

ENVIRONNEMENT

DÉCEMBRE 2017

ÉTUDES ET ENQUÊTES

IMPACTS DE LA TEMPÉRATURE

SUR LA MORTALITÉ

DANS 18 ZONES URBAINES FRANÇAISES

ENTRE 2000 ET 2010

Résumé

Impacts de la température sur la mortalité dans dix-huit zones urbaines françaises entre 2000 et 2010

Santé publique France a mis en place un réseau visant à suivre la relation température-mortalité à partir d'études multicentriques en séries temporelles dans 18 zones urbaines françaises. Ses premiers travaux portent sur les impacts de la chaleur et du froid sur la période 2000-2010.

La relation température-mortalité est très homogène dans les zones étudiées. Le froid a un effet progressif, étalé sur plusieurs jours, et visible à des températures douces (inférieures au percentile 49). La chaleur a un effet très rapide, concentré sur les premiers jours, éventuellement suivi d'un effet moisson. Au-delà du percentile 99,2, l'augmentation immédiate de la mortalité n'est que partiellement compensée par l'effet moisson, qui disparaît totalement aux percentiles supérieurs à 99,8. Pour une température extrême (percentile 99,9) la mortalité cumulée sur 21 jours est 1,96 fois plus importante (risque relatif (RR) : 1,959 [IC 95% 1,587 : 2,418]) que pour une température médiane.

Sur l'ensemble des 18 zones urbaines, entre 2000 et 2010, le froid est responsable de 3,9% [3,2 : 4,6] de la mortalité, et la chaleur de 1,2% [1,1 : 1,2] en considérant l'impact global, et 0,5% [0,4 : 0,6] en prenant en compte de l'effet moisson. L'impact du froid résulte de RR faibles s'appliquant un nombre important de jours dans l'année (jours où la température est située entre les percentiles 2,5 et 25 de la distribution des températures), celui de la chaleur à des RR élevés s'appliquant rarement (jours où la température est supérieure au percentile 90 de la distribution des températures).

Ces résultats mettent en avant la forte non-linéarité de la relation température-mortalité, et la dissymétrie entre les dynamiques temporelles des impacts du froid et la chaleur. La répétition de telles études dans le temps permettra de tester des hypothèses concernant les dynamiques spatio-temporelles et *in fine* contribuera à dimensionner la surveillance et la prévention dans un contexte de changement climatique.

MOTS CLÉS : TEMPÉRATURE, MORTALITÉ, CHANGEMENT CLIMATIQUE

Citation suggérée : Mathilde Pascal M, Wagner V, Corso M. *Impacts de la température sur la mortalité dans dix-huit zones urbaines françaises entre 2000 et 2010*. Saint-Maurice : Santé publique France, 2017. 61 p.
Disponible à partir de l'URL : www.santepubliquefrance.fr

ISSN : EN COURS – ISBN-NET : 979-10-289-0386-2 - RÉALISÉ PAR LA DIRECTION DE LA COMMUNICATION, SANTÉ PUBLIQUE FRANCE — DÉPÔT LÉGAL : DÉCEMBRE 2017

Abstract

Temperature impacts on mortality in eighteen French urban areas between 2000 and 2010

Santé publique France has set up a network of 18 French urban areas to monitor the temperature-mortality relationship through multicentric time series studies. Its first results document the impacts of heat and cold during the 2000-2010 period.

The temperature-mortality relationship was homogenous in the studied areas. Cold has a progressive impact, spread over several days, and significant from moderate temperatures (below percentiles 49). Heat has a rapid impact, focused on the first days following exposure, and followed by a harvesting effect. Above percentile 99.2, the immediate increase in mortality is only partially compensated by the harvesting effect, which totally disappears at temperature higher than percentile 99.8. For an extreme temperature (percentile 99.9), the mortality cumulated over 21 days is 1.96 fold higher (relative risk (RR) 1.959 [IC 95% 1,587:2,418] than for a median temperature.

Across the 18 urban areas, between 2000 and 2010, cold was responsible for 3.9% [3.2 :4.6] of the mortality, and heat for 1.2% [1.1:1.2] considering the global impact, and 0.5 % [0,4:0,6] when including the harvesting effect. Cold impact is mostly due to small RR on temperatures that are frequently observed (temperatures between percentiles 2.5 and 25), and heat impact to larger RR on temperatures that remain unusual (temperatures exceeding percentile 90).

These results underline the strong non-linearity of the temperature-mortality relationship, and the dissymmetry between heat and cold. The reproduction of such studies through time will allow testing hypotheses regarding the spatio-temporal dynamics, and in fine will contribute to dimension surveillance and prevention in the context of climate change.

KEY WORDS: TEMPERATURE, MORTALITY, CLIMATE CHANGE

Ont participé à cette étude et à la rédaction de ce rapport

Mathilde Pascal

Vérène Wagner

Magali Corso

Direction santé environnement, Santé publique France, Saint-Maurice, France

Relecture scientifique

Johanna Lepeule, Institut national de la santé et de la recherche médicale, France

Abréviations

RR	Risque relatif
PM₁₀	Particule fine de diamètre aérodynamique inférieur à 10 µg/m ³
PNC	Plan national canicule
Sacs	Système d'alerte canicule et santé
Psas	Programme de surveillance air et santé

Sommaire

1. CONTEXTE	7
1.1. Chaleur, froid et santé	7
1.2. Un réseau de zones urbaines pour étudier les impacts de la température sur la mortalité	8
2. MÉTHODE	10
2.1. Choix et définition des zones d'étude	10
2.2. Période d'étude	10
2.3. Indicateurs de températures retenus	10
2.4. Indicateur de pollution	11
2.5. Indicateur sanitaire	11
2.6. Analyses statistiques	11
3. RÉSULTATS	14
3.1. Caractéristiques des zones d'études	14
3.2. Influence de la température sur la mortalité	16
3.3. Facteurs influençant la relation température-mortalité	21
3.4. Influence de la vague de chaleur de 2003 sur la relation température mortalité	21
3.5. Part de la mortalité attribuable aux températures froides et chaudes dans les zones urbaines	23
4. DISCUSSION	26
4.1. La relation température-mortalité en France	26
4.2. Conséquences pour la prévention des impacts du froid sur la mortalité	28
4.3. Conséquences pour la prévention des impacts de la chaleur sur la mortalité	29
Références bibliographiques	33
5. ANNEXES	37
5.1. Graphiques des RR recentrés cumulés sur 0-21 jours par zone	37
5.2. Évolution journalière des risques relatifs issus de la méta-analyse pour différents percentiles de température	42
5.3. Courbe exposition-risque prédites à partir de la méta-régression	43
5.4. Distribution de la température moyenne (percentiles et seuil d'alerte canicule du Sacs) et fractions attribuables à la chaleur et au froid (fraction calculée sur 0-21 jours, (IC 95%))	45

1. CONTEXTE

1.1. Chaleur, froid et santé

Les mécanismes biochimiques du corps humain sont les plus efficaces lorsque la température interne est d'environ $36,8^{\circ}\text{C} \pm 0,5^{\circ}\text{C}$. Cette température est maintenue stable malgré les variations de la température ambiante par la thermorégulation, via des mécanismes physiologiques inconscients (ex : les frissons pour réchauffer le corps quand il fait froid et la transpiration pour évacuer la chaleur), et via une adaptation des comportements (ex : l'habillement, le chauffage, l'augmentation ou la réduction de l'activité physique...). La combinaison de ces mécanismes physiologiques et comportementaux permet aux hommes de voyager, de s'adapter à de nouveaux environnements climatiques, et de vivre sous pratiquement tous les climats observés sur Terre (1).

La thermorégulation implique ainsi les systèmes cardiovasculaires, rénaux, la peau, et les capacités cognitives. Son efficacité varie selon l'âge, l'état de santé de la personne, ou encore la prise de certains médicaments.

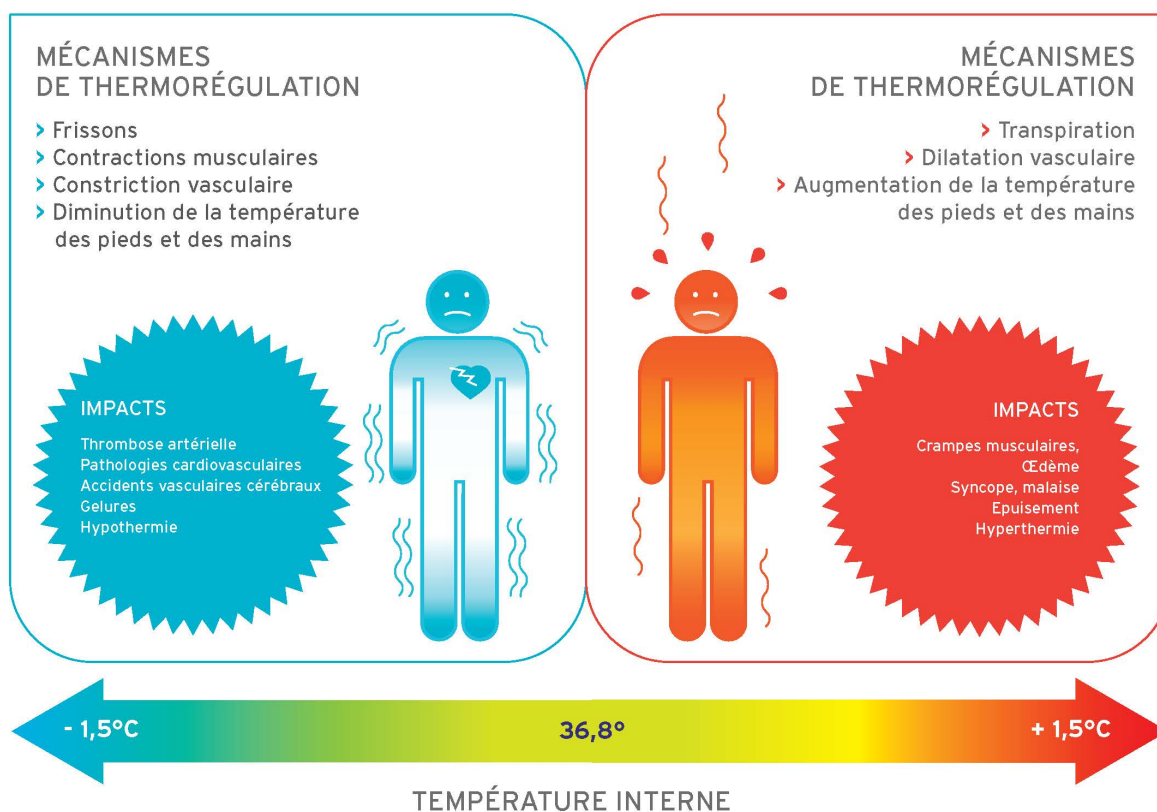
Plusieurs jours sont nécessaires pour parvenir à une thermorégulation efficace lorsqu'on est exposé à des températures inhabituelles, comme en cas d'épisodes de froid ou de chaleur extrême, lors de variations rapides de la température, ou au cours d'un voyage. On estime par exemple qu'une personne en bonne santé voyageant dans un pays plus chaud aurait besoin de 2 à 6 semaines pour s'habituer à cette chaleur (1). Quand la thermorégulation ne fonctionne plus, la température interne chute ou augmente. Au-delà de $36,8^{\circ}\text{C} \pm 1,5^{\circ}\text{C}$, une détérioration rapide de l'état de santé général est observée, pouvant conduire à des séquelles graves ou au décès (1) (Figure 1).

La température n'a pas besoin d'être extrême pour constituer un risque pour la santé, en particulier lorsque des facteurs viennent aggraver l'exposition (ex : activité physique, environnement physique concentrant la chaleur ou le froid) ou réduire l'efficacité de la thermorégulation (ex : âge, état de santé de la personne, défaut d'acclimatation, prise de certains médicaments) (1). Plus une température est inhabituelle plus la part de la population qui éprouvera des difficultés à maintenir une thermorégulation efficace augmente (1).

Ceci s'est illustré pendant la canicule d'août 2003, quand des températures très élevées ont causé près de 15 000 décès en excès en France (2). Les études épidémiologiques menées à la suite de cette vague de chaleur (3-7) ont permis d'identifier les facteurs de risques et les populations les plus vulnérables, afin d'orienter les recommandations du Plan national canicule (PNC) (8). Ce plan s'appuie sur un système d'alerte fondé sur les prévisions météorologiques (système d'alerte canicule et santé Sacs) (9, 10) et sur un suivi d'indicateurs sanitaires dans le cadre de la surveillance syndromique du programme Sursaud® (11, 12). Des bilans et retours d'expériences sont mis en place après chaque été, conduisant éventuellement à des études *ad hoc*, dans un processus continu d'amélioration de la prévention du risque canicule.

I FIGURE 1 I

Mécanismes de thermorégulation et impact sur la santé



Depuis la mise en place du PNC, la France n'a pas connu de canicule équivalente, sur le plan climatique, à celle de 2003. En juillet 2006, une canicule moins intense et moins étendue géographiquement que 2003, mais plus longue, a été associée à environ 2 000 décès en excès sur la première quinzaine de juillet (3). En 2015, plusieurs épisodes très intenses mais courts ont été associés à environ 3 000 décès en excès (13). La surmortalité observée en 2006 et 2015 soulignent que la chaleur extrême continue à engendrer une surmortalité significative, malgré les importants efforts et progrès observés en matière de prévention.

À l'opposé, les épisodes de grand froid ne se traduisent pas par une augmentation massive de la mortalité comparable à ce qui peut être observé pendant les vagues de chaleur (14). Le froid compte par ailleurs parmi les facteurs de risques contribuant à la surmortalité hivernale (15).

1.2. Un réseau de zones urbaines pour étudier les impacts de la température sur la mortalité

Si plusieurs études ont documenté l'impact des vagues de chaleur en France (2-4, 6, 10, 16) et dans une moindre mesure des vagues de froid (14), l'absence d'étude approfondie sur la dynamique de la relation température-mortalité était un frein à l'interprétation des impacts observés et au dimensionnement des outils de prévention. C'est pourquoi Santé publique France a mis en place un réseau climat et santé visant à suivre la relation entre la température et la mortalité à partir d'études multicentriques en séries temporelles dans 18 zones urbaines françaises métropolitaines. Ce réseau s'appuie sur le modèle multicentrique du programme air et santé (Psas) qui documente depuis près de vingt ans la relation entre polluants de l'air

et santé dans les zones urbaines françaises (17). Le réseau climat et santé a été conçu comme un système jumeau du programme de surveillance air et santé (Psas), avec lequel il partage des méthodes communes, en particulier la modélisation par des séries temporelles qui est aujourd'hui l'outil le plus adapté pour l'analyse des impacts à court-terme de la température sur la santé. Les données sont également partagées : les variables météorologiques sont utilisées comme facteurs de confusion dans les études sur les effets de la pollution sur la santé, et les polluants dans les études sur les effets de la température sur la santé. Cette complémentarité permet enfin de prendre en compte de manière cohérente les interactions possibles entre les températures et la pollution de l'air, les travaux récents du Psas ayant mis en évidence un possible effet modificateur des températures chaudes sur l'effet des polluants de l'air (18, 19).

Le réseau climat et santé a pour objectif de produire régulièrement des études épidémiologiques documentant l'impact de variables météorologiques sur la santé en zone urbaine, un suivi dans le temps de l'évolution du risque étant d'autant plus nécessaire dans un contexte de changement climatique rapide (20).

Ces travaux visent à aider à l'interprétation des impacts observés lors des vagues de chaleur et des vagues de froid, à tester des hypothèses concernant les dynamiques spatio-temporelles et les facteurs de risques environnementaux, et *in fine* à contribuer à l'aide à la décision dans la planification de la prévention, et pour l'identification de mesures d'adaptation pertinentes.

Le réseau a également rejoint en 2017 le réseau international multi-pays multi-ville (MCC) qui rassemble les données de plus de 500 villes de 24 pays et dont l'objectif est de faciliter la réalisation d'études épidémiologiques multicentriques sur le climat à travers le monde (21, 22).

Ce rapport présente les résultats d'analyses menées dans les 18 villes métropolitaines avec les objectifs suivants :

- étudier la forme globale de la relation température-mortalité en France ;
- examiner si cette relation, et en particulier son profil temporel dans les jours suivants l'exposition, varie selon l'intensité de la température ;
- identifier si des différences existent entre villes, et si elles sont explicables par des données contextuelles ;
- estimer la fraction de la mortalité attribuable à la chaleur et au froid dans chacune des villes pour la période 2000-2010.

Ces résultats doivent contribuer au dimensionnement de la prévention des impacts de la chaleur et du froid en France.

2. MÉTHODE

2.1. Choix et définition des zones d'étude

Les zones d'études participantes au réseau ont été sélectionnées sur des critères de taille (plus de 100 000 habitants) et de diversité climatique (Tableau 1). Dix-huit zones d'études, qui participent également au Psas ont été retenues. Les critères du Psas pour définir les zones d'études ont été conservés (critères de disponibilité des données de pollution et d'homogénéité de la pollution sur la zone), ce qui permet de simplifier l'utilisation des données de pollution de l'air comme facteur de confusion.

2.2. Période d'étude

Pour cette analyse, la période d'étude retenue est 2000-2010. Elle inclut une période sans prévention des impacts des canicules (2000-2003) et une période pendant laquelle le PNC était actif (2004-2010). La restriction de la période d'étude à 2004-2010 a fait l'objet d'une analyse de sensibilité.

2.3. Indicateurs de températures retenus

L'indicateur le plus couramment utilisé dans la littérature est la température de l'air (température moyenne, maximale ou minimale), parfois ajustée sur l'humidité (23). Les données de températures et d'humidité sont usuellement mesurées par les services météorologiques, selon des normes édictées par l'Organisation météorologique mondiale et suivies par Météo-France. La température de l'air est mesurée sous abri à 1,5 mètre du sol (en °C), dans un environnement respectant plusieurs conditions telles que terrain plat, sol recouvert de végétation basse, à l'écart d'ombres, loin d'une étendue d'eau et de sources de chaleur artificielles ou réfléchissantes... Différents indicateurs d'humidité sont disponibles, notamment l'humidité absolue¹ (en $\mu\text{g}/\text{m}^3$) et l'humidité relative² (en %).

Quelques études épidémiologiques ont comparé les performances de ces indicateurs pour l'analyse de la mortalité, montrant des différences en fonction des zones d'étude, de l'âge et des saisons, mais sans parvenir à identifier de meilleur indicateur de température ou d'humidité. Dans certaines études, la température moyenne était mieux corrélée avec la mortalité que la température maximale ou minimale (24), alors que d'autres mettaient en avant le rôle de l'humidité (25). La recommandation issue de la littérature est donc de choisir les variables météorologiques jugées pertinentes pour le contexte étudié (26, 27). Dans le cadre de la mise en place du réseau climat et santé, une analyse exploratoire comparant plusieurs indicateurs météorologiques a été menée sur Paris et la Petite couronne. Elle a conclu que la température moyenne était un bon indicateur pour les objectifs poursuivis, et qu'il n'y avait pas de valeur ajoutée à intégrer l'humidité dans les modèles température-mortalité, ni à utiliser un indicateur mixant température et humidité plutôt que la température seule (28).

Cette étude pilote sur Paris avait également comparé les performances obtenues en utilisant les températures mesurées par une station de référence, ou en combinant les données de températures de plusieurs stations, en pondérant sur la population ou sur l'occupation des sols au voisinage de la station (28). Les tests réalisés ont conclu que l'utilisation des données d'une seule station était suffisante compte-tenu de l'homogénéité des températures mesurées par les stations. Il faut noter que la géographie de la région parisienne est favorable à une

¹ L'humidité absolue correspond à la quantité d'eau contenue dans l'air.

² L'humidité relative se définit par le rapport de la pression exercée par la vapeur d'eau contenue dans l'air atmosphérique à une température donnée sur la pression de la vapeur d'eau saturante.

homogénéisation importante des températures, et qu'il aurait été nécessaire de conduire des tests similaires sur un sous-échantillon de villes présentant des profils topographiques plus variés. Toutefois seule la zone d'étude de Paris disposait de suffisamment de stations météorologiques dans son périmètre pour mener à bien de tels tests.

La température moyenne est donc utilisée pour cette étude, mesurée pour une station de référence (station automatique) située dans chaque zone d'étude (Tableau 1).

2.4. Indicateur de pollution

L'ozone et les particules fines de diamètre aérodynamique inférieur à $10 \mu\text{g}/\text{m}^3$ (PM_{10}) ont été utilisés comme indicateur de la pollution de l'air et possibles facteurs de confusions. Les données de particules fines de diamètre aérodynamique inférieur à $2,5 \mu\text{g}/\text{m}^3$ ($\text{PM}_{2.5}$) n'étaient pas disponibles sur l'ensemble de la période d'étude.

Les indicateurs d'exposition à l'ozone et aux PM_{10} ont été calculés selon les préconisations du Psas (18, 19). Pour l'ozone, il a été possible de créer des séries continues sur la période d'étude dans chaque zone. Pour les PM_{10} , plusieurs changements de stations et de méthodes de mesures ont été documentés dans les zones entre 2000 et 2010.

Des analyses de sensibilité excluant les indicateurs de PM_{10} et d'ozone ont été réalisées.

2.5. Indicateur sanitaire

Les analyses ont portées sur la mortalité journalière toutes causes, tous âges. Les données ont été obtenues auprès du Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès de l'Institut national de la santé et de la recherche médicale.

Des données de population et socio-économiques (nombre de foyers non-imposables) ont été obtenues pour l'année 2010 auprès de l'Institut national de la statistique et des études économiques.

2.6. Analyses statistiques

Dans chaque zone d'étude, la relation température-mortalité est étudiée à l'aide d'un modèle linéaire généralisé avec une distribution poissonnienne de la mortalité en prenant en compte la sur-dispersion des données. Le modèle inclut la température moyenne, le jour de la semaine, les jours fériés, les PM_{10} et l'ozone. Afin de prendre en compte la tendance à long terme et la saisonnalité, le modèle comprend également une *natural spline* du temps. Cette *spline* est à 8 degrés de liberté par an pour Paris, Marseille, Lille et Lyon et 3 degrés de liberté par an pour les autres zones d'étude pour lesquelles le nombre journalier de décès est plus faible, ceci pour éviter un sur-ajustement.

L'association avec la température est modélisée à l'aide de modèles non-linéaires à retards distribués (29). Ces modèles permettent de décrire des associations non-linéaires retardées en combinant deux fonctions définissant d'une part l'association dose-réponse et d'autre part l'association dans la dimension des retards. L'association dans la dimension des retards représente la variation temporelle du risque après une exposition spécifique et elle estime la distribution des effets immédiats et retardés sur l'ensemble de la période des retards. Ceci permet d'explorer la persistance de l'effet de la température plusieurs jours après l'exposition, et de détecter une éventuelle sous-mortalité indicatrice d'un effet moisson. Cet effet moisson correspondrait à faire l'hypothèse que des événements inhabituels tels que les fortes chaleurs affectent prioritairement les individus les plus fragilisés qui seraient décédés dans les semaines ou les mois suivant.

Plus précisément, dans notre étude, l'association dans la dimension des températures est modélisée à l'aide d'une *B-spline* quadratique avec trois nœuds internes placés aux percentiles 1, 60 et 99 de la distribution des températures. Le choix du nombre et de la position des nœuds a été obtenu à l'aide du critère d'Akaike. L'association dans la dimension des retards est modélisée à l'aide d'une *natural spline* avec deux nœuds internes équidistants dans l'échelle log afin de permettre plus de flexibilité dans la première partie de la courbe des retards où plus de variabilité est attendue. La période des retards étudiée est fixée à 21 jours.

Dans chaque zone d'étude, l'association température-mortalité est ensuite réduite à l'association cumulée, en cumulant les risques sur la période des retards. Cette étape réduit ainsi le nombre de paramètres à combiner lors de la méta-analyse. Les estimations spécifiques à chaque zone sont alors combinées en utilisant un modèle à effet aléatoire selon la méthodologie développée par Gasparrini *et al.* (30, 31).

Afin de prendre en compte le caractère relatif de la chaleur et du froid en fonction du type de climat considéré, les modèles estiment la mortalité à partir des percentiles de la température moyenne de chaque zone pour la période 2000-2010.

Une méta-régression permettant le cas échéant d'explorer les causes possibles de l'hétérogénéité entre les villes a été effectuée. Les effets modificateurs testés ont été sélectionnés à partir d'une revue de la littérature, et représentent des caractéristiques de la population (densité de population, % de personnes âgées de plus de 74 ans), de son état de santé (taux de mortalité standardisé sur l'âge), de la situation socio-économique (% des ménages non-imposables) et de son environnement (température moyenne annuelle, type de climat, coordonnées géographiques). Ces effets ont été testés avec un test de Wald et l'hétérogénéité résiduelle a été mesurée par la statistique I² de Higgings (32).

Une association température mortalité recentrée a enfin été dérivée pour chaque zone. Cette méthode permet d'avoir des associations robustes établies à partir d'une méta-analyse tout en prenant en compte les spécificités de zone d'études (30, 33, 34). Ces associations température-mortalité recentrées ont permis de déterminer pour chaque zone les percentiles de température pour lesquels la mortalité est minimale, puis de calculer, selon la méthodologie décrite par Gasparrini *et al.* (35), le nombre de décès attribuable à la chaleur et au froid correspondant respectivement aux températures supérieures au percentile de température pour lequel la mortalité est minimale et aux températures inférieures à ce percentile. La contribution de différentes classes de températures à la mortalité a également été étudiée.

L'ensemble des analyses ont été réalisées à l'aide du logiciel R en utilisant le package *dlnm*.

I TABLEAU 1 I

Type de climat, localisation des stations météorologiques, seuils d'alerte canicule, et caractéristiques des indicateurs PM₁₀ et ozone dans chaque zone urbaine

Type de climat	Longitude (°); Latitude (°); Altitude (m)	Nom de la station météorologique	Seuils d'alerte canicule** (min; max) (°C)	Nombre de stations PM ₁₀	PM ₁₀ (concentration journalière moyenne) (µg/m ³)	Nombre de stations ozone	Ozone (maximum sur 8h moyen) (µg/m ³)
Océanique							
Bordeaux	-0,57; 44,83; 16	Bordeaux Mérignac*	21; 35	4	19,9	4	67,9
Le Havre	0,13; 49,5; 70	Le Havre - Cap de la Hève	19; 33	2	19,7	3	66,9
Nantes	-1,55; 47,22; 20	Nantes- Bougenais*	20; 34	2	16,4	5	70,0
Rennes	-1,68; 48,08; 35	Rennes Saint- Jacques*	19; 34	2	27,1	2	65,8
Rouen	1,08; 49,43; 22	Rouen-Boos*	19; 33	2	19,9	5	63,3
Océanique altéré							
Lens-Douai	2,95; 50,4; 37	Lille-Lesquin*	18; 33	1	20,3	3	58,3
Lille	3,07; 50,63; 20	Lille-Lesquin*	18; 33	4	21,1	5	30,1
Paris	2,33; 48,87; 60	Paris Montsouris	21; 31	6	21,0	13	57,9
Toulouse	1,43; 43,6; 146	Toulouse Blagnac*	21; 36	2	20,8	5	73,2
Semi-continentale							
Clermont- Ferrand	3,08; 45,78; 365	Clermont- Ferrand	19; 34	2	20,8	5	73,3
Dijon	5,02; 47,32; 245	Dijon-Longvic*	19; 34	2	19,2	4	31,7
Grenoble	5,72; 45,17; 212	Grenoble*	19; 34	3	21,5	4	66,4
Lyon	4,85; 45,75; 166	Lyon-Bron*	20; 34	3	21,6	5	66,8
Nancy	6,2; 48,68; 222	Nancy-Essey*	18; 34	3	20,3	4	64,8
Strasbourg	7,75; 48,58; 144	Strasbourg – Entzheim*	19; 34	1	20,1	4	62,7
Méditerranéen							
Marseille	5,4; 43,3; 20	Aéroport de Marignane*	24; 35	3	27,1	5	78,1
Montpellier	3,88; 43,6; 35	Montpellier*	22; 35	1	21,0	4	81,5
Nice	7,25; 43,7; 10	Nice*	24; 31	1	23,8	2	87,2

* Station située dans l'aéroport

** Les seuils s'appliquent respectivement aux moyennes glissantes sur trois jours de T_{min} et des T_{max}

3. RÉSULTATS

3.1. Caractéristiques des zones d'études

En 2010, les zones d'études rassemblaient plus de 15 millions d'habitants. Paris est la zone d'étude la plus peuplée et la plus dense, avec 6,6 millions d'habitants et 8 754 habitants par km². Les autres zones d'étude sont contrastées quant à la taille et la population, par exemple Lille est la seconde zone d'étude la plus peuplée avec plus de 1,1 millions d'habitants, mais une densité de population moyenne. À l'inverse, Nice a une population de taille moyenne mais une densité élevée, avec 3 641 habitants par km² (Tableau 2).

La majorité de la population (59%) vit dans des zones avec un climat de type océanique altéré. Environ, 18% de la population vit dans des zones de climat semi-continental, 12% dans des zones méditerranéenne, et 11% dans des zones de climat océanique.

La proportion de personnes âgées de 75 ans et plus varie de 7 à 9% dans l'ensemble des zones, sauf Marseille (10%) et Nice (12%) (Tableau 2). La part de foyers non imposables est également relativement homogène et varie de 40 à 50%, excepté à Paris (38%) et à Lens-Douai (61%) (Tableau 2).

Au total, l'étude a porté sur 1 197 555 décès enregistrés entre 2000 et 2010. En 2010, le taux de mortalité moyen pour 100 000 habitants variait de 595 à Toulouse à 1 033 à Lens-Douai.

I TABLEAU 2 I

Nombre de communes, population, densité de population, part de foyers non imposables et mortalité dans les zones d'études

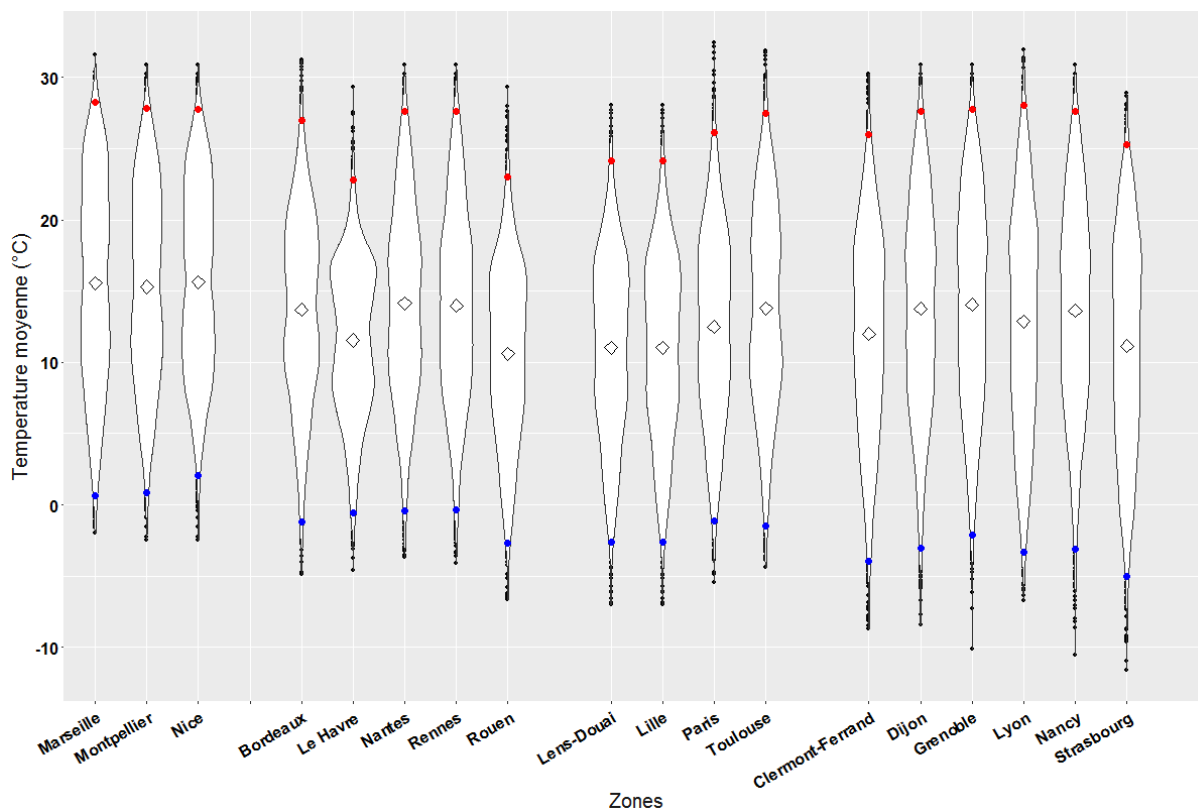
	Nombre de communes dans la zone d'étude	Population (% âgée de 75 ans et plus)*	Densité de population (hab/km ²)*	Part de foyers non imposables (%)*	Nombre total de décès observés entre 2000 et 2010	Taux de mortalité journalier (pour 100 000 habitants) (2010)
Bordeaux	22	651 902 (9%)	1 952	43,3	53 219	737
Le Havre	16	238 795 (9%)	1 305	48,5	24 323	928
Nantes	27	601 460 (8%)	1 005	41,0	43 547	669
Rennes	4	240 769 (8%)	2 153	43,9	16 600	622
Rouen	42	447 009 (9%)	1 255	46,8	41 927	858
Lens-Douai	32	328 068 (8%)	1 434	61,3	36 686	1 033
Lille	85	1 112 470 (7%)	1 819	48,5	90 900	722
Paris	124	6 666 103 (7%)	8 745	38,4	455 460	607
Toulouse	51	764 268 (7%)	1 443	41,0	49 675	595
Clermont-Ferrand	16	227 151 (9%)	1 556	43,6	19 040	789
Dijon	15	237 117 (9%)	1 428	40,8	18 786	736
Grenoble	46	472 741 (8%)	989	40,0	32 738	643
Lyon	19	1 038 916 (8%)	4 492	42,5	77 106	664
Nancy	38	331 903 (8%)	1 019	44,4	28 945	829
Strasbourg	20	440 426 (7%)	1 980	45,8	34 874	732
Marseille	8	970 751 (10%)	2 196	50,4	94 792	873
Montpellier	22	390 962 (8%)	1 261	47,1	26 978	646
Nice	4	435 428 (12%)	3 641	45,8	51 959	1 016

* Recensement 2010

Les zones méditerranéennes se distinguent par des températures plus élevées en hiver que les autres types de climat, et une température annuelle moyenne également plus élevée (Figure 2). Les variations sont plus importantes pour les températures froides. À Nice, la température moyenne n'a jamais été inférieure à 0°C, alors que 5% des jours la température était inférieure à -1°C à Dijon, Nancy ou Strasbourg. L'écart entre le percentile 1 des températures le plus faible (à Nancy) et le plus élevée (à Nice) sur l'ensemble des zones d'étude est de 10,3°C. À l'inverse, l'écart entre le percentile 99 des températures le plus faible (au Havre) et le plus élevé (à Marseille) sur l'ensemble des zones d'étude n'est que de 4,4°C, et des températures supérieures à 30°C sont observées dans 11 des 18 zones d'étude.

I FIGURE 2 I

Distribution de la température moyenne journalière par zone d'étude bleu : percentiles 1, rouge : percentiles 99, losange : moyenne



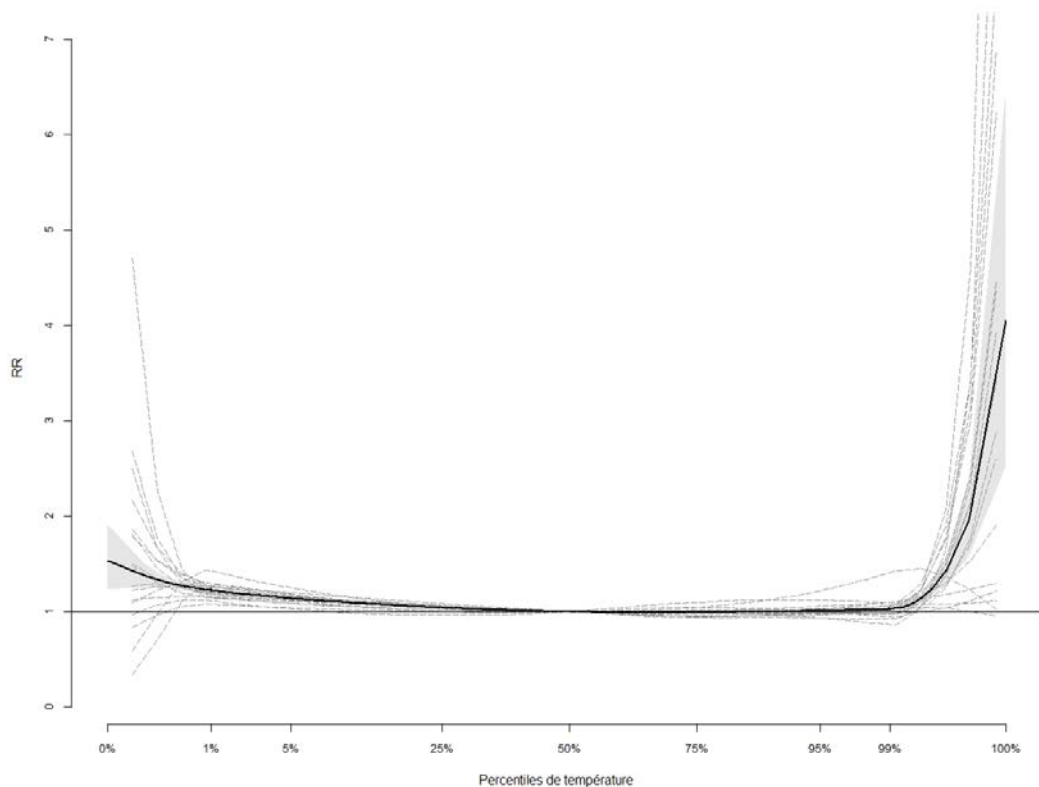
3.2. Influence de la température sur la mortalité

La figure 3 présente l'évolution du risque relatif (RR) sur 0-21 jours pour les percentiles de températures. Les figures des estimations recentrées pour chaque zone d'étude sont détaillées en Annexe 1. La même forme générale de la relation est observée dans l'ensemble des zones d'étude, avec une augmentation progressive de la mortalité pour les températures froides, une augmentation rapide pour les températures chaudes, et une large plage de températures sans influence sur la mortalité. La part de l'hétérogénéité de la relation globale sur 21 jours est modérée avec un I^2 de 60%. Les RR cumulés sur 21 jours issus de la méta-analyse sont non-significatifs du percentile 51 au percentile 99,1 (Figure 3). Ces résultats indiquent que la population des zones étudiées est bien adaptée aux températures modérées habituellement rencontrées sous son climat local, qui n'ont pas d'impact sur la mortalité.

I FIGURE 3 I

Graphe des RR cumulés (0-21 jours) par zones d'études (courbes en pointillé) et du RR cumulé issu de la méta-analyse (courbe en trait plein).

Référence p50, I² de Higgings : 60%

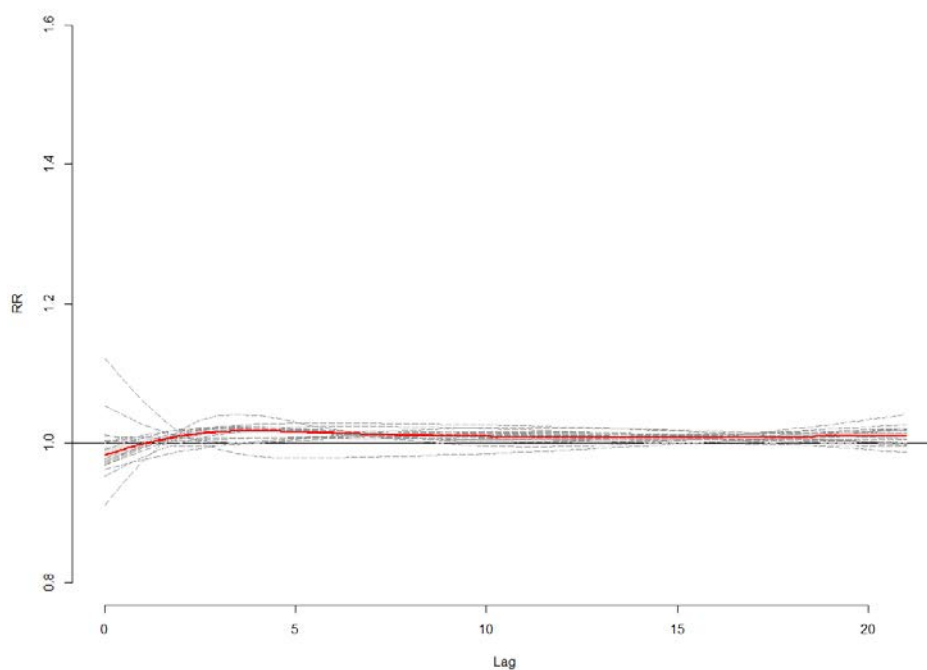


Ces résultats masquent des dynamiques différentes entre les effets de la chaleur et du froid. Dans le cas du froid, le décès ne survient pas immédiatement après l'exposition, mais est retardé quelques jours. Le RR de décès suivant l'exposition au froid est faible mais se maintient sur 21 jours après l'exposition. La figure 4 détaille l'évolution temporelle du RR jour par jour après l'exposition, pour une température correspondant au percentile 1. Elle illustre l'effet différé de trois jours, et qui se maintient sur 21 jours après l'exposition, avec des niveaux de RR stables et inférieurs à 1,02. Cette forme de relation est similaire pour tous les percentiles froids examinés.

Les RR augmentent progressivement lorsque les températures diminuent, sans qu'il y ait de rupture entre le froid modéré (percentiles de 25 à 10), le grand froid (percentiles 10 à 1) et le très grand froid (percentiles ≤ 1). La seule particularité des épisodes les plus extrêmes (percentiles 0,1) est l'apparition d'un impact dès le deuxième jour de l'exposition, mais avec un RR qui demeure faible. Le détail des RR par jour est présenté en annexe 2.

I FIGURE 4 I

Graphes des RR par retards au percentile 1 pour chaque zone urbaine (courbes en pointillé) et celui issu de la méta-analyse (courbe rouge).
Référence p50, I² de Higgings : 5,2%

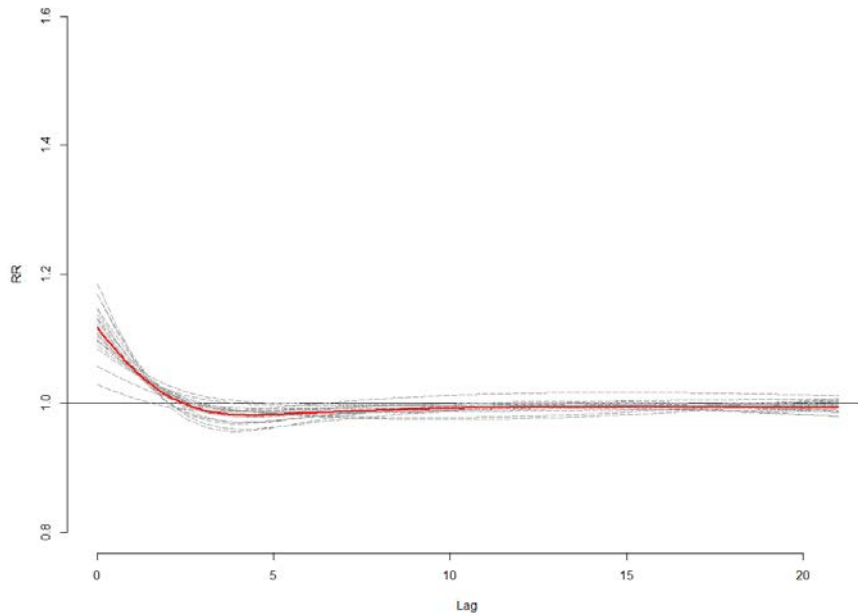


Pour la chaleur, la relation cumulée sur 0-21 jours masque une dynamique temporelle de la relation très différente selon l'intensité de la chaleur. Pour une chaleur modérée (percentiles 75 à 90), une augmentation de la mortalité est observée dans les 3 premiers jours suivants l'exposition, avec un impact maximal observé le jour même, suivi par une sous-mortalité, compatible avec l'hypothèse d'un effet moisson, qui finit par compenser l'augmentation au bout de 21 jours (Figure 5 et Annexe 2). L'effet moisson diminue pour des chaleurs plus intenses (> percentiles 90), et finit par disparaître, avec une augmentation de la mortalité visible jusqu'à 9 jours après l'exposition (Figure 6 et Annexe 2). Pour l'ensemble des zones d'étude, au-delà du percentile 99,2, l'augmentation immédiate de la mortalité n'est que partiellement compensée par l'effet moisson, qui disparaît totalement aux percentiles supérieurs à 99,8. L'augmentation du RR est très importante entre le percentile 99,8 (RR cumulé sur 0-21 jours 1,44 [1,30:1,60]), et le percentile 99,9 (RR cumulé sur 0-21 jours 1,96 [1,59 :2,42]) (Figure 7 et Annexe 2). Quand la température atteint le percentile 99,9 (qui varie de 26,5°C au Havre, 31,2°C à Lyon), la mortalité cumulée sur les 3 jours suivants est 1,80 fois plus importante (RR 1,79 [IC 95% 1,61 :2,01]) que la mortalité observée pour une température médiane (qui varie 11,6°C au Havre, 13,1°C à Lyon), et la mortalité cumulée sur 21 jours est 1,96 fois plus importante (RR 1,96 [IC 95% 1,59 :2,42]).

Ainsi, contrairement aux effets du froid, les effets de la chaleur sur la mortalité sont immédiats, avec un RR cumulé sur 0-3 jours systématiquement supérieur au RR cumulé sur 0-21 jours, sauf aux chaleurs les plus extrêmes (> percentiles 99,9) qui marquent une rupture nette par rapport aux fortes chaleurs (percentiles 99 à 99,8) (Figure 7). Le seuil à partir duquel l'effet moisson sur les 21 jours ne compense plus l'augmentation immédiate de la mortalité varie selon les zones d'étude (Tableau 3).

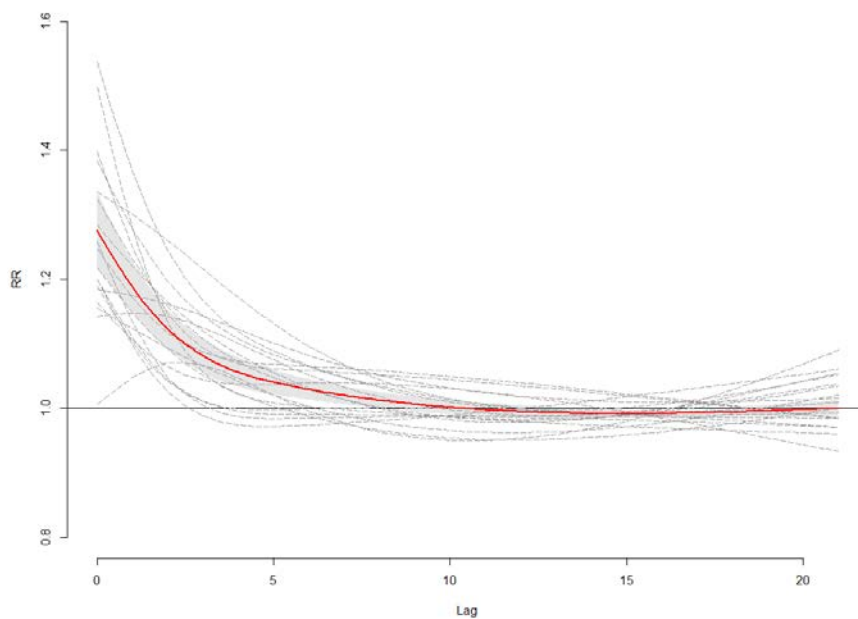
I FIGURE 5 I

Graphe des RR par retards au percentile 99 pour chaque zone (courbes en pointillé) et celui issu de la méta-analyse (courbe rouge). Référence percentile 50, I^2 de Higgings : 15,4%



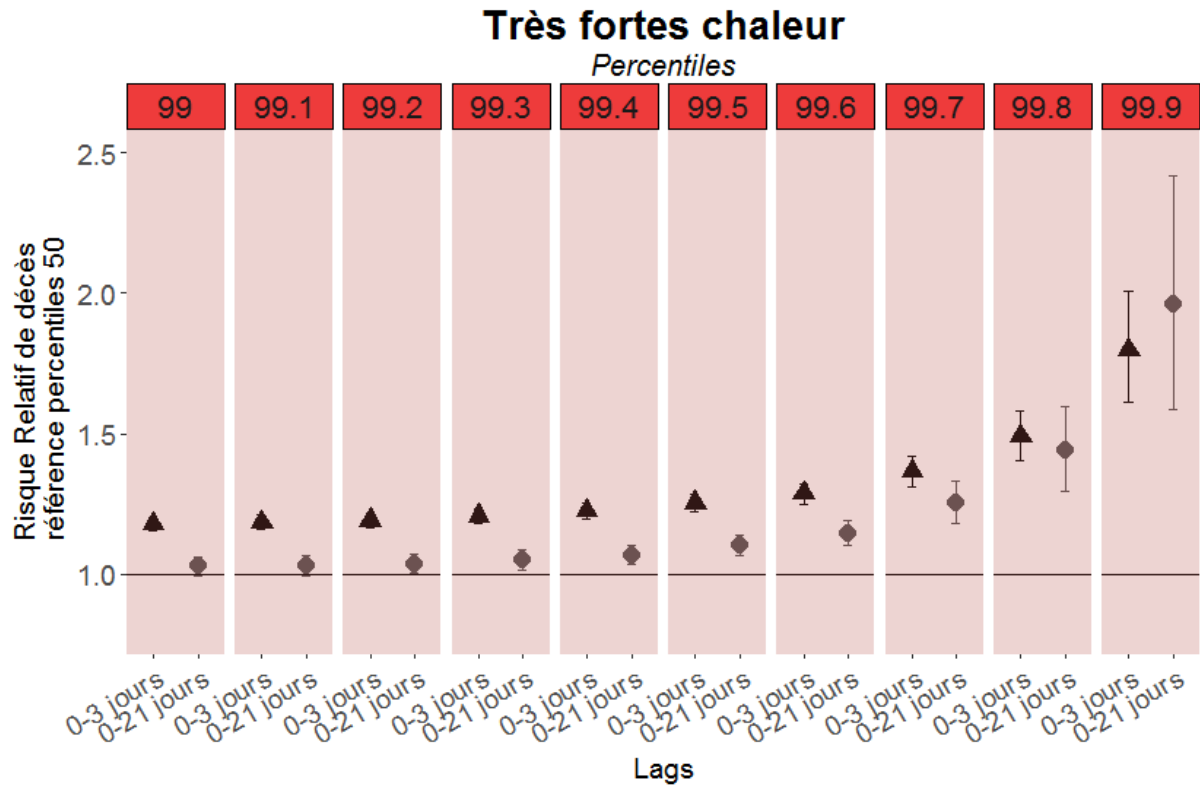
I FIGURE 6 I

Graphe des RR par retards au percentile 99,9 pour chaque zone (courbes en pointillé) et celui issu de la méta-analyse (courbe rouge). Référence percentile 50, I^2 de Higgings : 84,9%



I FIGURE 7 I

Comparaison des RR cumulés sur 0-3 jours et 0-21 jours après l'exposition pour des percentiles correspondant à une chaleur extrême



3.3. Facteurs influençant la relation température-mortalité

La part de l'hétérogénéité de la relation globale sur 21 jours est importante avec un I^2 de 57%. On observe des proportions d'hétérogénéité faibles pour le froid et plus fortes pour la chaleur avec un I^2 de 85% au percentile 99,9. Les résultats de la méta-régression pour l'association générale cumulée sur 0-21 jours, et au percentile 99,9 sont détaillés dans le tableau 4. Seules la densité de population et la fraction de foyers non-imposables influencent la relation générale exposition-risque et l'association au percentile 99,9 (Tableau 3 et Annexe 3). L'influence de la température est plus forte dans les villes avec moins de foyers non-imposables et avec une densité de population plus élevée.

I TABLEAU 3 I

Facteurs influençant la relation température-mortalité pour l'association générale sur 0-21 jours et l'association au percentile 99,9

	Association générale	Association au percentile 99,9	
	I-square	I-square	RR au p99,9 de la distribution des températures prédit pour les P25 et P75 de la distribution des différents facteurs étudiés
Intercept	57,0	84,9	
% de la population âgée de 75 ans et plus	58,6	83,9	Au P25 : 1,89 [1,49;2,39] Au P75 : 2,00 [1,61 ;2,47]
% de foyers non imposables	27,5	67,4	Au P25 : 2,34 [1,97 ;2,88] Au P75 : 1,75 [1,47 ;2,01]
Densité de population	20,4	66,2	Au P25 : 1,74 [1,45 ;2,09] Au P75 : 1,95 [1,66 ;2,29]
Longitude	56,3	84,8	Au P25 : 1,95 [1,50 ;2,54] Au P75 : 1,98 [1,53 ;2,57]
Latitude	57,7	81,9	Au P25 : 2,07 [1,57 ;2,72] Au P75 : 1,87 [1,44 ;2,43]
Altitude	57,5	85,4	Au P25 : 1,96 [1,78 ;2,59] Au P75 : 1,98 [1,55 ;2,52]
Climat	56,7	77,1	Océanique : 2,02 [1,32 ;3,08] Semi-continentale : 2,13 [1,50 ;3,03] Méditerranéenne : 1,81 [1,02 ;3,21] Océanique altérée : 1,85 [1,23 ;2,81]

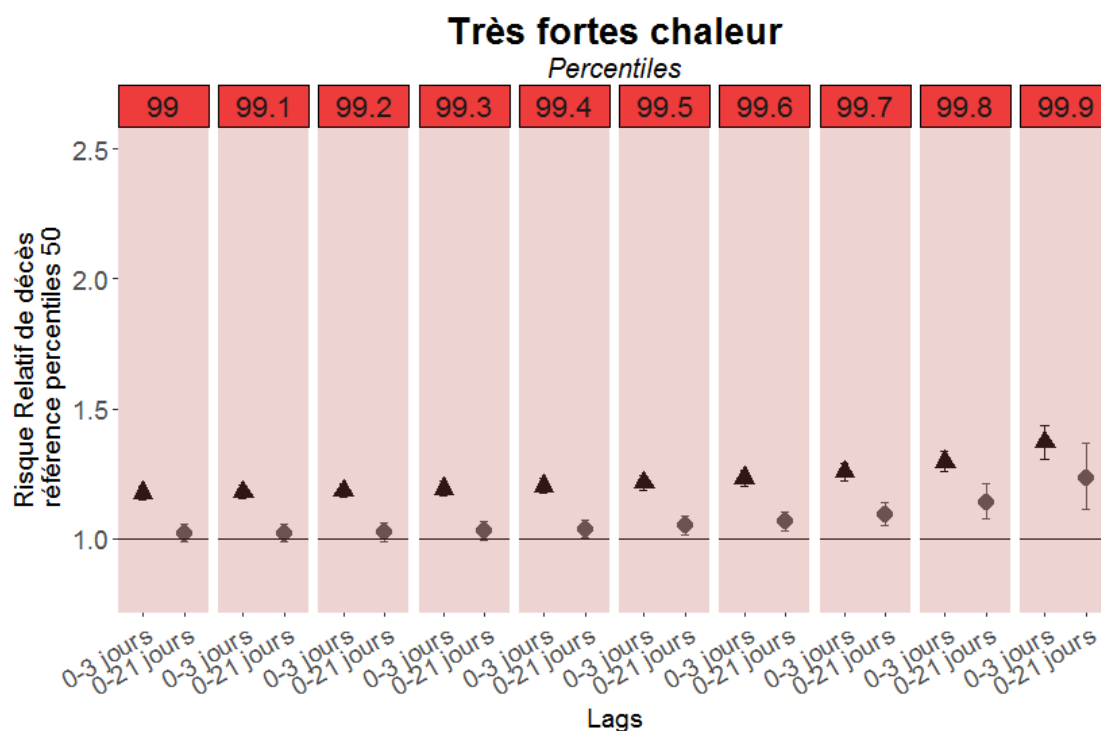
3.4. Influence de la vague de chaleur de 2003 sur la relation température mortalité

En excluant août 2003 de la période d'étude, le percentile 50 calculé diminue d'environ 0,1°C dans chaque zone, le percentile 95 de 0,1 à 0,4°C, et le percentile 99,9 de 0,1 à 2,4°C. Le percentile 99,9 calculé sans août 2003 (27,4°C en moyenne sur l'ensemble des zones urbaines) se rapproche du percentile 99,7 avec août 2003 (27,5°C en moyenne sur l'ensemble des zones urbaines). Or, le RR cumulé sur 0-3 jours au percentile 99,9 sans août 2003 se rapproche également du RR au percentile 99,7 avec août 2003. Enfin, tous les RR demeurent stables pour des températures inférieures aux percentiles 99,7. Ceci confirme le caractère exceptionnel d'août 2003 dans la majorité des zones étudiées.

Introduire dans le modèle un indicateur binaire « août 2003 » ne modifie pas les résultats. Enfin, le tableau 5 compare les RR cumulés sur 0-21 jours pour différentes températures (exprimées en valeurs absolues et non en percentiles compte-tenu des périodes différentes) pour les périodes 2000-2010, 2000-2010 sans août 2003, et 2004-2010. Les RR sont très similaires sur ces trois périodes, y compris pour les températures les plus élevées.

I FIGURE 8 I

Comparaison des RR cumulés sur 0-3 jours et 0-21 jours après l'exposition pour des percentiles correspondant à une chaleur extrême – sans août 2003



I TABLEAU 4 I

RR cumulé sur 0-21 jours pour différentes températures

Température (°C)	2000-2010	2000-2010 sans 2003	2004-2010
-5	1,421[1,252:1,613]	1,432[1,258:1,631]	1,750[1,433:2,138]
-4	1,335[1,256:1,42]	1,345[1,263:1,433]	1,457[1,326:1,600]
-3	1,273[1,232:1,314]	1,282[1,240:1,325]	1,290[1,238:1,345]
-2	1,230[1,194:1,268]	1,239[1,202:1,277]	1,217[1,173:1,262]
-1	1,202[1,170:1,234]	1,209[1,177:1,242]	1,193[1,155:1,232]
0	1,176[1,148:1,204]	1,182[1,154:1,211]	1,171[1,138:1,206]
1	1,152[1,128:1,176]	1,157[1,132:1,183]	1,151[1,122:1,182]
2	1,130[1,109:1,152]	1,135[1,112:1,157]	1,132[1,106:1,159]
3	1,110[1,091:1,129]	1,114[1,094:1,134]	1,115[1,091:1,139]
20	0,998[0,980:1,016]	0,995[0,978:1,013]	0,983[0,961:1,005]
21	1,001[0,982:1,021]	0,998[0,980:1,017]	0,987[0,964:1,011]
22	1,006[0,985:1,027]	1,002[0,982:1,022]	0,994[0,968:1,020]
23	1,011[0,987:1,034]	1,006[0,985:1,029]	1,002[0,974:1,031]
24	1,0160[0,990:1,043]	1,012[0,986:1,038]	1,012[0,979:1,046]
25	1,023[0,993:1,054]	1,018[0,987:1,050]	1,024[0,986:1,064]
26	1,035[1,000:1,071]	1,038[1,003:1,074]	1,046[1,004:1,091]
27	1,145[1,102:1,190]	1,137[1,074:1,203]	1,122[1,048:1,201]
28	1,432[1,293:1,586]	1,346[1,152:1,572]	1,270[1,057:1,527]

3.5. Part de la mortalité attribuable aux températures froides et chaudes dans les zones urbaines

La part de la mortalité attribuable à la température dans chaque zone a été calculée en utilisant les estimateurs recentrés pour chaque zone d'étude issus de la méta-analyse.

Pour le froid, l'impact sur la mortalité est pris en compte sur les 21 jours suivant l'exposition. Pour la chaleur, les résultats présentent à la fois l'impact sur les 3 premiers jours suivant l'exposition, et l'impact sur les 21 jours suivant l'exposition, ce qui permet de distinguer l'effet moisson. Le percentile de température pour lequel la mortalité sur 0-21 jours est minimale varie du percentile 58 à Lille, Lens-Douai, Le Havre et Clermont-Ferrand, au percentile 92 à Paris. Le nombre de jours « froids » ou « chauds » pris en compte pour calculer l'impact varie donc beaucoup d'une ville à l'autre.

Au total, entre 2000 et 2010, 46 256 [38 005 : 54 043] décès sont attribuables au froid, et 13 855 [13 338 : 14 403] à la chaleur. Parmi ces derniers, les 40% environ compensé par un effet moisson rapide, et représente donc des décès prématurés de quelques jours à quelques semaines. Au bout de 21 jours, l'effet net de la chaleur représente 5 804 décès [4 950 : 6 619].

Ainsi, sur l'ensemble des zones, le froid est responsable de 3,9% [3,2 : 4,6] de la mortalité, et la chaleur de 1,2% [1,1 : 1,2] en considérant l'impact global et 0,5% [0,4 : 0,6] en considérant l'impact net après prise en compte de l'effet moisson. La part attribuable au froid varie de 2,6% à Clermont-Ferrand à 4,8% à Paris. La part attribuable à la chaleur varie de 0,2% à Rennes à 0,7% à Marseille et Clermont-Ferrand lorsqu'on considère l'impact sur 21 jours intégrant l'effet moisson (Tableau 5). Si l'on ne considère que l'impact sur 0-3 jours, la part attribuable à la chaleur varie de 0,7% à Paris et Nantes, à 2,1% à Marseille.

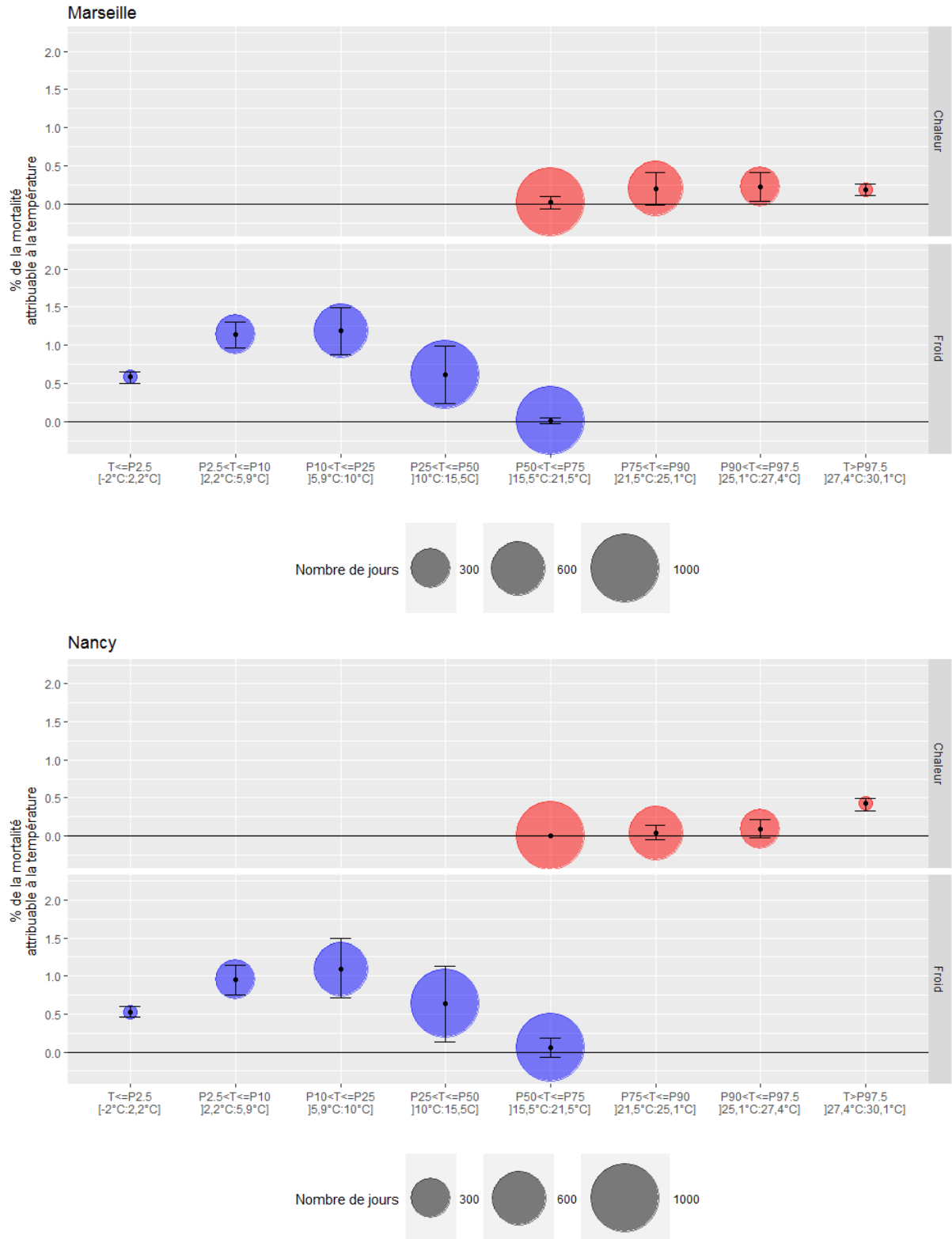
La contribution de différentes classes de températures à la mortalité est illustrée pour chaque zone d'étude en annexe 4. Dans l'ensemble des zones et pour le froid, les événements les plus extrêmes contribuent moins à la mortalité que les températures plus courantes. Pour la chaleur, on observe deux profils de zone, illustrés par la figure 9. À Marseille, la fraction de mortalité attribuable à la chaleur est d'un ordre de grandeur équivalent pour les températures chaudes (entre le percentile 75 et le percentile 97,5 soit entre 21,4 et 27,2°C) et très chaudes (supérieures au percentile 97,5, soit entre 27,2 et 30,1°C). Le risque lié à ces températures très chaudes demeure plus important qu'aux autres températures (fraction de mortalité équivalente sur un petit nombre de jours) mais sans être largement supérieurs. Lille, Lens-Douai, Montpellier, Clermont-Ferrand, Grenoble et le Havre ont des profils similaires.

À l'inverse, à Nancy, la fraction attribuable à la chaleur est plus importante pour les températures très chaudes (supérieures au percentile 97,5, soit entre 23,1 et 28°C). Bordeaux, Dijon, Lyon, Nantes, Nice, Rennes et Paris ont des profils similaires.

Ces différences de fraction attribuables peuvent représenter des différences de sensibilité à la chaleur dans la population, ou bien signer la présence de jours particulièrement inhabituels dans la période d'étude pour ces villes.

I FIGURE 9 I

Fraction de la mortalité attribuable à différentes classes de températures à Marseille et à Nancy (fraction calculée sur 0-21 jours, (IC 95%))



I TABLEAU 5 I

Part de la mortalité 2000-2010 attribuable au froid et à la chaleur

	Percentile de température pour lequel la mortalité sur 0-21 jours est minimale	Part de la mortalité attribuable au froid (0-21 jours) (%)	Part de la mortalité attribuable à la chaleur (0-3 jours) (%)	Part de la mortalité attribuable à la chaleur en prenant en compte l'effet moisson (0-21 jours) (%)
Rouen	63	3,0 [2,1 :4,8]	1,3 [1,2 :1,5]	0,4 [0,0 :0,7]
Lens-Douai	58	2,9 [2,2 :3,7]	1,5 [1,2 :1,8]	0,5 [0,1 :1,0]
Lille	58	2,9 [2,2 :3,6]	1,5 [1,3 :1,8]	0,6 [0,1 :1,0]
Nancy	71	3,3 [2,0 :4,6]	1,5 [1,2 :1,7]	0,6 [0,3 :0,8]
Strasbourg	67	3,1 [2,0 :4,2]	1,6 [1,4 :1,9]	0,5 [0,2 :0,8]
Clermont-Ferrand	58	2,6 [1,9 :3,3]	1,8 [1,6 :2,1]	0,7 [0,2 :1,1]
Dijon	78	3,9 [2,3 :5,3]	1,2 [1,0 :1,4]	0,5 [0,3 :0,6]
Le Havre	58	2,7 [1,9 :3,5]	1,3 [1,0 :1,7]	0,4 [0,0 :0,9]
Rennes	73	3,2 [1,9 :4,6]	0,9 [0,8 :1,0]	0,2 [0,0 :0,5]
Nantes	82	3,5 [1,9 :4,9]	0,7 [0,6 :0,9]	0,3 [0,2 :0,4]
Paris	92	4,8 [3,0 :6,4]	0,7 [0,6 :0,7]	0,5 [0,4 :0,5]
Grenoble	60	3,2 [2,3 :4,1]	2,0 [1,8 :2,3]	0,7 [0,2 :1,1]
Lyon	81	4,1 [2,7 :5,6]	1,2 [1,0 :1,4]	0,5 [0,3 :0,7]
Toulouse	67	3,3 [2,2 :4,4]	1,5 [1,3 :1,7]	0,5 [0,2 :0,8]
Bordeaux	71	3,1 [2,2 :4,2]	1,3 [1,1 :1,5]	0,4 [0,2 :0,6]
Montpellier	62	3,2 [2,2 :4,2]	1,9 [1,7 :2,2]	0,6 [0,1 :1,1]
Marseille	60	3,6 [2,5 :4,4]	2,1 [1,8 :2,3]	0,7 [0,1 :1,2]
Nice	72	4,3 [2,8 :5,9]	1,2 [0,9 :1,4]	0,3 [0,1 :0,5]

4. DISCUSSION

4.1 La relation température-mortalité en France

La prise en compte d'un décalage entre l'exposition à la température et l'impact sur la mortalité demeure récente dans la littérature. Les études plus anciennes travaillaient majoritairement sur des relations le jour même, et retrouvaient une relation en forme de « U » ou de « J », avec un point d'inflexion parfois identifié comme la température « optimale », et une augmentation nette vers les températures froides et chaudes. L'apport des retards distribués permet d'analyser plus finement cette relation. Notre étude retrouve une augmentation de la mortalité modérée vers les températures froides, et abrupte vers les températures chaudes, ainsi qu'une plage large de températures sans influence sur la mortalité, variant de [10,7°C : 16,5°C] à Rouen, à [15,7 : 23,5°C] à Nice. Ceci indique que la population est bien adaptée aux températures les plus fréquemment observées dans les zones, mais également que la température commence à avoir une influence sur la mortalité à des valeurs qui ne sont généralement pas considérées comme « froides » ou « chaudes ». Des analyses similaires menées par Gasparinni *et. al.* sur plusieurs villes du monde mettent en évidence profils propres à chaque ville, avec des variations dans l'intensité des augmentations liées au froid et à la chaleur, et dans l'étendue de la plage des températures sans effet sur la santé (21).

Les résultats mettent également en évidence l'importance de prendre en compte le climat sous-jacent et les valeurs relatives de températures plutôt que les valeurs absolues : une température moyenne de 22°C aura ainsi un impact sur la mortalité à Rouen, mais pas à Nice par exemple. L'homogénéité de la relation température-mortalité construite à partir des percentiles de températures plutôt qu'à partir des valeurs absolues confirme également l'adaptation de chaque population à son climat. Une hétérogénéité plus faible en utilisant les percentiles plutôt que les valeurs absolues a également été retrouvée aux États-Unis (36).

Les différences observées entre les réponses de la mortalité aux températures froides et chaudes sont également cohérentes avec la littérature internationale (21, 36, 37), et avec les hypothèses sur les mécanismes physiologiques sous-jacents. Le froid commence à avoir un impact sur la mortalité à des températures modérées, qui se manifeste entre 3 et 21 jours après l'exposition. La littérature indique que l'exposition au froid se traduit par une aggravation de pathologies cardiovasculaires, avec des symptômes apparaissant 7 à 10 jours après l'exposition, et des pathologies respiratoires, avec des symptômes apparaissant 10 à 21 jours après l'exposition (14). Le froid peut également avoir des effets immédiats tels que l'hyperthermie, mais qui reste très rares. Dans notre étude, un effet immédiat du froid n'est observé que lors des épisodes les plus extrêmes, et demeure inférieur à l'impact du froid plus courant. L'effet plus précoce observé aux froids les plus extrêmes (percentiles 0,1) pourrait être en partie dû aux conditions météorologiques généralement associées d'intempéries, neige et verglas, via des accidents, traumatismes, et intoxications au monoxyde de carbone. Même si le modèle inclut une fonction *spline* du temps pour contrôler la saisonnalité, les effets du froid peuvent être confondus par la saison si des retards importants sont étudiés. En effet, une moyenne mobile des températures calculée sur une longue période est très colinéaire avec les variations saisonnières de la mortalité, et la pente des températures à retards distribués peut donc capturer une part de cette saisonnalité. Par conséquent dans notre étude, les effets du froid peuvent être surestimés (38).

À l'inverse, la chaleur a un effet très rapide sur la mortalité, observé dès l'exposition et dans les 3 jours suivants (21, 23, 39, 40). Pour une chaleur modérée (inférieur au percentile 90), notre étude a mis en évidence un impact maximal observé le jour même, suivi par un effet moisson qui finit par compenser l'augmentation au bout de 21 jours. Cet effet moisson diminue pour des chaleurs plus intenses, et finit par disparaître, avec un effet sur la mortalité visible plusieurs jours après l'exposition. Ainsi, pour l'ensemble des zones, au-delà du percentile 99,2,

l'augmentation immédiate de la mortalité n'est que partiellement compensée par l'effet moisson, qui disparaît totalement aux percentiles supérieurs à 99,8. Une autre spécificité de la chaleur est de présenter une augmentation extrêmement rapide des RR pour les températures les plus extrêmes.

Dans l'ensemble des zones, les seuils d'alerte utilisés par le système d'alerte canicule (Sacs) dans le cadre du PNC correspondent globalement aux percentiles 99,5 des températures minimales et maximales moyennées sur trois jours, calculés sur la période 1981-2010. L'étude présente ici a travaillé sur la température moyenne sur une seule journée. Elle confirme l'augmentation du risque à des températures inhabituellement élevées pour une ville donnée. Bien que les indicateurs du Sacs ne soient pas directement liés à la température moyenne, les résultats de notre étude confirment d'une part qu'une mortalité associée à la chaleur existe en-deçà des seuils du Sacs mais qu'elle est partiellement compensée par un effet moisson, et d'autre part que cet effet moisson disparaît dans les épisodes les plus intenses.

Cette étude a ainsi permis de confirmer que les enseignements de la littérature concernant la relation température-mortalité s'appliquaient à la population française, mais également de mettre en évidence de nouveaux résultats ; l'existence d'une plage large de températures sans effet sur la mortalité cumulée sur 0-21 jours, l'homogénéité de la relation construite à partir des percentiles de température qui souligne l'adaptation aux climat sous-jacents, l'existence d'un effet moisson compensant partiellement l'impact des chaleurs modérées. L'étude n'ayant porté que sur la période 2000-2010, ces résultats dépendent fortement des températures, et en particulier des événements extrêmes froids et chauds observés dans les zones pendant cette période. Des études similaires devront être réalisées à des intervalles de temps réguliers, afin de confirmer ou de compléter ces résultats. L'analyse de sensibilité excluant août 2003 montre toutefois que les RR demeurent stables pour des températures inférieures aux percentiles 99,7. Ceci confirme le caractère exceptionnel d'août 2003 dans la majorité des zones étudiées.

Une autre limite de cette étude a été de considérer uniquement la température, sans prendre en compte la notion de durabilité ou de cumul de températures extrêmes sur plusieurs jours, correspondant à des vagues de chaleur ou des vagues de froid. Une analyse de sensibilité a montré qu'introduire une variable « canicule 2003 » dans le modèle n'influait pas les résultats. Des études précédentes sur des zones françaises avait mis en évidence un effet spécifique associé à la canicule en 2003 (4), mais pas en 2006 (6). De même, cette étude n'a pas pris en compte l'humidité, sur la base des résultats d'une analyse pilote menée sur Paris. L'humidité pourrait toutefois avoir une influence dans des zones connaissant des variations plus importantes que la région parisienne, et ce paramètre devrait être pris en compte dans de futures analyses. En effet, l'humidité peut jouer un rôle important dans la thermorégulation, et une combinaison inhabituelle de température et d'humidité pourrait jouer sur la mortalité.

Les analyses ont été ajustées sur les concentrations journalières de particules fines PM_{10} et d'ozone, des études précédentes dans ces mêmes zones ayant mis en évidence l'existence d'une interaction entre la pollution de l'air, la température et la mortalité (18, 19); l'impact sur la mortalité d'un même incrément de polluant est plus élevé lorsque la température augmente. Un effet modificateur de la chaleur sur l'impact de la pollution de l'air avait également été rapporté dans plusieurs villes européennes (41). Toutefois, dans nos analyses, contrôler ou non sur la pollution de l'air ne modifiait pas significativement les résultats.

Les analyses n'ont pas été ajustées sur les épidémies de grippe. Des tests menés pour l'analyse de l'impact à court-terme de la pollution de l'air sur la santé avaient montré qu'inclure des données sur les épidémies de grippe ne modifiaient pas la relation polluant-mortalité, car la saisonnalité prenait implicitement en compte les variations dues aux épidémies saisonnières. Nous avons fait l'hypothèse que ces conclusions étaient également valides pour la relation température-mortalité, hypothèse qui devra être confirmée par des analyses futures.

Enfin, la faible proportion d'hétérogénéité des résultats entre les zones n'a pas permis d'identifier de facteurs sous-jacents influençant la relation température-mortalité. Les seuls résultats significatifs portaient sur l'influence de la densité de population et de la part de foyers non-imposables sur l'impact de la chaleur très extrême. Concernant la densité de population, des résultats similaires ont été reportés dans la littérature (42, 43). Concernant la part de foyers non-imposables, les résultats ne vont pas dans le sens attendu, avec une augmentation du risque pour les zones avec moins de foyers non-imposables. Toutefois, ces résultats pourraient également être le reflet de l'étendue géographique de la canicule de 2003, qui a été particulièrement intense dans les zones les plus densément peuplées de cette étude, comme Paris, Nice ou Lyon. Ainsi, ils devront être reconfirmés par des analyses portant sur d'autres périodes, et en investigant d'autres indicateurs, comme par exemple l'indice de défaveur sociale.

4.2 Conséquences pour la prévention des impacts du froid sur la mortalité

Entre 2000 et 2010, les températures froides sont responsables de 3,9% [3,2 :4,6] de la mortalité, soit 46 256 [38 005 : 54 043] décès en excès. Cet impact est dû à des RR faibles, mais perdurant plusieurs jours après l'exposition, et significatifs pour des températures observées très souvent. L'impact du froid est ainsi majoritairement dû à des températures moyennes situées entre les percentiles 2,5 et 25.

L'effet étalé dans le temps du froid correspond bien aux hypothèses actuelles sur les mécanismes d'actions. L'impact découlerait essentiellement des risques d'hypertension artérielle, hyperviscosité et thrombose avec des retentissements cardiovasculaire et cérébrovasculaire dans un délai estimé une à deux semaines après l'exposition au froid. Un impact du froid sur la mortalité respiratoire est également possible, bien que les causes n'en soit pas complètement connues. L'inhalation d'air froid irritant pour la muqueuse et le confinement de la population, propice à la propagation des germes, sont des explications possibles, avec un intervalle entre l'exposition au froid et le retentissement sur la mortalité respiratoire, qui serait de deux semaines à un mois. La prévention des impacts du froid nécessite ainsi davantage de communication sur les comportements adaptés (habillement, efforts physiques), et sur une prévention globale des maladies cardiovasculaires et respiratoires.

Les épisodes de très grand froid (température inférieurs au percentile 0,1) n'ont pas un impact massif sur la mortalité, mais présentent la spécificité d'un impact démarrant dès le premier jour de l'exposition. Sur l'ensemble des zones, ces épisodes sont responsables de 537 [467 :598] décès, dont 208 [156 :253] survenant dans les 3 premiers jours suivant l'exposition. Contrairement à la chaleur, l'absence d'emballement de l'impact aux températures très froides suggère que les mécanismes de protection contre le grand froid (chauffage central, habillement, comportements) fonctionnent bien pour une large part de la population. Cette protection n'est toutefois pas accessible pour une partie de la population, ce qui constitue un défi alors que la précarité énergétique augmente en France. Enfin, l'effet immédiat du froid observé lors des événements les plus extrêmes est probablement en partie explicable par les impacts des conditions météorologiques associées au très grand froid ; neige, verglas, intoxications au monoxyde de carbone, qui nécessitent une prévention spécifique.

Ces résultats indiquent ainsi que les efforts de prévention sur la mortalité liée au froid doivent porter davantage sur des températures usuelles, les épisodes très extrêmes ne représentant finalement qu'une faible part de la mortalité attribuable au froid. S'il est important de communiquer sur les risques liés au froid lors des épisodes inhabituels, un travail de fond pour favoriser le confort thermique dans les logements, et l'accès à tous au chauffage central demeure la meilleure piste pour réduire l'impact du froid sur la mortalité.

4.3 Conséquences pour la prévention des impacts de la chaleur sur la mortalité

Entre 2000 et 2010, les températures chaudes sont responsables de 1,2% [1,1 : 1,2] de la mortalité, soit 13 855 [13 338 : 14 403] décès en excès. L'augmentation de la mortalité est immédiate, avec des RR très élevés dans les premiers jours suivants l'exposition. Selon la zone, entre 40 et 100% des décès sont observés dans les 3 premiers jours suivant l'exposition. Cette étude confirme ainsi la rapidité avec laquelle les impacts sanitaires de la chaleur se font sentir, et sont cohérents avec les impacts déjà décrits en France. Par exemple, en août 2003, 80% des décès se sont concentrés sur quatre jours, du 11 au 14 août 2003 (44).

Un nombre important des 13 855 décès attribués à la chaleur dans les 18 zones entre 2000 et 2010 ne sont *a priori* prématurés que de quelques jours, puisqu'un effet moisson compense une grande partie de la mortalité entre 3 et 21 jours après l'exposition. En prenant en compte cet effet moisson, l'impact net attribuable à la chaleur est de 5 804 décès [4 950 : 6 619] en excès. Cet effet moisson n'est toutefois présent que pour des chaleurs modérées, il diminue lorsque la chaleur augmente, ne compense plus l'augmentation de la mortalité au-delà du percentile 99,2, jusqu'à disparaître totalement au-delà du percentile 99,8.

L'existence d'un effet moisson suivant un pic de mortalité attribué à la chaleur a déjà été décrit dans la littérature (23, 45), sans être systématiquement retrouvé (4, 46). Certains auteurs suggèrent que des facteurs socio-économiques sous-jacents pourraient expliquer cet effet moisson (46), mais la faible proportion d'hétérogénéité de nos résultats ne permettait pas de vérifier cette hypothèse.

Nos résultats indiquent qu'une grande part des décès liés à une chaleur modérée pourraient n'être prématurés que de quelques jours. On peut supposer que ces victimes sont des personnes en très mauvaise santé, très mal acclimatées à la chaleur, et pour certaines probablement surexposées. Une réflexion pour limiter l'impact de la chaleur sur la qualité de vie et la santé de ces personnes très à risque demeure nécessaire, ces décès survenant à des températures bien en-deçà des seuils d'alerte du PNC.

Nos résultats montrent également qu'il existe une « rupture » entre l'impact de la chaleur ordinaire, des fortes chaleurs, et des événements les plus extrêmes. Les différences de RR observées entre les températures chaudes et très chaudes, et la disparition de l'effet moisson aux températures les plus extrêmes, suggèrent que la taille de la population à risque augmente rapidement quand la température augmente (Figure 10). Ces résultats sont cohérents avec la proposition d'Hanna *et al.* qui considère l'adaptation à la chaleur comme un continuum au sein de la population, variant d'une population très mal-adaptée (mode de vie sédentaire, principalement à l'intérieur), partiellement adaptée (quelques activités physique en extérieur mais majoritairement sédentaire à l'intérieur) à une population très bien-adaptée (importantes activités physique à l'extérieur). La majorité de la population française correspond, de par son mode de vie, au groupe partiellement adaptée (1). De plus, l'adaptation n'est pas acquise, mais décline en cas d'absence d'exposition régulière à la chaleur (1). Par ailleurs, on observe chaque année des décès de travailleurs en lien avec la chaleur y compris à des températures peu intenses, soulignant l'importance de la prévention auprès de cette population.

Selon cette schématisation de l'adaptation au sein de la population, une chaleur très intense comme celle observée en 2003, peut présenter un risque pour une large partie de la population. À titre d'exemple, l'analyse de l'impact de 2003 a montré que les personnes âgées (65 ans et plus) et très âgées (85 ans et plus) étaient les principales victimes, avec un nombre de décès directement liées à la chaleur (coup de chaleur, hyperthermie et déshydratation) multiplié par 20 ou plus selon l'âge et le sexe, et une surmortalité extrêmement marquée pour les maladies du système nerveux, les troubles mentaux, les maladies de l'appareil respiratoire,

génito-respiratoires, endocriniennes, les maladies infectieuses, et les états morbides mal définis. La quasi-totalité des autres causes médicales de décès a progressé mais d'une manière moins prononcée (44). Une surmortalité a également été observée chez les moins de 45 ans, pour des causes majoritairement en lien direct avec la chaleur, probablement du fait de conditions professionnelles aggravant l'exposition (chantiers extérieurs, port de vêtements de protection, sources de chaleurs) (44). Ces observations sont compatibles avec le continuum de vulnérabilité proposé dans la figure 10.

Enfin, les différences de réponse observées selon les percentiles soulignent la difficulté à comparer l'impact de deux vagues de chaleur dans un but d'évaluation de l'efficacité du PNC. Quelques degrés de différence en intensité peuvent représenter une différence considérable de RR. En France, l'impact de la vague de chaleur de 2006 (3) est souvent comparé à celui très important de 2003, et interprété comme une preuve de l'efficacité des mesures mises en place. Or, d'une part l'impact a été conséquent en 2006, avec près de 2 000 décès en excès, et d'autre part, l'intensité était beaucoup plus faible qu'en 2003. Dans les 18 zones étudiées, le percentile 99,9 a dépassé 71 jours en 2003, et 9 jours en 2006. D'autres paramètres sont également susceptibles de jouer sur l'impact, notamment la précocité de l'épisode, et sa durée (47). De telles caractéristiques devront être étudiées dans le futur.

Les résultats de cette étude incitent ainsi à renforcer la prévention pendant les canicules les plus intenses, et à se préparer à des épisodes ayant un impact conséquent, malgré les progrès réalisés depuis 2003.

I FIGURE 10 I

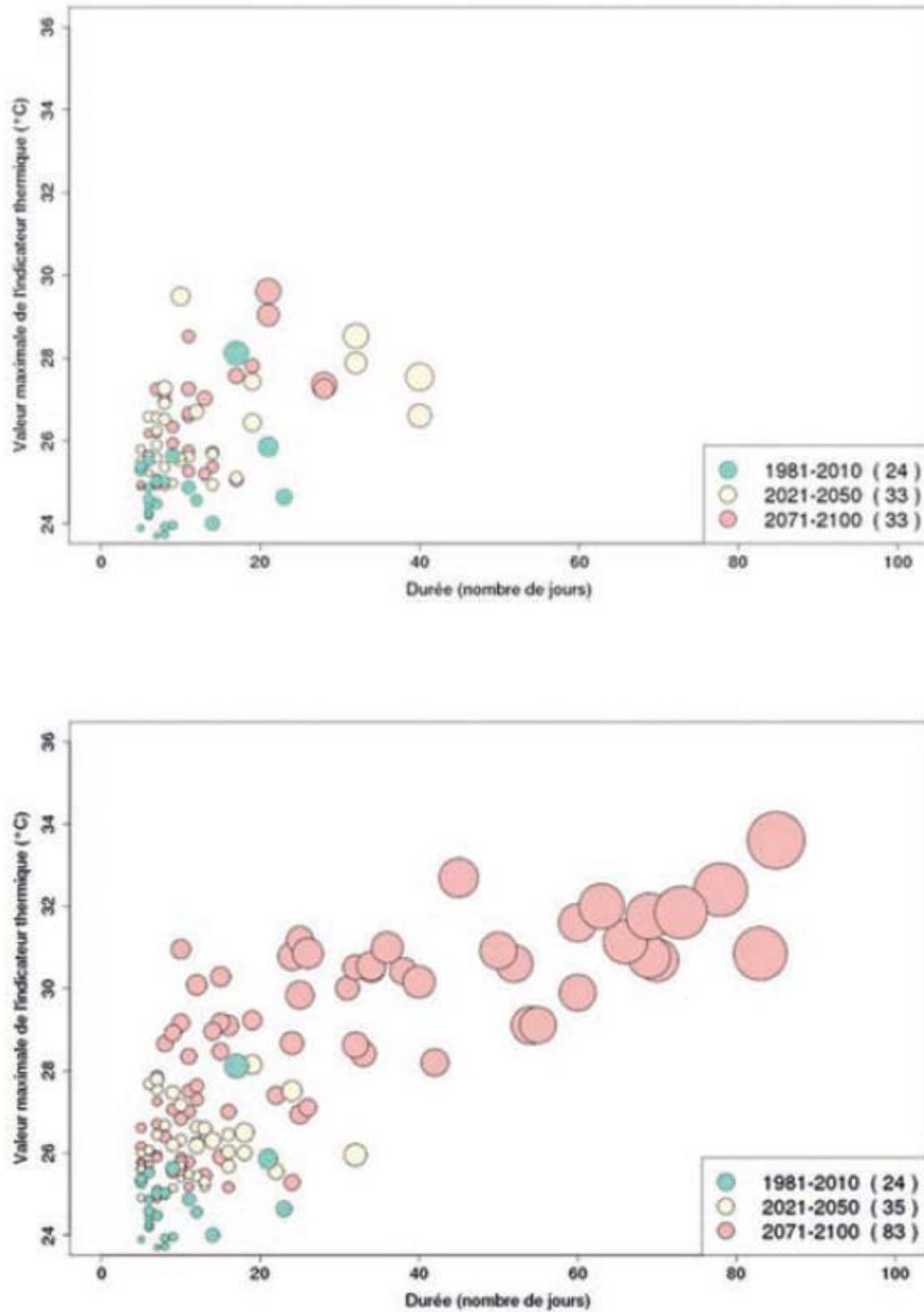
Augmentation de la population à risque en fonction de l'intensité à la chaleur

CHALEUR MODÉRÉE	CHALEUR FORTE	CHALEUR INTENSE
→ Personnes sans-abri	→ Personnes sans-abri	→ Personnes sans-abri
→ Personnes fragiles (mauvaise santé, habitat surexposé à la chaleur)	→ Personnes fragiles (mauvaise santé, habitat surexposé à la chaleur)	→ Personnes fragiles (mauvaise santé, habitat surexposé à la chaleur)
→ Travailleurs surexposés à la chaleur	→ Travailleurs surexposés à la chaleur	→ Travailleurs surexposés à la chaleur
→ Nourrissons et personnes âgées	→ Nourrissons et personnes âgées	→ Nourrissons et personnes âgées
→ Adultes et enfants en bonne santé, passant beaucoup de temps à l'intérieur et plutôt sédentaires	→ Adultes et enfants en bonne santé, passant beaucoup de temps à l'intérieur et plutôt sédentaires	→ Adultes et enfants en bonne santé, passant beaucoup de temps à l'intérieur et plutôt sédentaires
→ Adultes et enfants en bonne santé et pratiquant une activité physique régulière	→ Adultes et enfants en bonne santé et pratiquant une activité physique régulière	→ Adultes et enfants en bonne santé et pratiquant une activité physique régulière
→ Adultes en très bonne santé et pratiquant une activité physique régulière et soutenue	→ Adultes en très bonne santé et pratiquant une activité physique régulière et soutenue	→ Adultes en très bonne santé et pratiquant une activité physique régulière et soutenue

LÉGENDE	 POPULATION TRÈS MAL ACCLIMATÉE	 POPULATION PARTIELLEMENT ACCLIMATÉE	 POPULATION TRÈS BIEN ACCLIMATÉE
---------	---	--	---

I FIGURE 11 I

Évolution des vagues de chaleur entre 1947 en 2100 en France en haut sous le scénario RCP2,6, et en bas sous le scénario RCP8,5, (48)



Chaque canicule de la période est caractérisée par son intensité maximale, sa durée, et son étendue géographique (taille de la bulle)

Aujourd'hui en France, les vagues de chaleur engendrent une surmortalité alors que d'importants efforts sont faits au niveau de la prévention. Ces épisodes sont déjà influencés par le changement climatique, alors que le réchauffement n'est que de +1°C par rapport à la référence préindustrielle. Un renforcement majeur de la prévention est donc déjà nécessaire pour continuer à protéger la population, compte-tenu des évolutions attendues même sous un réchauffement supérieur ou égale à 2°C. Au cours des prochaines années, les acteurs de la santé publique doivent s'atteler à développer une société plus résiliente face à la chaleur, dans laquelle les canicules « normales » (type 2006, 2015 qui ont causés de nombreuses victimes) ne sont plus des crises mais des événements estivaux routiniers. Maîtriser l'impact de canicules inédites dans leur durée et leur intensité (type 2003 ou pire) représentera toujours un défi majeur qu'il s'agit de préparer.

Dans le même temps, il convient de mettre en œuvre tous les moyens pour limiter l'amplitude du réchauffement climatique à venir.

Références bibliographiques

1. Hanna EG, Tait PW. *Limitations to Thermoregulation and Acclimatization Challenge Human Adaptation to Global Warming*. International journal of environmental research and public health. 2015;12(7):8034-74.
2. Fouillet A, Rey G, Laurent F, Pavillon G, Bellec S, Guihenneuc-Jouyaux C, et al. *Excess mortality related to the August 2003 heat wave in France*. International archives of occupational and environmental health. 2006;80(1):16-24.
3. Fouillet A, Rey G, Wagner V, Laaidi K, Empereur-Bissonnet P, Le Tertre A, et al. *Has the impact of heat waves on mortality changed in France since the European heat wave of summer 2003? A study of the 2006 heat wave*. Int J Epidemiol. 2008;37(2):309-17.
4. Le Tertre A, Lefranc A, Eilstein D, Declercq C, Medina S, Blanchard M, et al. *Impact of the 2003 heatwave on all-cause mortality in 9 French cities*. Epidemiology (Cambridge, Mass). 2006;17(1):75-9.
5. Ledrans M, Pirard P, Tillaut H, Pascal M, Vandentorren S, Suzan F, et al. *The heat wave in France in August 2003: What happened?* Revue du Praticien. 2004;54(12):1289-97.
6. Pascal M, Le Tertre A, Saoudi A. *Quantification of the heat wave effect on mortality in nine French cities during summer 2006*. PLoS currents. 2012;4:Rrn1307.
7. Laaidi K, Zeghnoun A, Dousset B, Bretin P, Vandentorren S, Giraudet E, et al. *The impact of heat islands on mortality in Paris during the August 2003 heat wave*. Environmental Health Perspectives. 2012;120(2):254-9.
8. Patients Csd. *Recommandations sanitaires du Plan national canicule 2014*. Paris: 2014.
9. Pascal M, Laaidi K, Ledrans M, Baffert E, Caserio-Schonemann C, Le Tertre A, et al. *France's heat health watch warning system*. International journal of biometeorology. 2006;50(3):144-53.
10. Pascal M, Wagner V, Le Tertre A, Laaidi K, Honore C, Benichou F, et al. *Definition of temperature thresholds: the example of the French heat wave warning system*. International journal of biometeorology. 2013;57(1):21-9.
11. Pascal M, Laaidi K, Wagner V, Ung AB, Smaili S, Fouillet A, et al. *How to use near real-time health indicators to support decision-making during a heat wave: the example of the French heat wave warning system*. PLoS currents. 2012;4:e4f83ebf72317d.
12. Antics A, Pascal M, Laaidi K, Wagner V, Corso M, Declercq C, et al. *A simple indicator to rapidly assess the short-term impact of heat waves on mortality within the French heat warning system*. International journal of biometeorology. 2013;57(1):75-81.
13. *Bilan au 15 septembre 2015 des épisodes de canicules survenus à l'été 2015*. Saint-Maurice, France: 2015.
14. Laaidi K, Economopoulou A, Wagner V, Pascal M, Empereur-Bissonnet P, Verrier A, et al. *Cold spells and health: Prevention and warning*. Public Health. 2013;127(5):492-9.

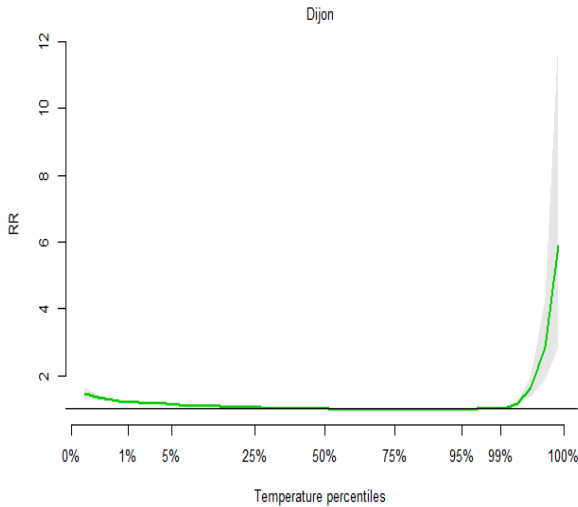
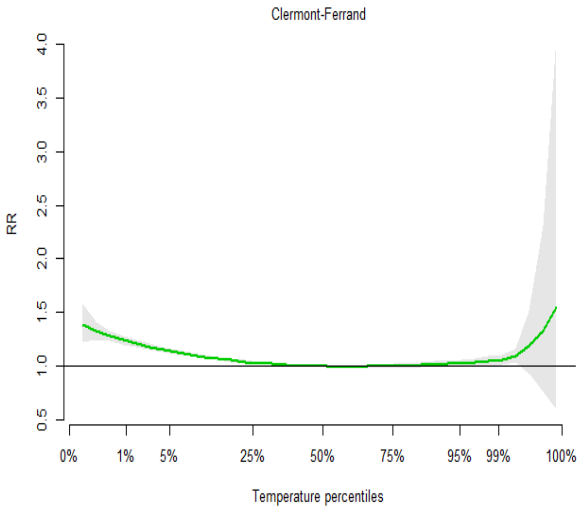
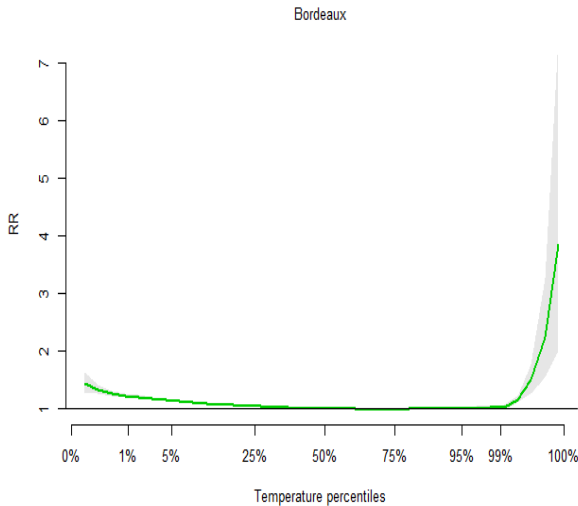
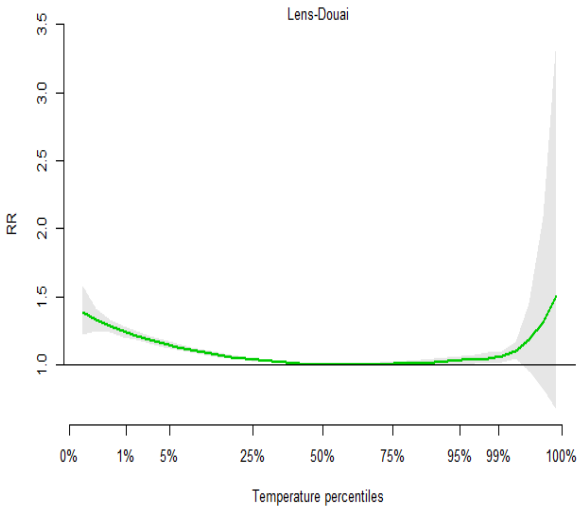
15. Phu Pin S, Golmard JL, Cotto E, Rothan-Tondeur M, Chami K, Piette F. *Excess Winter Mortality in France: Influence of Temperature, Influenza Like Illness, and Residential Care Status*. Journal of the American Medical Directors Association. 2012;13(3):309.e1-e7.
16. Vandentorren S, Suzan F, Medina S, Pascal M, Maulpoix A, Cohen JC, et al. *Mortality in 13 French cities during the August 2003 heat wave*. American journal of public health. 2004;94(9):1518-20.
17. Pascal L, Medina S, Pascal M, Corso M, Ung A, Declercq C. *Effets sanitaires de la pollution de l'air : bilan de 15 ans de surveillance en France et en Europe*. Numéro thématique. Epidémiologie et pollution atmosphérique urbaine : l'observation au service de l'action. Bull Epidemiol Hebd. 2013(1-2):3-8.
18. Pascal M, Wagner V, Chatignoux E, Falq G, Corso M, Blanchard M, et al. *Ozone and short-term mortality in nine French cities: Influence of temperature and season*. Atmospheric Environment. 2012;62:566-72.
19. Pascal M, Falq G, Wagner V, Chatignoux E, Corso M, Blanchard M, et al. *Short-term impacts of particulate matter (PM10, PM10-2.5, PM2.5) on mortality in nine French cities*. Atmospheric Environment. 2014;95:175-84.
20. Stocker T, Qin D, Plattner G, Tignor M, Allen S, Boschung J, et al. *IPCC, 2013: climate change 2013: the physical science basis. Contribution of working group I to the fifth assessment report of the intergovernmental panel on climate change*. Cambridge, Royaume-Uni, New York, Etats-Unis: Cambridge University Press; 2013. p. 1:1535.
21. Gasparrini A, Guo Y, Hashizume M, Lavigne E, Zanobetti A, Schwartz J, et al. *Mortality risk attributable to high and low ambient temperature: A multicountry observational study*. The Lancet. 2015;386(9991):369-75.
22. Gasparrini A, Guo Y, Hashizume M, Kinney PL, Petkova EP, Lavigne E, et al. *Temporal variation in heat-mortality associations: A multicountry study*. Environmental Health Perspectives. 2015;123(11):1200-7.
23. Basu R. *High ambient temperature and mortality: A review of epidemiologic studies from 2001 to 2008*. Environmental Health: A Global Access Science Source. 2009;8(1).
24. Vaneckova P, Neville G, Tippet V, Aitken P, Fitzgerald G, Tong S. *Do biometeorological indices improve modeling outcomes of heat-related mortality?* Journal of Applied Meteorology and Climatology. 2011;50(6):1165-76.
25. Metzger KB, Ito K, Matte TD. *Summer heat and mortality in New York City: How hot is too hot?* Environmental Health Perspectives. 2010;118(1):80-6.
26. Kim YM, Kim S, Cheong HK, Kim EH. *Comparison of temperature indexes for the impact assessment of heat stress on heat-related mortality*. Environ Health Toxicol. 2011;26.
27. Barnett AG, Tong S, Clements ACA. *What measure of temperature is the best predictor of mortality?* Environmental research. 2010;110(6):604-11.
28. Schaeffer L, de Crouy-Chanel P, Wagner V, Desplat J, Pascal M. *How to estimate exposure when studying the temperature-mortality relationship? A case study of the Paris area*. International journal of biometeorology. 2016;60(1):73-83.

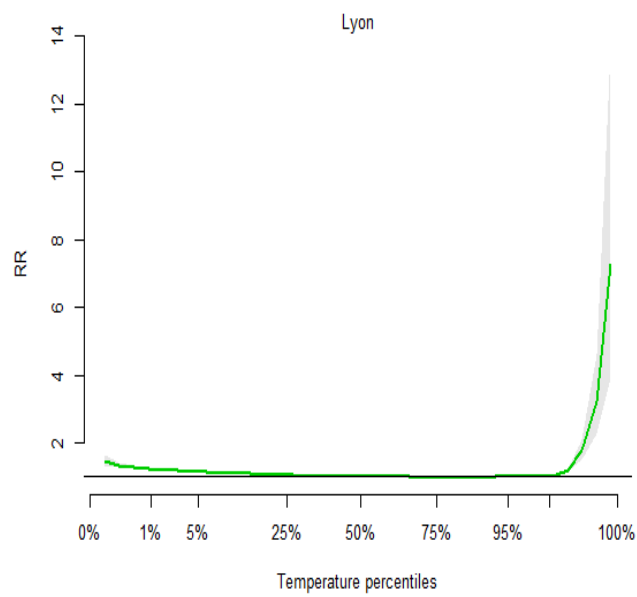
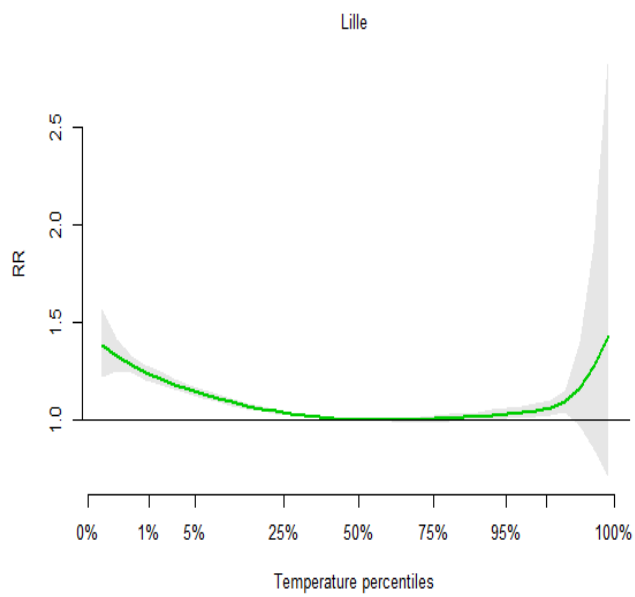
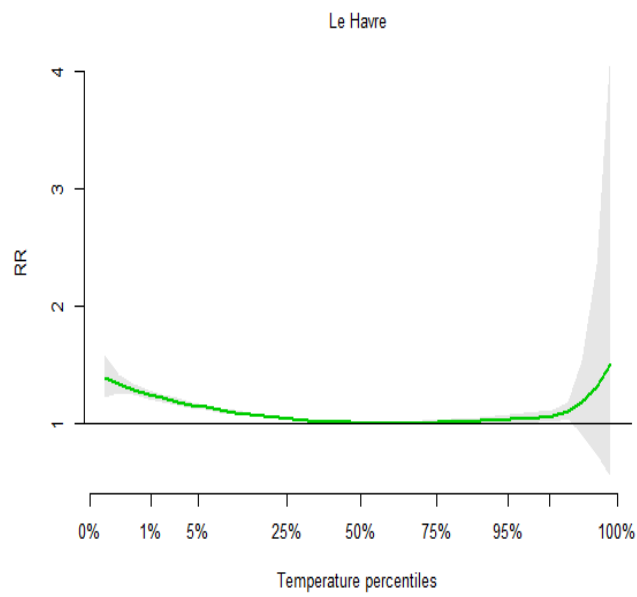
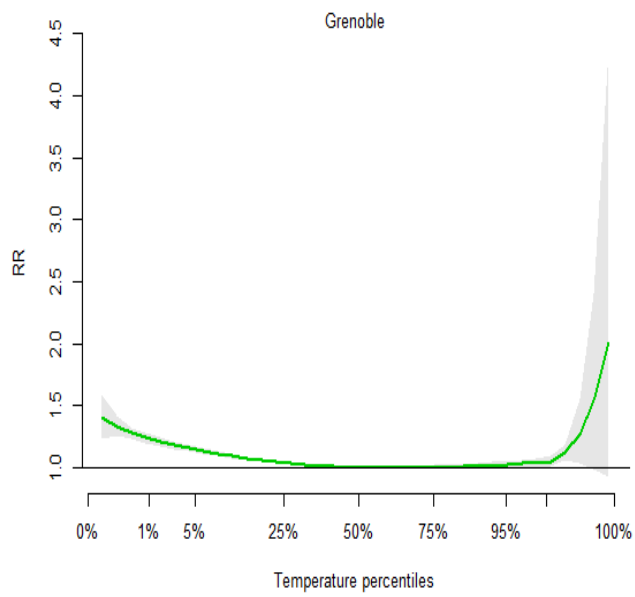
29. Gasparrini A, Armstrong B, Kenward MG. *Distributed lag non-linear models*. *Statistics in medicine*. 2010;29(21):2224-34.
30. Gasparrini A, Armstrong B, Kenward MG. *Multivariate meta-analysis for non-linear and other multi-parameter associations*. *Statistics in medicine*. 2012;31(29):3821-39.
31. Gasparrini A, Armstrong B. *Reducing and meta-analysing estimates from distributed lag non-linear models*. *BMC Medical Research Methodology*. 2013;13(1).
32. Higgins JPT, Thompson SG. *Quantifying heterogeneity in a meta-analysis*. *Statistics in medicine*. 2002;21(11):1539-58.
33. Post E, Hoaglin D, Deck L, Larntz K. *An empirical bayes approach to estimating the relation of mortality to exposure to particulate matter*. *Risk Analysis*. 2001;21(5):837-42.
34. Le Tertre A, Schwartz J, Touloumi G. *Empirical Bayes and adjusted estimates approach to estimating the relation of mortality to exposure of PM(10)*. *Risk Anal*. 2005;25(3):711-8.
35. Gasparrini A, Leone M. *Attributable risk from distributed lag models*. *BMC Medical Research Methodology*. 2014;14(1).
36. Anderson BG, Bell ML. *Weather-related mortality: How heat, cold, and heat waves affect mortality in the United States*. *Epidemiology (Cambridge, Mass)*. 2009;20(2):205-13.
37. Analitis A, Katsouyanni K, Biggeri A, Baccini M, Forsberg B, Bisanti L, *et al*. *Effects of cold weather on mortality: results from 15 European cities within the PHEWE project*. *Am J Epidemiol*. 2008;168(12):1397-408.
38. Kinney PL, Schwartz J, Pascal M, Petkova E, LeTertre A, Medina S, *et al*. *Winter season mortality: Will climate warming bring benefits?* *Environmental Research Letters*. 2015;10(6).
39. Brooke Anderson G, Bell ML. *Heat waves in the United States: Mortality risk during heat waves and effect modification by heat wave characteristics in 43 U.S. communities*. *Environmental Health Perspectives*. 2011;119(2):210-8.
40. D'Ippoliti D, Michelozzi P, Marino C, De'Donato F, Menne B, Katsouyanni K, *et al*. *The impact of heat waves on mortality in 9 European cities: results from the EuroHEAT project*. *Environ Health*. 2010;9:37.
41. Analitis A, Michelozzi P, D'Ippoliti D, De'Donato F, Menne B, Matthies F, *et al*. *Effects of heat waves on mortality: Effect modification and confounding by air pollutants*. *Epidemiology (Cambridge, Mass)*. 2014;25(1):15-22.
42. Hajat S, Kosatky T. *Heat-related mortality: A review and exploration of heterogeneity*. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 2010;64(9):753-60.
43. Medina-Ramon M, Schwartz J. *Temperature, temperature extremes, and mortality: a study of acclimatisation and effect modification in 50 US cities*. *Occup Environ Med*. 2007;64(12):827-33.
44. Létard V, Flandre H, Lepeltier S. *La France et les Français face à la canicule : les leçons d'une crise*. Paris, France: Sénat, 2004.

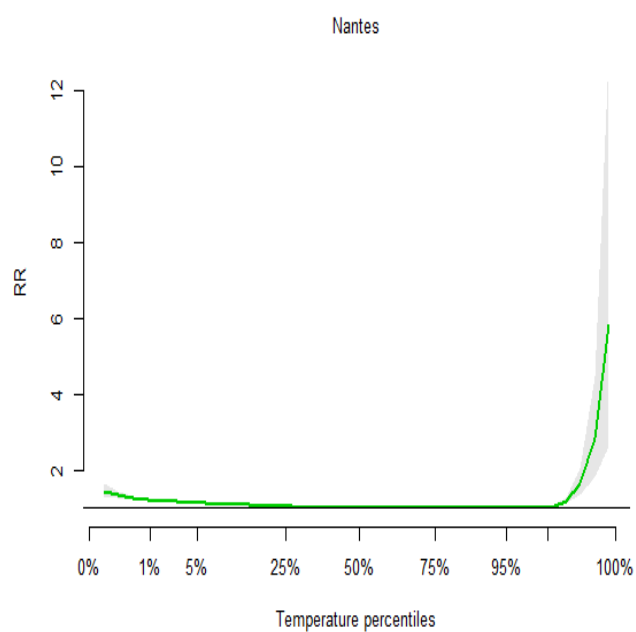
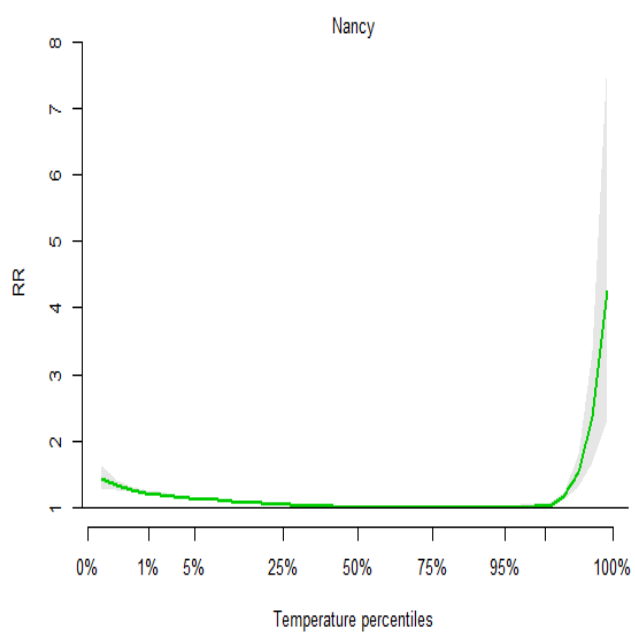
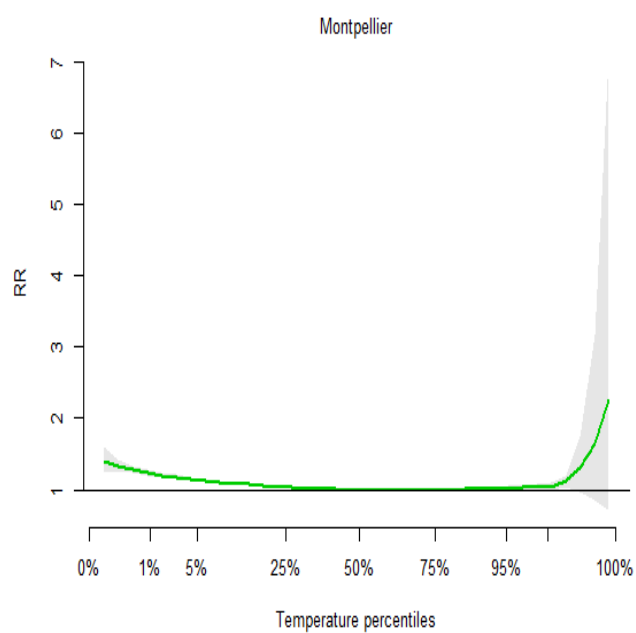
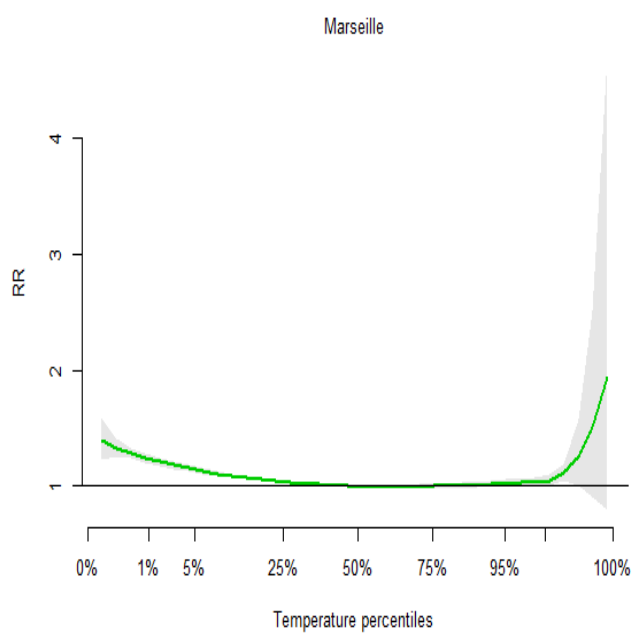
45. Armstrong B, Gasparrini A, Hajat S. *Estimating Mortality Displacement During and After Heat Waves*. Am J Epidemiol. 2014.
46. Basu R, Malig B. *High ambient temperature and mortality in California: Exploring the roles of age, disease, and mortality displacement*. Environmental research. 2011;111(8):1286-92.
47. Allen MJ, Sheridan SC. *Mortality risks during extreme temperature events (ETEs) using a distributed lag non-linear model*. International journal of biometeorology. 2015:1-11.
48. Soubeyroux JMO, G.; Schneider, M.; Cabanes, O.; Kounkou, R. *Les vagues de chaleur en France: analyse de l'été 2015 et évolutions attendues en climat futur*. La météorologie. 2016(94):45-51.

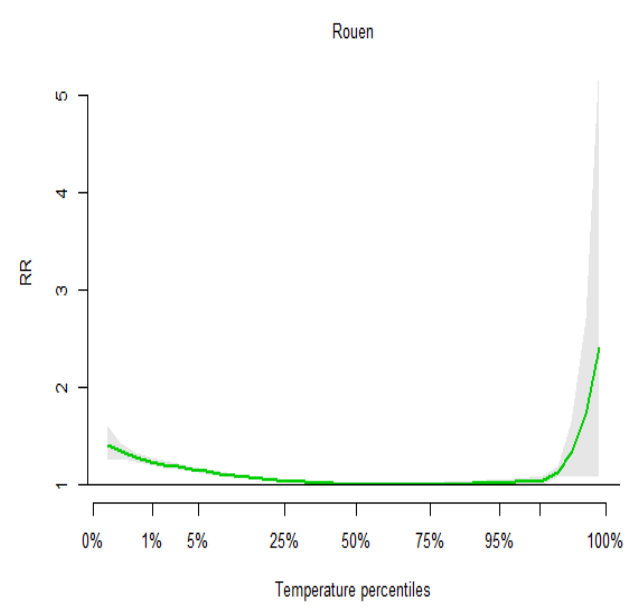
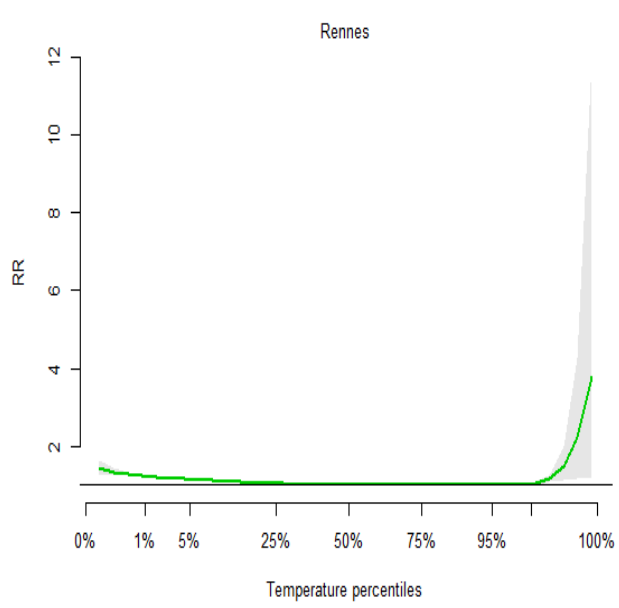
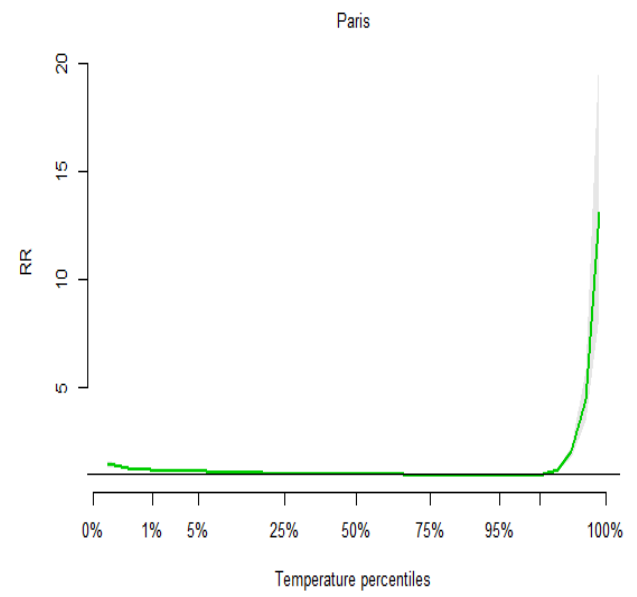
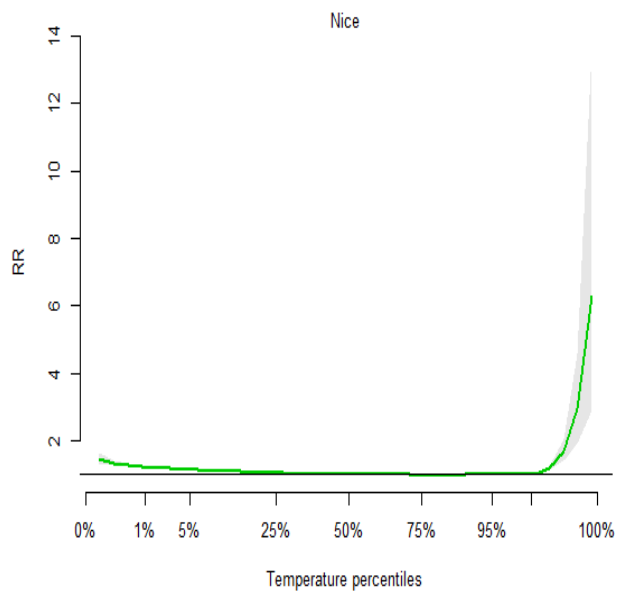
5. ANNEXES

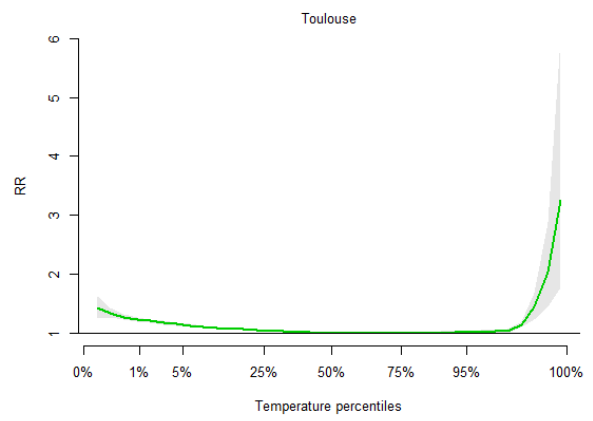
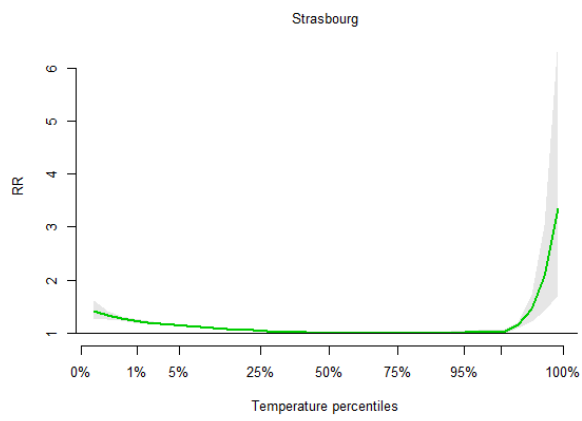
5.1. Graphiques des RR recentrés cumulés sur 0-21 jours par zone











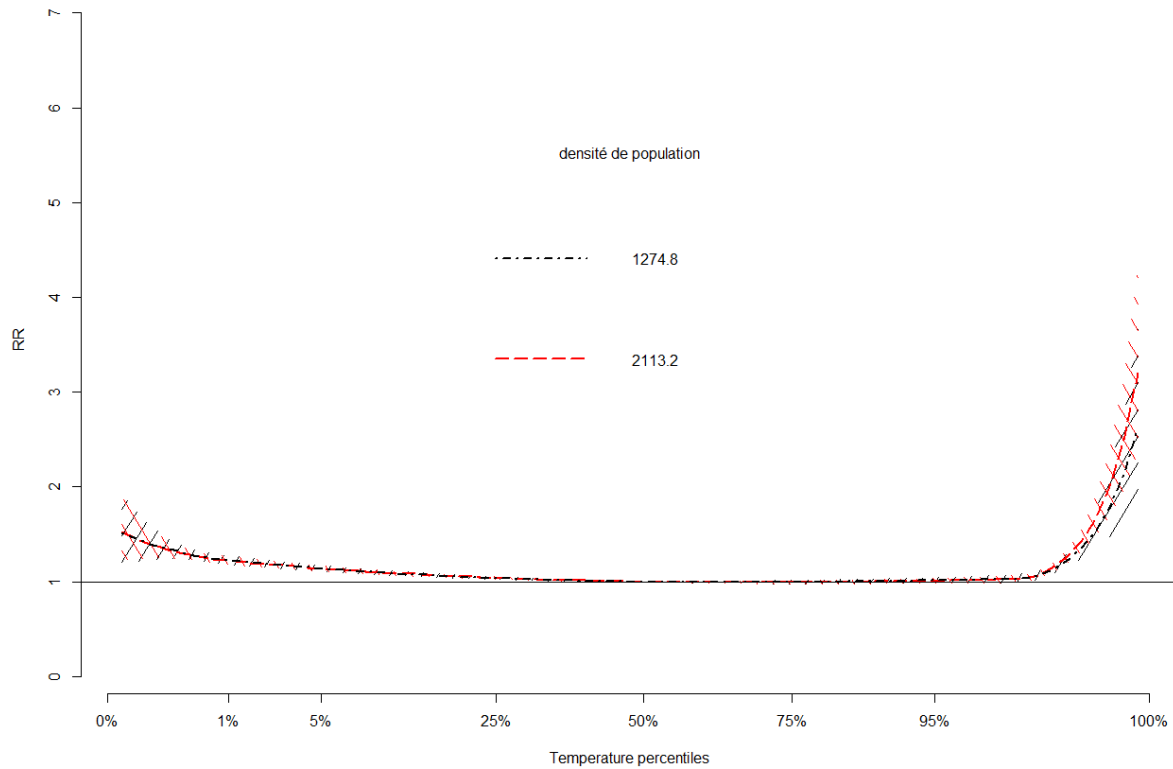
5.2. Évolution journalière des risques relatifs issus de la méta-analyse pour différents percentiles de température

Percentiles de la température moyenne

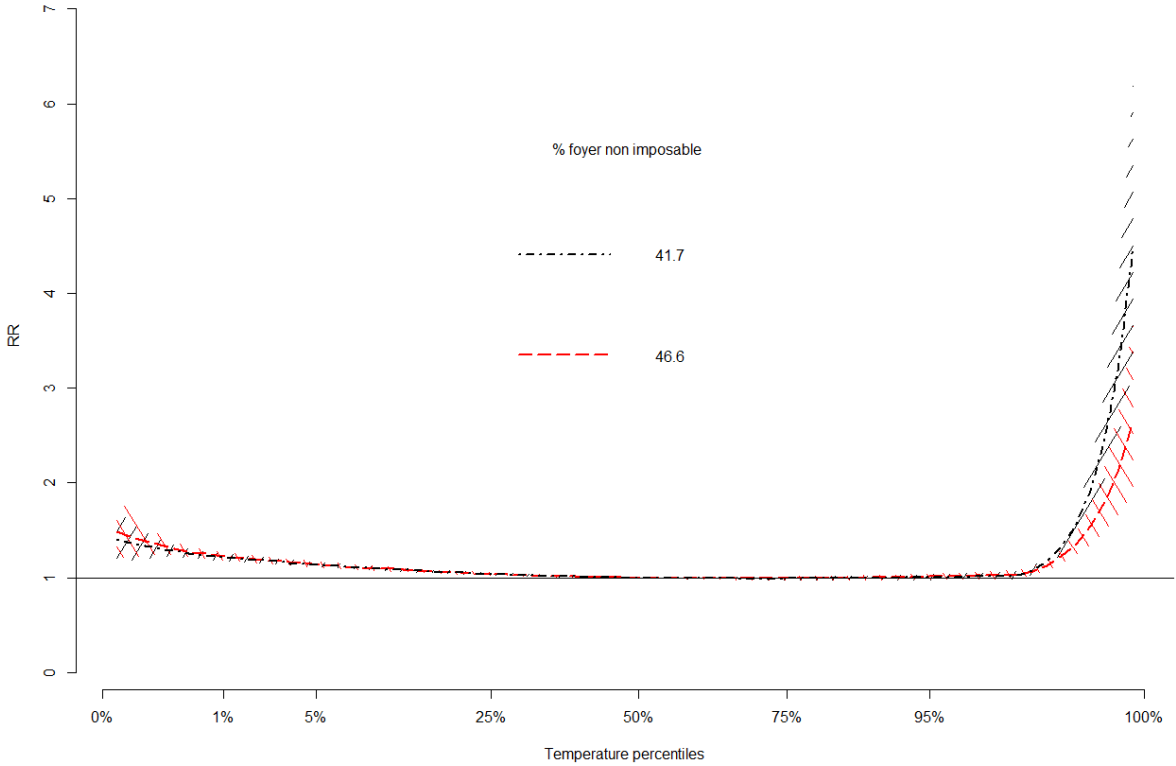
	0,1	1	10	90	99	99,9
Lag						
0	0,99 [0,96:1,021]	0,978 [0,968:0,989]	0,981 [0,975:0,986]	1,055 [1,048:1,062]	1,133 [1,121:1,145]	1,289 [1,228:1,353]
1	1,012 [0,994:1,031]	0,997 [0,992:1,002]	0,995 [0,993:0,998]	1,024 [1,021:1,028]	1,062 [1,057:1,068]	1,194 [1,153:1,236]
2	1,027 [1,014:1,04]	1,01 [1,007:1,013]	1,005 [1,003:1,008]	1,003 [1:1,005]	1,014 [1,01:1,018]	1,124 [1,094:1,155]
3	1,032 [1,021:1,044]	1,016 [1,012:1,02]	1,01 [1,008:1,013]	0,992 [0,989:0,995]	0,989 [0,984:0,994]	1,08 [1,054:1,107]
4	1,031 [1,021:1,041]	1,018 [1,014:1,022]	1,012 [1,009:1,014]	0,988 [0,985:0,991]	0,981 [0,976:0,985]	1,054 [1,032:1,077]
5	1,027 [1,019:1,035]	1,016 [1,013:1,019]	1,011 [1,008:1,013]	0,989 [0,986:0,991]	0,981 [0,977:0,985]	1,039 [1,02:1,058]
6	1,022 [1,016:1,028]	1,014 [1,012:1,017]	1,009 [1,007:1,011]	0,991 [0,989:0,993]	0,984 [0,98:0,987]	1,028 [1,012:1,044]
7	1,018 [1,012:1,024]	1,013 [1,011:1,015]	1,008 [1,006:1,009]	0,992 [0,991:0,994]	0,986 [0,983:0,989]	1,019 [1,005:1,033]
8	1,015 [1,009:1,021]	1,011 [1,009:1,013]	1,007 [1,005:1,008]	0,994 [0,992:0,996]	0,988 [0,986:0,991]	1,011 [0,999:1,024]
9	1,012 [1,006:1,018]	1,01 [1,008:1,012]	1,006 [1,004:1,007]	0,995 [0,993:0,997]	0,99 [0,987:0,993]	1,005 [0,994:1,017]
10	1,01 [1,003:1,017]	1,009 [1,007:1,012]	1,005 [1,004:1,006]	0,996 [0,994:0,998]	0,992 [0,989:0,994]	1,001 [0,99:1,011]
11	1,009 [1,002:1,016]	1,009 [1,006:1,011]	1,004 [1,003:1,006]	0,997 [0,995:0,999]	0,993 [0,99:0,995]	0,997 [0,987:1,007]
12	1,008 [1,001:1,015]	1,008 [1,006:1,011]	1,004 [1,003:1,005]	0,998 [0,996:0,999]	0,994 [0,991:0,996]	0,994 [0,985:1,004]
13	1,008 [1,001:1,014]	1,008 [1,006:1,01]	1,004 [1,003:1,005]	0,998 [0,997:1]	0,994 [0,992:0,997]	0,993 [0,984:1,002]
14	1,008 [1,002:1,014]	1,008 [1,006:1,01]	1,004 [1,003:1,005]	0,999 [0,997:1]	0,995 [0,992:0,997]	0,992 [0,984:1]
15	1,008 [1,003:1,014]	1,008 [1,006:1,01]	1,004 [1,003:1,005]	0,999 [0,998:1]	0,995 [0,993:0,997]	0,992 [0,984:0,999]
16	1,009 [1,003:1,015]	1,009 [1,007:1,011]	1,004 [1,003:1,005]	0,999 [0,998:1]	0,995 [0,993:0,997]	0,992 [0,985:0,999]
17	1,01 [1,004:1,016]	1,009 [1,007:1,011]	1,004 [1,003:1,005]	0,999 [0,998:1,001]	0,995 [0,992:0,997]	0,993 [0,986:1,001]
18	1,012 [1,005:1,018]	1,01 [1,007:1,012]	1,004 [1,003:1,005]	0,999 [0,997:1,001]	0,995 [0,992:0,997]	0,995 [0,987:1,003]
19	1,013 [1,005:1,021]	1,01 [1,007:1,014]	1,004 [1,002:1,006]	0,999 [0,997:1,001]	0,994 [0,991:0,998]	0,997 [0,988:1,006]
20	1,015 [1,005:1,024]	1,011 [1,007:1,015]	1,004 [1,002:1,006]	0,999 [0,996:1,002]	0,994 [0,99:0,998]	0,999 [0,988:1,009]
21	1,016 [1,005:1,028]	1,012 [1,007:1,016]	1,005 [1,002:1,007]	0,999 [0,996:1,002]	0,994 [0,988:0,999]	1,001 [0,988:1,013]

5.3. Courbe exposition-risque prédites à partir de la méta-régression

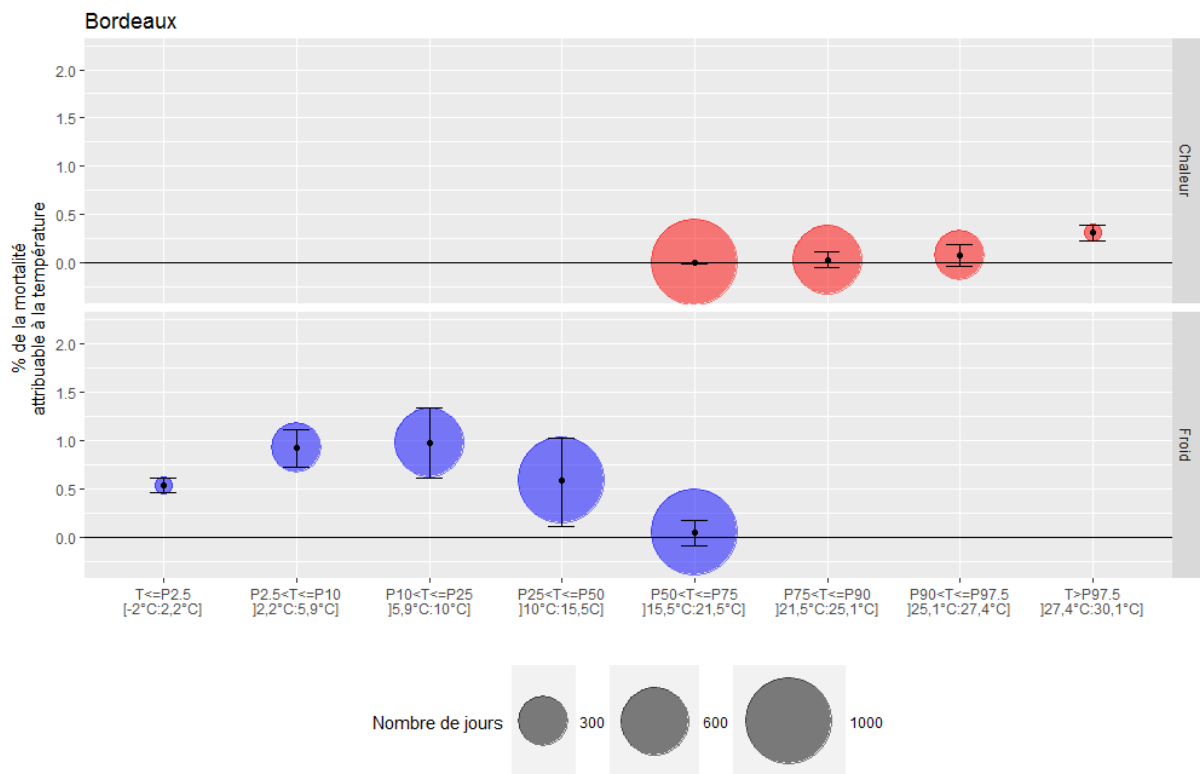
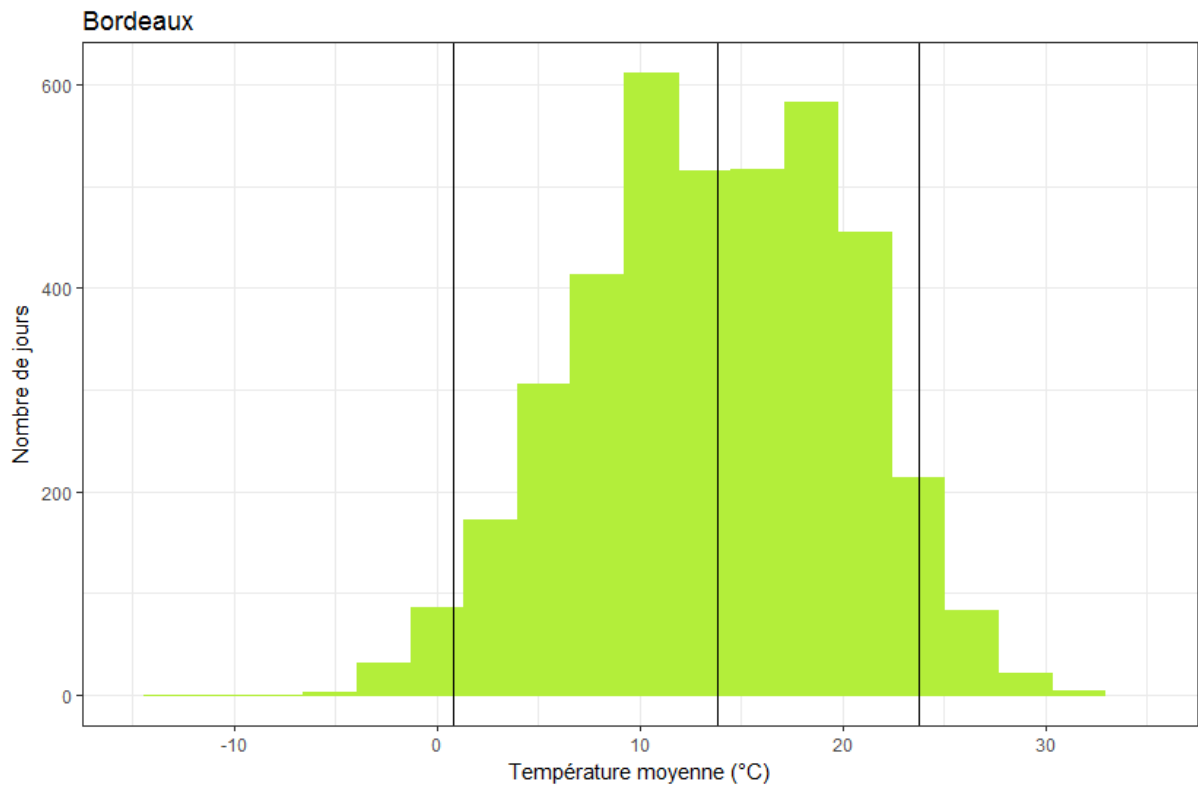
Courbe exposition-risque prédite à partir de la méta-régression pour le p25 (courbe noire) et le p75 (courbe rouge) de la densité de population



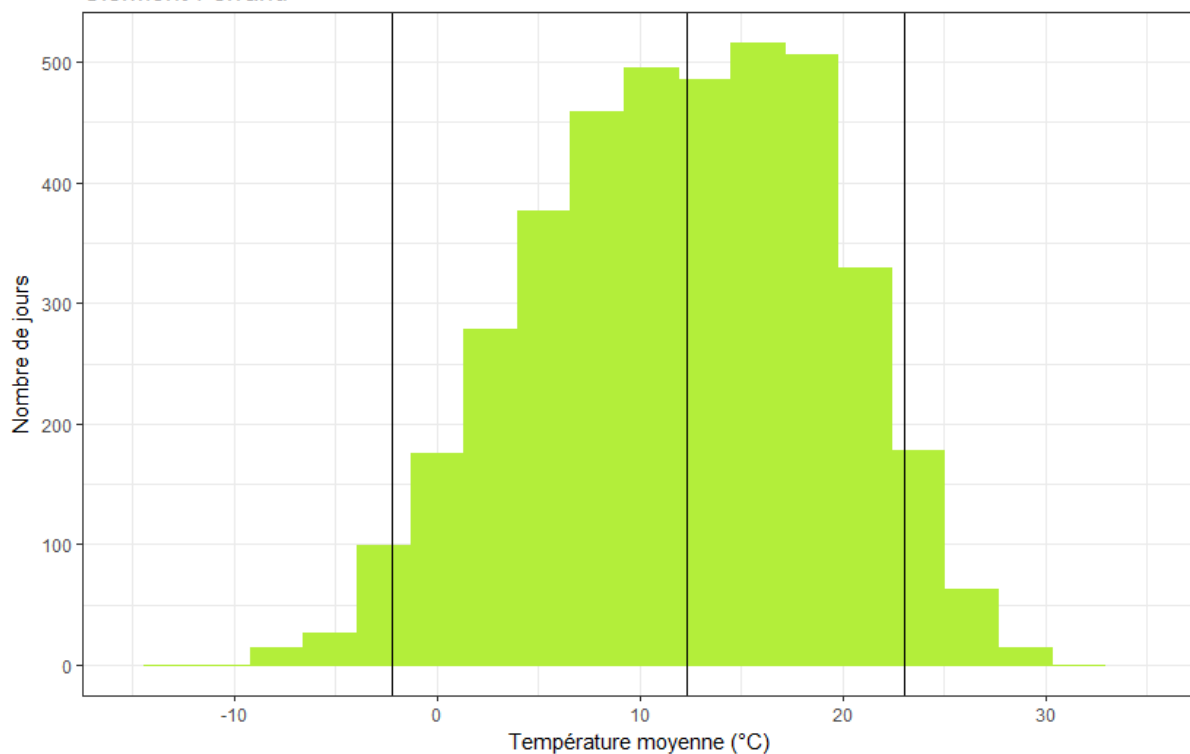
Courbe exposition-risque prédite à partir de la méta-régression pour le p25 (courbe noire) et le p75 (courbe rouge) du % de foyer non imposable



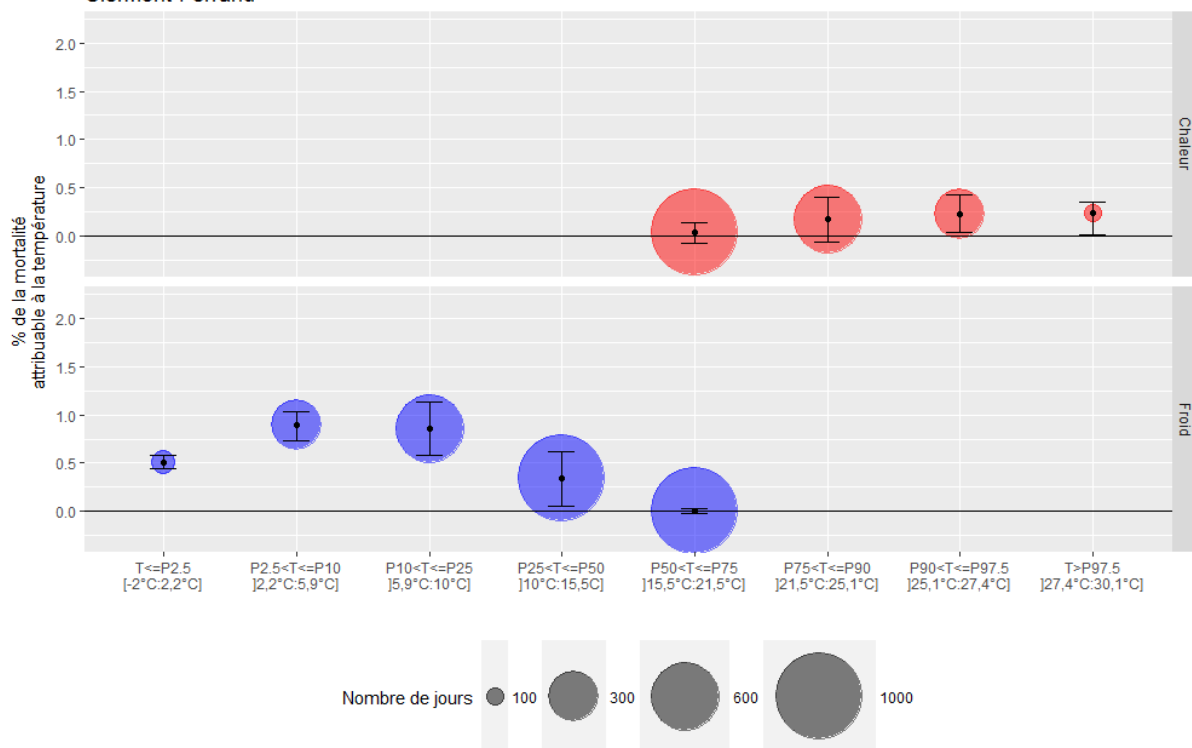
5.4. Distribution de la température moyenne (percentiles et seuil d'alerte canicule du Sacs) et fractions attribuables à la chaleur et au froid (fraction calculée sur 0-21 jours, (IC 95%))

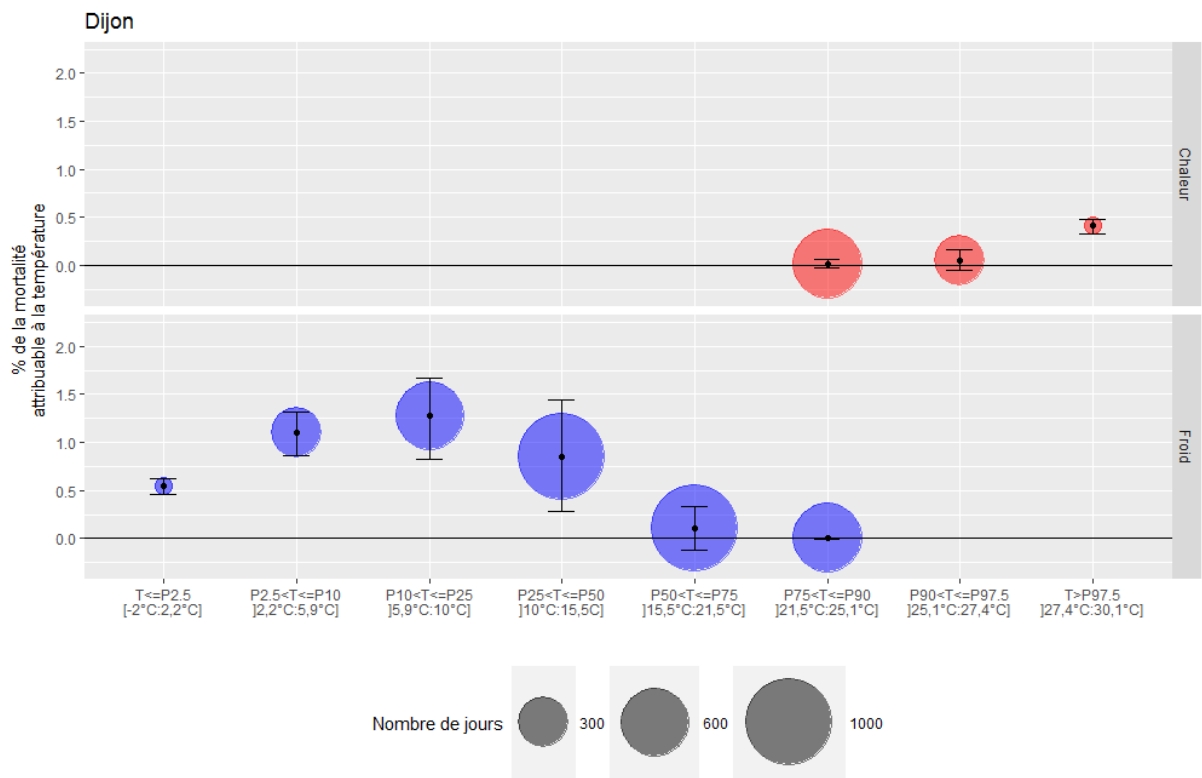
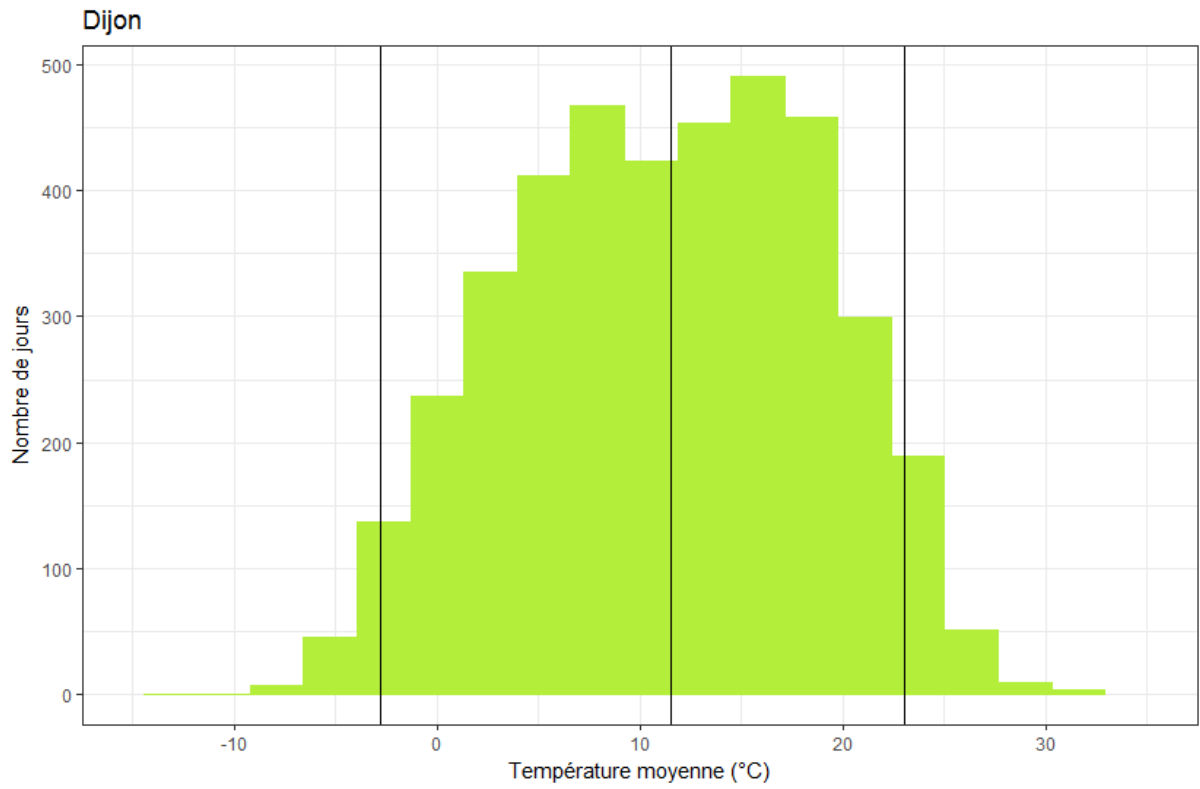


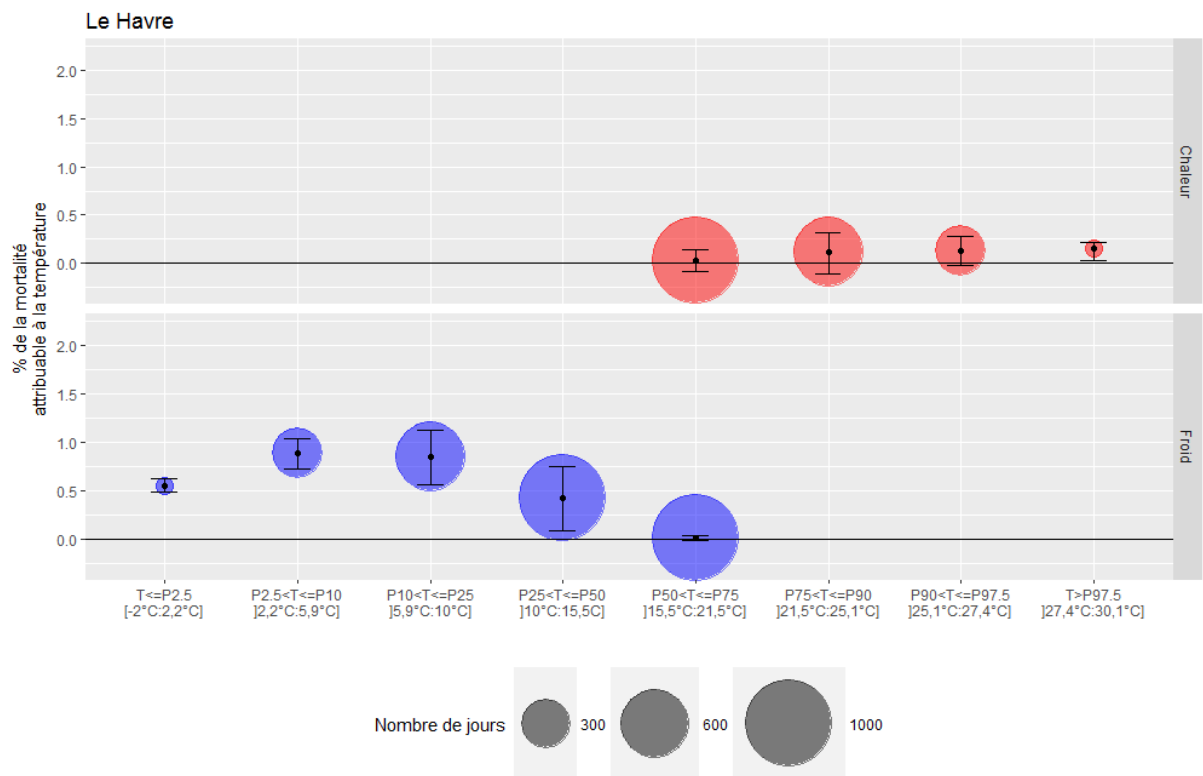
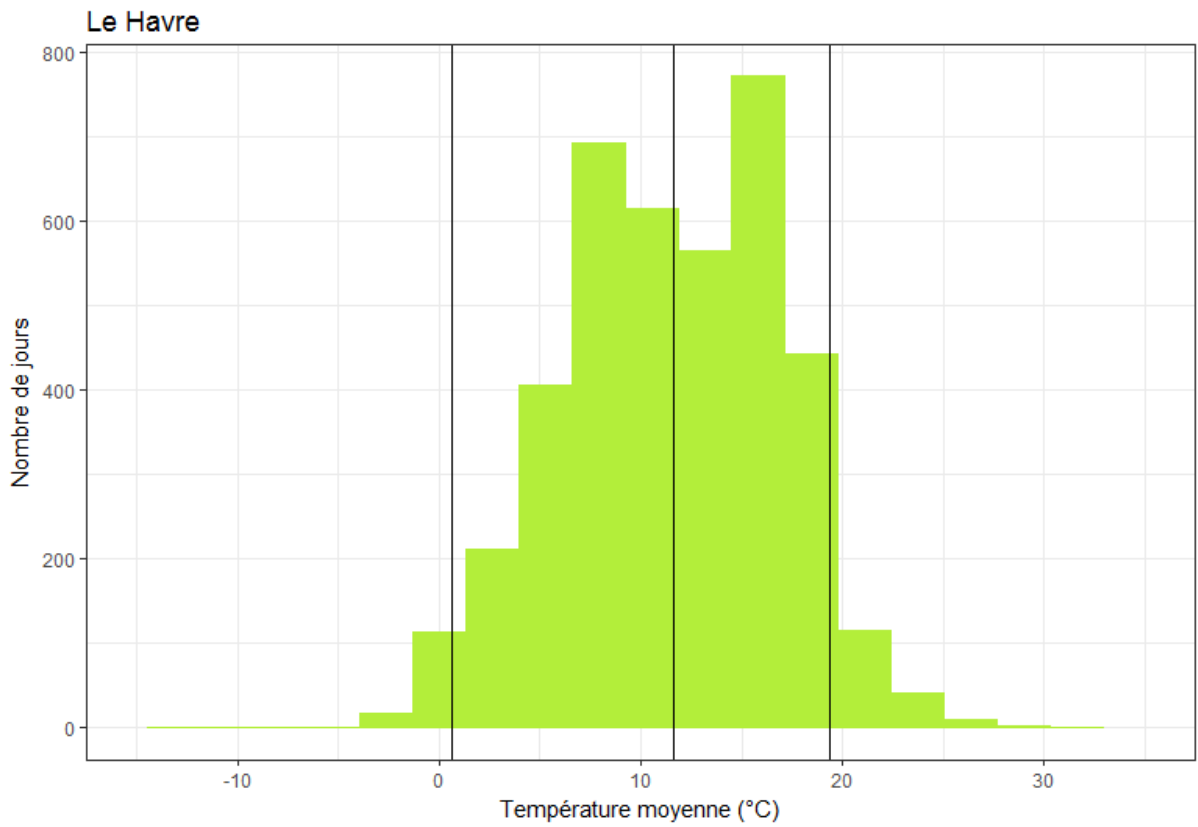
Clermont-Ferrand



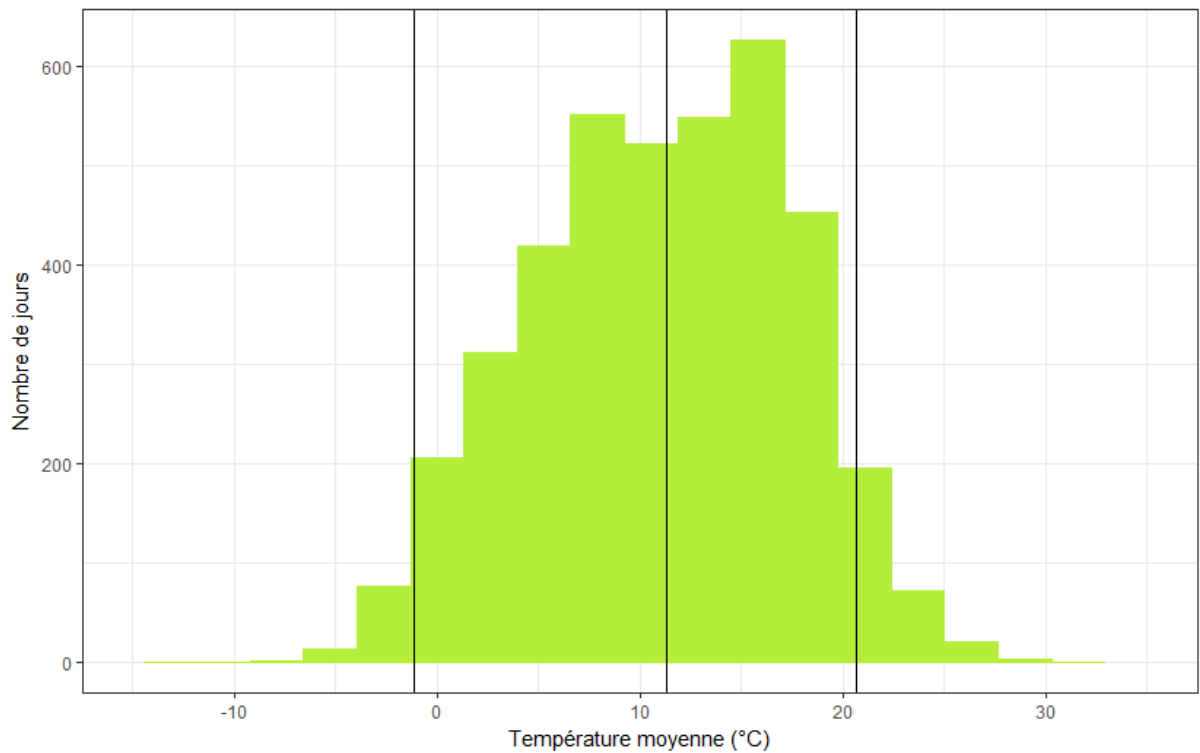
Clermont-Ferrand



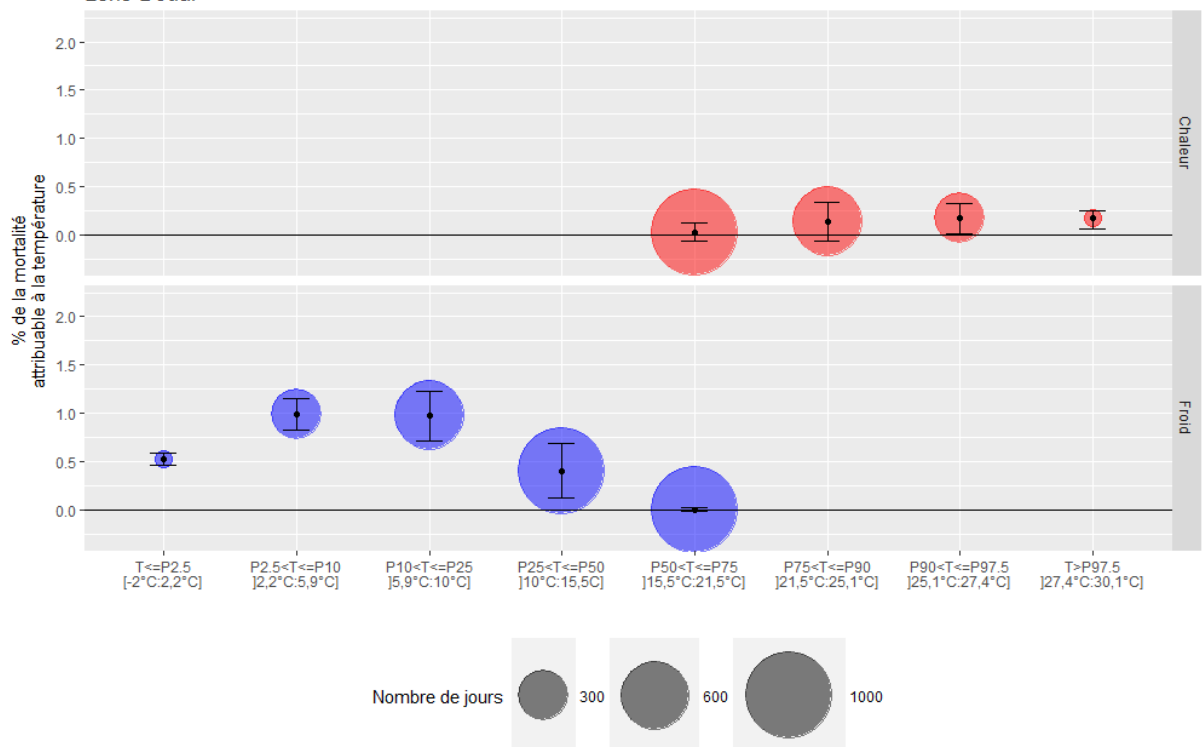




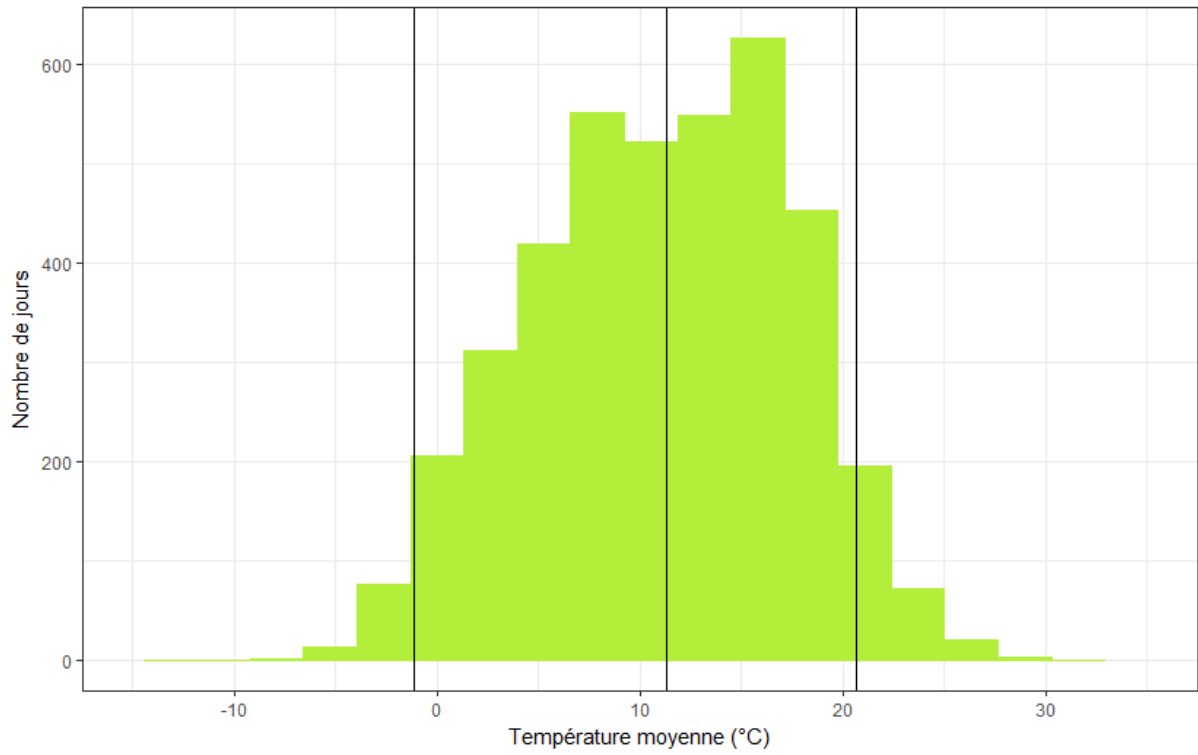
Lens-Douai



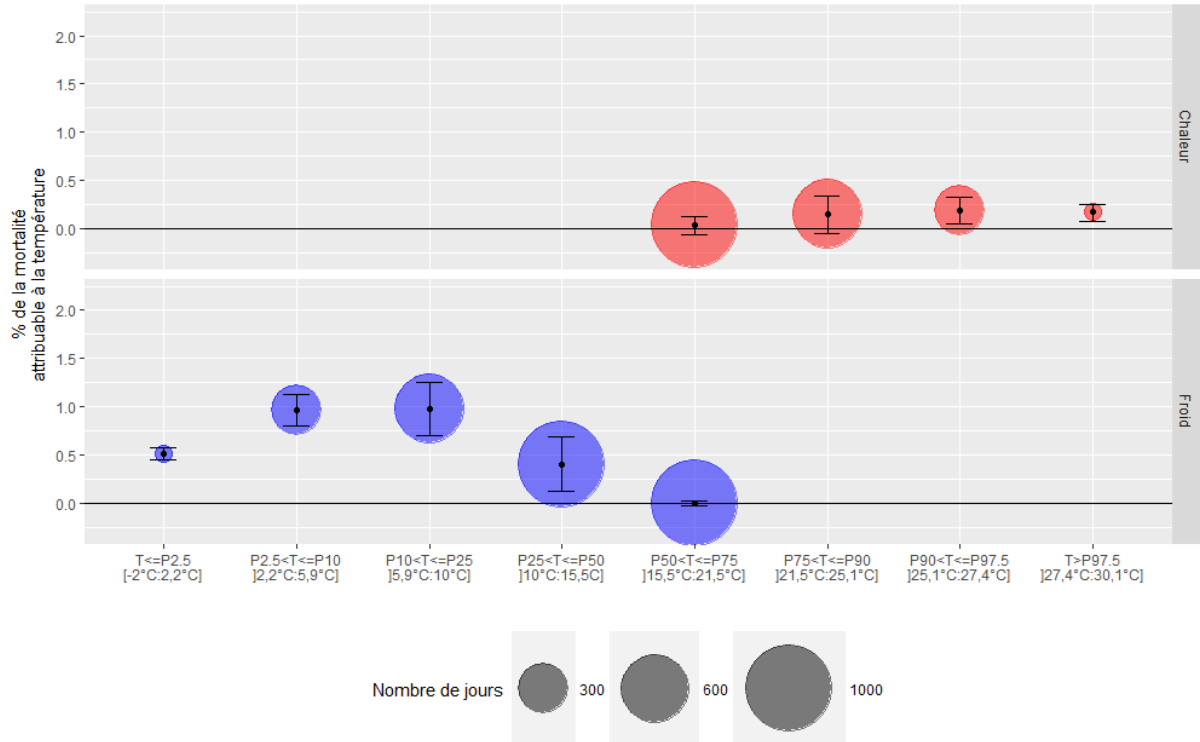
Lens-Douai

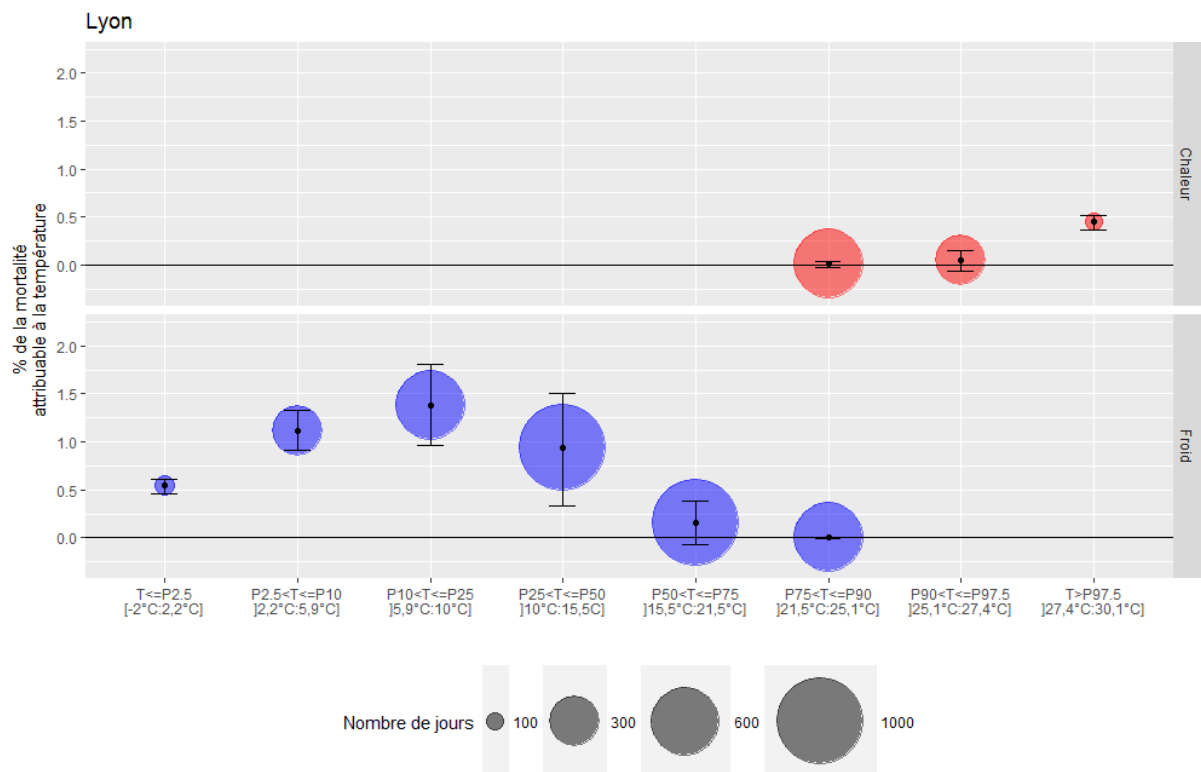
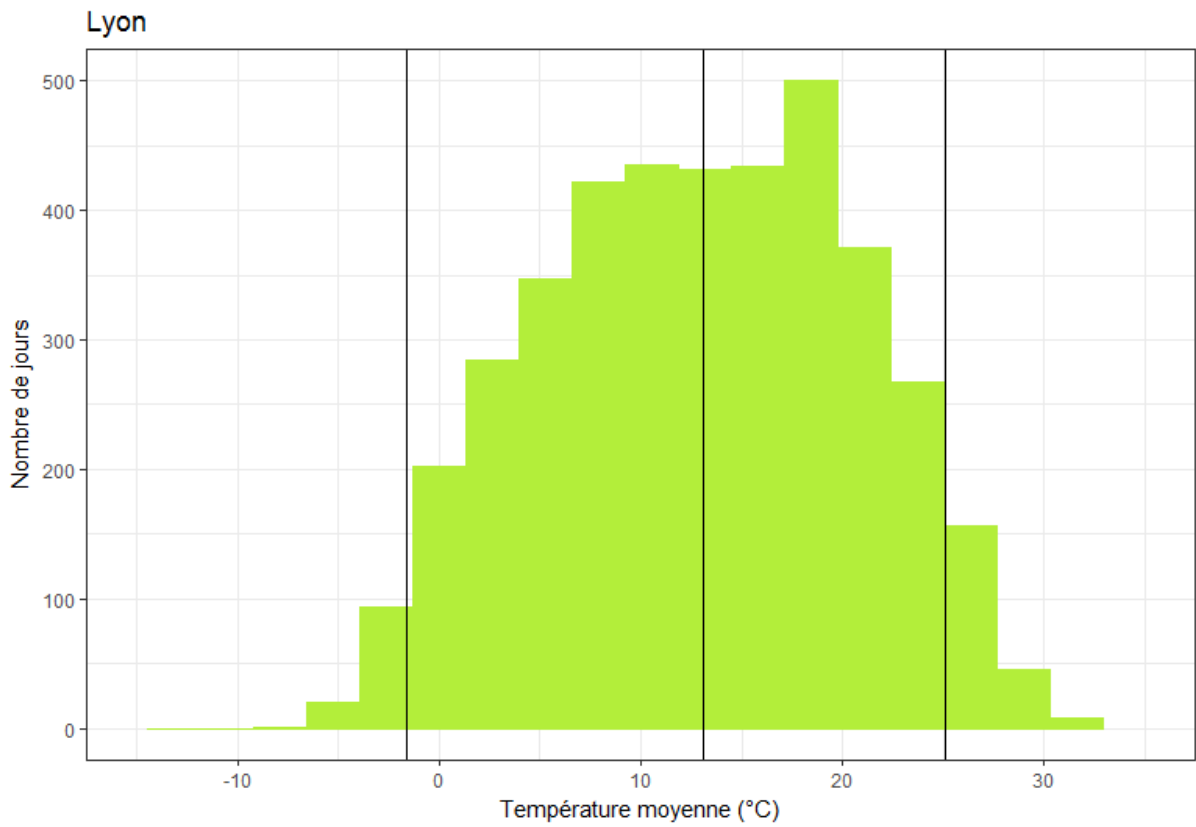


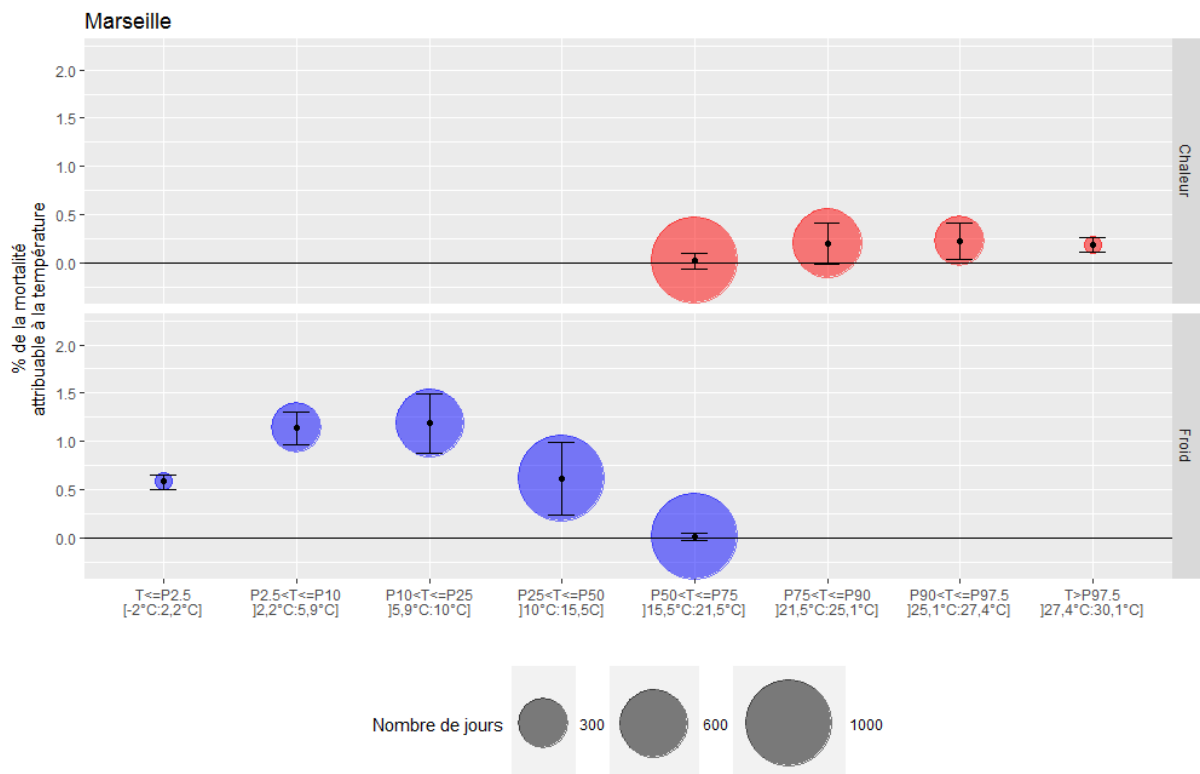
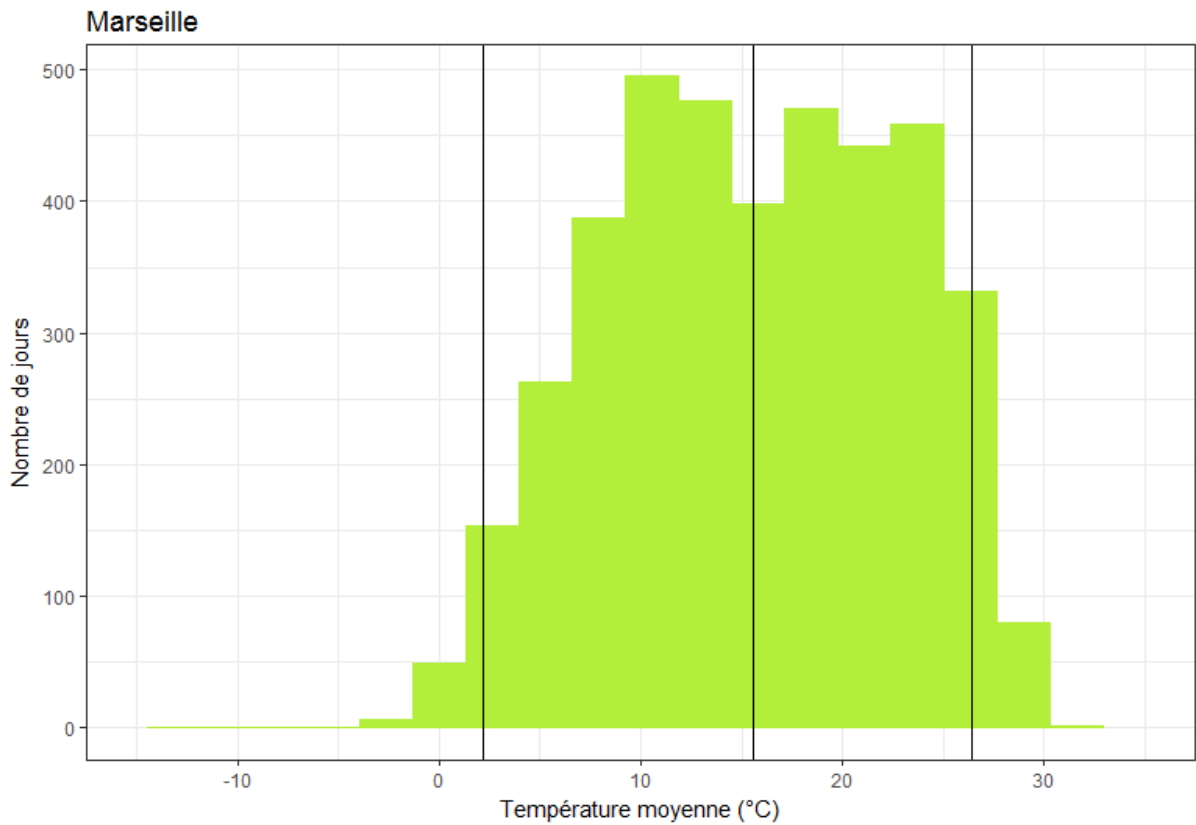
Lille



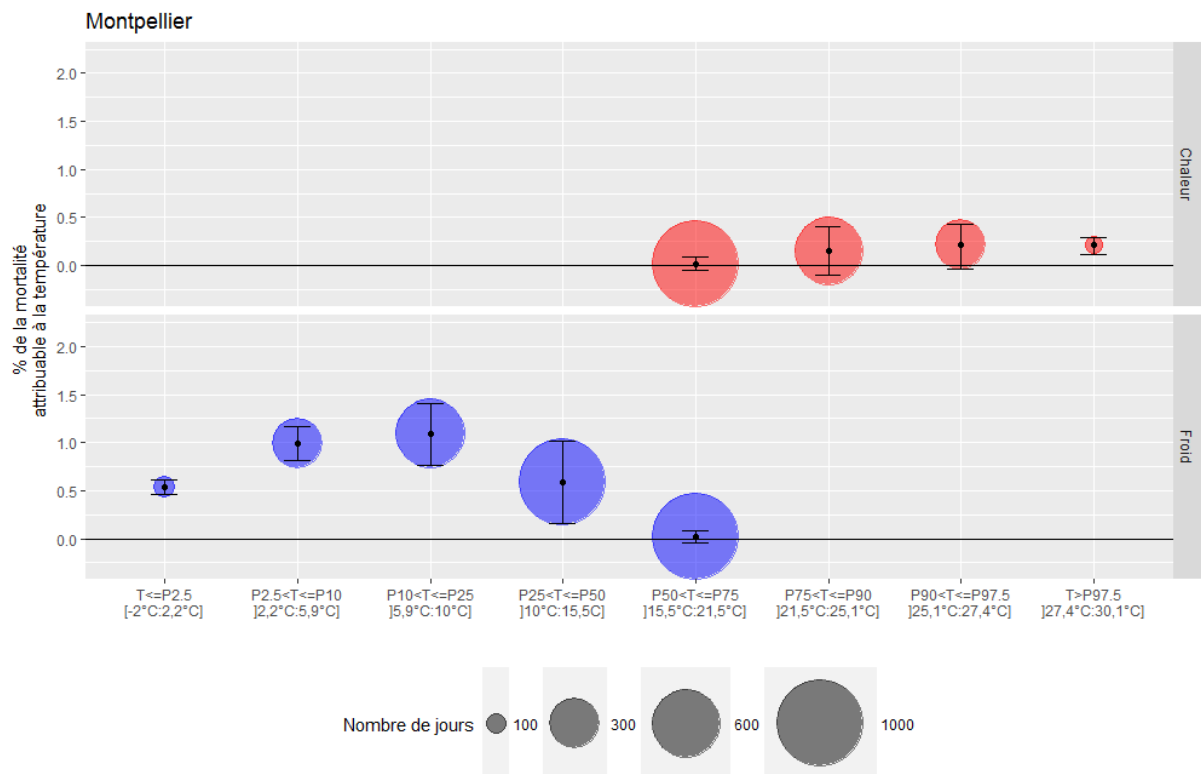
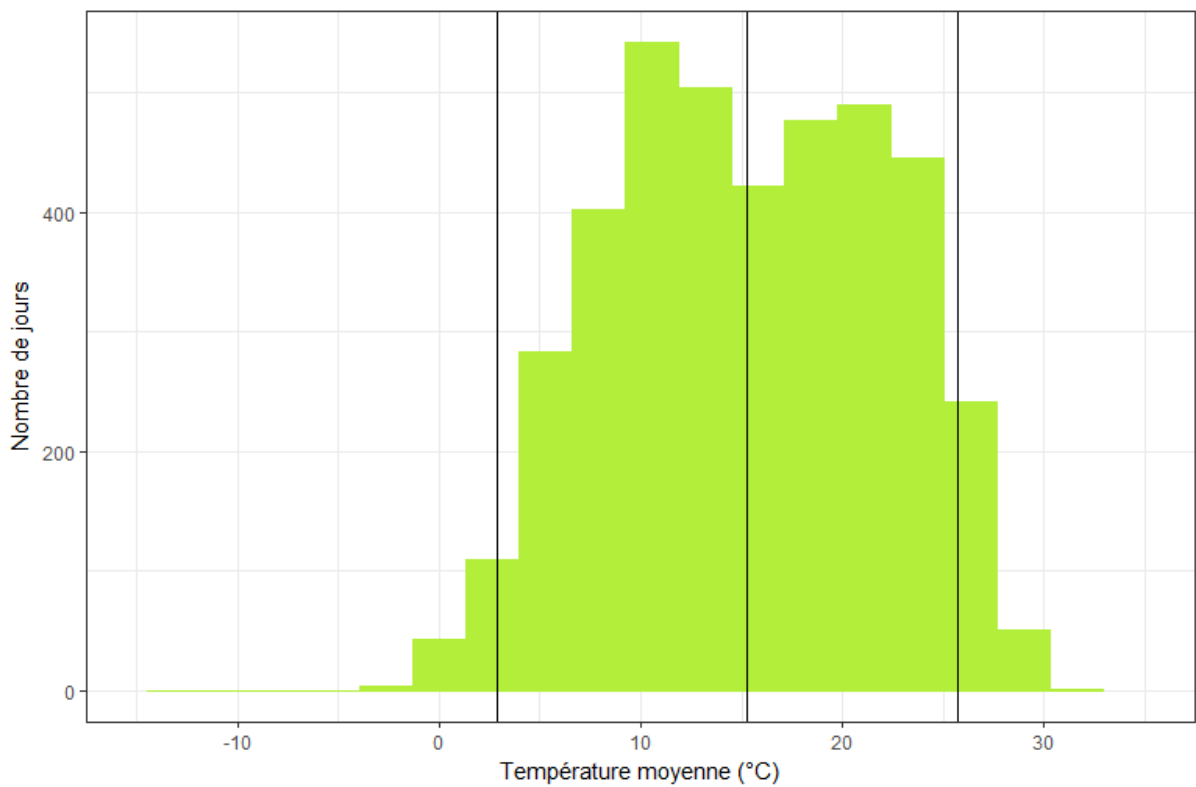
Lille



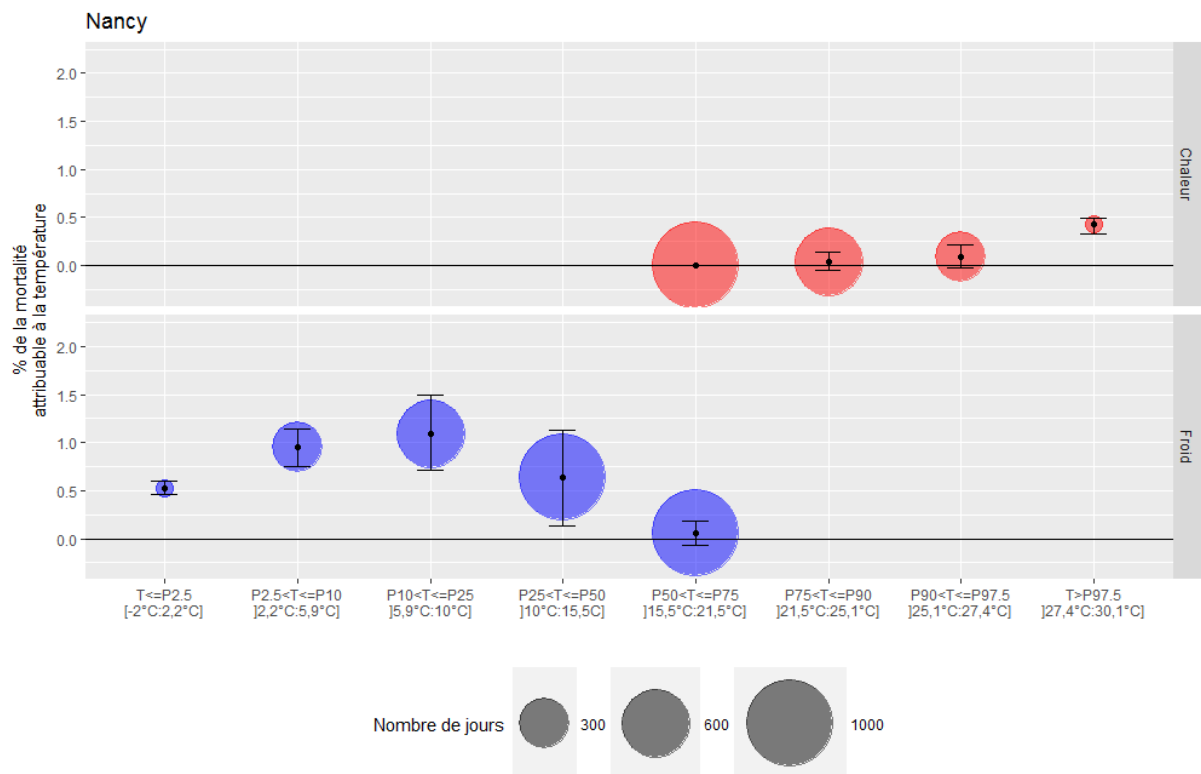
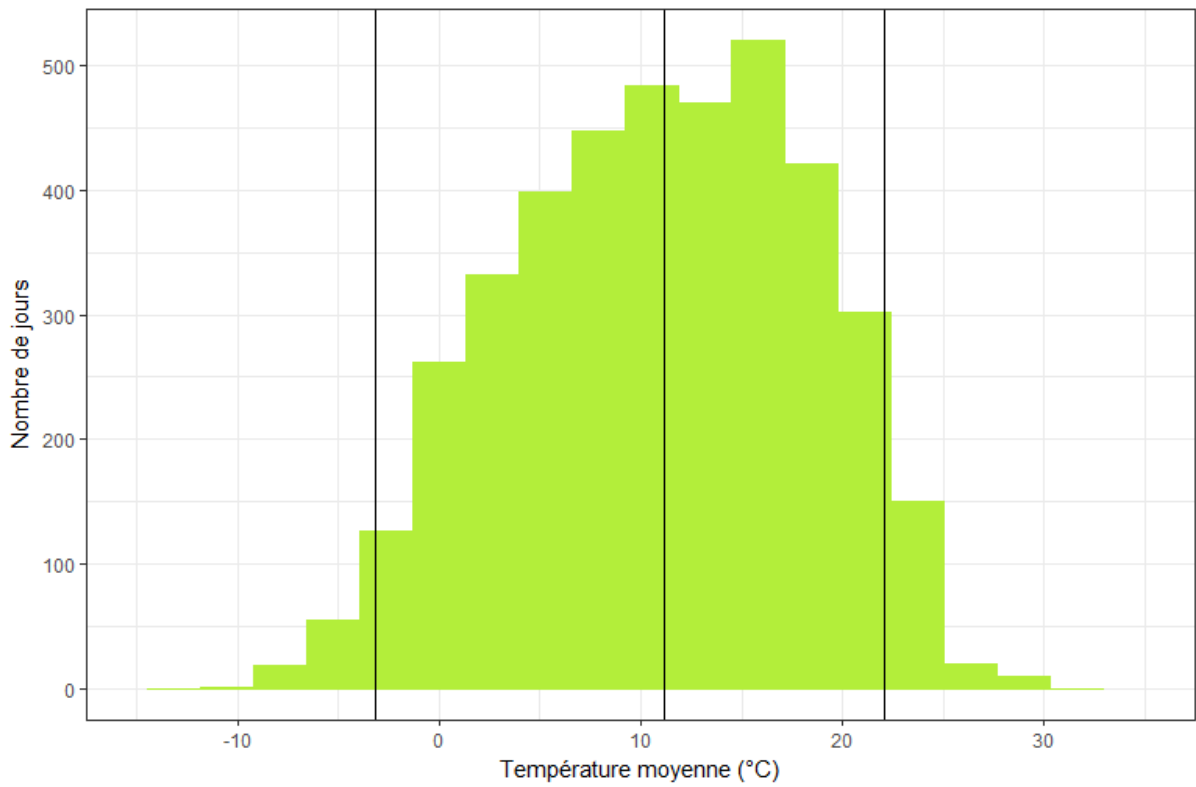




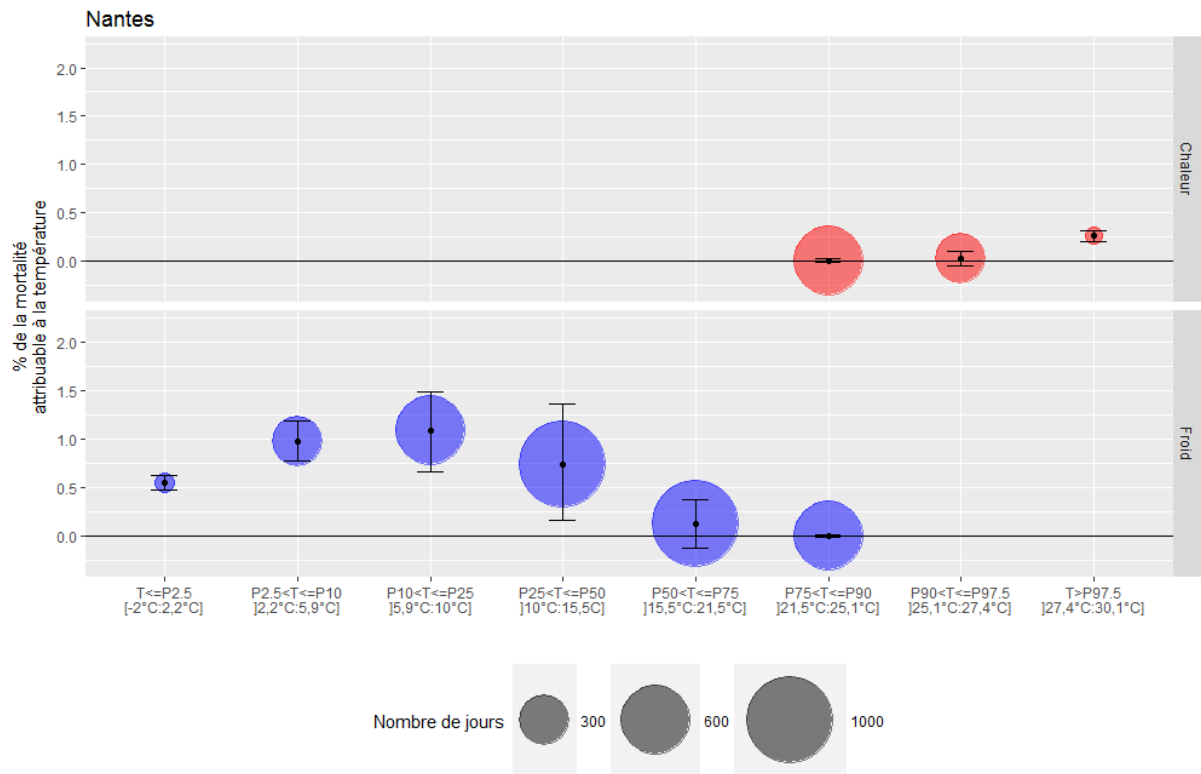
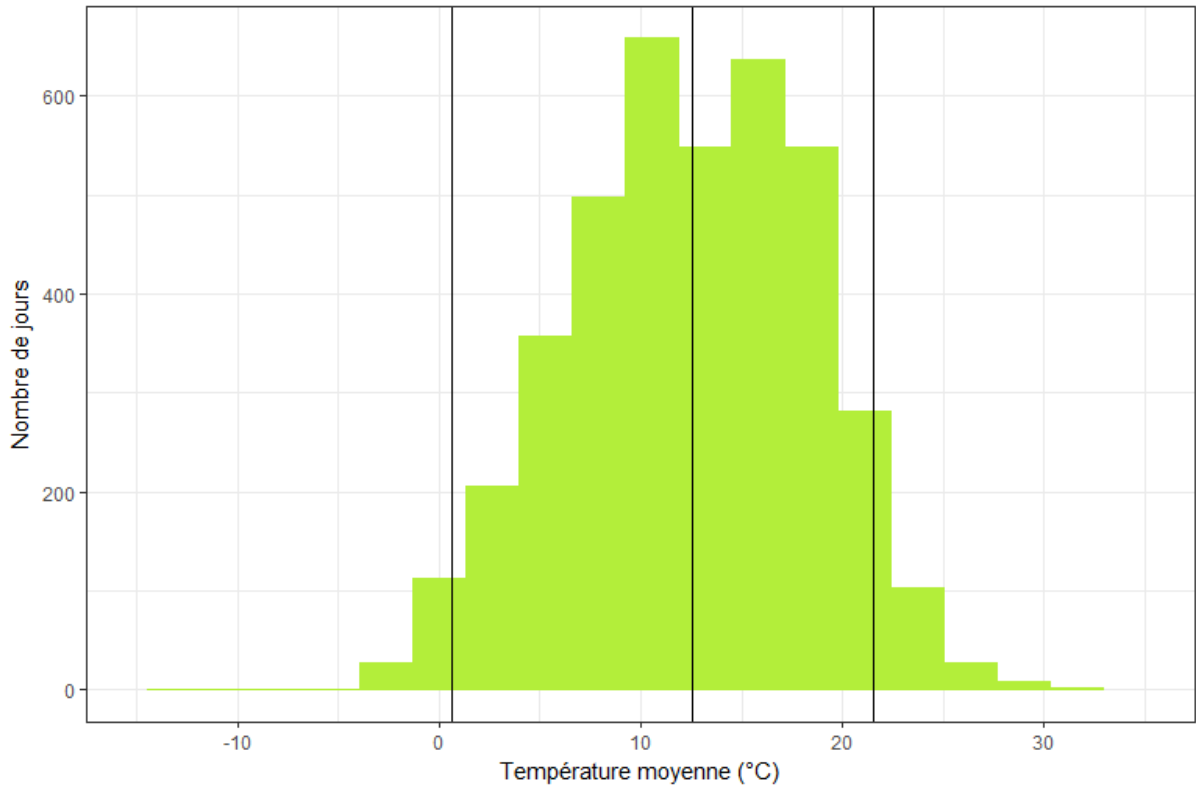
Montpellier



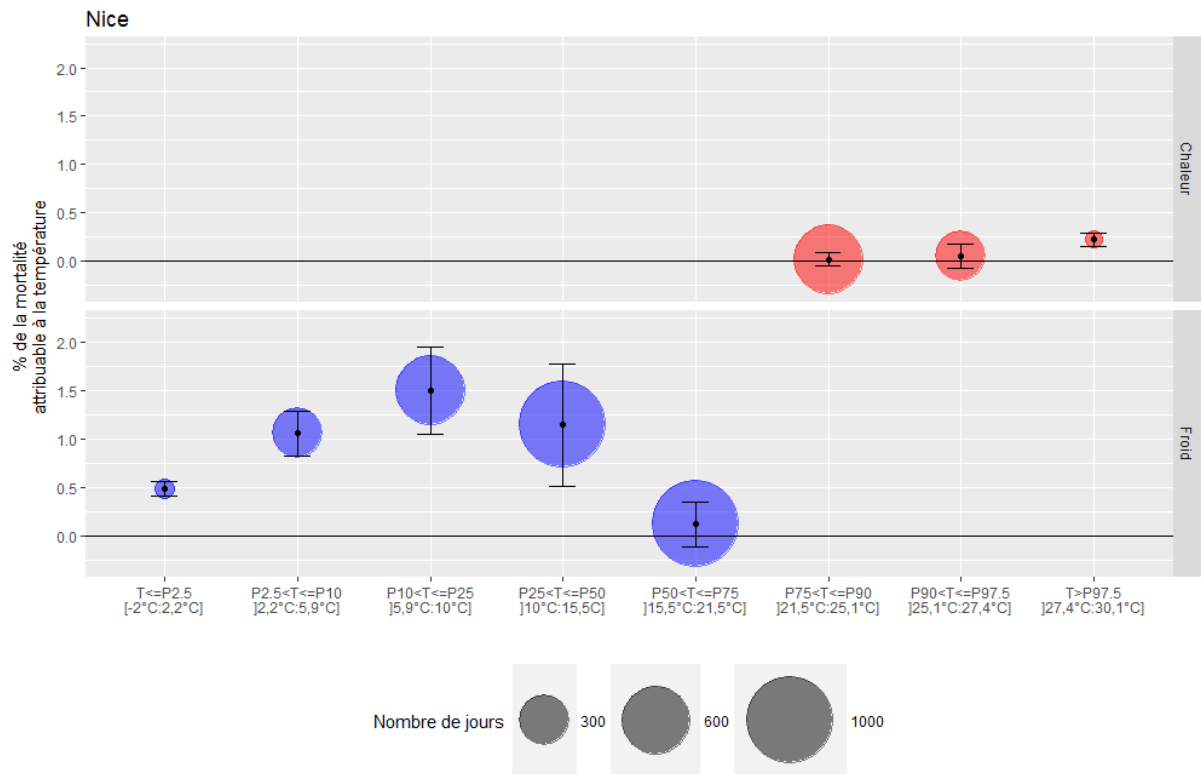
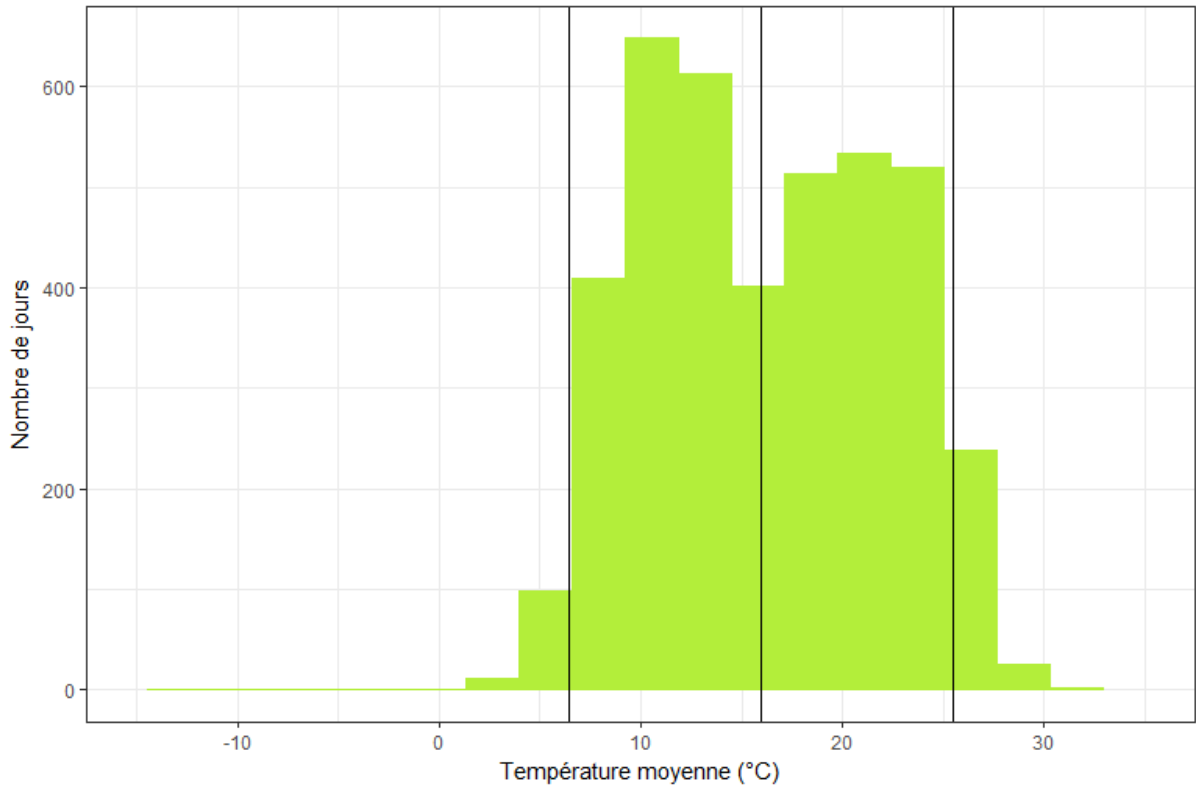
Nancy



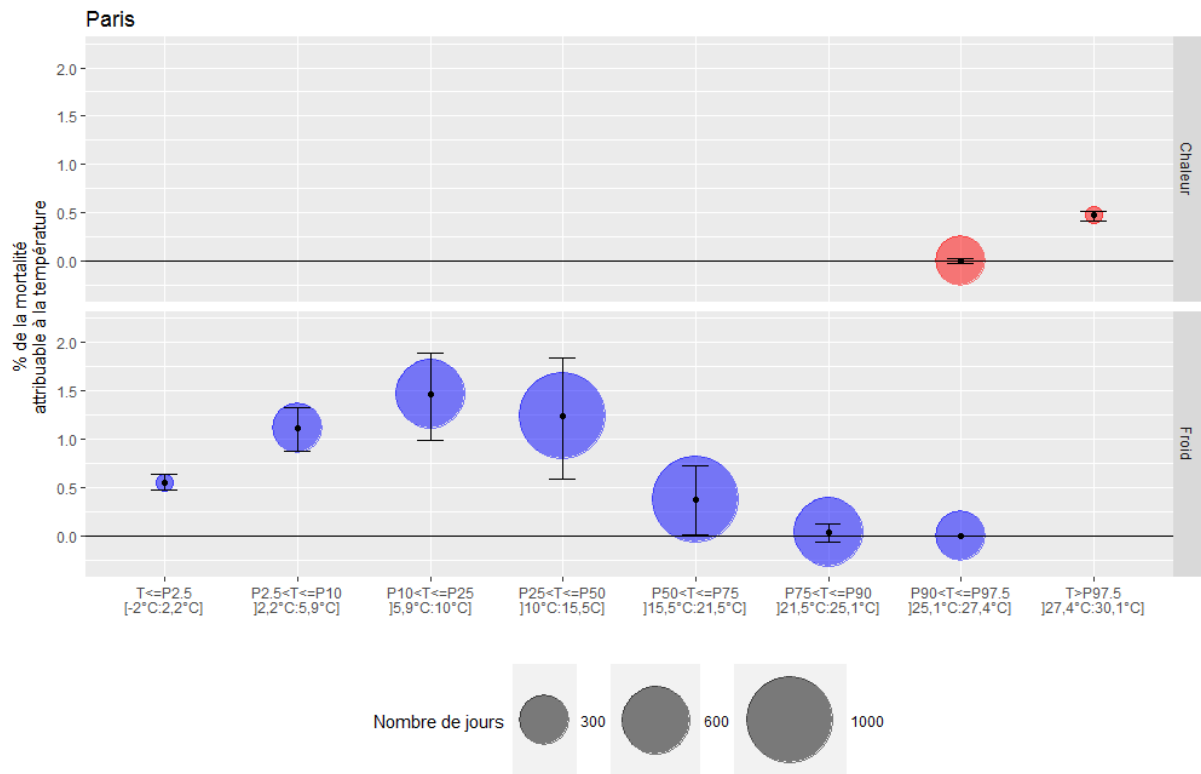
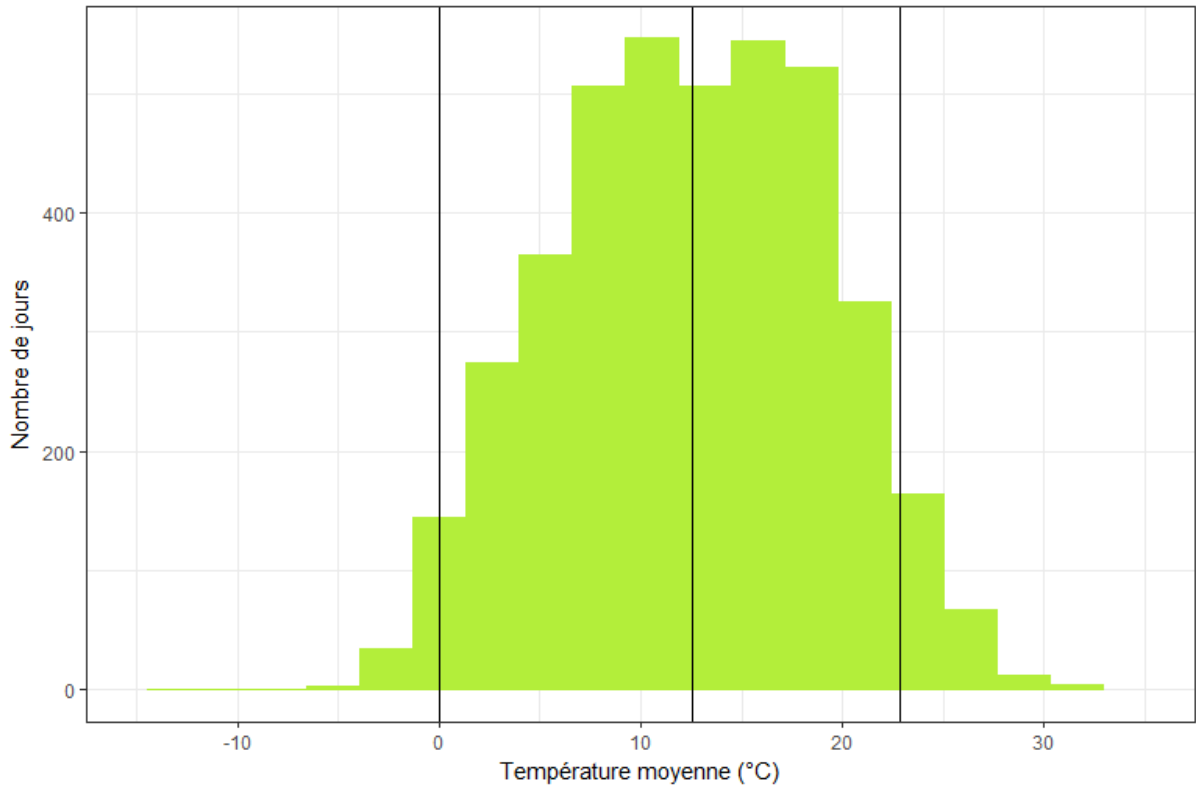
Nantes



Nice



Paris



Rennes

