocktail sur le nombre de décès lorsque la température est aux extrémités (hautes et basses) de sa distribution et que la pollution est haute.

Application du modèle climatique par sexe et tranche d'âge

On définit K groupes d'âge et on note k le groupe d'âge tel que $k \in \{1, \dots, K\}$. On découpe la plage des âges $X = \{x \in \mathbb{N} \mid 0 \leq x \leq 105\}$ en K groupes d'âge. On note le nombre de décès des individus de la tranche d'âge k , de sexe g , le jour d de l'année t , $D_{k,d,t}^{(g)}$.

On suppose que :

- $\lambda_{k,d,t}^{(g)} = \mathbb{E}[D_{k,d,t}^{(g)}]$ est le nombre attendu de décès pour le jour d , la tranche d'âge k des individus de sexe g en année t
- $D_{k,d,t}^{(g)}$ suit une distribution de Poisson avec sur-dispersion et un lien canonique logarithmique

En utilisant ces notations, les modèles climatiques sont implémentés dans chaque sous-groupe d'âge et de sexe $k \in \{1, \dots, K\}$ et $g \in \{\text{Homme}, \text{Femme}\}$.

Pour l'effet joint des températures, des $PM_{2.5}$ et de l' O_3 , le modèle est alors :

$$\ln(\lambda_{k,d,t}^{(g)}) = \mathbf{z}_{d,t} \boldsymbol{\beta}_k^{(g)} + s(TM_{d,t}, PM_{2.5,d,t}, O3_{d,t}; \theta_k^{(g)}) \quad (2.4)$$

où $\boldsymbol{\beta}_k^{(g)}$ et $\theta_k^{(g)}$ sont les coefficients à estimer.

Chapitre 3

Impact prospectif du climat sur la mortalité

Ce chapitre a pour but de quantifier l'impact du climat à horizon 2060 sur la mortalité. On propose d'abord en section 3.1 d'obtenir des taux de mortalité intégrant les effets climatiques, à partir des surfaces de risque estimées au chapitre 2. On projettera ensuite des scénarios climatiques (Section 3.2), qui seront utilisés pour estimer l'impact du climat sur la mortalité (Section 3.3).

3.1 Dynamique prospective de la mortalité

Dans cette section, on propose une méthode pour obtenir des taux de mortalité intégrant l'effet climatique, à partir de la surface de risque associée aux facteurs climatiques estimée au chapitre 2.

3.1.1 Décomposition de la mortalité globale en mortalité centrale et climatique

Cette partie reprend l'approche proposée par Guibert Q, Pincemin G et Planchet F. [33].

Le but de cette partie est d'obtenir une forme explicite pour le taux de mortalité globale $m_{x,t}^{(g)}$, qui intègre la mortalité centrale et la mortalité climatique.

On suppose que le nombre de décès des individus d'âge x , de sexe g en année t , $D_{x,t}^{(g)}$ peut être décomposé en deux composantes :

$$D_{x,t}^{(g)} = \tilde{D}_{x,t}^{(g)} + \bar{D}_{x,t}^{(g)} \quad (3.1)$$

où :

- $\tilde{D}_{x,t}^{(g)}$ représente le nombre central de décès des individus d'âge x , de sexe g pour l'année t sans prendre en compte les effets du climat
- $\bar{D}_{x,t}^{(g)}$ correspond au nombre de décès attribuables au climat des individus d'âge x , de sexe g pour l'année t

En divisant par l'exposition au risque, $E_{x,t}^{(g)}$, on note respectivement $m_{x,t}^{(g)}$, $\tilde{m}_{x,t}^{(g)}$ et $\bar{m}_{x,t}^{(g)}$ les composantes du taux de mortalité globale, centrale et climatique.

$$\begin{aligned} \frac{D_{x,t}^{(g)}}{E_{x,t}^{(g)}} &= \frac{\tilde{D}_{x,t}^{(g)}}{E_{x,t}^{(g)}} + \frac{\bar{D}_{x,t}^{(g)}}{E_{x,t}^{(g)}} \\ \Leftrightarrow m_{x,t}^{(g)} &= \tilde{m}_{x,t}^{(g)} + \bar{m}_{x,t}^{(g)} \end{aligned} \quad (3.2)$$

Le taux de mortalité climatique, $\bar{m}_{x,t}^{(g)}$, peut se réécrire :

$$\begin{aligned} \bar{m}_{x,t}^{(g)} &= \frac{\bar{D}_{x,t}^{(g)}}{E_{x,t}^{(g)}} \\ \Leftrightarrow \bar{m}_{x,t}^{(g)} &= \frac{1}{E_{x,t}^{(g)}} \sum_{d \in \mathcal{D}_t} \bar{D}_{x,d,t}^{(g)} \\ \Leftrightarrow \bar{m}_{x,t}^{(g)} &= \frac{\bar{D}_{x,t}^{(g)}}{E_{x,t}^{(g)}} \sum_{d \in \mathcal{D}_t} \frac{\bar{D}_{x,d,t}^{(g)}}{\tilde{D}_{x,t}^{(g)}} \end{aligned} \quad (3.3)$$

Or, en se basant sur le modèle climatique précédemment estimé (Équation 2.4), et en considérant que l'effet du climat est commun pour tous les âges x de la tranche d'âge k , on peut écrire le nombre de décès du jour d de l'année t pour les individus d'âge x de sexe g attribués au climat tel que :

$$\bar{D}_{x,d,t}^{(g)} = \tilde{D}_{x,d,t}^{(g)} \left(e^{s(TM_{d,t}, PM2.5_{d,t}, O3_{d,t}; \theta_k^{(g)})} - 1 \right) \quad (3.4)$$

En insérant l'expression de $\bar{D}_{x,d,t}^{(g)}$ en (3.4), dans l'expression du taux de mortalité climatique $\bar{m}_{x,t}^{(g)}$ obtenue en (3.3), on obtient :

$$\begin{aligned} \bar{m}_{x,t}^{(g)} &= \frac{\bar{D}_{x,t}^{(g)}}{E_{x,t}^{(g)}} \sum_{d \in \mathcal{D}_t} \frac{\bar{D}_{x,d,t}^{(g)}}{\tilde{D}_{x,t}^{(g)}} \\ \Leftrightarrow \bar{m}_{x,t}^{(g)} &= \frac{\bar{D}_{x,t}^{(g)}}{E_{x,t}^{(g)}} \sum_{d \in \mathcal{D}_t} \frac{\tilde{D}_{x,d,t}^{(g)} \left(e^{s(TM_{d,t}, PM2.5_{d,t}, O3_{d,t}; \theta_k^{(g)})} - 1 \right)}{\tilde{D}_{x,t}^{(g)}} \\ \Leftrightarrow \bar{m}_{x,t}^{(g)} &= \tilde{m}_{x,t}^{(g)} \sum_{d \in \mathcal{D}_t} \frac{\tilde{D}_{x,d,t}^{(g)}}{\tilde{D}_{x,t}^{(g)}} \times \left(e^{s(TM_{d,t}, PM2.5_{d,t}, O3_{d,t}; \theta_k^{(g)})} - 1 \right) \end{aligned} \quad (3.5)$$

On pose :

$$w_{x,d,t}^{(g)} = \frac{\tilde{D}_{x,d,t}^{(g)}}{\tilde{D}_{x,t}^{(g)}}$$

où $w_{x,d,t}^{(g)}$ représente le poids associé à la distribution des décès centraux sur l'année t .

On réécrit alors l'équation (3.5) :

$$\bar{m}_{x,t}^{(g)} = \tilde{m}_{x,t}^{(g)} \sum_{d \in \mathcal{D}_t} w_{x,d,t}^{(g)} \times \left(e^{s(TM_{d,t}, PM2.5_{d,t}, O3_{d,t}; \theta_k^{(g)})} - 1 \right) \quad (3.6)$$

Reprenons l'équation (3.2),

$$m_{x,t}^{(g)} = \tilde{m}_{x,t}^{(g)} + \bar{m}_{x,t}^{(g)}$$

En insérant l'expression de $\bar{m}_{x,t}^{(g)}$ obtenue en (3.6) dans l'équation (3.2), on a :

$$\begin{aligned} m_{x,t}^{(g)} &= \tilde{m}_{x,t}^{(g)} + \tilde{m}_{x,t}^{(g)} \sum_{d \in \mathcal{D}_t} w_{x,d,t}^{(g)} \times \left(e^{s(TM_{d,t}, PM2.5_{d,t}, O3_{d,t}; \theta_k^{(g)})} - 1 \right) \\ \Leftrightarrow m_{x,t}^{(g)} &= \tilde{m}_{x,t}^{(g)} \left[1 + \sum_{d \in \mathcal{D}_t} w_{x,d,t}^{(g)} \times \left(e^{s(TM_{d,t}, PM2.5_{d,t}, O3_{d,t}; \theta_k^{(g)})} - 1 \right) \right] \end{aligned} \quad (3.7)$$

En faisant l'hypothèse que la saisonnalité des décès est captée par le climat, et donc, que les décès centraux sont distribués de manière uniforme sur l'année, on peut poser :

$$w_{x,d,t}^{(g)} = \frac{1}{\#\mathcal{D}_t}$$

Enfin, on note $c_{x,t}^{(g)}$, le "facteur climatique" tel que :

$$c_{x,t}^{(g)} = \left[1 + \sum_{d \in \mathcal{D}_t} w_{x,d,t}^{(g)} \times \left(e^{s(TM_{d,t}, PM2.5_{d,t}, O3_{d,t}; \theta_k^{(g)})} - 1 \right) \right] \quad (3.8)$$

L'équation (3.7) se réécrit :

$$m_{x,t}^{(g)} = \tilde{m}_{x,t}^{(g)} c_{x,t}^{(g)} \quad (3.9)$$

3.1.2 Projection de la mortalité globale

En partant de l'équation (3.9), deux termes sont nécessaires pour projeter la mortalité globale, à savoir, le facteur relatif à l'impact climatique $c_{x,t}^{(g)}$, et la mortalité centrale $\tilde{m}_{x,t}^{(g)}$.

Projection de la mortalité climatique

Le terme relatif à l'impact du climat sur la mortalité, $c_{x,t}^{(g)}$, est estimé en intégrant des scénarios de projections des variables climatiques dans les modèles GAM précédemment calibrés par tranche d'âge et par sexe. On projette les valeurs de $TM_{d,t}$, $PM2.5_{d,t}$, $O3_{d,t}$ pour $t \in N^{(proj)}$, $N^{(proj)} = \{t \in \mathbb{N} \mid 2024 \leq t \leq 2060\}$ et $d \in \mathcal{D}_t$ et on les injecte dans la surface estimée par le modèle GAM.

Projection de la mortalité centrale

Le but de cette partie est de proposer une approche pour modéliser la dynamique du taux de mortalité centrale $\tilde{m}_{x,t}^{(g)}$. En particulier, deux approches peuvent être envisagées.

1. Lee Carter

On note $\theta_{x,t}^{(g)}$ la fraction des décès observés attribuable au climat pour l'année t à l'âge x pour le sexe g :

$$\theta_{x,t}^{(g)} = \frac{\bar{D}_{x,t}^{(g)}}{D_{x,t}^{(g)}} \quad (3.10)$$

$$\Leftrightarrow \theta_{x,t}^{(g)} D_{x,t}^{(g)} = \bar{D}_{x,t}^{(g)}$$

Or, en remplaçant $\bar{D}_{x,t}^{(g)}$ par $\theta_{x,t}^{(g)} D_{x,t}^{(g)}$ en (3.1), on a :

$$\begin{aligned} D_{x,t}^{(g)} &= \tilde{D}_{x,t}^{(g)} + \theta_{x,t}^{(g)} D_{x,t}^{(g)} \\ \Leftrightarrow D_{x,t}^{(g)} - \theta_{x,t}^{(g)} D_{x,t}^{(g)} &= \tilde{D}_{x,t}^{(g)} \\ \Leftrightarrow D_{x,t}^{(g)} (1 - \theta_{x,t}^{(g)}) &= \tilde{D}_{x,t}^{(g)} \end{aligned} \quad (3.11)$$

On considère un modèle de Lee Carter dans lequel :

$$\ln(\tilde{m}_{x,t}^{(g)}) = \alpha_x^{(g)} + \beta_x^{(g)} \kappa_t^{(g)} + \epsilon_{x,t} \quad (3.12)$$

Le but est d'estimer les paramètres du modèle Lee Carter pour les décès centraux $\tilde{D}_{x,t}^{(g)}$. On suppose que le nombre de décès centraux suit une distribution de Poisson tel que :

$$\tilde{D}_{x,t}^{(g)} \sim Pois \left(E_{x,t}^{(g)} \tilde{m}_{x,t}^{(g)} \right)$$

Pour estimer les paramètres du modèle, on aimerait maximiser la vraisemblance :

$$\prod_{x,t} \frac{\tilde{m}_{x,t}^{(g)} E_{x,t}^{(g)^{\tilde{D}_{x,t}^{(g)}}}}{\tilde{D}_{x,t}^{(g)}} e^{-\tilde{m}_{x,t}^{(g)} E_{x,t}^{(g)}}$$

Rappelons que nous observons les décès $D_{x,t}^{(g)}$ et que nous avons estimé les décès climatiques $\bar{D}_{x,t}^{(g)}$. En revanche, on ne connaît donc pas $\tilde{D}_{x,t}^{(g)}$. On ne peut donc pas calculer la vraisemblance. Néanmoins, d'après l'équation 3.11, on sait que :

$$D_{x,t}^{(g)} (1 - \theta_{x,t}^{(g)}) = \tilde{D}_{x,t}^{(g)}$$

On a donc :

$$\begin{aligned} \tilde{D}_{x,t}^{(g)} &\sim Pois \left(E_{x,t}^{(g)} \tilde{m}_{x,t}^{(g)} \right) \\ \Leftrightarrow D_{x,t}^{(g)} (1 - \theta_{x,t}^{(g)}) &\sim Pois \left(E_{x,t}^{(g)} \tilde{m}_{x,t}^{(g)} \right) \\ D_{x,t}^{(g)} &\sim Pois \left(E_{x,t}^{(g)} T_{x,t}^{(g)} \tilde{m}_{x,t}^{(g)} \right) \end{aligned} \quad (3.13)$$

où :

$$T_{x,t}^{(g)} = \left(1 - \theta_{x,t}^{(g)} \right)^{-1}$$

On peut alors estimer les paramètres du Lee Carter en maximisant la log-vraisemblance :

$$\left\{ \begin{array}{l} \max_{\alpha_x^{(g)}, \beta_x^{(g)}, \kappa_x^{(g)}} \sum_{x,t} \left(D_{x,t}^{(g)} \ln \left(\tilde{m}_{x,t}^{(g)} \right) - E_{x,t}^{(g)} T_{x,t}^{(g)} \tilde{m}_{x,t}^{(g)} \right) \\ \text{Sous contrainte :} \\ \sum_t \kappa_t^{(g)} = 0 \\ \sum_x \left(\beta_x^{(g)} \right)^2 = 1 \end{array} \right. \quad (3.14)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \max_{\alpha_x^{(g)}, \beta_x^{(g)}, \kappa_x^{(g)}} \sum_{x,t} \left(D_{x,t}^{(g)} \left(\alpha_x^{(g)} + \beta_x^{(g)} \kappa_t^{(g)} \right) - E_{x,t}^{(g)} T_{x,t}^{(g)} e^{\alpha_x^{(g)} + \beta_x^{(g)} \kappa_t^{(g)}} \right) \\ \text{Sous contrainte :} \\ \sum_t \kappa_t^{(g)} = 0 \\ \sum_x \left(\beta_x^{(g)} \right)^2 = 1 \end{array} \right. \quad (3.15)$$

Il suffit ensuite de projeter les paramètres du Lee Carter ainsi obtenus pour projeter la mortalité centrale $\tilde{m}_{x,t}^{(g)}$ dans l'expression (3.7). Les données de notre étude ne sont disponibles qu'à partir de 2013. L'historique des taux de mortalité annuels n'est donc pas assez profond pour calibrer un modèle Lee Carter de manière robuste. On choisira donc la deuxième méthode ci-dessous.

2. Scénarios prospectifs de l'INSEE

Les probabilités de décès $q_{x,t}^{(g)}$ et les expositions $E_{x,t}^{(g)}$ pour chaque âge x , sexe g et année t sont disponibles à partir des tables de mortalité prospectives de l'INSEE ¹. En supposant la fonction de hasard constante selon l'âge, le sexe et l'année, on peut en déduire les taux de mortalité instantanés comme suit :

$$\mu_{x,t}^{(g)} = -\ln(1 - q_{x,t}^{(g)}) \quad (3.16)$$

Ces taux représentent la mortalité pour chaque âge x de sexe g en l'année t , sans ajustement pour les effets climatiques.

On utilise alors $\mu_{x,t}^{(g)}$ comme proxy de la mortalité centrale $\tilde{m}_{x,t}^{(g)}$ dans l'expression (3.7), et on obtient ainsi les taux de mortalité instantanés avec ajustement pour les effets climatiques, $\hat{m}_{x,t}^{(g)}$.

$$\hat{m}_{x,t}^{(g)} = \mu_{x,t}^{(g)} \left[1 + \sum_{d \in \mathcal{D}_t} w_{x,d,t}^{(g)} \times \left(e^{s(TM_{d,t}, PM2.5_{d,t}, O3_{d,t}; \theta_k^{(g)})} - 1 \right) \right]$$

Ces taux de mortalité ajustés $\hat{m}_{x,t}^{(g)}$ appliqués aux expositions prospectives permettent d'estimer le nombre de décès supplémentaires (ou évités) liés au climat.

Puis on récupère les probabilités de décès ajustées pour les effets climatiques :

$$\hat{q}_{x,t}^{(g)} = 1 - e^{-\hat{m}_{x,t}^{(g)}} \quad (3.17)$$

On peut ensuite calculer des espérances de vie résiduelle à partir de ces probabilités de décès.

¹Projections de population 2013-2070 pour la France, Insee Résultats - No 187, Paru le : 03/11/2016

3.2 Dynamique prospective des variables climatiques

Le but de cette partie est de créer des scénarios prospectifs de l'évolution des températures moyennes quotidiennes, de la concentration moyenne quotidienne en $PM_{2.5}$ et en O_3 . Ces scénarios seront ensuite utilisés pour projeter la mortalité climatique.

3.2.1 Projection de la température

On s'intéresse d'abord à la modélisation de la température moyenne quotidienne. La méthodologie utilisée repose sur trois étapes principales : la calibration d'un modèle SARIMA et sa projection sur la période future, l'intégration d'une tendance représentant le réchauffement climatique, et l'ajout de résidus simulés via la méthode de Monte Carlo.

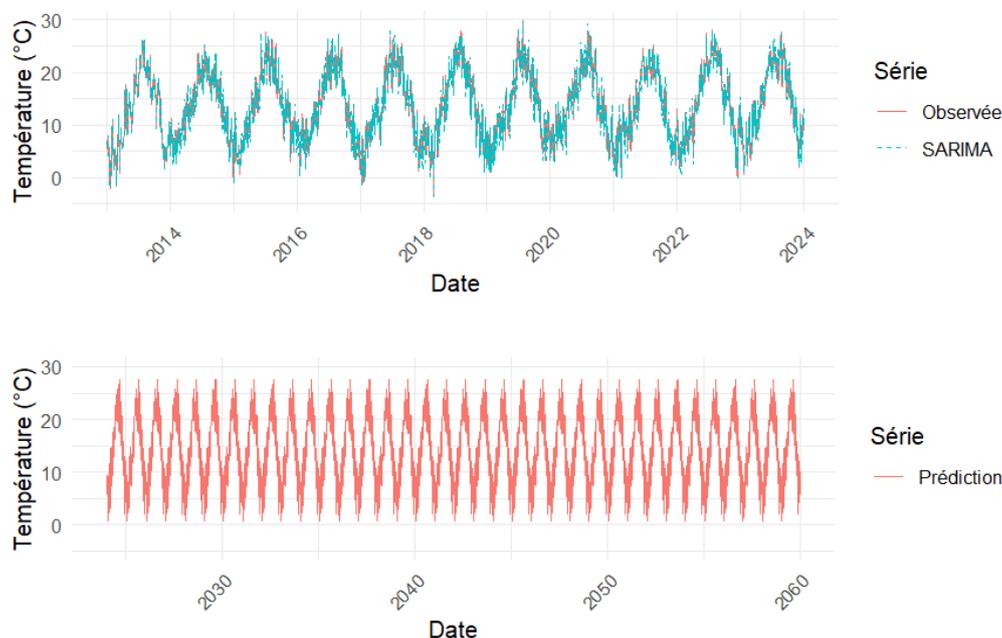
Modèle SARIMA

La série temporelle des températures présente une saisonnalité sur la base annuelle ainsi que des dépendances à ses valeurs passées. On utilise alors un modèle SARIMA (*Seasonal AutoRegressive Integrated Moving Average*), qui se prête à l'analyse des séries temporelles présentant des structures saisonnières et des dépendances temporelles. À partir des données historiques de températures moyennes quotidiennes entre 2013 et 2023, les paramètres du modèle sont estimés par sélection *stepwise* à l'aide de la fonction *auto.arima*² du package *forecast* R. Les résidus sont examinés pour s'assurer que le modèle capture correctement la dynamique de la série et que les erreurs sont aléatoires, sans autocorrélation résiduelle.

Le modèle calibré est ensuite utilisé pour projeter les températures quotidiennes jusqu'en 2060. Pour $\{t \in \mathbb{N} \mid 2024 \leq t \leq 2060\}$ et $d \in \mathcal{D}_t$, on les note $\widehat{TM}_{t,d}$. Ces prévisions fournissent une base qui reflète les variations temporelles et saisonnières attendues en l'absence d'autres influences extérieures, comme les effets du réchauffement climatique. La figure 3.1 montre la série calibrée par le modèle ARIMA, ainsi que la série prédite.

²Auto.arima : RDocumentation at packages/forecast/versions/8.23.0/topics/auto.arima

FIGURE 3.1 : Température moyenne observée, calibrée et projetée par le modèle SARIMA



Le premier graphique illustre la série temporelle de la température moyenne observée (en rouge), ainsi que celle modélisée par le modèle SARIMA (en bleu). Le second graphique représente la série temporelle de la température moyenne projetée par le modèle SARIMA.

Intégration d'une tendance à la hausse des températures

Afin de tenir compte du réchauffement climatique, on souhaite intégrer une tendance dans la série de température projetée.

De nombreuses études visent à estimer la magnitude du réchauffement climatique. En particulier, le GIEC ³ fournit les scénarios SSP (Shared Socioeconomic Pathways). Au nombre de cinq, ces scénarios fournissent des estimations du réchauffement climatique en se basant sur la dynamique climatique, mais aussi sur celles économiques et sociales. Ils prennent en compte des variables comme les émissions de gaz à effet de serre, les trajectoires économiques, la croissance démographique et les inégalités. En croisant ces dimensions, les SSP permettent d'évaluer l'impact des choix humains sur le climat futur. Par exemple, un monde durable (SSP1) pourrait limiter le réchauffement, tandis qu'un monde axé sur les énergies fossiles (SSP5) entraînerait des températures beaucoup plus élevées. Ils décrivent cinq visions possibles du monde, allant d'un monde durable (SSP1) dans lequel le réchauffement pourrait être limité, à un développement intensif basé sur les énergies fossiles (SSP5), qui entraînerait des températures beaucoup plus élevées. Les scénarios SSP et leur traduction en terme d'augmentation des températures sont présentés ci-dessous.

³Groupe d'experts intergouvernemental sur l'évolution du climat

TABLE 3.1 : Évaluation des changements de la température à la surface du globe selon les scénarios SSP.

Scénario	Court terme, 2040		Moyen terme, 2060	
	Meilleure estimation	Fourchette	Meilleure estimation	Fourchette
SSP1-1.9	1.5	[1.2 ; 1.7]	1.6	[1.2 ; 2]
SSP1-2.6	1.5	[1.2 ; 1.8]	1.7	[1.3 ; 2.2]
SSP2-4.5	1.5	[1.2 ; 1.8]	2	[1.6 ; 2.5]
SSP3-7.0	1.5	[1.2 ; 1.8]	2.1	[1.7 ; 2.6]
SSP5-8.5	1.6	[1.3 ; 1.9]	2.4	[1.9 ; 3.0]

Cette table présente les écarts de température (en °C) prévus à différents horizons par rapport à la température moyenne à la surface du globe de la période 1850–1900. Source : GIEC, Changement climatique 2021, Les bases scientifiques physiques, Résumé à l'intention des décideurs ⁴.

Les scénarios SSP sont exprimés en °C par rapport à la période 1850–1900. Il faut donc déduire de ces scénarios l'augmentation déjà constatée des températures. Or, "la fourchette probable de l'augmentation de la température à la surface du globe due à l'ensemble des activités humaines entre 1850–1900 et 2010–2019 est de 0.8°C à 1.3°C, avec une meilleure estimation de 1.07°C." ⁴ On déduit donc 1.07°C aux températures prévues par les scénarios SSP (Table 3.2).

TABLE 3.2 : Augmentation de la température en °C par rapport à 2019.

Scénario	2040	2060
SSP1-1.9	0.43	0.53
SSP1-2.6	0.43	0.63
SSP2-4.5	0.43	0.93
SSP3-7.0	0.43	1.03
SSP5-8.5	0.53	1.33

Cette table présente les écarts de température (en °C) prévus à différents horizons par rapport à la température moyenne à la surface du globe de la période 2010-2019.

La deuxième étape consiste donc à ajouter une tendance exponentielle pour modéliser l'impact attendu du réchauffement climatique. Dans ce mémoire, on considère différents scénarios d'augmentation des températures à horizon 2060, +1.33°C (scénario SSP5-8.5), +2°C et +3°C. On ajoute alors cette tendance exponentielle aux prévisions issues du modèle SARIMA, permettant d'inclure une trajectoire de réchauffement climatique à long terme dans les projections. Les projections ainsi ajustées sont notées $TM_{t,d}^*$.

Soit $\Delta d_{t,d}$ le nombre de jours écoulés entre le jour d de l'année t et le dernier jour de l'année t_{last} :

$$\Delta d_{t,d} = \sum_{k=t_{\text{last}}+1}^{t-1} \#\mathcal{D}_k + d$$

⁴GIEC, Changement climatique 2021, Les bases scientifiques physiques, Résumé à l'intention des décideurs

On calcule un taux de croissance exponentiel tel que :

$$r = \frac{\ln\left(\frac{TM_{\text{final}}}{TM_{\text{ref}}}\right)}{\Delta d_{t_{\text{final}},1}}$$

où :

- t_{final} est la dernière année de projection : 2060
- TM_{ref} est la température moyenne de la période de référence 2010-2019
- TM_{final} est la température moyenne cible en 2060

La prévision ajustée de la tendance pour chaque date (t, d) est donnée par :

$$TM_{t,d}^* = \widehat{TM}_{t,d} \cdot e^{r \cdot \Delta d_{t,d}}$$

où :

- $\widehat{TM}_{t,d}$ est la prévision du modèle SARIMA,

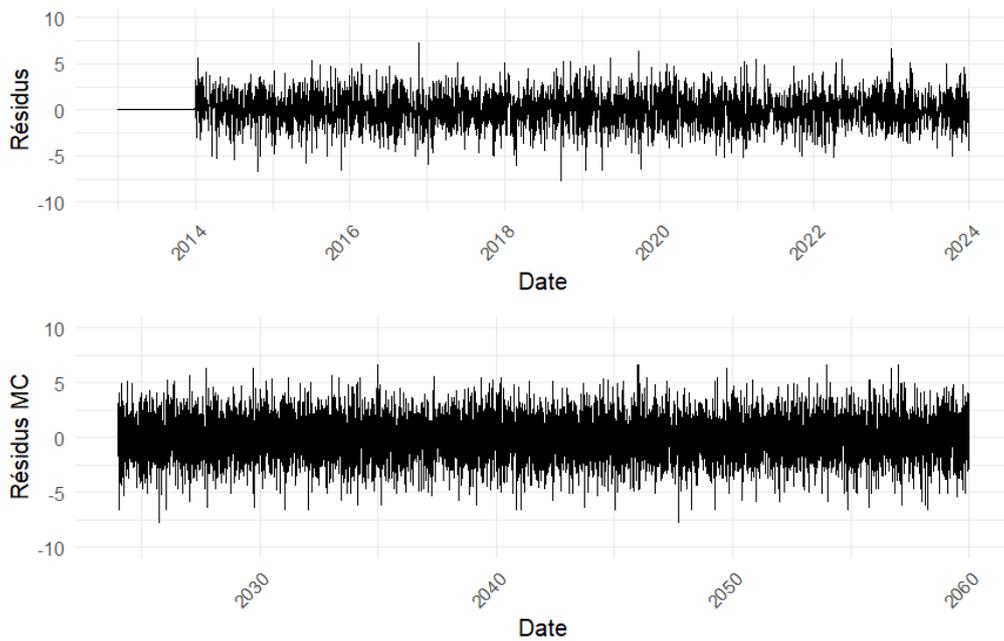
Intégration de résidus aléatoires

Afin de tenir compte du comportement erratique des températures, i.e. de la présence de vagues de froid et de chaleur, indépendamment du changement climatique, on ajoute du bruit dans la série prédite par le SARIMA et ajustée par la tendance ($TM_{t,d}^*$). Pour ce faire, on utilise une méthode de Monte Carlo.

1. On récupère d'abord les résidus du modèle SARIMA qui représentent les fluctuations non expliquées par le modèle. On les associe à leur jour de l'année $d \in D$ pour capter leur nature saisonnière.
2. Ensuite, pour chaque prévision $TM_{t,d}^*$ avec $\{t \in \mathbb{N} \mid 2024 \leq t \leq 2060\}$, on tire aléatoirement un résidu $\varepsilon_{t,d}$ parmi ceux des jours $[d - 5, d - 4, \dots, d, d + 1, \dots, d + 5]$.
3. Enfin, on ajoute le résidu tiré à la prévision ajustée de la tendance, tel que $TM_{t,d}^{(proj)} = TM_{t,d}^* + \varepsilon_{t,d}$.

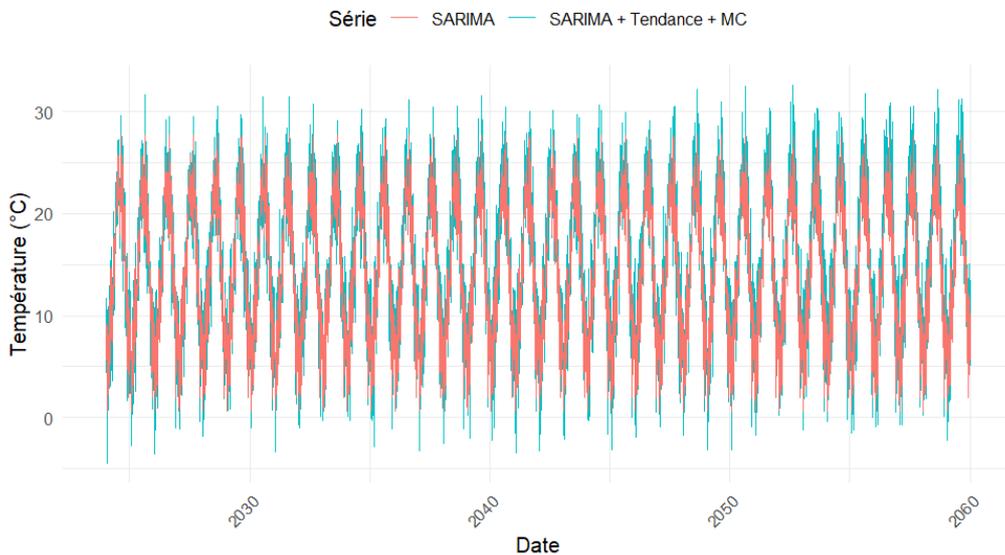
Cette étape introduit une composante stochastique, simulant les variations imprévues et offrant des scénarios probabilistes autour des projections principales.

FIGURE 3.2 : Résidus du modèle SARIMA et résidus issus du Monte Carlo



Le premier graphique montre les résidus du modèle SARIMA calibré sur la température. Le second graphique représente un tirage Monte Carlo sur les résidus du modèle, qui sera ensuite utilisé pour projeter les températures à horizon 2060.

FIGURE 3.3 : Projection des températures à $+1.33\text{ }^{\circ}\text{C}$ à horizon 2060



Le graphique montre les températures projetées par le modèle SARIMA (en rouge), et par le modèle SARIMA ajusté de la tendance de $+1.33^{\circ}\text{C}$ à horizon 2060 et des résidus issus du tirage Monte Carlo (en bleu).

TABLE 3.3 : Table des moyennes des prévisions

Modèle	Période	Température moyenne (°C)
SARIMA	Référence (2010-2019)	13.52
SARIMA	Projection (2024-2060)	14.30
SARIMA + résidus MC	Projection (2024-2060)	14.31
SARIMA + résidus MC + tendance	Projection (2024-2060)	15.00
Différence	2060 - Référence	1.48

La table présente les températures moyennes sur la période considérée selon chacun des modèles. Elle permet de voir que l'ajout des résidus aux prévisions SARIMA (modèle SARIMA + résidus MC sur 2024-2060) ne modifie pas la moyenne des prévisions (modèle SARIMA sur 2024-2060), mais ajoute seulement une composante aléatoire. Elle montre aussi que l'ajout de la tendance (modèle SARIMA + résidus MC + tendance) permet d'atteindre l'objectif d'une augmentation de température d'ici 2060 par rapport aux température du modèle SARIMA 2010-2019.

3.2.2 Projection de la concentration en O_3

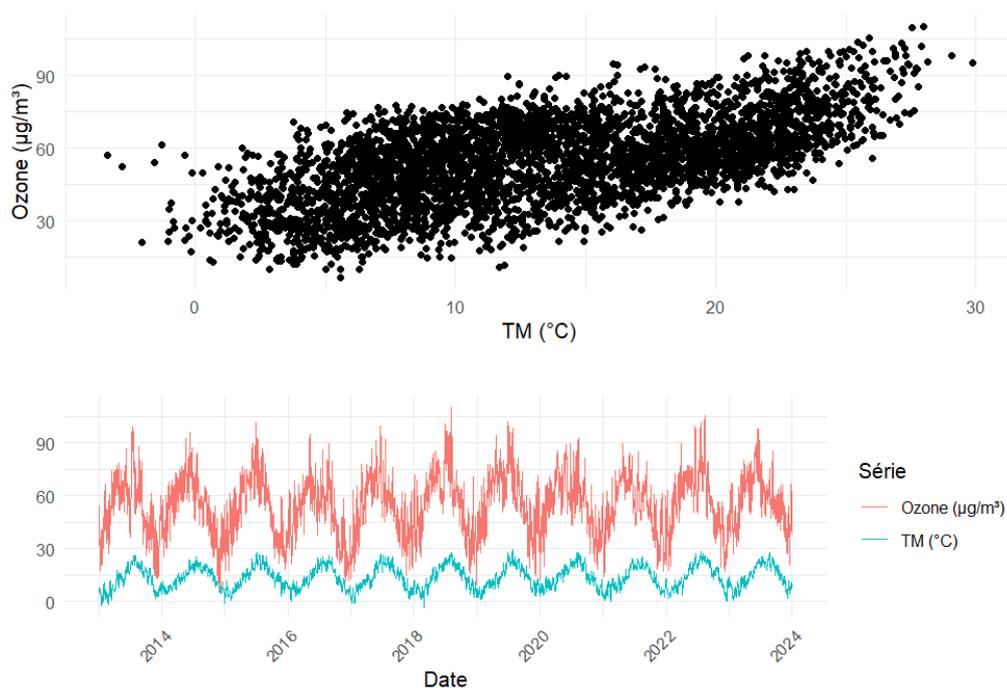
Relation entre l'ozone et la température

Nous avons précédemment montré comment les températures élevées favorisaient la formation de polluants secondaires, en accélérant les réactions chimiques nécessaires à leur formation (section 1.2.1). En particulier, en présence de rayonnement ultraviolet, la réaction entre les oxydes d'azote (NOx), le monoxyde de carbone (CO) et les composés organiques volatils (COV), formant l'ozone est accélérée.

Plusieurs études, ainsi que nos données (Figure 3.4), mettent en évidence un lien linéaire significatif entre la température et la concentration en ozone. Colette et al. (2015) [16] estiment une augmentation de 1 à 2 ppb⁵ d'ozone par degré celsius en Europe, particulièrement marquée dans le sud et le centre du continent, avec un maximum de 5 ppb en été, tandis que Porter et Heald (2019) [68] montrent une hausse de 1.4 ppb par degré celsius. Boleti et al. (2020) [11] corroborent cette relation linéaire, observant une pente allant de 1.4 à 2.5 ppb par degré en fonction des régions et des périodes. Néanmoins, en raison de la diminution des émissions des précurseurs (Section 1.1.4), une baisse de la sensibilité de l'ozone à la température est constatée [62].

⁵1 ppb (part per billion) = $2\mu g/m^3$

FIGURE 3.4 : Relation entre la température et la concentration en O_3 en France entre 2013 et 2023



Les deux graphiques montrent une relation linéaire entre la température et l' O_3 , justifiant l'utilisation de la température comme variable explicative de la série de l' O_3 .^a

^aLes données de température moyenne quotidienne et de concentration quotidienne moyenne en O_3 sont extraites respectivement de [meteo.data.gouv](https://meteo.data.gouv.fr/) et de [geodair](https://geodair.org/).

En partant de cette hypothèse de linéarité, plusieurs méthodes prospectives peuvent être envisagées pour projeter la concentration en ozone.

Projection des concentrations d'ozone par série temporelle

Comme pour les températures, la concentration en ozone présente une forte saisonnalité et peut donc être modélisée par un SARIMA. On utilise par ailleurs la linéarité entre l'ozone et la température en intégrant la température comme variable exogène dans le modèle SARIMA. La méthodologie utilisée pour projeter les concentrations d'ozone quotidiennes jusqu'en 2060 repose sur un processus en deux étapes : la calibration d'un modèle SARIMAX et la projection du modèle en utilisant les prévisions de température.

1. Calibration du modèle SARIMAX

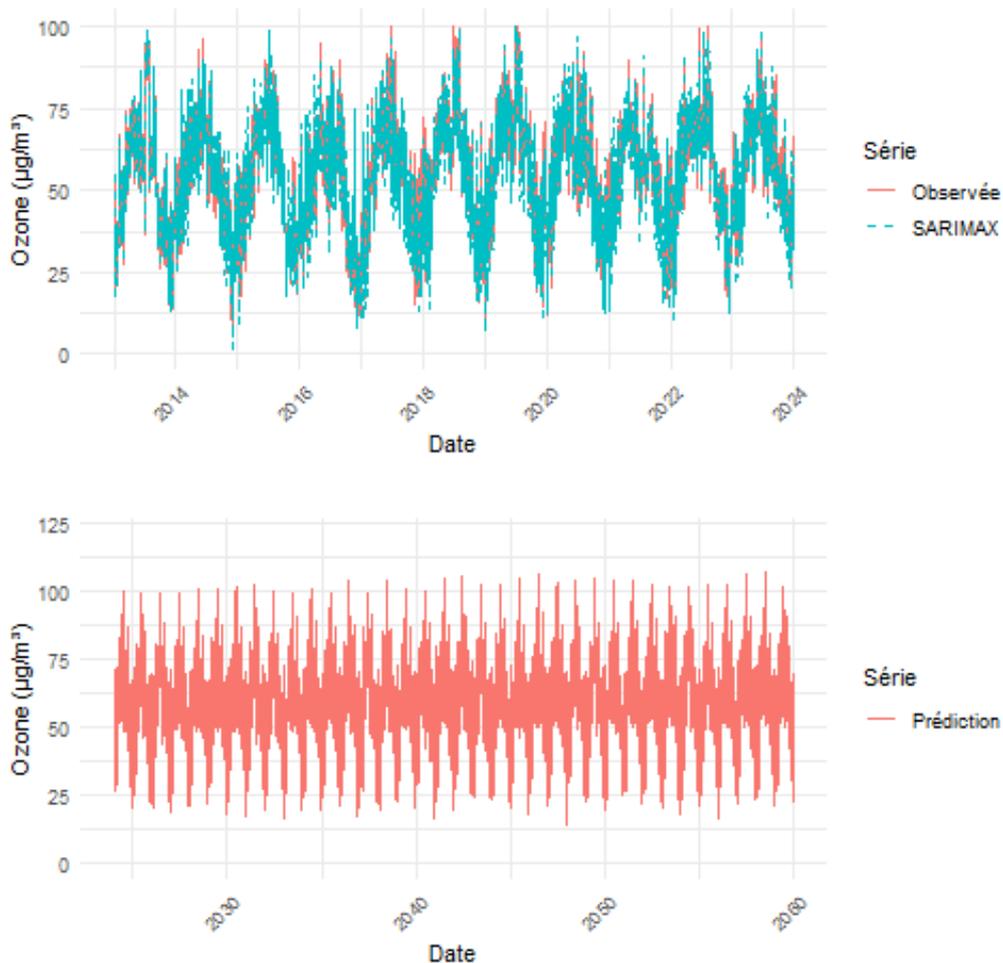
La première étape consiste à calibrer un modèle SARIMAX (*Seasonal Auto-Regressive Integrated Moving Average with Exogenous variables*). Ce modèle combine les caractéristiques du SARIMA, permettant de capter les variations saisonnières et temporelles de la série, tout en intégrant une variable explicative exogène, ici la température moyenne quotidienne. La qualité de l'ajustement, montrée dans la première figure en 3.5 est satisfaisante. Les diagnostics des résidus confirment également la qualité de l'ajustement, et s'assurent de l'absence de structure résiduelle importante.

2. Projection

Dans une seconde étape, le modèle SARIMAX est utilisé pour projeter les

concentrations d’ozone jusqu’en 2060 à partir des températures projetées précédemment (section 3.2.1). La température, utilisée comme variable explicative exogène, joue un rôle crucial dans ces projections. La dynamique haussière ou baissière de la série de l’ O_3 dépendra de celle de la température. Les 3 scénarios $+1.33^\circ\text{C}$, $+2^\circ\text{C}$ et $+3^\circ\text{C}$ sont utilisés et permettent de générer 3 scénarios de concentration d’ O_3 . Les projections pour un scénario $+1.33^\circ\text{C}$ sont illustrées dans la deuxième figure en 3.5 et montrent une tendance haussière de l’ O_3 .

FIGURE 3.5 : Concentration moyenne en ozone observée, calibrée et projetée par le modèle SARIMAX



Le premier graphique montre la série temporelle de la concentration moyenne en O_3 observée (en rouge), ainsi que celle modélisée par le modèle SARIMAX (en bleu). L’ajustement est satisfaisant. Le second graphique représente la série temporelle de la concentration moyenne en O_3 projetée par le modèle SARIMAX en considérant un scénario de hausse des température de $+1.33^\circ\text{C}$. On constate que les projections de l’ O_3 suivent cette même tendance haussière.

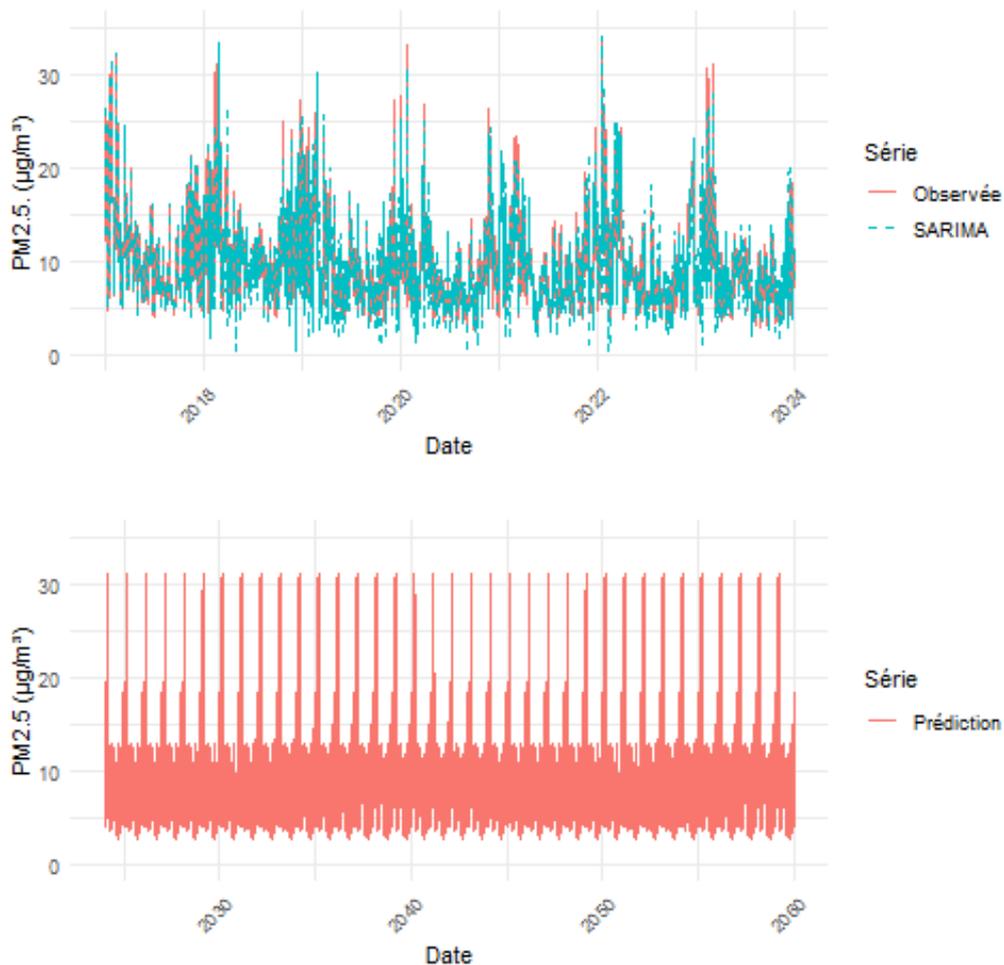
3.2.3 Projection de la concentration en $PM_{2.5}$

La projection des concentrations en particules fines $PM_{2.5}$ jusqu’en 2060 repose sur une méthodologie en trois étapes : la calibration d’un modèle SARIMA, la génération de prévisions basées sur ce modèle, et l’ajustement des projections en intégrant des scénarios de réduction des émissions.

SARIMA

La série des $PM_{2.5}$ montre aussi de la saisonnalité. En revanche, à l'inverse de l' O_3 , il n'est pas possible d'identifier un lien linéaire avec la température. De ce fait, on utilisera un modèle SARIMA, sans variable exogène. Le modèle SARIMA est d'abord calibré sur la série temporelle des concentrations journalières de $PM_{2.5}$. Les prévisions initiales sont ensuite générées en utilisant le modèle SARIMA calibré (Figure 3.6). Ces projections fournissent une estimation des concentrations futures de $PM_{2.5}$ en extrapolant les dynamiques historiques. Cette étape suppose une continuité des conditions actuelles, sans intégrer de changements structurels dans les émissions ou les politiques environnementales.

FIGURE 3.6 : Concentration moyenne en $PM_{2.5}$ observée, calibrée et projetée par le modèle SARIMA



Le premier graphique illustre la série temporelle de la concentration moyenne en $PM_{2.5}$ observée (en rouge), ainsi que celle modélisée par le modèle SARIMA (en bleu). Le second graphique représente la série temporelle de la concentration moyenne en $PM_{2.5}$ projetée par le modèle SARIMA.

Intégration d'une tendance

Si la température et la concentration en O_3 connaissent une tendance haussière, ce n'est pas le cas de la concentration en $PM_{2.5}$ (voir figure 1.5 et section 1.1.4).

Le Bureau de la Qualité de l’Air (BQA) de la Direction générale de l’Énergie et du Climat (DGEC) produit deux scénarios d’émissions de polluants atmosphériques, les scénarios AME et AMS. Le scénario AME projette les émissions de polluants en considérant toutes les politiques de réduction d’émissions déjà existantes au 31 décembre 2019, tandis que le scénario AMS ou scénario avec mesures supplémentaires comprend, en plus des mesures existantes, celles prévues lors de l’élaboration des scénarios mais non encore adoptées.

TABLE 3.4 : Évolution des émissions de $PM_{2.5}$ en France selon les scénarios AME et AMS

	2005	2010	2019	2020	2025-AME	2025-AMS	2030-AME	2030-AMS
$PM_{2.5}$ (kt)	247.1	189.4	121.3	108.5	95.6	91.4	86.1	80
% par rapport à 2020					-11.89%	-15.76%	-20.65%	-26.27%

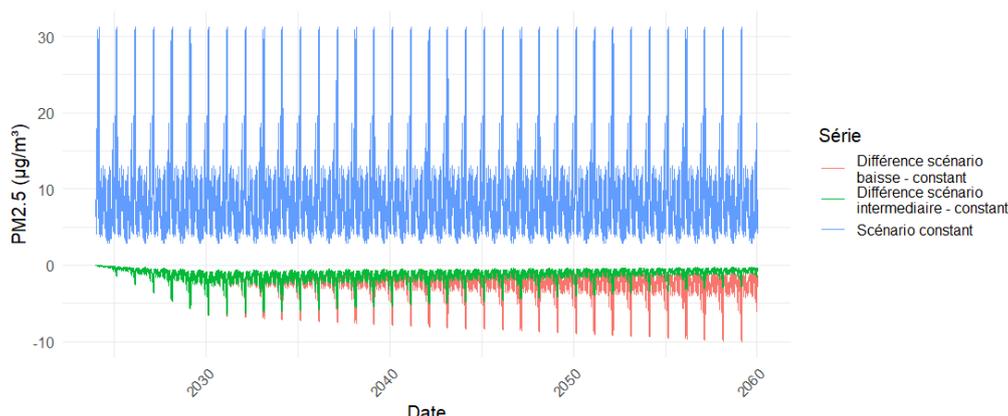
Cette table présente les scénarios d’évolution des émissions de $PM_{2.5}$ en France selon différents scénarios issus de *Rapport hypothèses et résultats des scénarios AME et AMS, CITEPA [3]*

Les prévisions SARIMA sont donc ajustées pour refléter les scénarios de réduction des émissions. On considère trois scénarios :

1. Un **scénario de baisse**, qui suit le scénario AMS de -27% à horizon 2030. Les scénarios du BQA ne fournissant pas un horizon 2060, on suppose par la suite une diminution supplémentaire de 5% par décennie. De ce fait, deux réductions à deux horizons différents sont appliquées. Dans un premier temps, on applique une réduction de 27% des concentrations de $PM_{2.5}$ à l’horizon 2030, par rapport aux niveaux de 2020. Cette réduction repose sur un scénario de décroissance exponentielle, où un taux de diminution est appliqué de manière progressive entre 2020 et 2030 (même méthodologie que celle utilisée pour les températures). Ensuite, pour la période 2030-2060, une tendance de réduction supplémentaire est introduite, correspondant à une baisse de 5% par décennie. Cette seconde phase utilise également une décroissance exponentielle, ajustant les projections pour atteindre les concentrations cibles en 2060. Les prévisions finales sont ainsi obtenues en combinant les deux ajustements pour les périodes 2024-2030 et 2030-2060 (Figure 3.7).
2. Deux scénarios alternatifs, dans lequel les concentrations moyennes en $PM_{2.5}$ ne diminuent pas sur l’ensemble de l’horizon de projection. Ces scénarios sont justifiés par l’impact potentiel de la météorologie future sur la concentration en $PM_{2.5}$, détaillé en section 1.2.1. En particulier, l’augmentation des vagues de chaleur provoque l’augmentation de l’émission de polluants anthropique (électricité) et naturelle (feux de forêt et formation de polluants secondaires). On considère donc d’abord un **scénario constant**, dans lequel les concentrations moyennes en $PM_{2.5}$ ne diminuent pas et restent similaires à celles observées lors de 2019.
3. Le deuxième scénario alternatif est un **scénario intermédiaire**, dans lequel les concentrations moyennes en $PM_{2.5}$ suivent le scénario AMS de -27% à horizon 2030, mais augmentent après 2030, à raison de 5% par décennie.

Cette méthodologie associe un modèle SARIMA qui capte les dynamiques saisonnières des $PM_{2.5}$, et l’ajout d’une tendance qui permet l’intégration des effets attendus des politiques de réduction des émissions (**scénario de baisse**) et des effets attendus de l’augmentation des températures (**scénario constant** et **scénario intermédiaire**). Cela permet de produire des projections cohérentes avec les objectifs environnementaux et les projections climatiques.

FIGURE 3.7 : Projection de la concentration moyenne en $PM_{2.5}$ selon les différents scénarios d'émission.



Le graphique montre la concentration moyenne en $PM_{2.5}$ selon le scénario constant (projetée par le modèle SARIMA, en bleu), et les écarts entre les scénarios alternatifs et le scénario constant (le scénario de baisse, en rouge, considère une baisse de 27% des émissions entre 2020 et 2030, puis une diminution supplémentaire de 5% par décennie jusqu'en 2060, tandis que le scénario intermédiaire, en vert, considère une baisse de 27% des émissions entre 2020 et 2030, puis une hausse de 5% par décennie jusqu'en 2060).

3.2.4 Résumé des scénarios climatiques

On génère donc 9 scénarios différents (Table 3.5).

- Trois scénarios de températures (+1.33°C, +2°C et +3°C), qui se répercutent directement sur les scénarios de l' O_3 puisque la température est une variables explicative du modèle de projection de l' O_3 .
- Trois scénarios de concentration en $PM_{2.5}$, à savoir, un scénario de baisse, qui anticipe une baisse de 27% d'ici 2030 puis une baisse de 5% supplémentaires par décennie, et deux scénarios alternatifs, un scénario constant, dans lequel les concentrations futures sont stables, et un scénario intermédiaire, dans lequel les concentrations baissent de 27% d'ici 2030 puis augmentent de 5% supplémentaires par décennie.

TABLE 3.5 : Description des scénarios utilisés à horizon 2060 pour la projection des décès climatiques

Scénario 2060	Température	O_3	$PM_{2.5}$
1	+1.33°C	suit les températures	-27% en 2030 puis -5% par décennie
2	+2°C	suit les températures	-27% en 2030 puis -5% par décennie
3	+3°C	suit les températures	-27% en 2030 puis -5% par décennie
4	+1.33°C	suit les températures	constant
5	+2°C	suit les températures	constant
6	+3°C	suit les températures	constant
7	+1.33°C	suit les températures	-27% en 2030 puis +5% par décennie
8	+2°C	suit les températures	-27% en 2030 puis +5% par décennie
9	+3°C	suit les températures	-27% en 2030 puis +5% par décennie

Cette table décrit les hypothèses sur les tendances de l'évolution des températures, des $PM_{2.5}$ et de l' O_3 , utilisées pour construire les scénarios prospectifs des variables climatiques.

Limites des scénarios climatiques

Tandis que les projections de température et de O_3 sont corrélées, la projection des $PM_{2.5}$ est modélisée de manière indépendante par rapport à la température. Cependant, comme mentionné au section 1.2.1, il existe une interaction potentielle entre la température et les concentrations de $PM_{2.5}$. Ne pas inclure cette interaction constitue une limite du modèle. Néanmoins, étant donné la complexité de ce lien, nous avons opté pour une approche qui propose différentes dynamiques de hausse et de baisse des $PM_{2.5}$ afin de refléter cette interaction de manière indirecte.

3.3 Quantification de l'impact du climat sur la mortalité

Le but de cette partie est double :

- quantifier l'impact du climat à horizon 2060 selon différents scénarios.
- déterminer si la modélisation jointe des facteurs climatiques amplifie ou réduit l'impact du climat par rapport à une modélisation additive de chaque facteur.

Afin de répondre à ces questions, on utilise les scénarios climatiques projetés (section 3.2), que l'on intègre dans les surfaces de risques estimées par le modèle GAM (section 2.5.2). On calcule les facteurs climatiques associés et on projette le nombre de décès et les espérances de vie résiduelle.

Notre analyse s'appuiera sur la comparaison du nombre de décès et de l'espérance de vie résiduelle avec et sans impact du climat à horizon 2060.

- Les projections sans impact du climat sont celles issues de l'INSEE 1.
- Les projections avec impact du climat seront issues de deux modèles climatiques :
 - modèle climatique joint : il intègre simultanément l' O_3 , les $PM_{2.5}$, et la température. Le facteur climatique du modèle joint est :

$$c_{x,t}^{(g)(\text{joint})} = \left[1 + \sum_{d \in \mathcal{D}_t} \frac{1}{\#\mathcal{D}_t} \times \left(e^{s(TM_{d,t}, PM_{2.5d,t}, O_{3d,t}; \theta_k^{(g)})} - 1 \right) \right]$$

- modèle climatique dit additif : l'impact de l' O_3 , des $PM_{2.5}$, et de la température est estimé séparément et le facteur climatique global est la somme des facteurs climatiques individuels. Le facteur climatique du modèle additif est :

$$\begin{aligned} c_{x,t}^{(g)(\text{additif})} = & \left[1 + \sum_{d \in \mathcal{D}_t} \frac{1}{\#\mathcal{D}_t} \left(e^{s(TM_{d,t}; \lambda_k^{(g)})} - 1 \right) \right. \\ & + \sum_{d \in \mathcal{D}_t} \frac{1}{\#\mathcal{D}_t} \left(e^{s(PM_{2.5d,t}; \beta_k^{(g)})} - 1 \right) \\ & \left. + \sum_{d \in \mathcal{D}_t} \frac{1}{\#\mathcal{D}_t} \left(e^{s(O_{3d,t}; \gamma_k^{(g)})} - 1 \right) \right] \end{aligned}$$

3.3.1 Facteur climatique

Le facteur climatique $c_{x,t}^{(g)}$ est le coefficient multiplicatif appliqué aux taux de mortalité prospectifs. Un facteur supérieur à 1 augmente les taux de mortalité, tandis qu'un facteur inférieur à 1 diminue les taux de mortalité.

Impact du climat sur la mortalité à horizon 2060

Le facteur climatique moyen, $c_t^{(g)(\text{joint})} = \frac{1}{\#X} \sum_{x \in X} c_{x,t}^{(g)(\text{joint})}$, présenté dans la figure 3.8, montre que les effets joints du climat augmenteront le taux de mortalité global à horizon 2060, dans tous les scénarios. Les scénarios 6, 9 et 3, dans cet ordre, sont ceux qui augmenteront le plus le facteur climatique moyen. Ils correspondent tous à des scénarios à $+3^\circ\text{C}$, avec, respectivement, des concentrations en $PM_{2.5}$ constantes, décroissantes puis croissantes (scénario intermédiaire) et décroissantes. A horizon 2060, c'est donc l'ampleur de l'augmentation des températures qui domine la tendance de l'impact du climat sur la mortalité. Les scénarios de $PM_{2.5}$ divisent les trajectoires du facteur climatique en deux groupes, à savoir un premier groupe avec un facteur climatique plus élevé, correspondant au scénario constant en $PM_{2.5}$, et un deuxième groupe dont le facteur est plus faible, celui des scénarios décroissant et intermédiaire en $PM_{2.5}$.

Impact du climat par tranche d'âge

Le facteur climatique par tranche d'âge (Figure 3.9), montre que l'impact du climat est disparate selon les âges. Quelque soit le scénario, le climat à horizon 2060 augmentera les taux de mortalité. Chez les 0-64 ans, le facteur multiplicatif appliqué aux taux de mortalité prospectifs de l'INSEE est compris entre 1.010 et 1.021 pour l'ensemble des scénarios pour les femmes et de 1.07 à 1.024 pour les hommes. Chez les 65-79 ans, il est compris entre 1.009 et 1.023 pour les femmes et entre 0.994 et 1.007 pour les hommes⁶) (Table 3.6). En revanche, on observe que le facteur climatique estimé est plus faible pour les individus âgés de plus de 80 ans que pour les tranches d'âge inférieures. Deux explications à ce phénomène sont possibles.

1. La première repose sur la nature même du facteur climatique, qui agit comme un coefficient multiplicatif sur un taux de mortalité. Soit μ_x le taux de mortalité d'un individu d'âge x sans effet climatique et c_x le facteur multiplicatif climatique. Le taux de mortalité ajusté en fonction du climat est alors donné par :

$$\mu'_x = c_x \cdot \mu_x$$

Or, μ_x croît de manière significative avec l'âge. En particulier, pour les individus de plus de 80 ans, μ_x atteint des niveaux relativement élevés par rapport aux classes d'âge plus jeunes.

L'impact absolu du facteur climatique sur la mortalité peut être mesuré par l'augmentation absolue du taux de mortalité :

$$\Delta\mu_x = \mu'_x - \mu_x = (c_x - 1) \cdot \mu_x$$

Cette relation met en évidence que, pour une même valeur de c_x , l'effet absolu du climat sur la mortalité est d'autant plus grand que μ_x est élevé. Toutefois, l'effet relatif du facteur climatique, défini comme :

⁶les scénarios 1 et 2 génèrent un facteur inférieur à 1 pour ce groupe

$$\frac{\Delta\mu_x}{\mu_x} = c_x - 1$$

est indépendant de μ_x . Ainsi, lorsque μ_x est très élevé, les fluctuations absolues de mortalité dues au climat peuvent apparaître moins significatives en proportion du niveau de mortalité global.

2. Une autre explication repose sur le fait que, chez les plus de 80 ans, la fragilité de la population est déjà très élevée. Les individus les plus vulnérables ayant souvent succombé à d'autres causes de mortalité structurelles, l'impact additionnel des facteurs climatiques devient moins perceptible dans cette tranche d'âge.

Ainsi, le niveau inférieur du facteur climatique chez les plus de 80 ans par rapport aux autres catégories peut s'expliquer par un effet mécanique lié au niveau initial de mortalité, ainsi qu'à une vulnérabilité structurelle à d'autres facteurs non climatique.

Impact du climat par sexe

L'analyse des facteurs climatiques par sexe (Figure 3.9) révèle une disparité notable entre les sexes, seulement dans la tranche d'âge 65-79 ans. En particulier, le facteur climatique estimé est plus élevé pour les femmes que pour les hommes dans cette catégorie. Plusieurs explications peuvent être avancées pour interpréter cette différence. Les études épidémiologiques suggèrent que les femmes et les hommes ne réagissent pas de la même manière aux conditions climatiques extrêmes, notamment aux vagues de chaleur et de froid. Plusieurs facteurs biologiques et sociologiques peuvent expliquer cette différence :

- Thermorégulation : Les femmes ont généralement une masse musculaire plus faible et une proportion de graisse corporelle plus élevée que les hommes, ce qui peut dégrader la capacité à réguler la température corporelle face à des conditions extrêmes [59], [41]. Elles sont donc plus sensibles à la chaleur.
- Sensibilité cardiovasculaire : Les risques cardiovasculaires, exacerbés par des températures élevées ou basses, diffèrent entre les sexes. La ménopause en particulier, augmente le risque de maladies coronariennes. [2].

Évolution de l'impact du climat sur la mortalité entre 2024 et 2060

Entre 2024 et 2060, le facteur climatique montre deux trajectoires distinctes :

- A partir de 2030, quelque soit le scénario retenu, le facteur climatique suit une tendance croissante (Figures 3.8 et 3.9). Cette hausse est principalement dominée par l'augmentation des températures (voir graphiques 3.11 et 3.10).
- Avant 2030, la tendance du facteur climatique dépend des scénarios de concentration en $PM_{2.5}$:
 - Pour le scénario de concentration constante en $PM_{2.5}$ (scénarios 4, 5 et 6), le facteur climatique est déjà en augmentation.
 - Pour les scénarios intermédiaires (7, 8 et 9) et de baisse de $PM_{2.5}$ (1, 2 et 3), le facteur climatique diminue jusqu'en 2030 avant d'augmenter de nouveau. Dans ces cas, l'effet de réduction des taux de mortalité lié à la

baisse des concentrations en $PM_{2,5}$ compense temporairement l'effet de l'augmentation des températures.

Différences entre les modèles climatiques joint et additif

- A horizon 2060, les effets joints sont inférieurs aux effets additifs, c'est-à-dire que le modèle évaluant les impacts individuels du climat tend à sur-estimer le risque climatique sur la mortalité, par rapport au modèle joint (Table 3.6) ⁷.
- Entre 2024 et 2060, la différence entre les effets joints et additifs est décroissante (Figures 3.12 et 3.13). Cela signifie que si, en 2024 l'impact additif était supérieur à l'impact joint, l'écart entre les deux modèles se réduit. Cet écart se creuse plus ou moins vite selon le scénario de concentration en $PM_{2,5}$ retenu. En particulier, plus le scénario de concentration en $PM_{2,5}$ est pessimiste, plus rapidement les effets additifs surpassent les effets joints.
 - Lorsque l'on considère les $PM_{2,5}$ décroissants (scénarios 1, 2 et 3), les effets joints sont supérieurs aux effets additifs (Figure 3.10) chez les femmes jusqu'en 2060, et jusqu'en 2045 pour les hommes.
 - Lorsque l'on considère les $PM_{2,5}$ stables (scénario 4, 5, 6), les effets joints sont supérieurs aux effets additifs moins longtemps, (Figure 3.11) jusqu'en 2057 pour les femmes et 2035 pour les hommes.

Les résultats suggèrent que l'impact du climat sur la mortalité dépend fortement de la dynamique des $PM_{2,5}$ et de la température :

- La trajectoire des température détermine l'intensité de la tendance du facteur climatique, i.e le coefficient directeur du facteur climatique.
- La trajectoire des $PM_{2,5}$ détermine le moment où l'impact du climat sera minimal. Plus le scénario en $PM_{2,5}$ est optimiste, plus on retarde l'aggravation de l'impact climatique (i.e. la croissance du facteur climatique). En effet, la concentration en $PM_{2,5}$ a un effet bénéfique à court terme, car la réduction de ces particules diminue la mortalité liée à la pollution de l'air. Cependant, ce phénomène présente deux limites :
 - Limite de la réduction des $PM_{2,5}$: les émissions $PM_{2,5}$ ne peuvent pas décroître indéfiniment. En 2020, les émissions étaient de 108,5 kt contre 247,1 kt en 2005, soit une baisse de 56%. Les objectifs les plus ambitieux prévoient un niveau d'émission de 80 kt d'ici 2030 ⁸.
 - Limite de l'impact des températures : l'augmentation du nombre de décès dus à la hausse des températures finit par compenser la baisse des décès liée à la réduction des concentrations de $PM_{2,5}$. Ainsi, à long terme, les effets négatifs des températures élevées l'emportent sur les bénéfices des réductions de pollution.

Ainsi, à court terme, la réduction des $PM_{2,5}$ devrait entraîner un gain d'espérance de vie, car la baisse de la pollution aura un impact bénéfique. Cependant,

⁷à l'exception des 0-64 ans dans les scénario de concentration en $PM_{2,5}$ décroissantes (1, 2 et 3)

⁸[Rapport hypothèses et résultats des scénarios AME et AMS, CITEPA](#)

à long terme, ce gain sera largement compensé par les pertes d'espérance de vie dues à l'augmentation des températures. En effet, bien que les objectifs de réduction des $PM_{2.5}$ soient en bonne voie, les températures peuvent, en théorie, augmenter indéfiniment.

Implications pour les politiques de santé publique

- **Priorité à la réduction des $PM_{2.5}$ à court terme :**
Les résultats soulignent l'importance de maintenir et d'accélérer les efforts de réduction des $PM_{2.5}$. Dans un scénario de $PM_{2.5}$ décroissants, une moindre exposition aux $PM_{2.5}$ peut réduire la mortalité globale à court terme.
- **Anticipation des impacts des températures élevées à long terme**
À long terme, les impacts des températures élevées sur la mortalité risquent de surpasser les bénéfices de la réduction des $PM_{2.5}$. Il est donc essentiel d'intégrer des mesures d'adaptation aux températures extrêmes dans les politiques de santé publique, comme l'amélioration de l'accès aux soins pendant les vagues de chaleur, des campagnes d'information pour sensibiliser la population aux risques liés à la chaleur et à l'hydratation ou le développement d'infrastructures pour limiter les effets des îlots de chaleur urbains (augmentation de la végétalisation, installations de dispositifs de refroidissement dans les bâtiments publics).
- **Interactions à surveiller :**
Les synergies nocives entre O_3 et température, particulièrement exacerbées par le changement climatique, doivent être mieux intégrées dans les modèles de prédiction.

Implications pour les assureurs

Les analyses montrent que les modèles additifs, qui considèrent séparément chaque risque climatique (température, ozone, particules fines) sur la mortalité, tendent à surestimer le risque climatique global par rapport au modèle joint. En effet, à horizon 2060, les impacts simulés par le modèle additif dépassent systématiquement ceux du modèle joint, qui intègre les interactions entre les facteurs climatiques (Table 3.6). Cette surestimation peut exposer les assureurs à des marges de sécurité excessives, notamment si les chocs individuels sont additionnés de manière linéaire sans tenir compte des interdépendances.

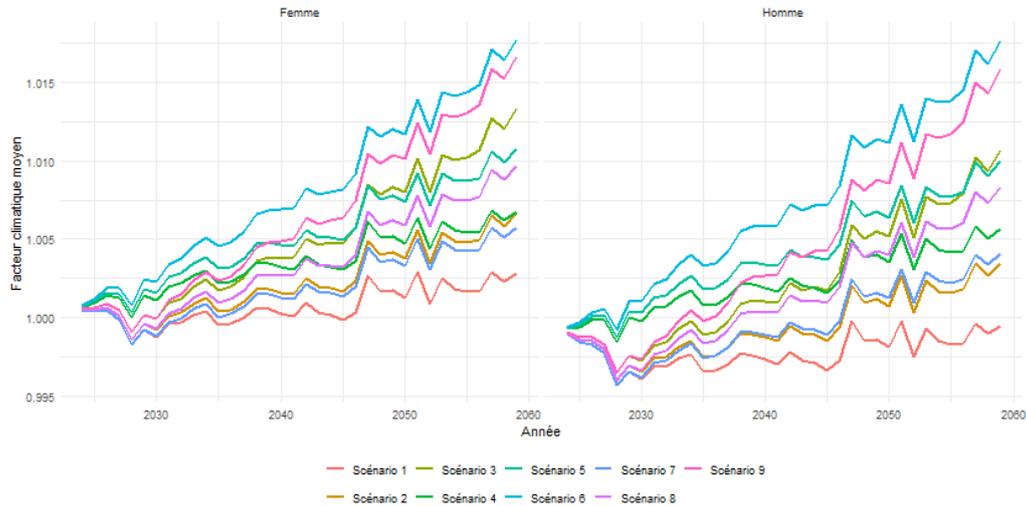
De plus, l'écart entre les deux modèles diminue progressivement entre 2024 et 2060, en fonction des scénarios de concentration en $PM_{2.5}$. Toutefois, dans des scénarios pessimistes, où les concentrations en $PM_{2.5}$ restent élevées, l'écart reste significatif plus longtemps, surtout pour certaines catégories de population. Par exemple, dans des scénarios où les $PM_{2.5}$ décroissent, les effets joints surpassent les effets additifs chez les femmes jusqu'en 2060, tandis que pour les hommes, cette période se limite à 2045 (Figure 3.10).

Ces résultats montrent l'intérêt potentiel pour les assureurs :

- D'intégrer un modèle joint pour évaluer les impacts climatiques sur la mortalité. Cela permet de capter les interactions complexes entre facteurs climatiques, réduisant ainsi le risque de surestimer l'impact global.

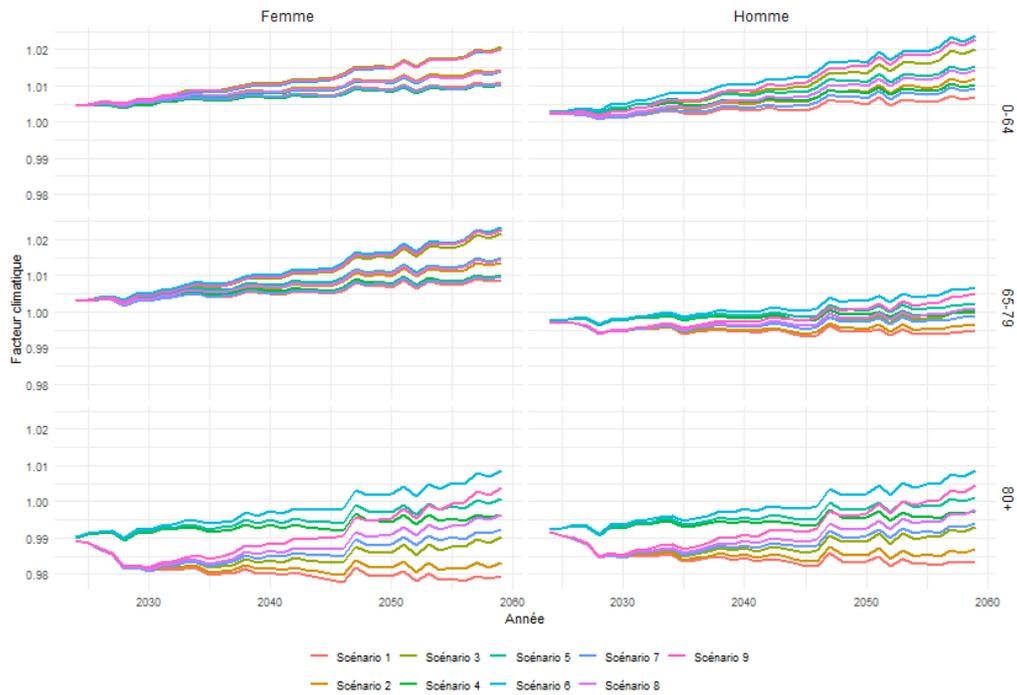
- D'être attentif aux scénarios de concentration en $PM_{2.5}$: les impacts diffèrent selon que les concentrations décroissent, se stabilisent ou augmentent. Le modèle joint offre une approche plus robuste dans tous les cas, en particulier dans des scénarios où les $PM_{2.5}$ évoluent de manière non linéaire.

FIGURE 3.8 : Facteur climatique $c_{x,t}^{(g)(joint)}$ moyen par scénario pour le modèle climatique joint



Le graphique montre le facteur climatique $c_{x,t}^{(g)(joint)}$ moyenné pour tous les âges $x \in X = \{x \in \mathbb{N} \mid 0 \leq x \leq 105\}$. Dans l'ordre, les scénarios 6, 9 et 3 sont ceux qui augmentent le plus le facteur climatique moyen. Ils correspondent tous à des scénarios à $+3^\circ\text{C}$, avec, respectivement, des concentrations en $PM_{2.5}$ constantes, décroissantes puis croissantes (scénario intermédiaire) et décroissantes. On voit donc l'impact majeur de la température mais aussi celui des $PM_{2.5}$. Les trajectoires de $PM_{2.5}$ divisent les scénarios en 2 groupes, à savoir un premier groupe avec un facteur climatique plus élevé, correspondant au scénario constant en $PM_{2.5}$, et un deuxième groupe dont le facteur est plus faible, celui dont la trajectoire en $PM_{2.5}$ est décroissante.

FIGURE 3.9 : Facteur climatique $c_{k,t}^{(g)(joint)}$ par groupe d'âge par scénario pour le modèle climatique joint



Le graphique montre le facteur climatique $c_{k,t}^{(g)(joint)}$ par tranche d'âge k et par sexe. Les facteurs climatiques associés aux tranches d'âge 80+ sont plus faibles que les facteurs associés aux tranches d'âges inférieures. Les facteurs climatiques de la tranche d'âge 80+ montrent une trajectoire fortement dépendante des scénarios de concentration en $PM_{2.5}$, avec des facteurs inférieurs à 1 lorsque les concentrations sont projetées à la baisse, et supérieurs à 1 dans les scénarios alternatifs constant et intermédiaire.

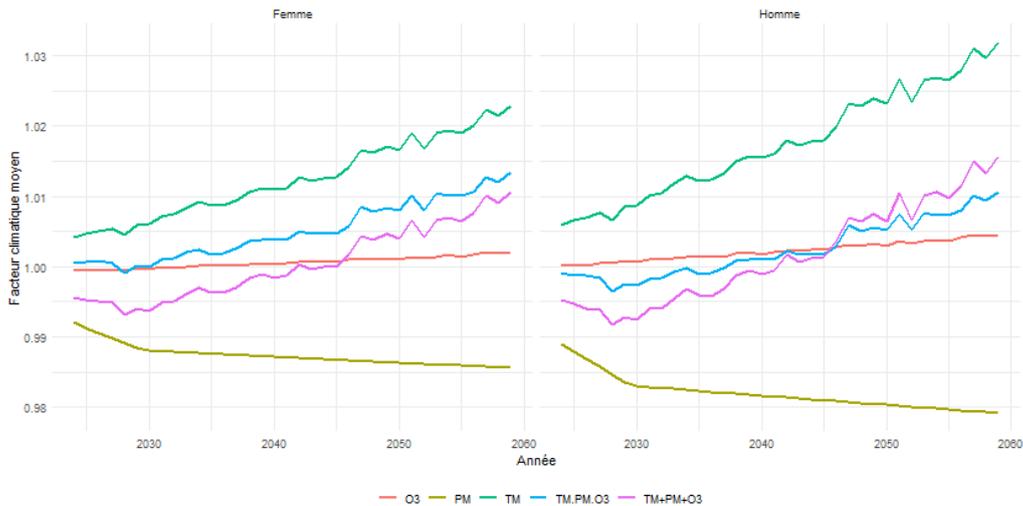
TABLE 3.6 : Facteur climatique $c_{k,2060}^{(g)}$ par tranche d'âge des modèles climatiques joint et additif

Scénario	Tranche	Facteur climatique joint		Facteur climatique additif		Écart joint - additif	
		Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
Scénario 1	0-64	1.011	1.007	1.001	0.999	0.010	0.008
Scénario 2	0-64	1.014	1.012	1.004	1.007	0.011	0.005
Scénario 3	0-64	1.021	1.020	1.009	1.019	0.011	0.001
Scénario 4	0-64	1.010	1.010	1.005	1.010	0.006	0.000
Scénario 5	0-64	1.014	1.015	1.008	1.017	0.006	-0.002
Scénario 6	0-64	1.020	1.024	1.014	1.030	0.007	-0.006
Scénario 7	0-64	1.010	1.009	1.004	1.007	0.007	0.002
Scénario 8	0-64	1.014	1.014	1.007	1.015	0.007	-0.000
Scénario 9	0-64	1.020	1.023	1.012	1.027	0.008	-0.004
Scénario 1	65-79	1.009	0.994	1.005	1.000	0.004	-0.006
Scénario 2	65-79	1.013	0.996	1.013	1.006	-0.000	-0.010
Scénario 3	65-79	1.022	1.000	1.030	1.015	-0.008	-0.015
Scénario 4	65-79	1.010	1.000	1.010	1.005	-0.000	-0.005
Scénario 5	65-79	1.015	1.002	1.019	1.011	-0.004	-0.009
Scénario 6	65-79	1.023	1.007	1.036	1.020	-0.012	-0.014
Scénario 7	65-79	1.010	0.998	1.009	1.004	0.001	-0.005
Scénario 8	65-79	1.014	1.001	1.017	1.009	-0.003	-0.009
Scénario 9	65-79	1.023	1.005	1.034	1.019	-0.011	-0.014
Scénario 1	80+	0.979	0.984	0.983	0.988	-0.004	-0.004
Scénario 2	80+	0.983	0.987	0.990	0.995	-0.007	-0.008
Scénario 3	80+	0.990	0.993	1.002	1.008	-0.012	-0.015
Scénario 4	80+	0.996	0.997	0.997	1.001	-0.001	-0.003
Scénario 5	80+	1.001	1.001	1.004	1.008	-0.004	-0.007
Scénario 6	80+	1.009	1.009	1.016	1.021	-0.008	-0.012
Scénario 7	80+	0.992	0.994	0.994	0.997	-0.001	-0.003
Scénario 8	80+	0.996	0.998	1.001	1.005	-0.004	-0.007
Scénario 9	80+	1.004	1.005	1.013	1.018	-0.009	-0.013

La table montre les facteurs climatiques estimés pour 2060 par scénario pour chaque tranche d'âge dans les modèles climatiques joint et additif.

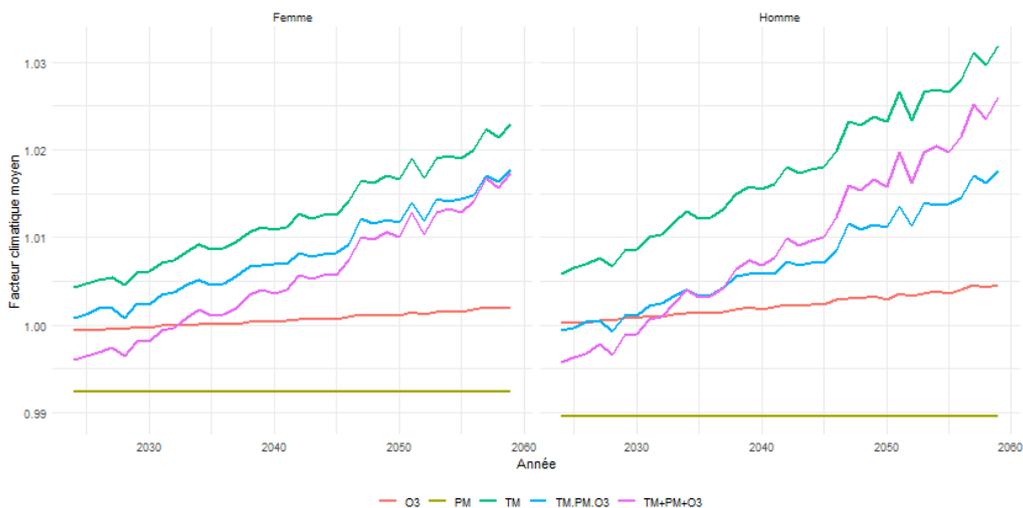
- A horizon 2060, les scénarios 9, 6 et 3 impactent le plus la mortalité, toutes classes d'âge confondues. Les femmes, toutes classes d'âge confondues, sont plus sensibles au climat que les hommes au climat dans 52% des scénarios pour le modèle joint, et dans 37% des scénarios pour le modèle additif. Dans 60% des scénarios, les femmes sont moins sensibles au climat dans le modèle additifs que dans le modèle joint, contre 81% des scénarios pour les hommes. La classe d'âge la moins touchée par le facteur climatique est celle des femmes de plus de 80 ans.

FIGURE 3.10 : Facteur climatique $c_{x,t}^{(g)}$ moyen par modèle pour le scénario 3 (TM : +3°C, $PM_{2.5}$: -29% en 2030 puis -5% par décennie)



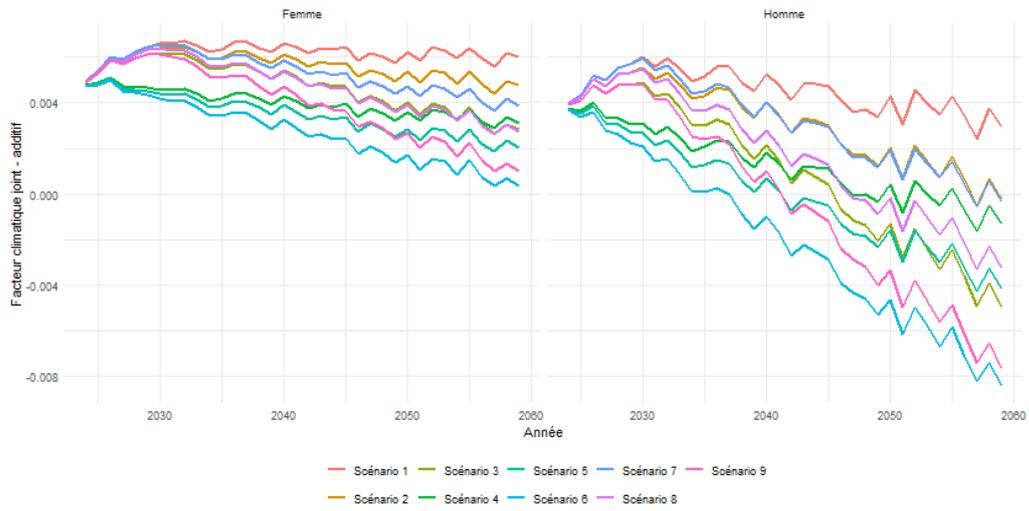
Le graphique montre le facteur climatique $c_{x,t}^{(g)}$ par modèle climatique, moyenné pour tous les âges. Ce graphique permet de voir que l'effet joint des TM, O_3 , $PM_{2.5}$ (en bleu) est plus important que la somme des effets individuels de TM, O_3 , $PM_{2.5}$ (en rose), chez les femmes dans le scénario 3, tandis qu'il est moins important chez les hommes à partir de 2045. Il montre aussi que l'effet joint (en bleu) est inférieur à l'effet des températures (en vert), car il intègre les baisses prévues d'émission de $PM_{2.5}$.

FIGURE 3.11 : Facteur climatique $c_{x,t}^{(g)}$ moyen par modèle pour le scénario 6 (TM : +3°C, $PM_{2.5}$: stagnation)



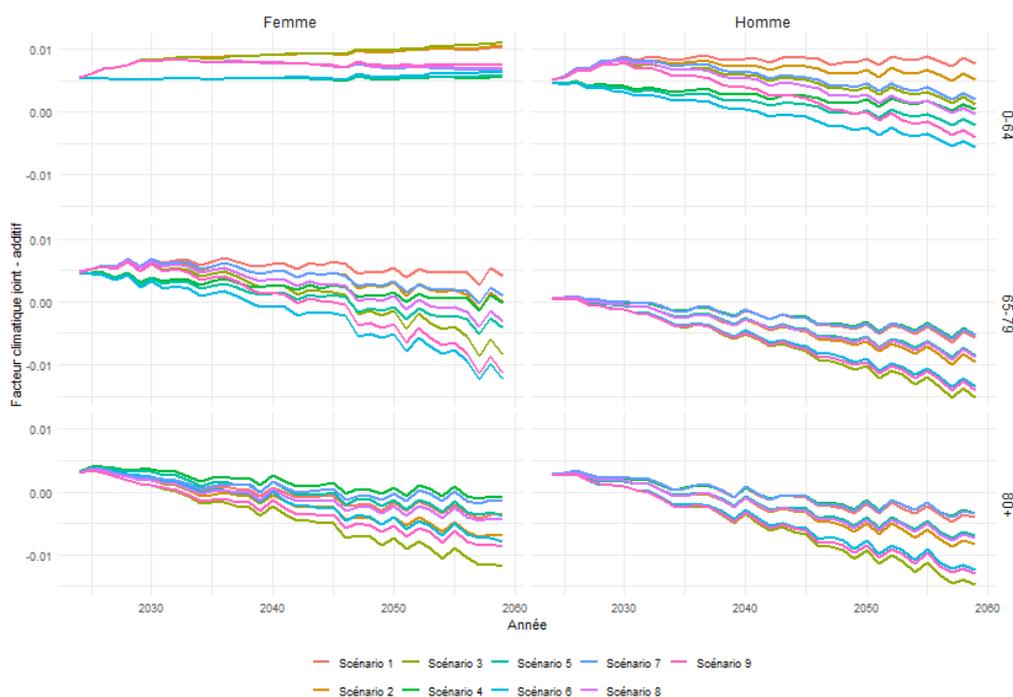
Le graphique montre le facteur climatique $c_{x,t}^{(g)}$, par modèle climatique, moyenné pour tous les âges. La somme des effets individuels (modèle additif, en rose) dépasse plus rapidement les effets joints (en bleu) dans le scénario 6 que dans le scénario 3 (voir figure 3.10). Tandis que dans le scénario 3, les effets additifs étaient toujours inférieurs aux effets joints chez les femmes, les deux facteurs se rejoignent à partir de 2057 dans le scénario 6. De même, chez les hommes, les effets additifs dépassent les effets joints dès 2035, contre 2045 dans le scénario 3.

FIGURE 3.12 : Écart par scénario entre les facteurs climatiques moyens des modèles joint et additif



Le graphique montre la différence entre le facteur climatique du modèle joint $C_{x,t}^{(g)(joint)}$ moyenné pour tous les âges x et le le facteur climatique du modèle additif $C_{x,t}^{(g)(additif)}$ moyenné pour tous les âges x . Il montre que l'écart entre les facteur joint et additif est décroissant, et ainsi que le facteur climatique joint tend à être inférieur au facteur additif. L'impact joint du climat sera donc inférieur à l'impact additif.

FIGURE 3.13 : Écart par scénario entre les facteurs climatiques par groupe d'âge des modèles joint et additif

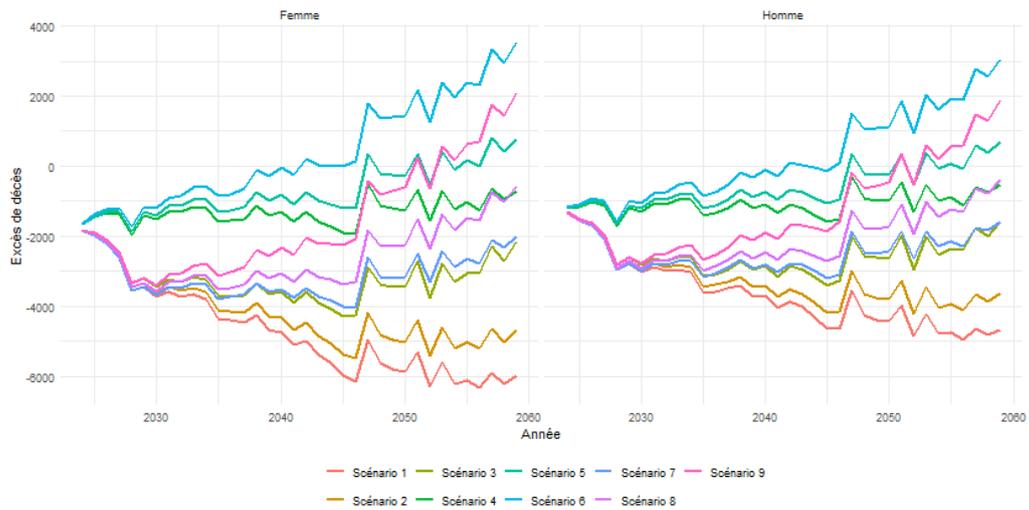


Le graphique montre la différence entre le facteur climatique du modèle joint $c_{k,t}^{(g)(joint)}$ pour la tranche d'âge k et le facteur climatique du modèle additif $c_{k,t}^{(g)(additif)}$ de la tranche d'âge k . Il montre que la différence entre le facteur associé au modèle joint et celui du modèle additif est décroissante, et est négative chez les 65-79 et +80 ans.

3.3.2 Décès attribuables au climat

En accord avec les facteurs climatiques précédemment observés par tranche d'âge (figure 3.9 et table 3.6), les scénarios 3, 6 et 9 causent le plus de décès attribuables au climat chez les 0-64 ans, avec respectivement 210, 205 et 204 décès pour les femmes, et 348, 394 et 410 décès pour les hommes. Pour les 65-79 ans, les scénarios 6, 9 et 3 engendrent le plus de décès chez les femmes, respectivement 699, 685 et 653, tandis que ce sont les scénarios 6, 9 et 5 chez les hommes, avec respectivement 305, 225 et 95 décès. Chez les plus de 80 ans, les scénarios 6, 9 et 5 causent le plus de décès chez les femmes comme chez les hommes, avec respectivement 2 633, 1 222 et 198 pour les femmes et 2 355, 1 263 et 357 pour les hommes (table 3.7). Le facteur climatique est un facteur multiplicatif, et il s'applique à un taux de mortalité prospectif. Or, les taux de mortalité sont plus importants chez les plus de 80 ans que pour les âges inférieurs. De ce fait, bien que les facteurs climatiques des scénarios 6, 9 et 3 soient les plus grands (par ordre décroissant), ce sont les scénarios 6, 9 et 5 (par ordre décroissant), qui causent le plus de décès à l'échelle de la population globale (table 3.8 et figure 3.14).

FIGURE 3.14 : Variation du nombre de décès attribuable au climat prévus par le modèle climatique joint



Le graphique présente l'évolution de la variation du nombre de décès attribuable au climat (en excès ou prévenus) par rapport aux projections de décès de l'INSEE, en fonction du sexe et des scénarios étudiés. Il montre que les scénarios 6, 9 et 5 causent le plus de décès dans la population globale.

TABLE 3.7 : Variation du nombre de décès attribuable au climat à horizon 2060 par tranche d'âge prévu par les modèles climatiques joint et additif

Scénario	Tranche	Excès de décès modèle joint		Excès de décès modèle additif		Écart joint - additif	
		Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
Scénario 1	0-64	110	120	5	-14	105	134
Scénario 2	0-64	147	204	40	114	107	90
Scénario 3	0-64	210	348	96	325	114	23
Scénario 4	0-64	103	177	47	170	56	7
Scénario 5	0-64	140	263	81	298	59	-35
Scénario 6	0-64	204	410	137	508	67	-98
Scénario 7	0-64	104	162	36	126	68	36
Scénario 8	0-64	142	247	71	254	71	-6
Scénario 9	0-64	205	394	127	464	79	-70
Scénario 1	65-79	264	-256	140	10	124	-266
Scénario 2	65-79	404	-175	405	266	-0	-441
Scénario 3	65-79	653	1	906	706	-253	-705
Scénario 4	65-79	299	-8	304	235	-5	-243
Scénario 5	65-79	443	95	568	491	-125	-396
Scénario 6	65-79	699	305	1070	931	-371	-626
Scénario 7	65-79	288	-71	261	176	28	-247
Scénario 8	65-79	432	25	525	432	-94	-406
Scénario 9	65-79	685	225	1027	872	-342	-647
Scénario 1	80+	-6 348	-4 523	-5 218	-3 391	-1 130	-1 132
Scénario 2	80+	-5 208	-3 650	-3 047	-1 333	-2 161	-2 317
Scénario 3	80+	-3 002	-1 922	632	2 149	-3 634	-4 072
Scénario 4	80+	-1 101	-694	-800	235	-301	-929
Scénario 5	80+	198	357	1 371	2 294	-1 173	-1 936
Scénario 6	80+	2 633	2 355	5 050	5 775	-2 417	-3 420
Scénario 7	80+	-2 394	-1 660	-1 932	-699	-463	-960
Scénario 8	80+	-1 144	-658	239	1 359	-1 382	-2 017
Scénario 9	80+	1 222	1 263	3 918	4 841	-2 696	-3 578

Cette table présente la variation du nombre de décès attribuable au climat (en excès ou prévenus) à horizon 2060 par rapport aux projections de décès de l'INSEE, en fonction des groupes d'âge, du sexe et des scénarios étudiés.

- Chez les 0-64 ans, les scénarios 3, 9 et 6 provoquent le plus de décès en 2060, respectivement 210, 205 et 204 pour les femmes, et 348, 394 et 410 pour les hommes. Chez les 65-79 ans, les scénarios 6, 9 et 3 engendrent le plus de décès chez les femmes, respectivement 699, 685 et 653, tandis que ce sont les scénarios 6, 9 et 5 chez les hommes, avec respectivement 305, 225 et 95 décès. Chez les plus de 80 ans, les scénarios 6, 9 et 5 causent le plus de décès chez les femmes comme chez les hommes, avec respectivement 2 633, 1 222 et 198 pour les femmes et 2 355, 1 263 et 357 pour les hommes.
- Le modèle joint prévoit moins de décès liés au climat que le modèle additif dans tous les scénarios pour les classes d'âges 65-79 et plus de 80 ans, et dans les scénarios 5 à 9 chez les hommes de 0 à 64 ans.

TABLE 3.8 : Variation du nombre de décès attribuable au climat à horizon 2060, tous âges confondus, prévus par les modèles climatiques joint et additif

Scénario	Excès de décès modèle joint		Excès de décès modèle additif		Écart joint - additif	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
Scénario 1	-5 973	-4 658	-5 072	-3 394	-901	-1 264
Scénario 2	-4 657	-3 620	-2 603	-952	-2 054	-2 668
Scénario 3	-2 139	-1 574	1 634	3 180	-3 773	-4 754
Scénario 4	-699	-525	-449	640	-250	-1 165
Scénario 5	782	716	2 020	3 082	-1 239	-2 367
Scénario 6	3 535	3 070	6 257	7 214	-2 722	-4 144
Scénario 7	-2 002	-1 569	-1 635	-398	-367	-1 171
Scénario 8	-570	-385	835	2 044	-1 405	-2 430
Scénario 9	2 112	1 882	5 071	6 176	-2 959	-4 294

Cette table présente la variation du nombre de décès attribuable au climat (en excès ou prévenus) à horizon 2060 par rapport aux projections de mortalité de l'INSEE, toutes classes d'âges confondues, en fonction des scénarios étudiés.

Les scénarios 6, 9 et 5 causent le plus de décès liés au climat chez les femmes comme chez les hommes. Le modèle climatique joint prévoit moins de décès liés au climat que le modèle climatique additif.

3.3.3 Espérance de vie résiduelle

On calcule les espérances de vie résiduelle à partir des probabilités de décès q_x , selon la méthodologie de l'INSEE ⁹.

On note :

- $e_{x,n}$ l'espérance de vie résiduelle à l'âge x , prévue pour l'année n , sans effet climatique (i.e. issue des projections de l'INSEE).
- $e_{x,n}^{\text{joint},i}$ l'espérance de vie résiduelle à l'âge x , prévue pour l'année n en prenant en compte l'effet climatique modélisé de manière jointe dans le scénario i .
- $e_{x,n}^{\text{additif},i}$ l'espérance de vie résiduelle à l'âge x , prévue pour l'année n en prenant en compte l'effet climatique modélisé additivement dans le scénario i .
- écart la différence entre l'espérance de vie résiduelle avec effet climatique joint dans le scénario i et celle sans effet climatique telle que :

$$\text{écart}^{\text{joint},i} = e_{x,n}^{\text{joint},i} - e_{x,n}$$

- écart la différence entre l'espérance de vie résiduelle avec effet climatique additif dans le scénario i et celle sans effet climatique telle que :

$$\text{écart}^{\text{additif},i} = e_{x,n}^{\text{additif},i} - e_{x,n}$$

On calcule les espérances de vie résiduelle à la naissance, à 60, 65 et 80 ans pour chaque sexe en intégrant les effets climatiques modélisés de manière jointe (table 3.9) et de manière additive (table 3.10), pour les scénarios 6 et 9. Les espérances de vie intégrant le facteur climatique sont plus faibles que celles sans effet climatique,

⁹INSEE - Méthodologie des indicateurs démographiques, mai 2018

et ce quelque soit la modélisation jointe ou additive des facteurs climatiques. Les espérances de vie à la naissance sont respectivement, pour les femmes et pour les hommes, de 91.53 et 88.39 dans le scénario 3 (modèle climatique joint), contre 91.61 et 88.44 sans effet climatique. Le climat a donc un impact négatif sur l'espérance de vie, i.e. il la diminue. Le modèle joint donne, quelque soit le scénario, une espérance de vie à la naissance à horizon 2060 supérieure à celle donnée par le modèle additif (table 3.11), entre 0.02 et 0.09 années. Cela signifie que, compte tenu des interactions entre les différents risques climatiques, additionner leurs effets de manière séparée conduit à une double comptabilisation de leurs effets et donc une à surestimation de l'impact global.

TABLE 3.9 : Comparaison des espérances de vie résiduelle avec et sans effet climatique joint à horizon 2060.

Age	Femmes					Hommes				
	e_x	joint,9 e_x	joint,6 e_x	joint,9 écart	joint,6 écart	e_x	joint,9 e_x	joint,6 e_x	joint,9 écart	joint,6 écart
0	91.62	91.55	91.53	-0.07	-0.09	88.44	88.38	88.36	-0.06	-0.09
60	32.32	32.27	32.25	-0.05	-0.08	29.58	29.54	29.51	-0.04	-0.06
65	27.58	27.53	27.51	-0.05	-0.07	24.99	24.96	24.93	-0.03	-0.05
80	14.06	14.04	14.02	-0.02	-0.04	12.15	12.12	12.10	-0.02	-0.04

Les espérances de vie résiduelle sans effet climatique (e_x) sont calculées à partir des taux de mortalité prospectifs de l'INSEE 1.

Lecture de la 1^{ère} ligne de la table : L'espérance de vie résiduelle à la naissance pour les femmes en 2060 est respectivement de 91.62, 91.55 et 91.53 ans sans intégrer le facteur climatique, en intégrant le facteur climatique de manière jointe dans le scénario 9, et dans le scénario 6. L'écart entre l'espérance de vie résiduelle à la naissance lorsque l'on intègre le facteur climatique et sans l'intégrer de -0.07 dans le scénario 9 et de -0.09 dans le scénario 6.

TABLE 3.10 : Comparaison des espérances de vie résiduelle avec et sans effet climatique additif à horizon 2060

Age	Femmes					Hommes				
	e_x	additif,9 e_x	additif,6 e_x	additif,9 écart	additif,6 écart	e_x	additif,9 e_x	additif,6 e_x	additif,9 écart	additif,6 écart
0	91.62	91.51	91.49	-0.12	-0.14	88.44	88.29	88.27	-0.15	-0.17
60	32.32	32.21	32.19	-0.11	-0.13	29.58	29.45	29.43	-0.13	-0.14
65	27.58	27.48	27.46	-0.11	-0.13	24.99	24.87	24.85	-0.12	-0.13
80	14.06	14.00	13.98	-0.06	-0.08	12.15	12.06	12.04	-0.09	-0.11

Lecture de la 1^{ère} ligne de la table : L'espérance de vie résiduelle à la naissance pour les femmes en 2060 est respectivement de 91.62, 91.51 et 91.49 ans sans intégrer le facteur climatique, en intégrant le facteur climatique de manière additive dans le scénario 9, et dans le scénario 6. L'écart entre l'espérance de vie résiduelle à la naissance lorsque l'on intègre le facteur climatique et sans l'intégrer de -0.12 dans le scénario 9 et de -0.14 dans le scénario 6.

TABLE 3.11 : Écart entre les espérances de vie à la naissance avec et sans prise en compte du climat à horizon 2060 par scénario

Scénario	Femmes			Hommes		
	joint écart	additif écart	(joint - additif) écart	joint écart	additif écart	(joint - additif) écart
1	0.08	0.07	0.00	0.07	0.06	0.02
2	0.05	0.02	0.02	0.05	0.00	0.05
3	0.00	-0.06	0.06	0.00	-0.09	0.09
4	-0.01	-0.01	0.00	0.00	-0.03	0.02
5	-0.04	-0.05	0.02	-0.03	-0.08	0.05
6	-0.09	-0.14	0.05	-0.09	-0.17	0.09
7	0.01	0.01	0.00	0.02	-0.01	0.02
8	-0.01	-0.03	0.02	-0.01	-0.06	0.05
9	-0.07	-0.12	0.05	-0.06	-0.15	0.09

Lecture de la 1^{ère} ligne de la table : Dans le scénario 1, pour les femmes, l'écart projeté en 2060 entre les espérances de vie à la naissance intégrant l'effet climatique joint et sans effet climatique est de 0.08. Il est de 0.07 pour l'écart entre les espérances de vie à la naissance intégrant l'effet climatique de manière additive et sans effet climatique et de 0 pour l'écart entre les espérances de vie à la naissance intégrant l'effet climatique de manière jointe et avec effet climatique de manière additive.

La table montre que dans les scénarios 4,5,6,8 et 9, les espérances de vie à la naissance sont plus faibles en prenant en compte les effets du climat (que ce soit de manière jointe ou additive), qu'en ne les incluant pas.

Par ailleurs, les colonnes ^(joint - additif) écart montrent que le modèle joint donne, quelque soit le scénario, une espérance de vie à la naissance à horizon 2060 supérieure à celle donnée par le modèle additif.

3.3.4 Résultats

La première question adressée dans ce mémoire était de déterminer si l'espérance de vie sera réduite par l'impact du climat.

L'analyse des scénarios montre que l'espérance de vie est directement influencée par l'évolution combinée des températures et des concentrations en $PM_{2.5}$ et en O_3 . Dans les scénarios 4,5,6,8 et 9, l'augmentation des températures entraîne une diminution de l'espérance de vie. En revanche, dans les autres scénarios, la diminution progressive des concentrations en particules fines compense temporairement l'impact négatif de l'augmentation des températures. Cette tendance positive est cependant limitée dans le temps : à plus long terme, et notamment au-delà de 2060, la croissance continue du facteur climatique provoquée par la hausse des températures dominera, entraînant une diminution de l'espérance de vie. Cette évolution met en évidence l'importance de réduire simultanément les émissions de $PM_{2.5}$ et de limiter le réchauffement climatique pour préserver la santé publique.

La deuxième question portait sur la différence dans l'estimation des effets climatiques sur la mortalité entre une modélisation conjointe des risques climatiques et une modélisation dite additive.

Les résultats montrent que l'addition de facteurs climatiques individuels tend à sur-estimer l'impact global des risques climatiques. L'utilisation d'un modèle climatique joint, qui intègre les effets combinés et les interdépendances entre les variables permet de mieux quantifier le risque global du climat sur la mortalité.

3.3.5 Limites

1. Calibrage sur des données biaisées par des tendances historiques

Le calibrage du modèle est réalisé à partir de données collectées depuis 2013, une période où des fortes baisses de la concentration en $PM_{2.5}$ avaient déjà été enregistrées. Par conséquent, la calibration repose sur des concentrations plus basses, et l'effet de fortes concentrations en $PM_{2.5}$ ne peut pas être correctement estimé.

2. Absence de prise en compte des effets à long terme

De part sa construction qui lie les décès du jour aux variables climatiques de ce même jour, le modèle ne capte pas les effets à long terme de l'exposition à la pollution et aux températures. Cela limite son application dans des analyses de santé publique ou d'impacts à long terme. L'ajout de variables prenant en compte le cumul de l'exposition passée pourrait permettre de palier cette limite, mais présente un risque de sur-ajustement.

3. Projections des scénarios entre la température moyenne et les $PM_{2.5}$ sans lien de causalité explicite

Selon leurs propriétés absorbantes ou réfléchissantes, les $PM_{2.5}$ peuvent augmenter ou diminuer les températures. Par ailleurs, les hautes températures favorisent l'émission naturelle (feux de forêt) et anthropiques mais aussi la concentration des $PM_{2.5}$. Le lien entre températures et $PM_{2.5}$ n'est donc pas linéaire, à l'inverse de celui entre température et O_3 . De ce fait, il est difficile de générer des scénarios qui lient explicitement l'évolution des températures avec celles des $PM_{2.5}$. Dans ce mémoire, les projections des scénarios ne prennent donc pas en compte l'interaction entre la température moyenne et les $PM_{2.5}$. En revanche, on considère différents scénarios de $PM_{2.5}$, (baisse, constant et intermédiaire), afin de palier cette limite.

4. Complexité de la modélisation

La revue de littérature du chapitre 1 a souligné les effets décalés, non linéaires, et synergiques des risques climatiques sur la mortalité. Un modèle "idéal" aurait alors permis de capter à la fois :

- Des effets non linéaires entre les risques et la mortalité
- Des interactions positives ou négatives entre les risques
- Des effets décalés à court, moyen et long termes des risques sur la mortalité

Réunir ces trois caractéristiques au sein d'un même modèle est un défi de modélisation. Dans ce mémoire, nous avons laissé de côté la prise en compte des effets dans le temps. En particulier, la température a des effets retards, c'est à dire un impact différé à court terme, tandis que l'exposition à la pollution provoque des effets à moyen et long termes. Cet effet retard de la température a d'ailleurs été étudié avec un DLNM (annexe A) et révèle un fort impact non

linéaire des 21 dernières températures quotidiennes sur la mortalité. L'impact à moyen et long termes de la pollution pourrait être considéré en intégrant des variables de concentrations cumulées de pollution de l'air.

On souhaitait par ailleurs intégrer le risque de maladies vectorielles, afin d'avoir un modèle de mortalité tenant compte de l'ensemble des principaux risques climatiques : la faible volumétrie des données sur le sujet en France ne nous permet pas d'intégrer ce facteur à ce stade.

Conclusion

Les risques climatiques, qu'ils soient liés aux températures, à la pollution ou à la prolifération des maladies à transmission vectorielle, exercent une influence sur la mortalité en France. Ces risques sont couramment étudiés séparément et leur impact sur la mortalité est estimé indépendamment de celui des autres. Ils sont pourtant interconnectés et présentent des synergies. Leur impact joint pourrait alors différer de la somme de leur impact individuel, en particulier dans un contexte où les projections climatiques anticipent une intensification de ces phénomènes à horizon 2060.

Ce mémoire a proposé de quantifier l'impact joint des températures et de la pollution de l'air sur la mortalité à horizon 2060, ainsi que de comparer cet impact joint à la somme des impacts individuels. Un modèle additif généralisé (GAM) a été calibré sur les décès quotidiens en France entre 2013 et 2019 et a permis d'estimer l'impact joint et individuel des températures, de l' O_3 et des $PM_{2.5}$. Des scénarios climatiques à horizon 2060 ont été élaborés en tenant compte de la saisonnalité, des tendances prospectives et des relations entre les variables climatiques. À partir de ces scénarios et des surfaces de risques calibrées, l'impact prospectif global joint et additif de la température, de l' O_3 et des $PM_{2.5}$ a été estimé. **Cet impact doit être considéré en gardant à l'esprit les hypothèses utilisées, à la fois dans le calibrage du modèle GAM et dans la génération de scénarios climatiques.**

À court terme, les projections ont indiqué que l'impact joint du climat dépendait fortement de la trajectoire de concentration en $PM_{2.5}$ envisagée. Dans des scénarios où la concentration en $PM_{2.5}$ diminuait, cette réduction progressive compensait temporairement l'effet négatif de l'augmentation des températures. À plus long terme, cependant, la hausse continue des températures annulait l'effet bénéfique de la baisse des concentrations en $PM_{2.5}$, entraînant une diminution de l'espérance de vie. Cette évolution souligne l'importance de réduire simultanément les émissions de $PM_{2.5}$ et de limiter le réchauffement climatique afin de préserver la santé publique. Par ailleurs, les résultats ont souligné l'importance de considérer l'impact des risques climatiques de manière jointe. Pour chacun des scénarios considérés, estimer l'impact global des risques climatiques sur l'espérance de vie en additionnant leurs effets individuels a conduit à une surestimation par rapport à l'impact calculé de manière jointe.

Ce mémoire a souligné la nécessité d'une approche jointe pour évaluer les impacts des risques climatiques sur la mortalité. Il invite à poursuivre les recherches en mortalité climatique, notamment en intégrant un plus grand nombre de variables et leurs effets décalés dans le temps, ainsi qu'à considérer les incertitudes inhérentes aux scénarios futurs.

Bibliographie

- [1] Omid Aboubakri, Narges Khanjani, Younes Jahani, Bahram Bakhtiari, and Ebrahim Mesgari. Projection of mortality attributed to heat and cold; the impact of climate change in a dry region of iran, kerman. *Science of The Total Environment*, 728 :138700, 2020.
- [2] Beth L Abramson, Denise R Black, Marie K Christakis, Michel Fortier, and Wendy Wolfman. Directive clinique no 422e : Ménopause et maladies cardiovasculaires. *Journal of Obstetrics and Gynaecology Canada*, 43(12) :1444–1449, 2021.
- [3] Nadine Allemand, Jean-Marc Andre, Grégoire Bongrand, Benjamin Cuniasse, Anais Durand, Vincent Mazin, and Thamara Vieira da Rocha. Scénarios prospectifs d’émissions de pollu-ants atmosphériques pour la france de 2020 à 2050 par intervalle de 5 ans selon un scénario ame et un scénario ams, sur la base du scénario énergie climat ame 2021. Technical report, Technical report, Centre interprofessionnel technique d’études de la pollution atmosphérique, 2021.
- [4] Antonis Analitis, Klea Katsouyanni, Annibale Biggeri, Michela Baccini, B Forsberg, Luigi Bisanti, Ursula Kirchmayer, Ferran Ballester, Ennio Cadum, PG Goodman, et al. Effects of cold weather on mortality : results from 15 european cities within the phewe project. *American journal of epidemiology*, 168(12) :1397–1408, 2008.
- [5] Frédéric Archaux. Modéliser la distribution des espèces. des modèles simples, des modèles complexes, des modèles utiles. Cours de Master 1 Biologie Intégrative et Changement Globaux (BICG) - Parcours Forêt et Mobilisation des Bois (FMB), 2020. France, pp. 63, fhal-03323861.
- [6] Baishali Bakshi, Raphael J Nawrotzki, Joshua R Donato, and Luisa Silva Lelis. Exploring the link between climate variability and mortality in sub-saharan africa. *International Journal of Environment and Sustainable Development*, 18(2) :206–237, 2019.
- [7] Ferran Ballester, Dolores Corella, Santiago Pérez-Hoyos, Marc Sáez, and Ana Hervás. Mortality as a function of temperature. a study in valencia, spain, 1991-1993. *International journal of epidemiology*, 26(3) :551–561, 1997.
- [8] David J Beerling, Brian Huntley, and John P Bailey. Climate and the distribution of *fallopia japonica* : use of an introduced species to test the predictive capacity of response surfaces. *Journal of Vegetation Science*, 6(2) :269–282, 1995.

- [9] Markus Berger, Maximilian Bastl, Johannes Bouchal, Lukas Dirr, and Uwe Berger. The influence of air pollution on pollen allergy sufferers. *Allergologie select*, 5 :345, 2021.
- [10] Iain J Beverland, Geoffrey R Cohen, Mathew R Heal, Melanie Carder, Christina Yap, Chris Robertson, Carole L Hart, and Raymond M Agius. A comparison of short-term and long-term air pollution exposure associations with mortality in two cohorts in scotland. *Environmental health perspectives*, 120(9) :1280–1285, 2012.
- [11] Eirini Boleti, Christoph Hueglin, Stuart K Grange, André SH Prévôt, and Satoshi Takahama. Temporal and spatial analysis of ozone concentrations in europe based on timescale decomposition and a multi-clustering approach. *Atmospheric Chemistry and Physics*, 20(14) :9051–9066, 2020.
- [12] Ernesto Bonilla, Nereida Valero, Leonor Chacín-Bonilla, and Shirley Medina-Leendertz. Melatonin and viral infections. *Journal of pineal research*, 36(2) :73–79, 2004.
- [13] Maha Bouzid, Felipe J Colón-González, Tobias Lung, Iain R Lake, and Paul R Hunter. Climate change and the emergence of vector-borne diseases in europe : case study of dengue fever. *BMC public health*, 14 :1–12, 2014.
- [14] Isobel Braithwaite, Shuo Zhang, James B Kirkbride, David PJ Osborn, and Joseph F Hayes. Air pollution (particulate matter) exposure and associations with depression, anxiety, bipolar, psychosis and suicide risk : a systematic review and meta-analysis. *Environmental health perspectives*, 127(12) :126002, 2019.
- [15] Mark Carney. Breaking the tragedy of the horizon—climate change and financial stability. *Speech given at Lloyd’s of London*, 29 :220–230, 2015.
- [16] Augustin Colette, Camilla Andersson, Alexander Baklanov, Bertrand Bessagnet, Jørgen Brandt, Jesper H Christensen, Ruth Doherty, Magnuz Engardt, Camilla Geels, Christos Giannakopoulos, et al. Is the ozone climate penalty robust in europe? *Environmental Research Letters*, 10(8) :084015, 2015.
- [17] Magali Corso, Mathilde Pascal, and Vèrène Wagner. Impacts de la chaleur et du froid sur la mortalité totale en france entre 2000 et 2010. *Bull Epidémiol Hebd*, 31 :634–40, 2017.
- [18] Frank C Curriero, Karlyn S Heiner, Jonathan M Samet, Scott L Zeger, Lisa Strug, and Jonathan A Patz. Temperature and mortality in 11 cities of the eastern united states. *American journal of epidemiology*, 155(1) :80–87, 2002.
- [19] Eber Dantas, Michel Tosin, and Americo Cunha Jr. Calibration of a seir–sei epidemic model to describe the zika virus outbreak in brazil. *Applied Mathematics and Computation*, 338 :249–259, 2018.
- [20] Maryam Dastoorpoor, Narges Khanjani, Abbas Bahrampour, Gholamreza Goudarzi, Hamidreza Aghababaeian, and Esmaeil Idani. Short-term effects of air pollution on respiratory mortality in ahvaz, iran. *Medical journal of the Islamic Republic of Iran*, 32 :30, 2018.
- [21] Brian L Diffey. Solar ultraviolet radiation effects on biological systems. *Physics in medicine & biology*, 36(3) :299, 1991.

- [22] Scott F Dowell. Seasonal variation in host susceptibility and cycles of certain infectious diseases. *Emerging infectious diseases*, 7(3) :369, 2001.
- [23] Yannick Drif, Benjamin Roche, and Pierre Valade. Conséquences du changement climatique pour les maladies à transmission vectorielle et impact en assurance de personnes. *arXiv preprint arXiv :2012.06482*, 2020.
- [24] Laurent Filleul, Sylvie Cassadou, Sylvia Médina, Pascal Fabres, Agnès Lefranc, Daniel Eilstein, Alain Le Tertre, Laurence Pascal, Benoit Chardon, Myriam Blanchard, et al. The relation between temperature, ozone, and mortality in nine french cities during the heat wave of 2003. *Environmental health perspectives*, 114(9) :1344–1347, 2006.
- [25] L. Fournier, C. Calba, A. Cochet, N. Fournet, É. Brottet, G. Grard, and et al. Bilan de la surveillance de la dengue, du chikungunya et du zika en france hexagonale en 2023. *Bulletin Épidémiologique Hebdomadaire*, 13 :260–266, 2024.
- [26] Pengfei Fu, Xinbiao Guo, Felix Man Ho Cheung, and Ken Kin Lam Yung. The association between pm_{2.5} exposure and neurological disorders : a systematic review and meta-analysis. *Science of the Total Environment*, 655 :1240–1248, 2019.
- [27] Jiyuan Gao, Yang Yang, Hailong Wang, Pinya Wang, Huimin Li, Mengyun Li, Lili Ren, Xu Yue, and Hong Liao. Fast climate responses to emission reductions in aerosol and ozone precursors in china during 2013–2017. *Atmospheric Chemistry and Physics*, 22(11) :7131–7142, 2022.
- [28] Antonio Gasparrini, Ben Armstrong, and Mike G Kenward. Distributed lag non-linear models. *Statistics in medicine*, 29(21) :2224–2234, 2010.
- [29] Antonio Gasparrini, Yuming Guo, Masahiro Hashizume, Eric Lavigne, Antonella Zanobetti, Joel Schwartz, Aurelio Tobias, Shilu Tong, Joacim Rocklöv, Bertil Forsberg, et al. Mortality risk attributable to high and low ambient temperature : a multicountry observational study. *The lancet*, 386(9991) :369–375, 2015.
- [30] Mark Goldberg. A systematic review of the relation between long-term exposure to ambient air pollution and chronic diseases. *Reviews on environmental health*, 23(4) :243–298, 2008.
- [31] Yves Gratton. Le krigeage : la méthode optimale d’interpolation spatiale. *Les articles de l’Institut d’Analyse Géographique*, 1(4), 2002.
- [32] The Eurowinter Group. Cold exposure and winter mortality from ischaemic heart disease, cerebrovascular disease, respiratory disease, and all causes in warm and cold regions of europe. *The Lancet*, 349(9062) :1341–1346, 1997.
- [33] Quentin Guibert, Gaëlle Pincemin, and Frédéric Planchet. Impacts of climate change on mortality : An extrapolation of temperature effects based on time series data in france. *arXiv preprint arXiv :2406.02054*, 2024.
- [34] Colleen E. Hayes, Faye E. Nashold, Karen M. Spach, and al. The immunological functions of the vitamin d endocrine system. *Cellular and Molecular Biology*, 49(2) :277–300, 2003.

- [35] John D Healy. Excess winter mortality in europe : a cross country analysis identifying key risk factors. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 57(10) :784–789, 2003.
- [36] Marie Hennequi. Spatialisation des données de modélisation par krigeage. *Université de Strasbourg*, 2010.
- [37] Maud MTE Huynen and Pim Martens. Climate change effects on heat-and cold-related mortality in the netherlands : a scenario-based integrated environmental health impact assessment. *International journal of environmental research and public health*, 12(10) :13295–13320, 2015.
- [38] Kari Jaakkola, Annika Saukkoriipi, Jari Jokelainen, Raija Juvonen, Jaana Kauppila, Olli Vainio, Thedi Ziegler, Esa Rönkkö, Jouni JK Jaakkola, Tiina M Ikäheimo, et al. Decline in temperature and humidity increases the occurrence of influenza in cold climate. *Environmental Health*, 13 :1–8, 2014.
- [39] William R. Keatinge, Susan R. K. Coleshaw, Finbar Cotter, Martin B. Mattock, M Murphy, and Ramani Chelliah. Increases in platelet and red cell counts, blood viscosity, and arterial pressure during mild surface cooling : factors in mortality from coronary and cerebral thrombosis in winter. *Br Med J (Clin Res Ed)*, 289(6456) :1405–1408, 1984.
- [40] William R. Keatinge, GC Donaldson, K Bucher, G Jendritzky, E Cordioli, M Martinelli, K Katsouyanni, AE Kunst, C McDonald, S Näyhä, et al. Winter mortality in relation to climate. *International journal of circumpolar health*, 59(3-4) :154–159, 2000.
- [41] W Larry Kenney. A review of comparative responses of men and women to heat stress. *Environmental research*, 37(1) :1–11, 1985.
- [42] Wieslaw Kozak, H. Zheng, Carole A. Conn, Dariusz Soszynski, LH Van der Ploeg, and Matthew J. Kluger. Thermal and behavioral effects of lipopolysaccharide and influenza in interleukin-1 beta-deficient mice. *American Journal of Physiology-Regulatory, Integrative and Comparative Physiology*, 269(5) :R969–R977, 1995.
- [43] Anton E Kunst, Casper WN Looman, and Johan P Mackenbach. Outdoor air temperature and mortality in the netherlands : a time-series analysis. *American Journal of epidemiology*, 137(3) :331–341, 1993.
- [44] Mohamed Laaidi, Karine Laaidi, and Jean-Pierre Besancenot. Temperature-related mortality in france, a comparison between regions with different climates from the perspective of global warming. *International journal of biometeorology*, 51 :145–153, 2006.
- [45] Johanna Lepeule, Virginie Rondeau, Laurent Filleul, and Jean-Francois Dartigues. Survival analysis to estimate association between short-term mortality and air pollution. *Environmental health perspectives*, 114(2) :242–247, 2006.
- [46] Yuewei Liu, Jingju Pan, Chuangang Fan, Ruijun Xu, Yaqi Wang, Chang Xu, Shuguang Xie, Hai Zhang, Xiuqing Cui, Zhe Peng, et al. Short-term exposure to ambient air pollution and mortality from myocardial infarction. *Journal of the American College of Cardiology*, 77(3) :271–281, 2021.

- [47] Eric Lofgren, Nina H Fefferman, Yuri N Naumov, Jack Gorski, and Elena N Naumova. Influenza seasonality : underlying causes and modeling theories. *Journal of virology*, 81(11) :5429–5436, 2007.
- [48] Torleif Markussen Lunde, Mohamed Nabie Bayoh, and Bernt Lindtjørn. How malaria models relate temperature to malaria transmission. *Parasites & vectors*, 6 :1–10, 2013.
- [49] Lina Madaniyazi, Yeonseung Chung, Yoonhee Kim, Aurelio Tobias, Chris Fook Sheng Ng, Xerxes Seposo, Yuming Guo, Yasushi Honda, Antonio Gasparini, Ben Armstrong, et al. Seasonality of mortality under a changing climate : a time-series analysis of mortality in japan between 1972 and 2015. *Environmental health and preventive medicine*, 26(1) :69, 2021.
- [50] Wan Rozita Wan Mahiyuddin, Mazrura Sahani, Rasimah Aripin, Mohd Talib Latif, Thuan-Quoc Thach, and Chit-Ming Wong. Short-term effects of daily air pollution on mortality. *Atmospheric environment*, 65 :69–79, 2013.
- [51] Tiina M Mäkinen, Raija Juvonen, Jari Jokelainen, Terttu H Harju, Ari Peitso, Aini Bloigu, Sylvi Silvennoinen-Kassinen, Maija Leinonen, and Juhani Hassi. Cold temperature and low humidity are associated with increased occurrence of respiratory tract infections. *Respiratory medicine*, 103(3) :456–462, 2009.
- [52] Èrica Martínez-Solanas, Marcos Quijal-Zamorano, Hicham Achebak, Desislava Petrova, Jean-Marie Robine, François R Herrmann, Xavier Rodó, and Joan Ballester. Projections of temperature-attributable mortality in europe : a time series analysis of 147 contiguous regions in 16 countries. *The Lancet planetary health*, 5(7) :e446–e454, 2021.
- [53] Valérie Masson-Delmotte, Panmao Zhai, Hans-Otto Pörtner, Debra Roberts, Jim Skea, Priyadarshi R Shukla, et al. *Global Warming of 1.5 C : IPCC special report on impacts of global warming of 1.5 C above pre-industrial levels in context of strengthening response to climate change, sustainable development, and efforts to eradicate poverty*. Cambridge University Press, 2022.
- [54] Erin A Mordecai, Jeremy M Cohen, Michelle V Evans, Prithvi Gudapati, Leah R Johnson, Catherine A Lippi, Kerri Miazgowicz, Courtney C Murdock, Jason R Rohr, Sadie J Ryan, et al. Detecting the impact of temperature on transmission of zika, dengue, and chikungunya using mechanistic models. *PLoS neglected tropical diseases*, 11(4) :e0005568, 2017.
- [55] CC Murdock, Krijn P Paaijmans, Andrew S Bell, Jonas G King, Julian F Hillier, Andrew F Read, and Matthew B Thomas. Complex effects of temperature on mosquito immune function. *Proceedings of the Royal Society B : Biological Sciences*, 279(1741) :3357–3366, 2012.
- [56] Penelope J Neild, Denise Syndercombe-Court, WR Keatinge, GC Donaldson, M Mattock, and Maria Counce. Cold-induced increases in erythrocyte count, plasma cholesterol and plasma fibrinogen of elderly people without a comparable rise in protein c or factor x. *Clinical Science*, 86(1) :43–48, 1994.
- [57] Laurence Nicolle-Mir. Association entre la pollution atmosphérique et le diabète de type 2 à leicester, royaume-uni. *Environnement, Risques & Santé*, 17(1) :8–9, 2018.

- [58] Zhenxu Ning, Shuzhen He, Qiansheng Liu, Haibin Ma, Chunguang Ma, Jing Wu, Yanjun Ma, and Youxia Zhang. Effects of the interaction between cold spells and fine particulate matter on mortality risk in xining : a case-crossover study at high altitude. *Frontiers in Public Health*, 12 :1414945, 2024.
- [59] Sarah A Nunneley. Physiological responses of women to thermal stress : a review. *Medicine and science in sports*, 10(4) :250–255, 1978.
- [60] OpenAI. Chatgpt. <https://chat.openai.com>, 2024. Modèle de langage basé sur l’intelligence artificielle, utilisé pour générer et reformuler du contenu textuel.
- [61] Richard S Ostfeld and Jesse L Brunner. Climate change and ixodes tick-borne diseases of humans. *Philosophical Transactions of the Royal Society B : Biological Sciences*, 370(1665) :20140051, 2015.
- [62] Noelia Otero, Henning W Rust, and Tim Butler. Observed changes in the temperature dependence response of surface ozone under no x reductions. *Atmospheric Chemistry and Physics Discussions*, 2020 :1–28, 2020.
- [63] Krijn P Paaijmans, Simon Blanford, Andrew S Bell, Justine I Blanford, Andrew F Read, and Matthew B Thomas. Influence of climate on malaria transmission depends on daily temperature variation. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 107(34) :15135–15139, 2010.
- [64] Demosthenes B Panagiotakos, Christina Chrysohoou, Christos Pitsavos, Panagiotis Nastos, Aggelos Anadiotis, Constantinos Tentolouris, Christodoulos Stefanadis, Pavlos Toutouzas, and Athanasios Paliatsos. Climatological variations in daily hospital admissions for acute coronary syndromes. *International journal of cardiology*, 94(2-3) :229–233, 2004.
- [65] Mathilde Pascal, Véréne Wagner, Magali Corso, and Karine Laaidi. *Evolution de la relation température-mortalité en France depuis 1970*. Santé Publique France, 2022.
- [66] Mathilde Pascal, Véréne Wagner, R. Lagarrigue, and al. *Estimation de la fraction de la mortalité attribuable à l’exposition de la population générale à la chaleur en France métropolitaine*. Santé Publique France, 2023.
- [67] Sam Pattenden, B Nikiforov, and BG Armstrong. Mortality and temperature in sofia and london. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 57(8) :628–633, 2003.
- [68] William C Porter and Colette L Heald. The mechanisms and meteorological drivers of the summertime ozone–temperature relationship. *Atmospheric Chemistry and Physics*, 19(21) :13367–13381, 2019.
- [69] Sarah E Randolph. Tick-borne encephalitis incidence in central and eastern europe : consequences of political transition. *Microbes and Infection*, 10(3) :209–216, 2008.
- [70] Kenneth J. Rothman. *Modern epidemiology*, 1986.

- [71] Niilo RI Ryti, Yuming Guo, and Jouni JK Jaakkola. Global association of cold spells and adverse health effects : a systematic review and meta-analysis. *Environmental health perspectives*, 124(1) :12–22, 2016.
- [72] Santé Publique France. Cas d’infections par le virus TBE déclarés en France en 2023. Bulletin. Édition nationale. saint-maurice, juin 2024. Publié le 27 juin 2024.
- [73] Santé Publique France. Surveillance de la dengue Guadeloupe, Martinique, St Martin, Barthélemy. Point épidémiologique régional 08, avril 2024. Publié le 11 avril 2024.
- [74] Shreosi Sanyal, Thierry Rochereau, Cara Nichole Maesano, Laure Com-Ruelle, and Isabella Annesi-Maesano. Long-term effect of outdoor air pollution on mortality and morbidity : a 12-year follow-up study for metropolitan france. *International journal of environmental research and public health*, 15(11) :2487, 2018.
- [75] Jan C Semenza and Jonathan E Suk. Vector-borne diseases and climate change : a european perspective. *FEMS microbiology letters*, 365(2) :fnx244, 2018.
- [76] Nicklas Sundell, Lars-Magnus Andersson, Robin Brittain-Long, Magnus Lindh, and Johan Westin. A four year seasonal survey of the relationship between outdoor climate and epidemiology of viral respiratory tract infections in a temperate climate. *Journal of Clinical Virology*, 84 :59–63, 2016.
- [77] Eve Titon, Tinhinane Talbi, and Jeanne Bessiere. The impact of climate change on winter mortality : A complex phenomenon with an uncertain future, November 2024. White paper published by Milliman.
- [78] Nils Benjamin Tjaden, Cyril Caminade, Carl Beierkuhnlein, and Stephanie Margarete Thomas. Mosquito-borne diseases : advances in modelling climate-change impacts. *Trends in parasitology*, 34(3) :227–245, 2018.
- [79] Germain Valentin. Prise en compte du changement climatique dans la modélisation des risques biométriques et financiers. Master’s thesis, ENSAE Paris, 2022.
- [80] Tyler J VanderWeele and Mirjam J Knol. A tutorial on interaction. *Epidemiologic methods*, 3(1) :33–72, 2014.
- [81] Chit-Ming Wong, Nuntavarn Vichit-Vadakan, Haidong Kan, and Zhengmin Qian. Public health and air pollution in asia (papa) : a multicity study of short-term effects of air pollution on mortality. *Environmental health perspectives*, 116(9) :1195–1202, 2008.
- [82] World Meteorological Organization. Air quality and climate bulletin no. 4. Technical Report 4, World Meteorological Organization, Geneva, Switzerland, sep 2024.
- [83] Steven M Yellon, Omar R Fagoaga, and Sandra L Nehlsen-Cannarella. Influence of photoperiod on immune cell functions in the male siberian hamster. *American Journal of Physiology-Regulatory, Integrative and Comparative Physiology*, 276(1) :R97–R102, 1999.

- [84] Li-wen Zhang, Xi Chen, Xiao-dan Xue, Min Sun, Bin Han, Chang-ping Li, Jing Ma, Hao Yu, Zeng-rong Sun, Li-jun Zhao, et al. Long-term exposure to high particulate matter pollution and cardiovascular mortality : a 12-year cohort study in four cities in northern china. *Environment international*, 62 :41–47, 2014.
- [85] Qijiong Zhu, Min Yu, Guoxia Bai, Chunliang Zhou, Ruilin Meng, Biao Huang, Weiwei Gong, Haoming Zhang, Ruying Hu, Zhulin Hou, et al. The joint associations of ambient air pollutants and weather factors with mortality : Evidence from a national time-stratified case-crossover study in china. *Science of the Total Environment*, 907 :168129, 2024.

Annexes

A Distributed Lag Non Linear Model sur l'effet des températures

Cette annexe reprend les éléments du White Paper [77], rédigé dans le cadre du mémoire. Elle détaille la méthodologie utilisée pour estimer l'impact différé des températures sur la mortalité par sexe et groupe d'âge en France entre 1990 et 2021.

A.1 Données

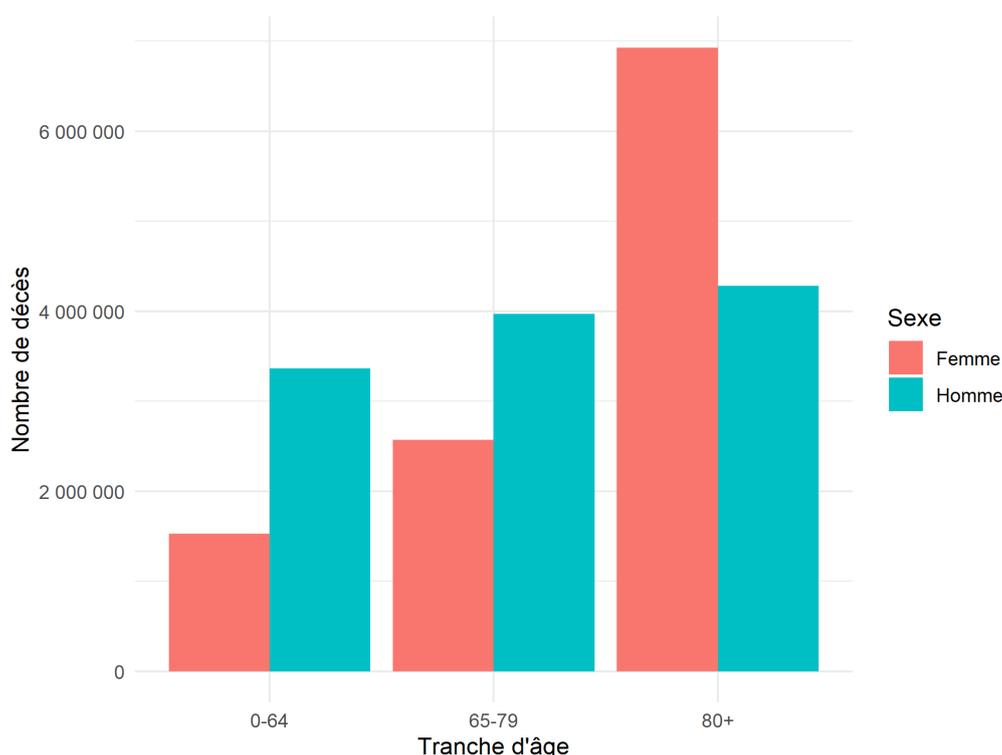
Deux sources de données ont été utilisées pour cette étude : l'une pour les données de mortalité et l'autre pour les données climatiques.

- Les **registres quotidiens des décès de l'Insee**¹⁰ fournissent les nombres quotidiens de décès en France de 1990 à 2021 avec l'âge et le sexe. Les données sont agrégées par jour, âge, sexe (figure 15). Des valeurs extrêmes sont observées en décembre 1996, juin/juillet 1997, août 2003 et avril 2020. Alors que les valeurs extrêmes de 1996 sont attribuées aux vagues de froid, celles de 2003 aux vagues de chaleur et celles de 2020 au COVID, les valeurs extrêmes de l'été 1997 ne sont pas enregistrées dans les registres mensuels de décès de l'Insee et semblent donc erronées. Nous effectuons une transformation sur les données de juin à juillet 1997 en remplaçant les nombres quotidiens de décès par sexe et groupe d'âge pour chaque jour $x \in [1, 2, \dots, 31]$ du mois $y \in [\text{Juin}, \text{Juillet}]$ avec la moyenne pour ce jour x du mois y à travers les années [1994; 1999].
- **Météo France**¹¹ fournit les températures maximales et minimales quotidiennes pour 30 villes de 1990 à 2021. Ces températures sont d'abord moyennées au niveau de la station pour calculer les températures moyennes journalières, qui sont ensuite agrégées pour créer une température moyenne nationale.

¹⁰Registres quotidiens des décès de l'Insee <https://www.data.gouv.fr/fr/datasets/fichier-des-personnes-decede/>

¹¹Données Météo France meteo.data.gouv.fr

FIGURE 15 : Nombre de décès par groupe d'âge et de sexe entre 1990 et 2021 en France



A.2 Calibrage

Variables explicatives

Les variables explicatives consistent en une fonction de base croisée pour l'effet décalé de la température, un contrôle pour la tendance à long terme et un pour la saisonnalité. En utilisant le package *DLNM*¹² du logiciel R, la relation température-mortalité décalée est modélisée avec une fonction de base croisée. La relation température/mortalité est capturée par une spline cubique naturelle avec trois nœuds internes, placés aux 10^{ème}, 75^{ème} et 90^{ème} percentiles de la distribution quotidienne de la température au cours de la période d'observation, tandis que les effets décalés sont représentés par une spline cubique naturelle avec trois nœuds internes placés à des intervalles régulièrement espacés sur l'échelle logarithmique. Nous considérons jusqu'à 21 décalages.

Nous contrôlons également les tendances à long terme et la saisonnalité à l'aide de deux variables prédictives : le temps et le jour de la semaine. Le temps est ajusté comme une spline cubique naturelle avec 8 degrés de liberté par année et une variable catégorielle indiquant le jour de la semaine est ajustée avec une relation linéaire.

Modèle

Le nombre de décès nationaux quotidiens par groupe d'âge et par sexe est ensuite régressé par rapport à la fonction de base croisée de la température nationale moyenne quotidienne retardée et des deux variables de contrôle dans un cadre de régression

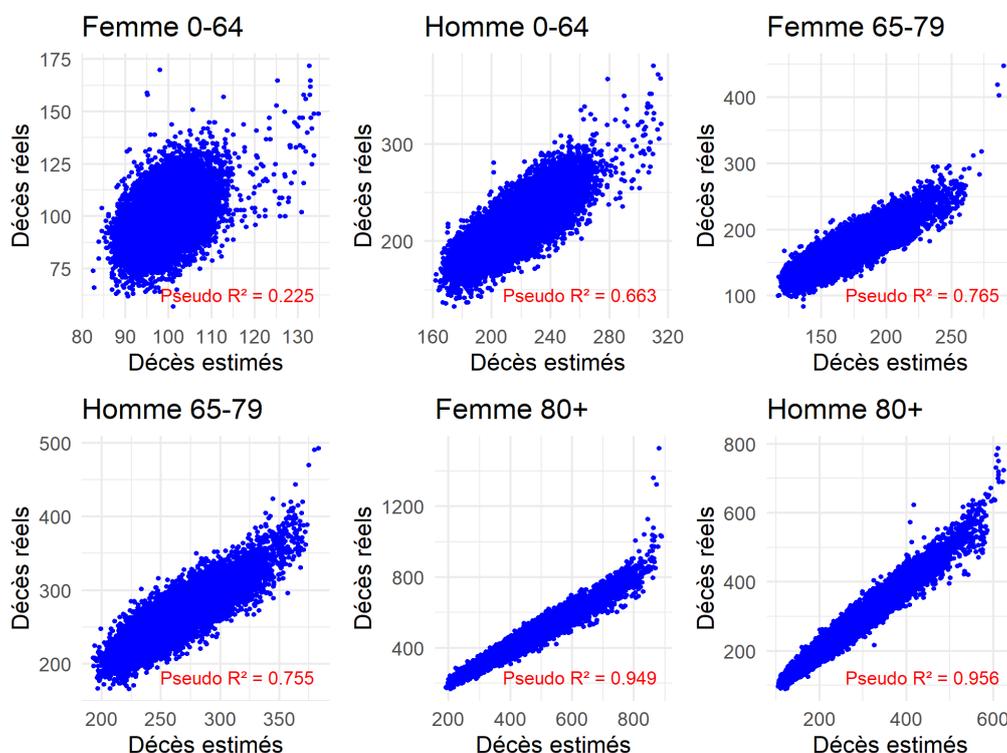
¹²DLNM : Distributed Lag Non-Linear Models. RDocumentation at [packages/stats/versions/3.6.2/topics/glm](https://cran.r-project.org/web/packages/stats/versions/3.6.2/topics/glm)

quasi-Poisson avec un lien logarithmique à l'aide de la fonction GLM ¹³ du *package stats* de R.

Ajustement du modèle

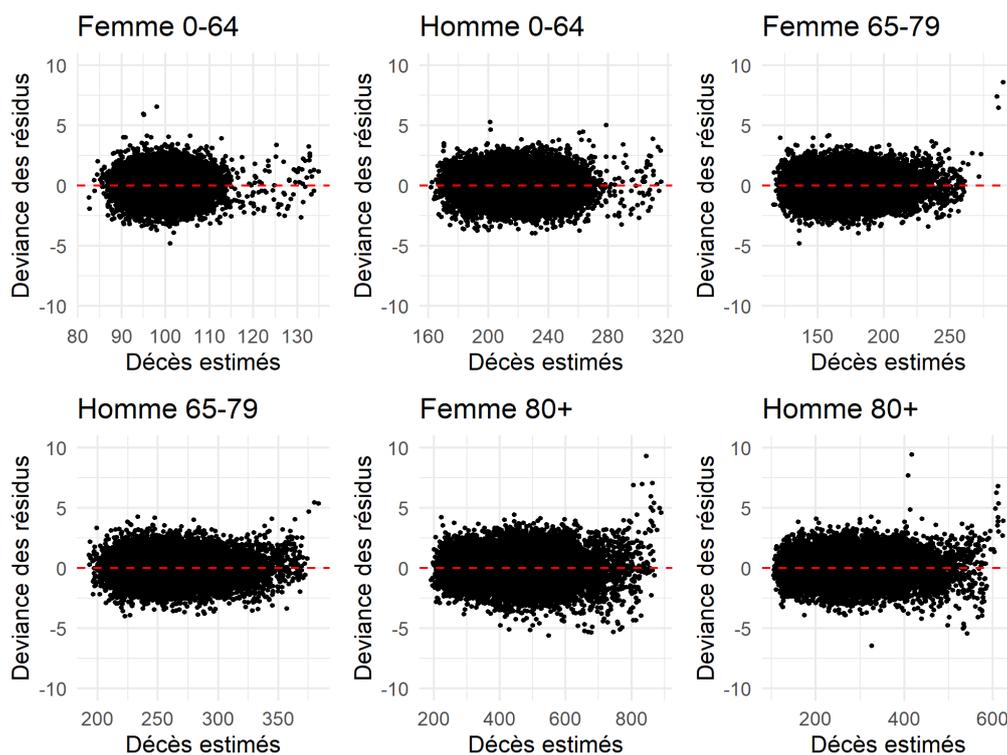
Pour évaluer la qualité de l'ajustement du modèle, nous calculons le pseudo R^2 pour chaque sous-groupe (figure 16), c'est-à-dire la proportion de la variation des données expliquée par le modèle par rapport au modèle nul. Nous observons un bon ajustement pour les valeurs centrales et faibles du décès, alors que les points extrêmes élevés ne sont pas bien capturés. L'analyse des graphiques des résidus de déviance en fonction des dates (figure 17) confirme ce diagnostic et permet de localiser les valeurs extrêmes (ex. valeurs extrêmes (par exemple, la vague de chaleur de 2003 et le COVID). Le modèle est bien adapté aux deux sexes pour les âges supérieurs à 65 ans mais est peu performant pour le sous-groupe des femmes de 0 à 64 ans.

FIGURE 16 : Adéquation (fit) entre le nombre de décès estimé et réel par sexe et groupe d'âge du modèle de régression quasi-poisson



¹³Glm : Fitting Generalized Linear Models. RDocumentation at [pa-ckages/stats/versions/3.6.2/topics/glm](https://www.rdocumentation.org/packages/stats/versions/3.6.2/topics/glm)

FIGURE 17 : Déviance des résidus du modèle



Calcul des risques relatifs

Les risques relatifs (RR) sont calculés à l'aide de la fonction *crosspred* du *package DLNM*. Cette fonction nécessite l'utilisation d'une valeur de centrage, utilisée comme référence pour la prédiction. Cette référence est la valeur de température pour laquelle nous considérons que le RR est égal à 1. Nous avons utilisé le MMT (*minimum mortality temperature*, ou en d'autres termes, l'optimum thermique) de chaque sous-groupe comme valeur de centrage. Chaque MMT a été calculée comme la température qui minimise la relation température/mortalité, représentée par un polynôme du second degré.

B Le krigeage : méthode d'interpolation spatiale

L'interpolation spatiale est utilisée dans divers domaines pour cartographier des données géographiques. En effet, de nombreuses analyses nécessitent d'acquérir des valeurs réparties sur l'ensemble d'un territoire. Cependant, les relevés de ces valeurs ne peuvent s'effectuer qu'en des points spécifiques, au sein de stations adaptées. L'interpolation spatiale, et notamment le krigeage qui est une des méthodes disponibles pour l'interpolation linéaire, permet ainsi, à partir de relevés ponctuels, d'estimer ces valeurs sur l'ensemble du territoire, et ce, avec un maillage bien plus fin que celui des stations de mesures. Dans le cadre de notre étude, nous restreindrons l'utilisation du krigeage au plan et à des données de pollution.

L'interpolation linéaire consiste à estimer, à partir de n valeurs prises en des points environnants de coordonnées $(x_i, y_i)_{i \in \{1, \dots, n\}}$, la valeur en un point (x_0, y_0) . En notant $V(x, y)$ la fonction qui donne la valeur souhaitée au point (x, y) , cela revient à estimer la valeur des poids $w_i, i \in \{1, \dots, n\}$ dans la relation suivante :

$$\hat{V}(x_0, y_0) = \sum_{i=1}^n w_i V(x_i, y_i) \quad (18)$$

Le krigeage réalise cette estimation en évaluant le degrés de similarité entre les valeurs relevées en différents points. Cela revient à évaluer la covariance entre ces valeurs en fonction de la distance entre les points de calcul.

Cette méthode impose les contraintes suivantes :

- Contrainte de linéarité : les valeurs estimées dépendent linéairement des valeurs aux autres points.
- Contrainte d'autorisation : l'erreur d'estimation $\hat{V} - V$ prise au point (x_0, y_0) a un moment du second ordre.
- Contrainte de non biais : l'estimateur est non-biaisé, $\mathbb{E}[\hat{V} - V] = 0$.
- Contrainte d'optimalité : l'erreur d'estimation doit être de variance minimale.

Il existe trois méthodes de krigeage qui dépendent de la variable à interpoler.

- Le krigeage simple, qui s'applique pour une variable aléatoire stationnaire d'espérance connue.
- Le krigeage ordinaire, qui s'applique pour une variable aléatoire stationnaire d'espérance inconnue.
- Le krigeage universel, qui s'applique pour des variables qui comportent un terme de dérive et qui ne sont donc pas stationnaires.

N'ayant pas d'information sur le terme de dérive et sur la moyenne de valeur de pollution, on utilise la méthode de krigeage ordinaire (OK) pour notre étude qui est la méthode la plus utilisée dans ce type d'études [31].

Variogramme

Le calcul des poids w_i se fait en utilisant le variogramme $\gamma(h)$ qui représente la variabilité de la valeur recherchée en fonction de la distance h entre deux points et défini de la manière suivante :

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} \mathbb{E}[(V(x, y) - V(x + h, y + h))^2]$$

Dans le cadre du krigeage, on modélise cette fonction pour représenter la structure spatiale des données en choisissant un modèle de variogramme théorique approprié (linéaire, sphérique, exponentiel, gaussien, etc.). Nous avons utilisé le modèle sphérique qui est un modèle de référence pour les études géospatiales de pollution atmosphérique [36] et qui prend la forme suivante :

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C \left(\frac{3h}{2a} - \frac{h^3}{2a^3} \right), & \text{si } 0 \leq h \leq a, \\ C_0 + C, & \text{si } h > a. \end{cases} \quad (19)$$

où C_0 représente le "nugget" généralement nul et a la portée, c'est à dire la distance à partir de laquelle le variogramme est constant égale à $C_0 + C$ qui est le palier.

Implémentation

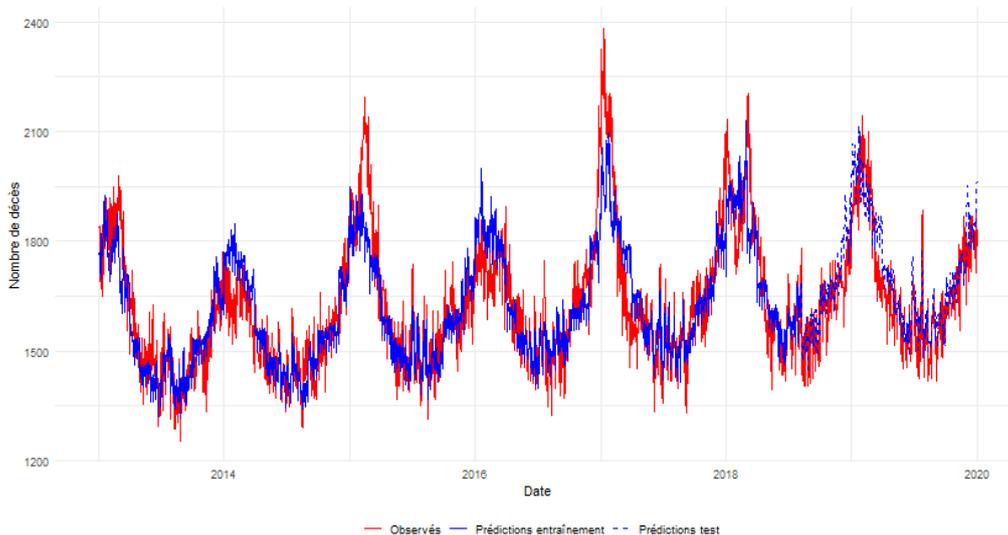
On applique le krigeage ordinaire avec variogramme sphérique en Python à l'aide de la bibliothèque `PyKrige` sur une maille de 5 km^2 pour chaque polluant.

On applique ensuite un masque des délimitations des villes, afin de calculer la quantité de polluant présent dans l'air à une date donnée en moyennant sur les différentes mailles contenues au sein du polygone représentant chaque ville.

C Ajustement et résultats du modèle climatique joint

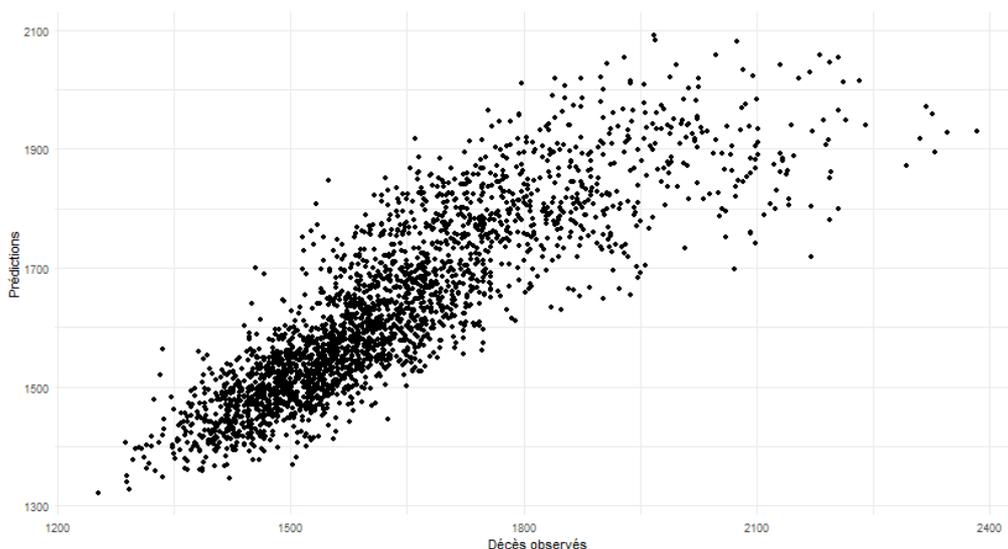
C.1 Qualité de l'ajustement

FIGURE 18 : Prévisions du modèle climatique joint sur les données d'entraînement et de test



Ce graphique compare le nombre de décès prédits par le modèle climatique joint sur les données d'entraînement (ligne continue bleue) et de validation (ligne discontinue bleue) aux décès observés (en rouge). Il montre un bon ajustement du modèle aux données réelles ainsi que l'absence de sur-ajustement.

FIGURE 19 : Comparaison entre les décès prédits par le modèle climatique joint et ceux observés



Ce graphique compare le nombre de décès prédits par le modèle climatique aux décès observés. Le modèle estime globalement bien les décès, mais présente des performances moins bonnes pour les valeurs élevées.

C.2 Surfaces de risques par groupe d'âge et sexe

Les graphiques présentent l'effet joint de la température moyenne et de l' O_3 sur le nombre de décès, compte tenu de celui des $PM_{2.5}$ et l'effet joint de la température moyenne et des $PM_{2.5}$ sur le nombre de décès, compte tenu de celui de l' O_3 par groupe d'âge et par sexe. La palette de couleur indique une augmentation (en rouge) et une diminution (en vert) du nombre de décès. On constate un effet cocktail sur le nombre de décès lorsque la température est aux extrémités (hautes et basses) de sa distribution et que la pollution est haute.

FIGURE 20 : Effet joint de la température, de l' O_3 et des $PM_{2.5}$ chez les 0-64 ans.

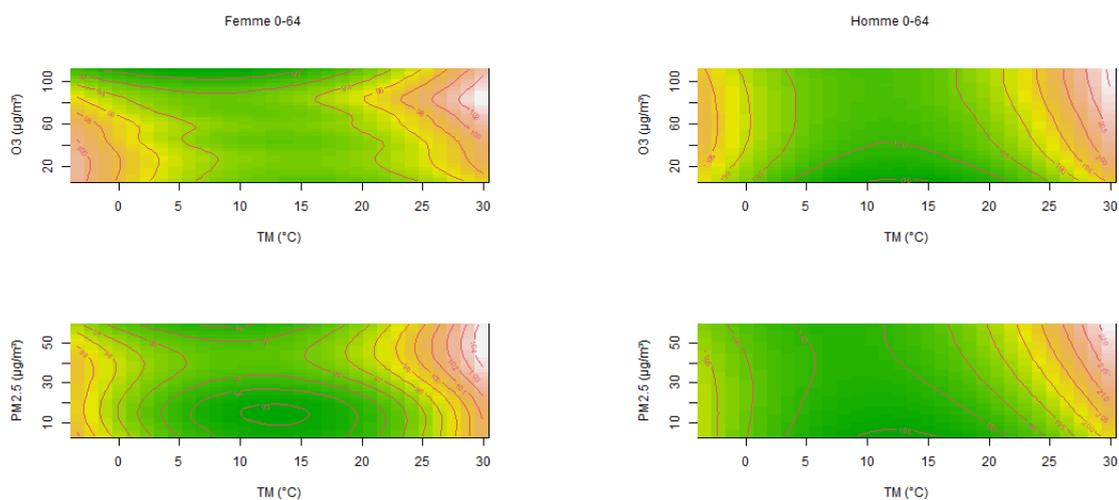


FIGURE 21 : Effet joint de la température, de l' O_3 et des $PM_{2.5}$ chez les 65-79 ans.

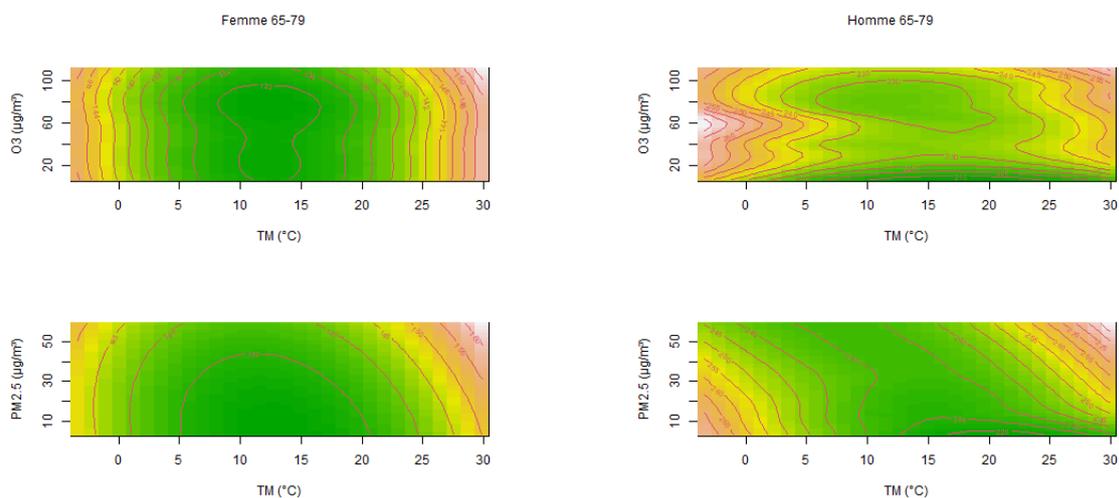


FIGURE 22 : Effet joint de la température, de l' O_3 et des $PM_{2.5}$ chez les 80 ans et plus.

