



Observatoire régional de santé d'Ile-de-France

Surmortalité liée aux vagues de chaleur
en Ile-de-France :
les risques ont-ils changé depuis 2003 ?

Etude réalisée à l'ORS d'Ile-de-France par
Edouard Chatignoux, Aurélie Cazenave et Philippe Pépin, chargés d'études,
sous la direction d'Isabelle GREMY, directrice

Remerciements

Nous tenons à remercier tout particulièrement Anne Fouillet et Grégoire Rey, pour nous avoir conseillé sur le cadre d'analyses statistiques ayant servi à cette analyse et pour nous avoir fourni une assistance technique ;

Eric Jougla du CepiDc pour nous avoir transmis les données de mortalité ;

Jean-Claude Cohen et Julien Desplat de Météo-France pour leur expertise sur la variation spatiale des températures en périodes de canicule en Ile-de-France et pour la fourniture des données météorologiques.

L'ORS Ile-de-France est subventionné par l'Etat

(Préfecture de région d'Ile-de-France et direction régionale des affaires sanitaires et sociales)

et par le Conseil régional d'Ile-de-France.

Sommaire

Sommaire	3
Contexte et objectifs	5
Matériel et méthodes	11
Données.....	13
Zone et période d'étude.....	13
Mortalité.....	13
Température	13
Analyse statistique	14
Choix du modèle statistique	14
Modélisation des composantes saisonnières et tendanciennes de la mortalité.....	14
Modélisation des effets de la température.....	18
Outils de construction et de validation des modèles	22
Résultats	25
Sélection des indicateurs de températures les plus explicatifs de la mortalité estivale	27
Choix de la mortalité de référence	31
Adéquation du modèle et capacité prédictive.....	32
Adéquation du modèle sur la période de calibration	32
Validation de la capacité prédictive sur la période 2000-2003	33
Sous-estimation pour l'épisode de canicule de 2003	37
Prédictions sur la période 2004-2006.....	37
Sous-mortalité pendant la canicule de juillet 2006	41
Analyses de sensibilité	44
Sensibilité des stratégies de sélection des indicateurs de températures	44
Validation du modèle sur des sous-populations.....	45
Sensibilité des prédictions sur la période 2004-2006 à la période de calibration.....	48
Synthèse des analyses de sensibilité.....	49
Discussion	51
Du modèle national aux estimations régionales	52
Choix de modélisation.....	52
Effet de confusion de la pollution atmosphérique.....	53
Sous-estimation de la mortalité lors de la canicule de 2003	54
Evolution du risque sur la période 2004-2006	56
Conclusion.....	59
Références	61
Annexes	65

Contexte et objectifs

Les températures chaudes sont un facteur bien connu de surmortalité en période estivale [1]. D'une part, l'élévation des températures peut être une cause immédiate de décès, une défaillance du système de régulation thermique conduisant à une hyperthermie, une déshydratation et à un possible coup de chaleur. D'autre part, la chaleur peut contribuer au déclenchement ou à l'aggravation de pathologies plus générales. Les fortes températures peuvent par exemple induire une diminution de la viscosité sanguine, risque supplémentaire de thrombose et de maladies cardio-vasculaires. Plus généralement, les températures élevées entraînent une fragilisation des organismes, qui peut précipiter le décès, en particulier des personnes les plus fragiles [2]. L'élévation du risque de mortalité est ainsi générale, et concerne non seulement les décès spécifiquement reliés à la chaleur, mais aussi les décès par maladies cardio-vasculaires, cérébro-vasculaires et respiratoires [3].

La relation entre températures chaudes et mortalité a typiquement une forme en 'j', le risque de décès augmentant de manière importante au delà d'un seuil de température [4]. Ce seuil est extrêmement variable selon les contextes locaux du fait d'adaptations physiologiques et comportementales aux températures élevées : ce seuil est par exemple de 6°C moins élevé dans les villes d'Europe du nord par rapport aux villes méditerranéennes [5].

Les effets délétères des températures chaudes se manifestent de façon particulièrement brutale lors des épisodes de canicules, caractérisés par des fortes chaleurs durables. Aux Etats Unis, plusieurs vagues de chaleur ont été recensées depuis le début du 20^{ème} siècle [1], la plus célèbre étant probablement celle de 1995 à Chicago, qui a provoqué un excès de plus de 600 décès [6]. Cet épisode a donné lieu à un nombre important d'études épidémiologiques et sociologiques [7] qui ont permis d'identifier des sous-populations particulièrement vulnérables aux effets des fortes chaleurs : l'âge, la fragilisation par des pathologies préexistantes, le faible niveau socio-économique individuel ou du quartier, le fait de vivre seul, à un étage élevé ou en état d'isolement social sont autant de facteurs de risques de mortalité lors des épisodes de canicule. L'identification de ces facteurs de risques ont permis de guider la mise en place de systèmes de prévention, de surveillance et de réponse aux canicules en Amérique du Nord suite à cet épisode.

En Europe, alors que des canicules importantes ont eu lieu depuis 1950 (la canicule de 1976 est associée à une hausse de 15% des décès à Londres, celle du sud est de la France en 1983 a entraîné un doublement de la mortalité à Marseille [8], celle d'Athènes en 1987 a fait près de 2000 décès, celle de 1991 près de 1000 décès à Lisbonne)[9], seules trois villes avaient mis en place un système de surveillance et de prévention des effets de la chaleur avant 2003 : Lisbonne, Rome et Marseille [8].

Les conditions climatiques, sociales et sanitaires de ces précédentes canicules étaient sans doute trop particulières (ou jugées comme telles [7]) pour que des enseignements aient été tirés de ces travaux à des niveaux nationaux, et ce n'est qu'avec la catastrophe sanitaire de la canicule de

2003 que l'ensemble des états européens se sont dotés de plan de prévention, d'alerte et de gestion des épisodes de fortes chaleurs [8].

Le mois d'août 2003 a en effet engendré une prise de conscience des populations et des gestionnaires sur les conséquences sanitaires des vagues de chaleur. Pendant les quinze premiers jours d'août 2003, la France, comme une grande partie de l'Europe, a connu un épisode caniculaire dont l'intensité, la durée et l'étendue géographique ont été exceptionnelles. Cet été fut le plus chaud depuis 1950 et des niveaux de température jamais atteints depuis le début des enregistrements de Météo France ont été dépassés dans plusieurs régions. Les températures maximales ont atteint 35°C, voire 40°C, pendant plus de dix jours consécutifs sur la majeure partie du territoire tandis que les températures nocturnes restaient dans le même temps anormalement élevées. Cet événement a été à l'origine d'une catastrophe sanitaire, avec près de 15 000 décès en excès en France dont 5 000 pour la seule région Ile-de-France [10].

Cette vague de chaleur et ses conséquences sanitaires a souligné le manque de préparation et d'anticipation face à un événement soudain d'une telle ampleur en France et révélé la nécessité de mettre en place un "Plan national canicule"[11]. Celui-ci était opérationnel dès l'été suivant, en 2004, et il est reconduit et complété chaque été depuis. Il comprend des dispositifs visant la protection des personnes les plus vulnérables, un volet information du public, une veille météorologique en collaboration avec Météo-France [12] ainsi que la mise en place d'un système de surveillance syndromique (suivi non spécifique de données sanitaires).

Au cours du mois de juillet 2006, une vague de chaleur importante, la première depuis 2003, a touché une grande partie de la France entre le 11 et le 28 juillet. En Ile-de-France, des températures élevées ont été enregistrées lors des 15 derniers jours du mois de juillet (du 15 au 28 juillet). Dans ce contexte, il semblait intéressant d'étudier l'impact des mesures prises après 2003 sur la mortalité en Ile-de-France en lien avec les températures lors de l'épisode de vague de chaleur de 2006.

L'évaluation de l'efficacité du plan de surveillance et de prévention est néanmoins délicate. Les canicules sont en effet des événements climatiques singuliers, de durées et d'intensités variables, qui empêchent une comparaison directe du nombre de décès observés avant et après la mise en place de mesures [13]. Aussi, nous avons adopté une stratégie d'analyse développée au niveau national par une équipe de l'Inserm [14][15] dans le cadre de la thèse de doctorat d'Anne Fouillet. Cette stratégie se base sur des méthodes d'analyses de séries temporelles, et consiste à quantifier le risque de mortalité en lien avec les températures en période estivale pour une période précédant la mise en place des mesures de prévention, afin de regarder si ce risque est compatible avec la mortalité observée suite à la mise en place de ces mesures.

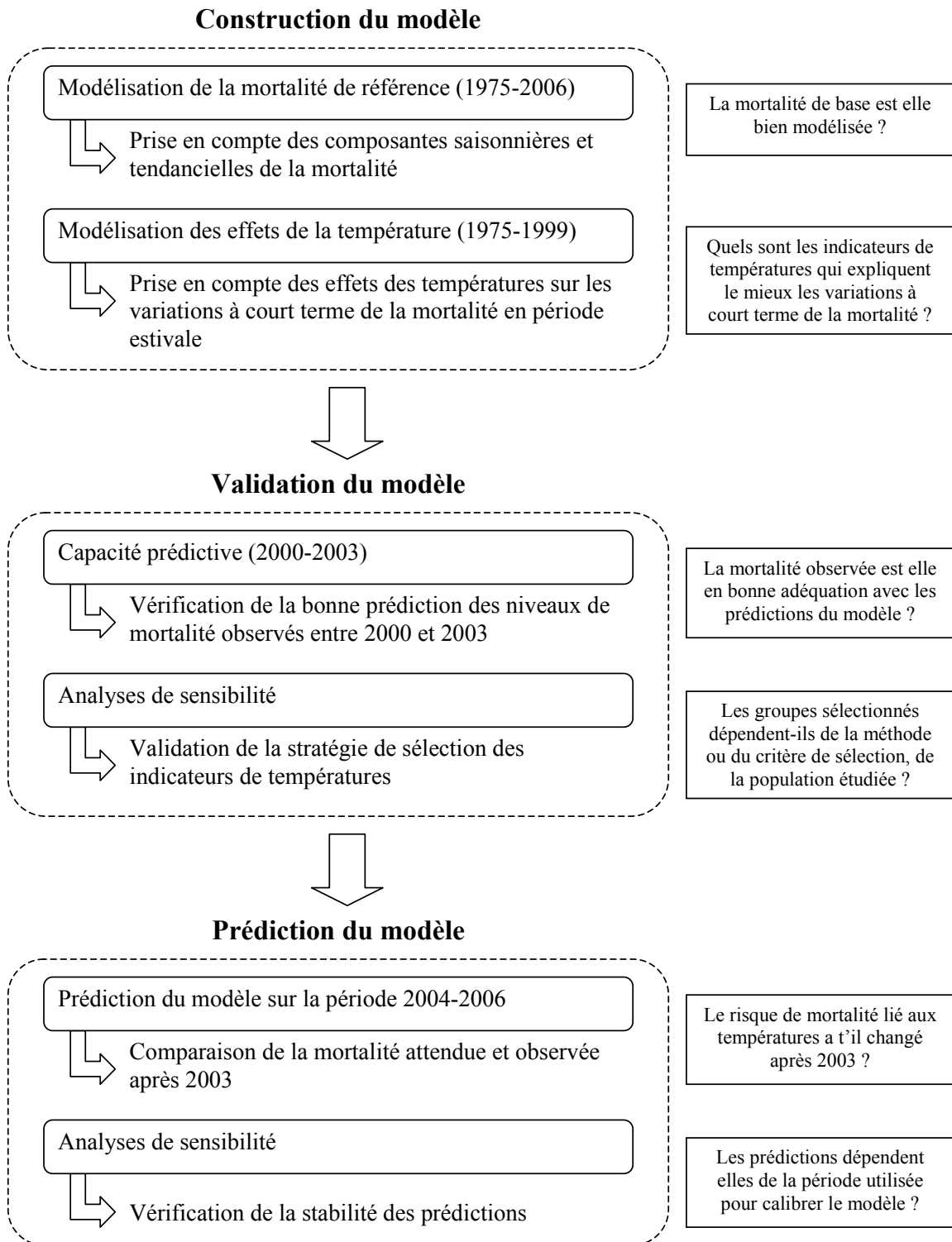


Figure 1 : Etapes de l'analyse

L'analyse s'est aussi déroulée selon les étapes suivantes[14], schématisées sur la Figure 1 :

1. Construction d'un modèle explicatif reliant la mortalité à des variables de températures sur la période 1975-1999, en procédant à une sélection des indicateurs de température les plus explicatifs de la mortalité en période estivale.
2. Mesure de l'adéquation des valeurs modélisées et observées sur la période 1975-1999.
3. Mesure de la capacité prédictive du modèle sur la période de validation 2000-2003.
4. Comparaison du nombre de décès attendus par le modèle à la mortalité observée lors des étés 2004, 2005 et 2006.
5. Analyse de la sensibilité des résultats à la périodes de calibration du modèle et aux groupes de populations utilisés pour construire le modèle.

Matériel et méthodes

Tableau 1: Corrélations entre les séries quotidiennes des températures moyennes mesurées par les stations automatiques du réseau Météo-France lors des étés de 1975 à 2006 dans les départements d'Ile-de-France (en bas et à gauche du tableau) et percentile à 95% des différences en valeurs absolues observées entre les stations (en °C – en haut et à droite du tableau).

Stations ¹	75	77	78	91	93	94	95
75		1,7	2,3	1,7	2,6	2,7	2,6
77	0,97		1,9	1,7	2,3	2,8	2,3
78	0,99	0,97		2,8	3,6	3,7	3,4
91	0,98	0,99	0,99		1,9	1,8	1,6
93	0,99	0,97	0,98	0,98		1,6	1,2
94	0,99	0,98	0,99	0,99	0,98		1,4
94	0,95	0,97	0,97	0,97	0,96	0,96	

¹ Stations automatiques d'observation Météo-France : 75 : Paris Montsouris, 77 : Melun, 78 : Trappes, 91 : Orly, 93 : St-Denis, 94 : St-Maure, et 95 : Pontoise ville.

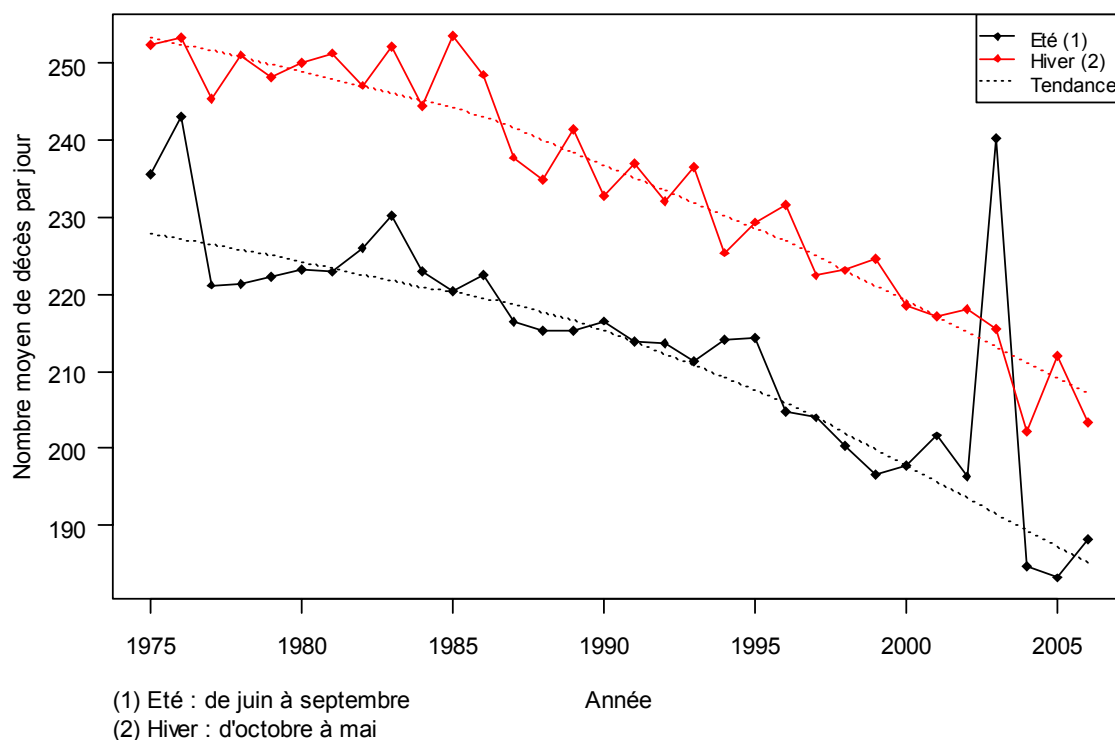


Figure 2 : Evolution du nombre journalier moyen de décès toutes causes des 55 ans et plus en Ile-de-France entre 1975 et 2006

Données

Zone et période d'étude

L'étude porte sur la région Ile-de-France composée de la ville de Paris (75), des trois départements de la proche couronne : Hauts-de-Seine (92), Seine-Saint-Denis (93), Val-de-Marne (94), et des quatre départements de grande couronne : Seine-et-Marne (77), Yvelines (78), Essonne (91), Val d'Oise (95).

L'analyse a porté sur les 32 étés des années 1975 à 2006, les périodes estivales étant définies comme les 122 jours des mois de juin, juillet, août et septembre.

Mortalité

Le nombre quotidien de décès nous a été fourni par le Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès (CépiDc) de l'Inserm, qui est en charge de la production annuelle de la statistique des causes médicales de décès en France. L'analyse principale porte sur les décès toutes causes confondues des 55 ans et plus survenus en Ile-de-France entre 1975 et 2006.

Des analyses secondaires ont été conduites sur des sous-populations plus spécifiques, définies à partir des informations renseignées sur les certificats de décès :

1. Par âge : décès tous âges, chez les 55-74 ans et chez les 75 ans et plus ;
2. Par sexe : décès chez les hommes et femmes de 55 ans et plus ;
3. Par zone de survenue du décès : à Paris et en proche couronne ou en grande couronne ;
4. Par lieu de survenue du décès : décès survenu à domicile ou non.

Température

Les mesures quotidiennes des températures minimales et maximales relevées sous abri par la station climatologique de Paris Montsouris nous ont été fournies par Météo France. Cette seule station de mesure sera utilisée dans ce travail, l'hypothèse étant faite que les données mesurées par cette station sont représentatives de la moyenne des températures auxquelles sont exposés les habitants de la région. Cette hypothèse est confortée par la très bonne corrélation (Tableau 1) observée entre les températures mesurées par les stations automatiques de Météo-France dans différents départements de la région (coefficients de Pearson supérieurs à 0,95). Cette corrélation reste supérieure à 0,9 lors des périodes de forte chaleur.

Analyse statistique

L'ensemble des analyses a été réalisé avec le logiciel R [16], la librairie *geepack* ayant été utilisée pour estimer les modèles statistiques.

Choix du modèle statistique

Nous cherchons à modéliser les nombres quotidiens de décès, qui sont issus d'un processus de Poisson surdispersé, survenus au cours de 32 étés de 1975 à 2006. Les données sont ainsi groupées en 32 séries de 122 jours estivaux. Or, si les nombres de décès d'un été à l'autre peuvent être considérés comme indépendants entre eux, à l'intérieur d'un même été le nombre de décès d'un jour donné est fortement corrélé au nombre de décès du jour qui précède. Il est nécessaire de ce fait de structurer la variance du modèle afin de ne pas biaiser l'estimation et sous-estimer la variabilité des paramètres.

Les particularités de la distribution et de la structure par groupe des données seront prises en compte en utilisant un modèle marginal à équations d'estimations généralisées (GEE) [17] avec une distribution de quasi Poisson. Ce type de modèles permet de prendre en compte l'autocorrélation qui existe entre les nombres quotidiens de décès lors d'un été donné, tout en considérant les étés comme indépendants entre eux. L'autocorrélogramme partiel du nombre quotidien de décès montre que la série présente une forte autocorrélation à l'ordre 1 ($AR(1)=0,75$), et que l'autocorrélation devient proche de 0 dès l'ordre 2 ($AR(2)=0,08$). Une structure de corrélation de type autorégressive d'ordre 1 semble donc a priori adaptée pour tenir compte de l'autocorrélation attendue entre les résidus du modèle et sera utilisée par la suite, la variance étant estimée par un estimateur 'sandwich'. Au final, la prise en compte des variations saisonnières et tendanciennes de la mortalité et des indicateurs de température permet d'expliquer la quasi totalité de cette autocorrélation (voir Tableau 5) et la prise en compte de l'autocorrélation résiduelle n'a qu'une influence très marginale sur les résultats.

Modélisation des composantes saisonnières et tendanciennes de la mortalité

Les séries de mortalité sont, indépendamment des températures, soumises à des variations à moyen terme (variations saisonnières, du fait des départs en vacances par exemple) et long terme (baisse tendancielle du nombre de décès lors de ces trente dernières années). Il convient donc en premier lieu de construire un modèle de référence (M_0) qui prend en compte ces composantes, avant d'expliquer par la suite les variations résiduelles de mortalité par les variables de température.

Le choix du niveau de référence est une étape critique de la construction du modèle. D'une part, lors de la phase de calibration du modèle, nous cherchons à expliquer les variations de la mortalité autour du niveau de référence par des indicateurs de températures. Une sous-estimation du niveau de référence pour une année chaude par exemple aura tendance à

surestimer l'effet des températures sur la mortalité. D'autre part, la mortalité de référence est essentielle à la qualité des prédictions. Si ce niveau est sous-estimé, le modèle aura tendance à prédire une mortalité inférieure à la mortalité observée, même si les liens entre température et mortalité sont bien modélisés par ailleurs.

L'évolution tendancielle du nombre de décès en Ile-de-France entre 1975 et 2006 montre une baisse régulière des niveaux, avec des écarts à la tendance néanmoins importants selon les années (Figure 2). Il semble de ce fait insuffisant de prendre en compte l'évolution tendancielle par une seule fonction linéaire du temps. Plusieurs alternatives pour mieux prendre en compte cette mortalité de référence ont ainsi été mises en œuvre.

Mortalité de référence parmi des mois entourant l'été

Suivant la méthode utilisée par Fouillet *et al.*[14], nous avons approché le niveau tendanciel de la mortalité de l'été d'une année donnée par la moyenne du nombre de décès observé sur une période de référence de la même année (TM_{ref}). Cette période est choisie proche de l'été, afin de refléter au mieux le niveau général de mortalité de l'année. Par ailleurs, afin de s'affranchir des spécificités de la mortalité associée aux épidémies hivernales et aux périodes de grand froid, les périodes de référence ont été recherchées pour un été donné parmi les mois d'octobre et novembre de l'année passée, et avril et mai de l'année.

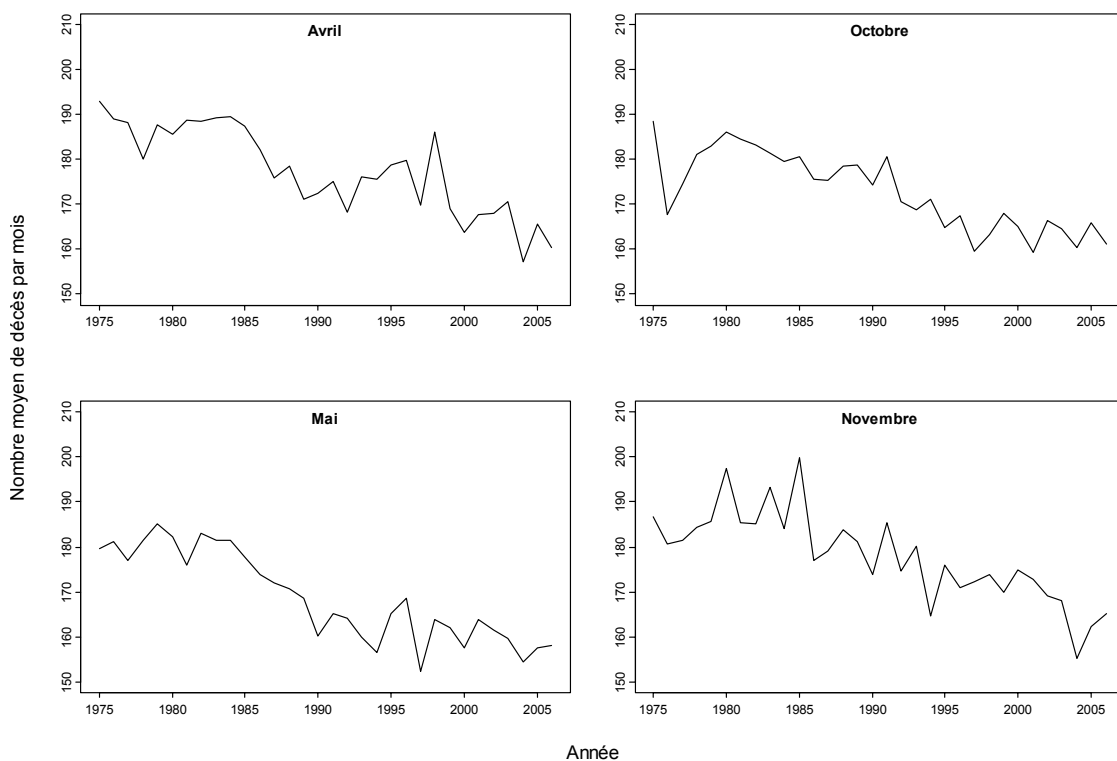


Figure 3 : Nombre journalier moyen de décès toutes causes des 55 ans et plus en Ile-de-France pour les mois de « référence » entre 1975 et 2006.

Comme on peut le voir sur la Figure 3, la mortalité mensuelle des mois de référence est soumise à une variabilité importante selon les années. En particulier, une surmortalité forte apparaît au mois d'avril 1998, alors qu'une sous-mortalité importante est constatée pour le mois d'octobre 1976. Ces deux mois n'ont de ce fait pas été utilisés pour la construction des niveaux de référence.

Les variations à moyen terme de la mortalité estivale sont par la suite introduites sous forme d'une spline naturelle à 5 degrés de liberté des 122 jours de la période estivale¹. Le modèle de base est ainsi de la forme :

$$(M_0) \quad \log(Y_j) = \mu + \beta \log(TM_{ref}) + Saison(j) \quad (1)$$

où : Y_t représente le nombre de décès au jour j , $Saison$ est une spline naturelle à 5 degrés de liberté des 122 jours de la période estivale.

Plusieurs choix ont été utilisés pour définir le niveau de mortalité de référence TM_{ref} (Figure 4):

1. La moyenne de la mortalité des mois d'octobre et novembre de l'année passée, et avril et mai de l'année (4 mois);
2. La moyenne de la mortalité des mois d'octobre de l'année passée, et avril et mai de l'année (3 mois);
3. La moyenne de la mortalité des mois d'avril et mai de l'année (2 mois);

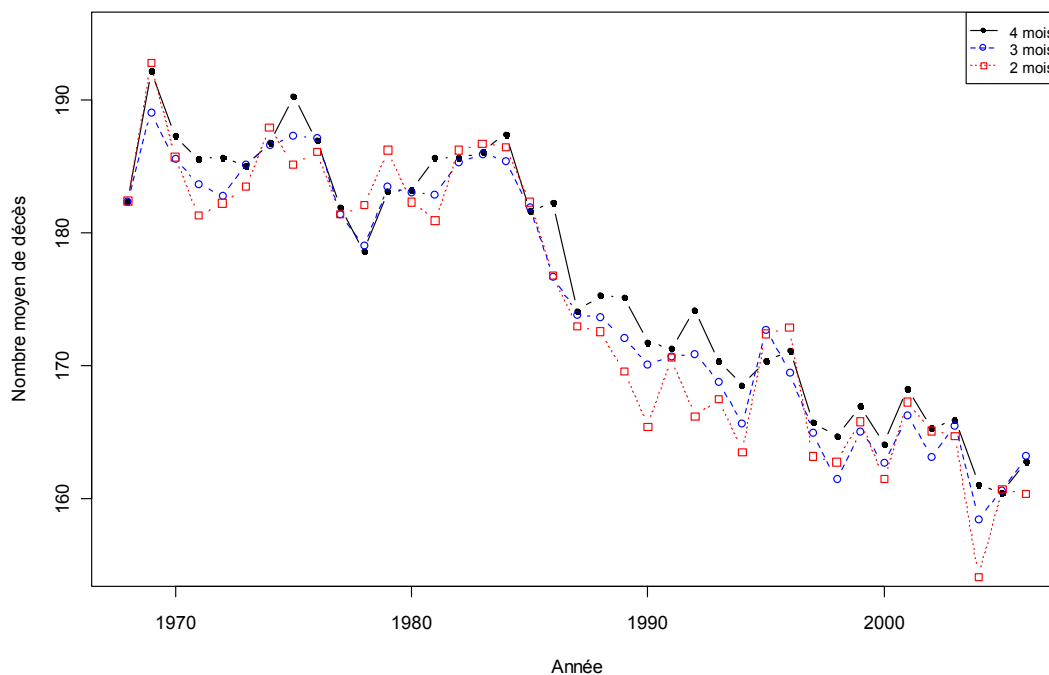


Figure 4 : Evolution des indicateurs du niveau de mortalité de référence selon le nombre de mois choisis.

¹ La paramétrisation sous forme de spline naturelle a été préférée à celle polynomiale adoptée par Fouillet *et al.* [1], car elle permet un ajustement plus souple aux données. L'utilisation d'un polynôme à la place d'une spline donne néanmoins des résultats très similaires.

Mortalité de référence modélisée à l'aide d'une fonction de lissage

Comme on peut le voir sur la Figure 4, le nombre moyen de décès des mois de « référence » est assez variable d'une année à l'autre dans la région, et on ne retrouve pas la bonne stabilité de ces mois comme cela était le cas pour les données nationales [15]. Il était de ce fait intéressant de chercher une autre stratégie pour modéliser les niveaux de référence.

Une alternative consiste à modéliser directement les niveaux de base de la mortalité à l'aide de fonctions de lissages du temps (splines de régression [10], splines paramétriques [2][18]). Le modèle s'écrit :

$$(M_0) \quad \log(Y_j) = \mu + S(j) \quad (2),$$

où S est une spline des jours de 1975 à 2006.

Habituellement, l'estimation des composantes saisonnières par des fonctions de lissage se fait conjointement à l'estimation des paramètres des autres variables explicatives du modèle. Néanmoins, afin de pouvoir réaliser des prédictions, il était nécessaire de déterminer la mortalité de référence dans une étape préalable à l'introduction des termes de températures dans le modèle. Afin de ne pas prendre en compte les périodes de forte mortalité en lien avec des épisodes de chaleur durables dans les composantes saisonnières et tendanciennes, le modèle a été ajusté sur les jours pour lesquels les indicateurs biométéorologiques² minimums et maximums étaient conjointement inférieurs à leur 90^{ème} percentile (soit 18 et 29 °C respectivement). Ces périodes ont été prolongées de 5 jours afin de tenir compte de la persistance des températures chaudes et des effets des périodes de fortes chaleurs sur la mortalité. Par ailleurs, pour s'affranchir des biais qui peuvent survenir aux points de discontinuité de la tendance lors du passage d'une année à l'autre, nous avons étendu les étés d'un mois de part et d'autre. Les fonctions de lissage utilisées étaient des splines naturelles à 7 degrés de liberté par année.

La mortalité de référence ainsi calculée correspond aux prédictions du modèle (M_0) sur les données complètes, lors des été de 1975 à 2006, et est introduite sous forme log linéaire dans les modèles comprenant des indicateurs de températures.

Les résultats sur la construction et la sélection des variables présentés dans la suite de ce rapport sont issus des modèles utilisant cette mortalité de référence. Des analyses de sensibilité conduites avec la mortalité de référence calculée à partir de la moyenne des quatre mois entourant l'été ont montré la bonne robustesse des étapes de construction et de sélection des variables à la spécification du modèle de base.

² Les indicateurs biométéorologiques minimums (respectivement maximums) sont calculés pour un jour donné comme la moyenne des températures minimales (resp. maximales) du jour et des deux jours suivants. Voir la définition des épisodes caniculaires (p 23) pour plus de détails.

Modélisation des effets de la température

Construction des indicateurs de températures

Différents indicateurs de températures ont été construits à partir des mesures quotidiennes de températures minimales et maximales relevées sous abri par la station Météo-France de Paris Montsouris :

Indicateurs des températures minimales et maximales quotidiennes : tempmin_j, tempmax_j
Ces indicateurs permettent de rendre compte de la situation climatique d'un jour j donné.

Indicateur du climat moyen des 10 jours précédents un jour donné: tempMoy_j

Cet indicateur permet de rendre compte de la situation climatique moyenne rencontrée les 10 jours précédents un jour j donné. Il est calculé comme la moyenne mobile sur 10 jours de la moyenne des températures minimales et maximales quotidiennes.

Indicateurs d'accumulation des températures : CTmax_j, CTmin_j

Ces indicateurs permettent d'une part de rendre compte de la non linéarité des effets des températures chaudes sur la mortalité, et d'autre part de l'effet de la persistance de températures élevées lors des périodes de fortes chaleur durables [19]. Ils sont calculés comme le nombre de degrés des températures au delà d'un seuil, cumulés du jour j jusqu'au dernier jour j-k pour lequel la température est supérieur au seuil ($k \leq 10$) :

$$CTmax_j = \sum_{d=0}^{10} \left[(tempmax_{j-d} - \text{point de coupure}) \times \prod_0^d I_{tempmax_{j-d} > \text{point de coupure}} \right]$$

$$CTmin_j = \sum_{d=0}^{10} \left[(tempmin_{j-d} - \text{point de coupure}) \times \prod_0^d I_{tempmin_{j-d} > \text{point de coupure}} \right]$$

où $I_{température > \text{point de coupure}}$ vaut 1 quand la température maximale (resp. minimale) est supérieure au point de coupure, et 0 sinon.

Les points de coupure retenus sont déterminés par minimisation de la surdispersion du modèle :

$$(Mc) \quad \log(Y_j) = M_0 + tempMoy_j + CTmax_j + CTmin_j + tempmin_j + tempmax_j$$

La Figure 5 représente le résultat de la recherche des points de coupure, le modèle *Mc* ayant été évalué pour des températures minimales variant de 5 à 25°C et des températures maximales variant de 13 à 35°C avec un pas de 1°C. Deux seuils de températures se dégagent : 17°C pour la température minimale et 28°C pour la température maximale. Les deux indicateurs d'accumulation des températures permettent une amélioration équivalente du critère de surdispersion du modèle et semblent par ailleurs agir de façon indépendante sur l'amélioration du critère. Ceci tend à indiquer qu'un seul indicateur d'accumulation des températures suffit à rendre compte de l'effet des accumulations de températures sur la température estivale. Les deux indicateurs sont cependant conservés pour la construction des modèles.

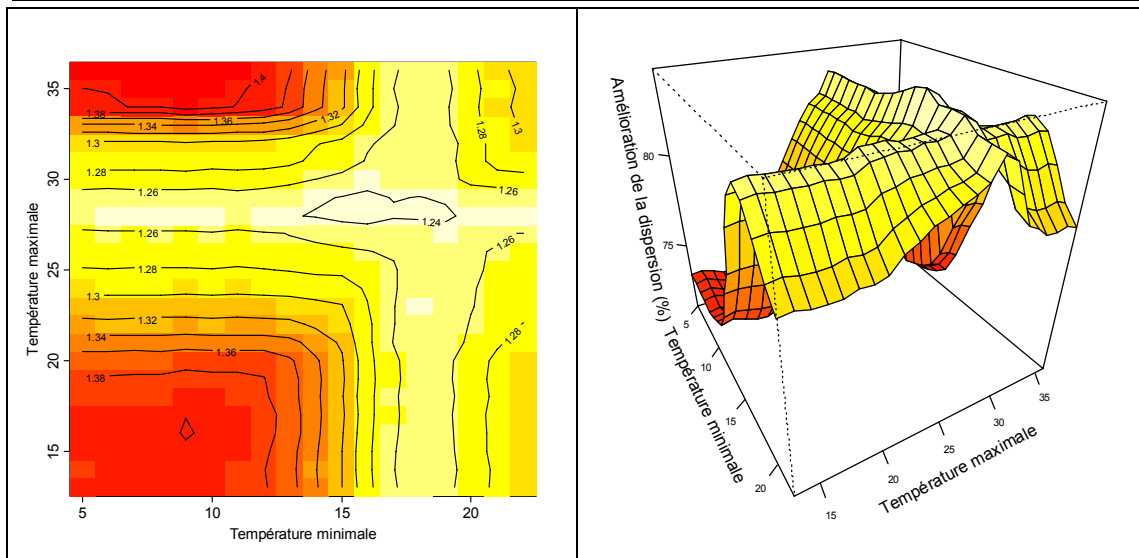


Figure 5 : Recherche du seuil de coupure des températures minimales et maximales cumulées par amélioration de la surdispersion du modèle. Le panel de gauche représente les lignes de niveau du critère de surdispersion du modèle M_c en fonction des points de coupure. La figure de droite représente la réduction (en %) du critère de surdispersion du modèle M_0 correspondant à l'introduction des variables du modèle M_c selon les points de coupure.

Introduction des indicateurs de températures

L'effet d'une augmentation des températures sur la mortalité est distribué sur plusieurs jours qui suivent l'augmentation[20][4][19]. Afin de tenir compte du décalage temporel entre les fluctuations des températures et de la mortalité, des indicateurs de températures minimales, maximales et d'accumulation du jour et des 5 jours précédents le décès ont été introduits dans le modèle. Par ailleurs, pour rendre compte des effets synergiques des températures, des termes d'interaction jusqu'au jour j-2 ont été étudiés.

Les combinaisons d'indicateurs de températures (appelés groupes d'indicateurs par la suite) explorés reprennent ceux étudiés par Fouillet *et al.* [14], complétés par des groupes d'indicateurs de températures minimales cumulées. La sélection a ainsi porté sur 25 groupes de températures, présentés dans le Tableau 2.

Tableau 2 : Description des 25 groupes d'indicateurs de températures

Catégorie	Groupes	Indicateurs de températures
Moyenne mobile des températures moyennes sur 10 jours	MA	tempMoy _j
Groupes incluant les températures minimales et maximales	G1j	tempmin _j +tempmax _j +tempmin _j *tempmax _j
	G1j1	tempmin _{j-1} +tempmax _{j-1} +tempmin _{j-1} *tempmax _{j-1}
	G1j2	tempmin _{j-2} +tempmax _{j-2} +tempmin _{j-2} *tempmax _{j-2}
	G1j3	tempmin _{j-3} +tempmax _{j-3}
	G1j4	tempmin _{j-4} +tempmax _{j-4}
	G1j5	tempmin _{j-5} +tempmax _{j-5}
	G2	tempmin _j +tempmax _{j-1} +tempmin _j *tempmax _{j-1}
	G2b	tempmin _{j-1} +tempmax _j +tempmin _{j-1} *tempmax _j
Groupes incluant les variables d'accumulation des températures maximales	maxCum1j	CTmax _j +tempmax _j +CTmax _j *tempmax _j
	maxCum1j1	CTmax _{j-1} +tempmax _{j-1} +CTmax _{j-1} *tempmax _{j-1}
	maxCum1j2	CTmax _{j-2} +tempmax _{j-2} +CTmax _{j-2} *tempmax _{j-2}
	maxCum1j3	CTmax _{j-3} +tempmax _{j-3}
	maxCum1j4	CTmax _{j-4} +tempmax _{j-4}
	maxCum1j5	CTmax _{j-5} +tempmax _{j-5}
	maxCum2	CTmax _j +tempmax _{j-1} +CTmax _j *tempmax _{j-1}
	maxCum2b	CTmax _{j-1} +tempmax _j +CTmax _{j-1} *tempmax _j
Groupes incluant les variables d'accumulation des températures minimales	minCum1j	CTmin _j +tempmin _j +CTmin _j *tempmin _j
	minCum1j1	CTmin _{j-1} +tempmin _{j-1} +CTmin _{j-1} *tempmin _{j-1}
	minCum1j2	CTmin _{j-2} +tempmin _{j-2} +CTmin _{j-2} *tempmin _{j-2}
	minCum1j3	CTmin _{j-3} +tempmin _{j-3}
	minCum1j4	CTmin _{j-4} +tempmin _{j-4}
	minCum1j5	CTmin _{j-5} +tempmin _{j-5}
	minCum2	CTmin _j +tempmin _{j-1} +CTmin _j *tempmin _{j-1}
	minCum2b	CTmin _{j-1} +tempmin _j +CTmin _{j-1} *tempmin _j

En fonction du nombre de groupes de températures retenus, le modèle s'écrit :

$$(M_{k\text{groupes}}) \quad \log(Y) = M_0 + T * \beta,$$

où $T=(T_1, T_2, \dots, T_k)$ est la matrice formée des k vecteurs T_i d'indicateurs de températures, et β est le vecteur des coefficients estimés par le modèle, de matrice de variance covariance Σ .

Sélection des indicateurs les plus explicatifs de la mortalité

L'objectif est de déterminer quels sont les indicateurs de températures qui permettent d'expliquer et de prédire au mieux les variations quotidiennes de mortalité estivales, aussi bien pendant les périodes de chaleur habituelles que lors des épisodes de forte chaleur.

Le critère de sélection utilisé est le critère QIC [21], dérivé du critère d'Akaïke dans le cadre des modèles à quasi-vraisemblances. Il permet de sélectionner les variables qui améliorent les capacités de prédiction d'un modèle. La sélection des variables a été mise en œuvre selon deux procédures itératives.

La première, de type descendante ('backward'), consiste à partir d'un modèle complet contenant l'ensemble des groupes de températures. A chaque étape de l'itération, le groupe de variables le moins explicatif au sens du critère considéré est enlevé du modèle. La procédure s'arrête lorsque tous les indicateurs de températures sont exclus du modèle.

En analyse de sensibilité, une procédure de type progressive ('stepwise') a été utilisée. Cette méthode consiste à partir du modèle de base M_0 et à ajouter à la première étape le groupe de températures le plus explicatif du modèle (étape ascendante - 'step forward'). A chaque étape suivante, on réitère une étape ascendante, et on supprime les groupes déjà présents dans le modèle qui n'ont pas d'influence sensible sur le critère d'intérêt (étape descendante - step 'backward'). La procédure de sélection s'arrête lorsqu'aucune des variables candidates n'améliore le critère. Le critère QIC est considéré comme inchangé s'il ne varie pas de plus de 2 points.

En analyse de sensibilité, nous avons également sélectionné les en remplaçant le critère QIC par le critère de surdispersion des modèles dans une procédure de sélection descendante.

Outils de construction et de validation des modèles

Adéquation du modèle

L'adéquation des modèles aux données est évaluée à partir de deux indicateurs :

1. La surdispersion, qui est calculée comme :

$$D^2 = \frac{1}{N - p} \sum_{j=1}^{122} \frac{(O_j - \hat{O}_j)^2}{\hat{O}_j}$$

où O_j et \hat{O}_j sont respectivement les décès observés et modélisés un jour j donné, N le nombre d'observations, et p le nombre de variables incluses dans le modèle. Lorsque l'espérance du nombre quotidien de décès est parfaitement modélisée, alors ce critère vaut 1. En ce sens, la surdispersion permet de mesurer la variabilité additionnelle (extra poissonnienne) que l'on ne parvient pas à expliquer avec le modèle.

2. Un second critère défini par :

$$Adéquation = \frac{\left(\sum_{j=1}^{122} (O_j - \hat{O}_j) \right)^2}{\sum_{j=1}^{122} \hat{O}_j}$$

a également été utilisé pour calculer l'adéquation des données observées et prédites pour une année donnée. Ce critère permet de voir si en moyenne, les prédictions sont correctement distribuées autour des observations et de détecter pour une année donnée, un biais important dans une direction donnée des valeurs modélisées (une inadéquation de la mortalité de référence par exemple).

Calcul des nombres de décès attendus

A partir des coefficients estimés par le modèle, il est possible de calculer l'espérance du nombre de décès attendus un jour donné, sous certaines conditions de températures.

Aussi, le modèle permet de calculer :

1. \hat{O}_j : espérance du nombre de décès attendus un jour donné selon les conditions de températures observées. Ce nombre de décès est celui auquel on s'attend pour des liens températures-mortalité égaux à ceux rencontrés sur la période de calibration du modèle.
2. \hat{E}_j : espérance du nombre de décès attendus un jour donné selon les conditions de températures habituelles de référence (moyenne décadaire des températures sur la période 1975-2002). Ce nombre de décès correspond au niveau de mortalité de référence pour une situation météorologique type de la période 1975-2002.

A partir de ces estimations et du nombre de décès quotidiens observés O_j , il est possible de calculer pour un jour ou une période donnée, l'écart entre les nombres de décès observés et attendus par le modèle, ainsi que l'écart à une situation de référence.

Le nombre de décès O_j d'un jour donné suivant une loi de poisson d'espérance \hat{O}_j , la variance est calculée par [22][23] :

$$\begin{aligned} Var(O_j) &= E(Var(O_j|\hat{O}_j)) + Var(E(O_j|\hat{O}_j)) \\ &= \phi \hat{O}_j + \hat{O}_j^2(X_j \Sigma' X_j) \end{aligned} \quad (3)$$

où t est l'opérateur de transposition, X_j est la matrice des variables explicatives, β le vecteur des coefficients estimés, Σ la matrice de variance-covariance de β , et ϕ la surdispersion du modèle.

Le premier terme de l'équation tient compte de la variance poissonnienne des décès et de la surdispersion ; le second terme est calculé par la méthode delta et tient compte de l'incertitude sur les coefficients estimés.

Pour calculer la variance de la somme des décès attendus sur une période donnée, l'autocorrélation entre les prédictions est également prise en compte :

$$Var(\sum O_j) = \sum Var(O_j) + \sum_{i \neq j} Cov(O_j, O_i) \quad (4)$$

$$\text{et } Cov(O_j, O_i) = \rho^{|i-j|} \sqrt{Var(O_j)Var(O_i)},$$

les variances étant calculées par l'équation (3), et le coefficient d'autocorrélation étant estimé par le modèle (autocorrélation résiduelle).

Les intervalles de confiance pour les prédictions sont calculés à partir de ces estimateurs de variance en utilisant une approximation normale.

Définition des épisodes caniculaires

Les canicules sont des événements au cours desquels l'on observe conjointement des températures extrêmes et une élévation importante du risque d'évènements indésirables ou de décès [24]. Cette définition est néanmoins très générale et nécessite de préciser les notions de « températures extrêmes » en relation avec une « élévation du risque », et d'« événement ». Or, ces notions sont très variables selon les contextes locaux, ce qui empêche l'établissement d'un consensus quant à la définition stricte des épisodes caniculaires [25].

En effet, d'une part la résistance physiologique aux températures chaudes est variable selon les individus (âge, sexe, état de santé général...) et la notion de température « à risque » dépend des caractéristiques des populations. D'autre part, les effets physiologiques des températures sont

Surmortalité liée aux vagues de chaleur en Ile-de-France : les risques ont-ils changé depuis 2003 ?

modulés par des adaptations culturelles des populations (équipement en climatisation, habitude de la sieste, modulation de l'activité...) et d'autres éléments climatiques (humidité, vent...).

Ainsi, la notion de température « à risque » est très variable selon les contextes locaux, et est définie pour des zones géographiques données en fonction de l'observation des conditions habituelles de température seules [18], ou conjointement à celle d'indicateurs sanitaires[5].

La durée à partir de laquelle l'observation de températures élevées conduit à une situation caniculaire n'est, elle non plus, pas clairement définie. Elle se situe habituellement entre 2 et 4 jours de températures élevées consécutives [18].

Pour cette étude, nous avons choisi de cerner les périodes de canicules en se basant sur les indicateurs biométéorologiques définis pour le Système d'Alerte Canicule et Santé[26]. Les indicateurs biométéorologiques minimums et maximums ont été définis à partir d'une étude fréquentielle sur 30 ans de données de mortalité et de différents paramètres météorologiques. Ils correspondent pour un jour donné à la moyenne des températures minimales et maximales du jour et des deux jours qui suivent. Des seuils correspondant à l'augmentation de 50% de la mortalité habituelle ont été définis pour Paris à partir des relevés de températures de la station Paris/Montsouris [12] à 21 et 31°C pour les indices biométéorologiques minimums et maximums respectivement. Néanmoins, ces critères sont assez conservateurs, et nous avons préféré les diminuer de 1°C.

Ainsi, les périodes de chaleur ont été définies dans cette étude sur la base de trois critères nécessaires : période de quatre jours minimum pendant lesquels la moyenne des températures maximales et minimales du jour et des deux jours suivants sont supérieures ou égales à 30 et à 20°C respectivement. Les périodes ainsi définies ont été "prolongées" de cinq jours en fin de période, afin de tenir compte des deux derniers jours de températures chaudes pour lesquels les indices biométéorologiques sont en deçà des seuils par construction, et de trois jours durant lesquels une persistance des effets sanitaires des températures peut être observée [4].

Ces critères conduisent ainsi à distinguer quatre principaux épisodes de chaleur lors de ces quarante dernières années, durant les étés 1975, 1976, 2003 et 2006 (Tableau 3). D'autres années ont été marquées par des épisodes de chaleur intenses (températures maximales élevées notamment) mais seules ces quatre années respectent les critères retenus ici. Il est à noter, en particulier, que l'Ile-de-France a été relativement épargnée pendant l'année 1983 pourtant marquée par une importante canicule au niveau national.

Tableau 3 : Principales canicules survenues en Ile-de-France entre 1975 et 2006

Année	1975	1976	2003	2006
Période	30 juillet - 12 août	23 juin – 11 juillet	2- 17 août	17 – 31 juillet
Durée	14 jours	19 jours	16 jours	15 jours

Résultats

Surmortalité liée aux vagues de chaleur en Ile-de-France : les risques ont-ils changé depuis 2003 ?

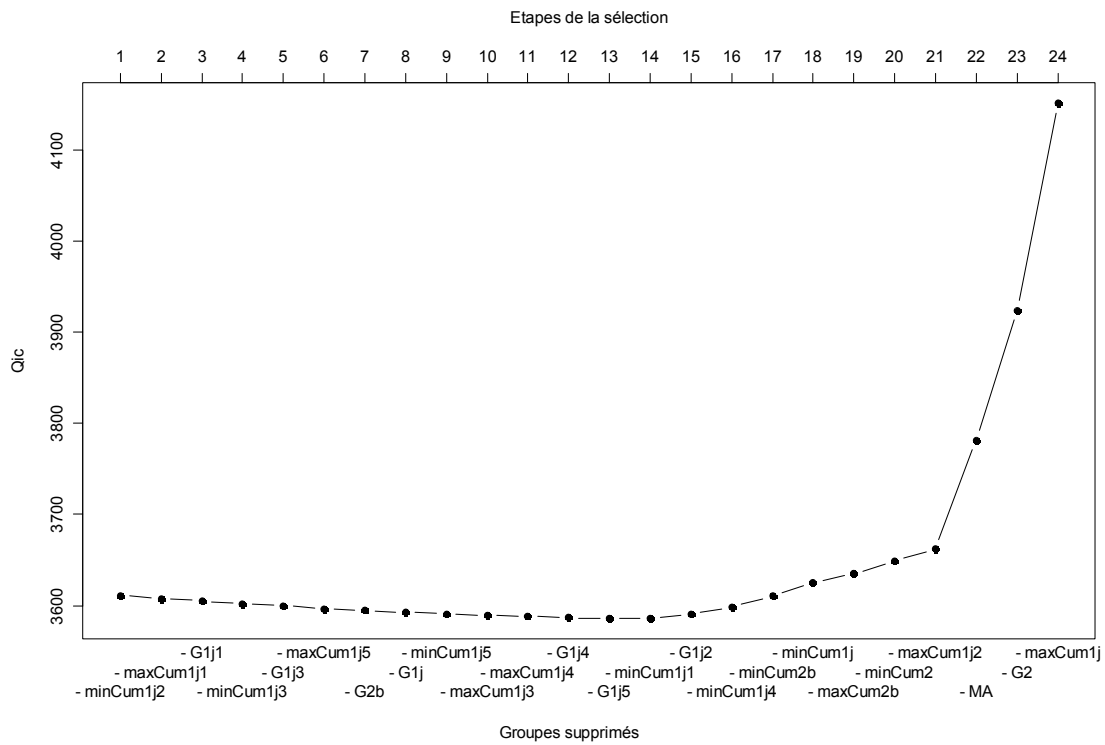


Figure 6 : Résultat de la sélection des groupes de variables par la stratégie descendante basé sur le critère QIC.

Tableau 4 : Coefficients des indicateurs de températures du modèle comprenant 4 groupes de températures.

Indicateurs de températures	Coefficient (écart type)	P- value (Test de Wald)
G2		
tempmin	-2,1E-02 (3,0E-03)	<0,0001
tempmax _{t-1}	-1,3E-02 (2,5E-03)	<0,0001
tempmin x tempmax _{t-1}	1,3E-03 (1,4E-04)	<0,0001
MA		
tempmoy _t	-1,1E-02 (1,1E-03)	<0,0001
MaxCum1j		
CTmax _t	-1,9E-02 (7,1E-03)	0,008
tempmax _t	4,0E-03 (6,3E-04)	<0,0001
CTmax _t x tempmax _t	6,9E-04 (2,1E-04)	0,001
MaxCum1j2		
CTmax _{t-2}	-2,6E-02 (9,2E-03)	0,0045
tempmax _{t-2}	-1,7E-03 (5,7E-04)	0,0027
CTmax _{t-2} x tempmax _{t-2}	9,6E-04 (2,9E-04)	0,0010

Sélection des indicateurs de températures les plus explicatifs de la mortalité estivale

Lors de la mise en œuvre de la stratégie de sélection descendante, le critère QIC diminue régulièrement lors de la suppression des 14 premiers groupes de variables, avant d'augmenter lentement lors de la suppression des 7 groupes de variables suivants, puis rapidement lors de la suppression des 4 derniers groupes de variables (Figure 6 et Tableau 5).

Les 4 derniers groupes supprimés lors des étapes de sélection permettent d'expliquer la part la plus importante de la mortalité en lien avec les températures lors des périodes estivales. MaxCum1j est le groupe le plus explicatif de la mortalité et rend compte de la mortalité dues aux températures maximales lors des périodes de vagues de chaleur. Son introduction permet de réduire la surdispersion du modèle M_0 de plus de 75%. Les groupes G2 et MA permettent eux de modéliser les liens entre mortalité et températures pour des niveaux habituels de températures (Figure 7). Leur introduction engendre une diminution supplémentaire de la dispersion initiale de près de 5%. Le quatrième groupe MaxCum1j2, permet un ajustement additionnel sur la surmortalité en lien avec les périodes de vagues de chaleur.

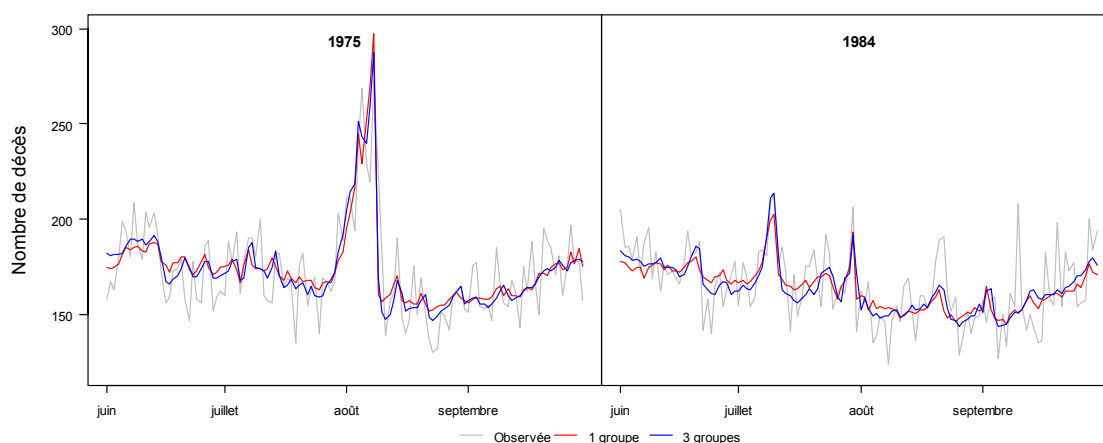


Figure 7 : Adéquation des valeurs observées et prédites par le modèle en fonction du nombre de groupes d'indicateurs de températures introduits dans le modèle, lors de périodes de vagues de chaleur (1975), ou pour des températures habituelles (1984).

Une sélection stricte selon le critère QIC devrait nous conduire à retenir 11 groupes de variables dans le modèle. Cependant, étant donné le gain relativement marginal apporté par l'introduction de 11 groupes de variables par rapport aux seuls 4 premiers et la complexification du modèle à consentir (23 termes de températures dans le modèle à 11 groupes contre 10 dans le modèle à 4), nous avons choisi de conserver le modèle comprenant 4 groupes de variables comme modèle principal de l'analyse. Ce modèle permet de rendre compte de manière satisfaisante des niveaux de mortalité en lien avec les températures lors des périodes de chaleurs estivales habituelles et lors des périodes de vagues de chaleurs prolongées, en utilisant un nombre raisonnable

d'indicateurs de températures. Les coefficients estimés dans ce modèle sont présentés dans le Tableau 4. Ils restent difficilement interprétables du fait de la corrélation importante entre les différents indicateurs de températures.

Tableau 5 : Evolution des critères d'adéquation du modèle par groupes d'indicateurs de températures à chaque étape de la procédure de sélection descendante.

Groupes exclus du modèle complet	Nombre d'indicateurs de températures	QIC	Sur-dispersion	Auto-corrélation d'ordre 1 des résidus	Corrélation de Pearson entre les nombres de décès observés et prédits ³	
					Période de modélisation 1975-1999	Période de validation 2000-2003
Modèle complet	40	3615	1,15	0,02	0,73	0,96
-maxCum2	39	3611	1,15	0,02	0,73	0,96
-minCum1j2	37	3608	1,15	0,02	0,73	0,96
-maxCum1j1	36	3605	1,15	0,02	0,73	0,96
-G1j1	35	3602	1,15	0,02	0,73	0,96
-minCum1j3	34	3600	1,15	0,02	0,73	0,96
-G1j3	33	3597	1,15	0,02	0,72	0,96
-maxCum1j5	32	3595	1,15	0,02	0,73	0,96
-G2b	31	3593	1,15	0,02	0,73	0,96
-G1j	30	3591	1,15	0,02	0,72	0,96
-minCum1j5	29	3590	1,15	0,02	0,73	0,96
-maxCum1j3	27	3588	1,15	0,02	0,74	0,96
-maxCum1j4	26	3587	1,15	0,02	0,74	0,96
-G1j4	25	3586	1,15	0,02	0,74	0,96
-G1j5	23	3587	1,16	0,03	0,73	0,96
-minCum1j1	22	3591	1,16	0,03	0,73	0,96
-G1j2	20	3599	1,16	0,03	0,73	0,96
-minCum1j4	18	3611	1,17	0,03	0,73	0,96
-minCum2b	16	3626	1,17	0,04	0,73	0,96
-minCum1j	15	3635	1,18	0,04	0,73	0,96
-maxCum2b	13	3649	1,18	0,04	0,72	0,97
-minCum2	10	3662	1,19	0,05	0,72	0,96
-maxCum1j2	7	3782	1,23	0,06	0,70	0,93
-MA	6	3924	1,28	0,10	0,69	0,93
-G2	3	4151	1,36	0,09	0,67	0,94
- maxCum1j (Modèle M_0)	0	7102	2,53	0,50	0,34	0,12

³ Les corrélations sont calculées entre les ratios de mortalité attendue/observée et de référence, afin de ne pas prendre en compte les variations saisonnières et tendanciennes dans la corrélation. Pour le modèle M_0 , le coefficient de corrélation correspond à la corrélation entre la mortalité observée et la mortalité de référence.

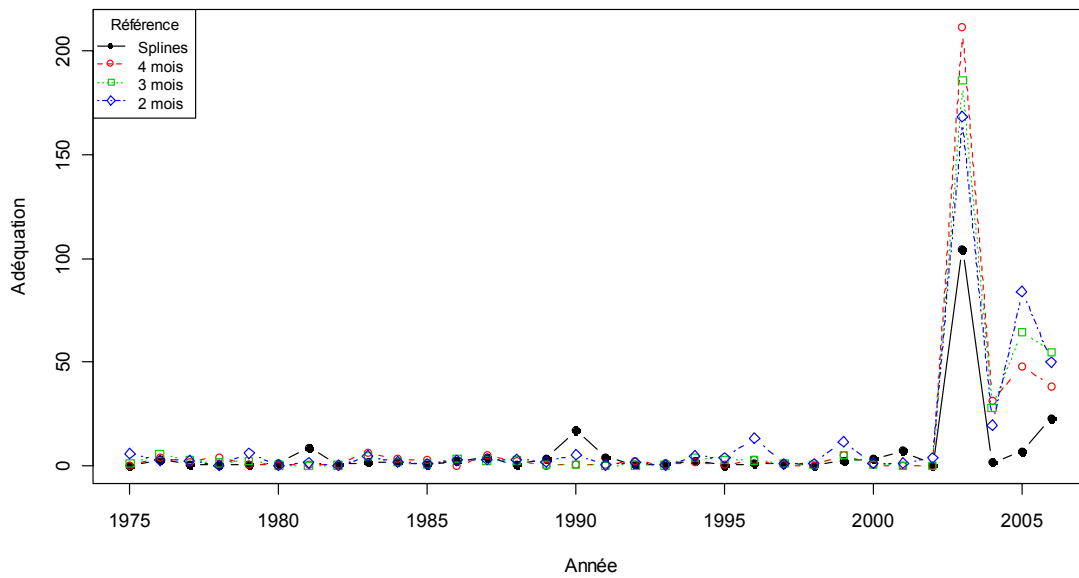


Figure 8 : Variation du critère d'adéquation du modèle $M_{4groupes}$ en fonction du choix de la modélisation des composantes saisonnières et tendancielles.

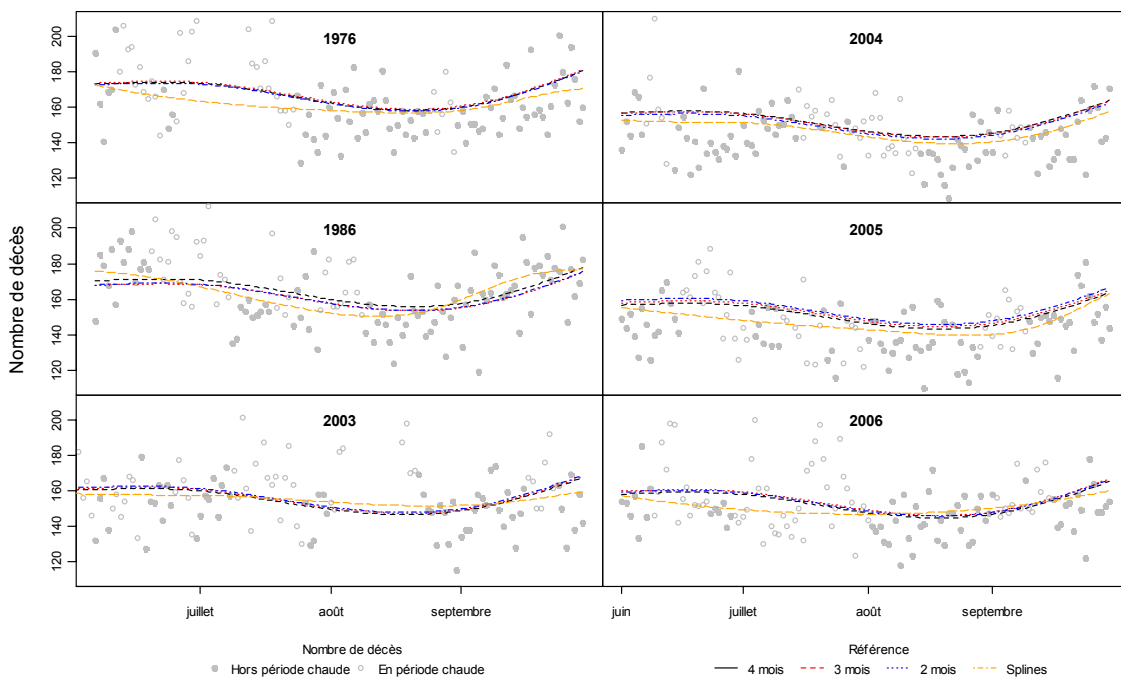


Figure 9 : Comparaison de l'ajustement des mortalités de références pour différents étés de la période de calibration et de prédiction.⁴

⁴ Les périodes chaudes sont définies selon les critères détaillés dans la section 2.2.2 de la partie matériel et méthodes. L'axe des y est par ailleurs restreint à l'échelle 120-200 décès, pour permettre une meilleure visualisation des tendances

Choix de la mortalité de référence

La Figure 10 représente pour chaque année de 1975 à 2006, la répartition des différences journalières entre les niveaux de référence de mortalité prédits à partir des modèles M_0 et la mortalité observée. La modélisation de la tendance et de la saisonnalité doit permettre de rendre la série de mortalité stationnaire, en prenant en compte les composantes saisonnières et tendanciennes à moyen et long terme. Pour chaque année (Figure 10), les résidus sont répartis autour de 0, ce qui montre que la tendance à long terme est bien prise en compte. Un examen plus approfondi des résidus montre par ailleurs que les tendances saisonnières sont également bien prises en compte par le modèle. On constate cependant, pour les références à 4, 3 et 2 mois, que les résidus des années 2004 et 2005 sont largement répartis en dessous de 0, et que ces modèles ont tendance à surestimer le niveau de mortalité de référence pour ces années.

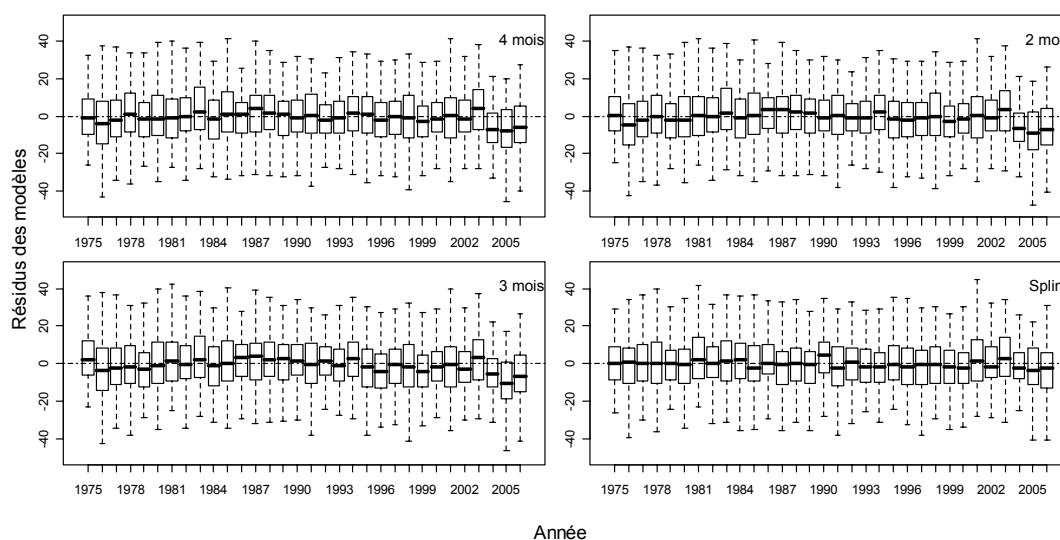


Figure 10 : Répartition des résidus du modèle $M_{4groupes}$ en fonction du choix de la modélisation des composantes saisonnières et tendanciennes.

L'inclusion des indicateurs de températures dans ce modèle ne permet pas de corriger cette surestimation. La Figure 8 représente l'adéquation du modèle incluant les températures ($M_{4groupes}$) pour chaque année de 1975 à 2006. On constate que le modèle ne parvient pas à rendre compte des niveaux de mortalité rencontrés en 2003 et que le critère d'adéquation est élevé pour les années 2004, 2005 et 2006 avec les références calculées sur 4, 3 ou 2 mois, alors que le critère est meilleur avec une modélisation des tendances et saisonnalités à l'aide de splines pour ces années. Ce manque d'adéquation des références sur 4, 3 et 2 mois avait déjà été rapporté pour le modèle France entière [15], et correspond à une surestimation générale du niveau de référence (Figure 9).

Le but de la modélisation est de rendre compte des fluctuations de la mortalité dues aux températures autour des niveaux de mortalité moyens rencontrés pendant l'été. L'estimation des niveaux de mortalité de référence des années à partir des moyennes des mois entourant l'été ne

parvient ainsi pas à rendre compte de la mortalité moyenne des étés 2004 et 2005. Par ailleurs, l'utilisation d'une fonction moyenne de la saisonnalité (une spline des 122 jours des mois d'été) peut être inadaptée pour certaines années où le comportement saisonnier de la mortalité s'écarte, indépendamment de l'effet des températures, du comportement moyen de la période de modélisation. L'utilisation de splines de la tendance permet dans un tel contexte, un ajustement plus souple de la saisonnalité (Figure 9).

Ainsi, au final, il semble plus approprié de modéliser la mortalité de référence par des splines, en particulier pour éviter de surestimer le niveau de mortalité générale des années 2004 et 2005.

Adéquation du modèle et capacité prédictive

Adéquation du modèle sur la période de calibration

Le modèle comprenant 4 groupes d'indicateurs de températures explique plus de 80% de la variabilité extra-poissonienne de la série de mortalité quotidienne estivale de 1975 à 1999, et la corrélation entre les valeurs observées et prédites est élevée (coefficient de corrélation de Pearson = 0,75). De même, l'autocorrélation des résidus du modèle final a fortement diminué ($AR(1)=0,1$), alors qu'elle était importante pour le modèle M_0 ($AR(1)=0,66$). Les nombres de décès prédits par les modèles présentent globalement une bonne adéquation avec les valeurs observées comme on peut le voir sur la Figure 11 pour une sélection d'étés.

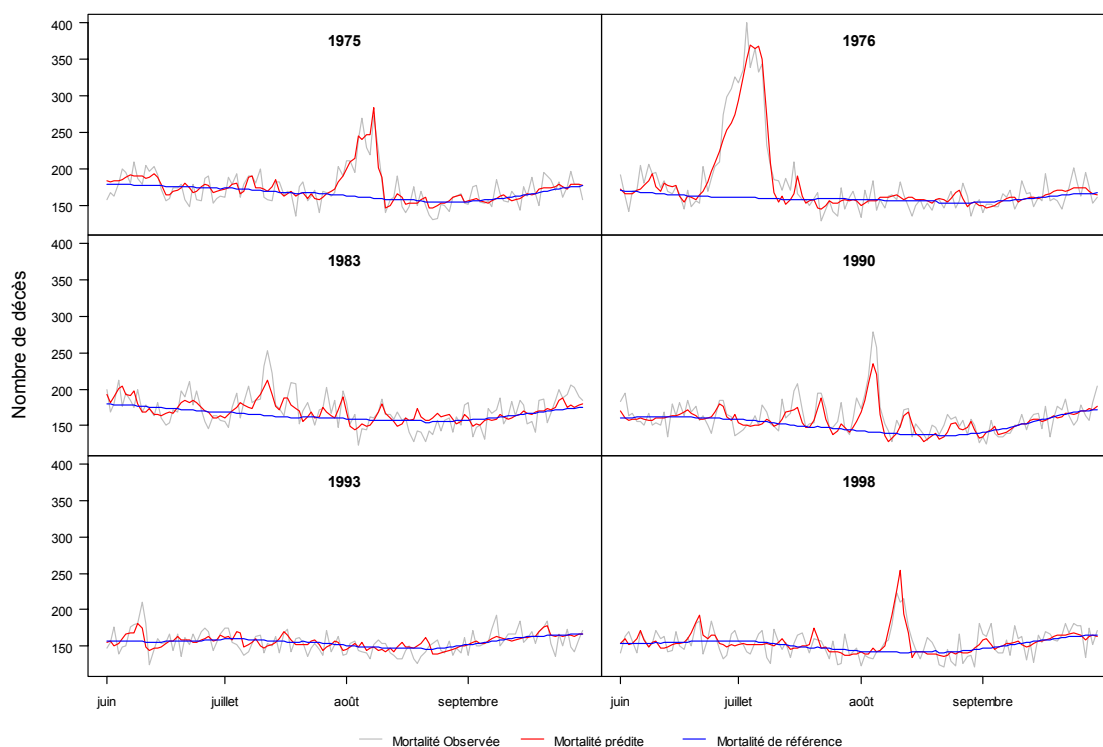


Figure 11 : Adéquation entre les valeurs observées et prédites par le modèle pour six étés de la période de calibration.

Validation de la capacité prédictive sur la période 2000-2003

La capacité du modèle à prédire les niveaux de la mortalité estivale à partir des indicateurs de températures a été évaluée sur les quatre étés de 2000 à 2003.

La Figure 12 compare les fluctuations quotidiennes des nombres de décès observés et prédits par les modèles pour les années de validation. Pour les années 2000, 2001 et 2002, le nombre de décès prédits par le modèle est en bonne adéquation avec les décès observés, même si certains pics isolés de mortalité, comme en juillet 2000, apparaissent sans lien avec la température.

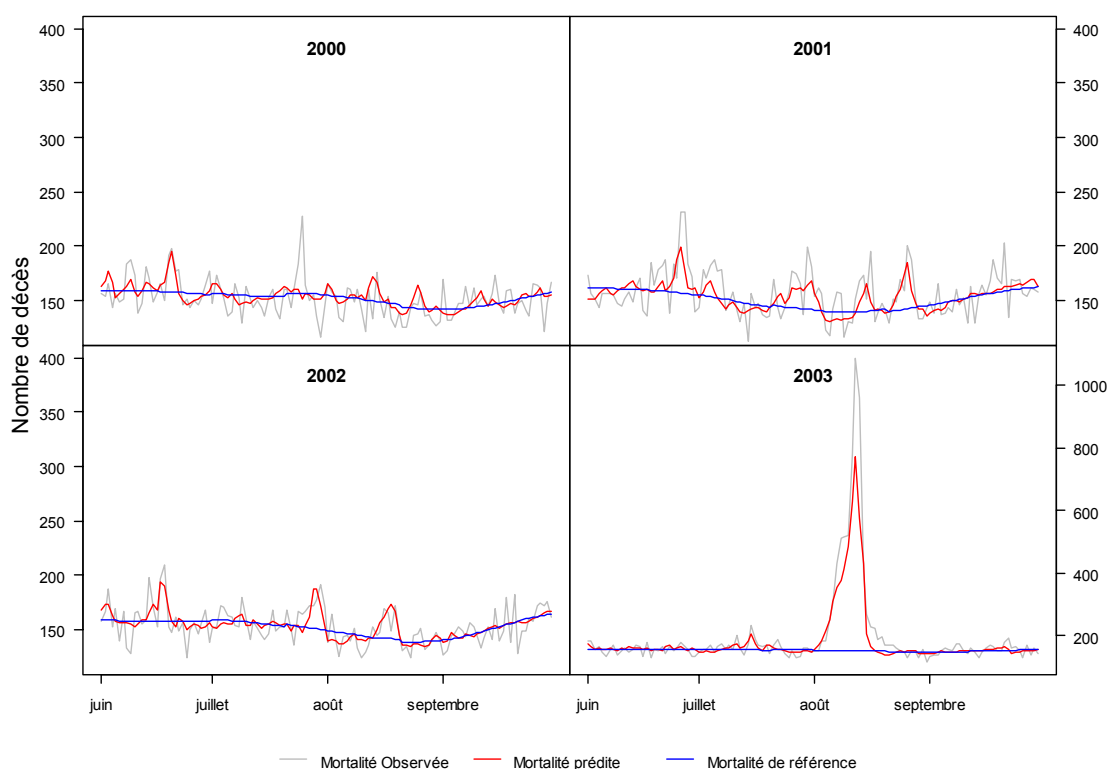


Figure 12 : Adéquation entre les valeurs observées et prédites par le modèle pour les quatre étés de la période de validation.

En 2003 en revanche, le modèle peine à restituer les niveaux de mortalité exceptionnels connus lors de la période de canicule du 2 au 17 août.

Si on excepte la canicule de 2003 cependant, les qualités de prédictions du modèle sont satisfaisantes pour l'ensemble de la période de validation (Tableau 6). Les écarts entre la mortalité observée et prédite varient entre -8 et 5 décès par jour en moyenne selon les mois de juin à septembre, ce qui représente un écart inférieur à 5% du nombre moyen de décès quotidiens.

Tableau 6 : Effectifs de décès et surmortalité par mois pour les années 2000 à 2003. La mortalité en excès est calculée comme la somme des différences entre les valeurs observées et attendues par le modèle.

		2000		2001		2002		2003	
		Décès	Mortalité en excès	Décès	Mortalité en excès	Décès	Mortalité en excès	Décès	Mortalité en excès
Juin	Observé	4857	108	4956	172	4773	37	4660	18
	Attendu	4855	106	4890	106	4838	102	4761	120
	Référence	4749		4784		4736		4642	
	Ecart [IC 95%]		2 [-171;174]		66 [-106;239]		-65 [-107;237]		-101 [-272;69]
Juillet	Observé	4739	-83	4833	259	4953	154	4984	201
	Attendu	4800	-22	4689	115	4888	89	4906	123
	Référence	4822		4574		4799		4783	
	Ecart [IC 95%]		-61 [-232;110]		144 [-26;314]		65 [-108;236]		78 [-95;252]
Août	Observé	4456	-133	4656	278	4433	19	9321	4687
	Attendu	4685	96	4516	138	4460	46	7859	3226
	Référence	4589		4378		4414		4634	
	Ecart [IC 95%]		-229 [-399;-60]		140 [-27;307]		-27 [-193;139]		1462 [1019;1904]
Septembre	Observé	4510	57	4694	37	4568	1	4609	98
	Attendu	4461	7	4680	23	4568	1	4530	19
	Référence	4453		4657		4567		4511	
	Ecart [IC 95%]		49 [-116;214]		14 [-155;183]		0 [-167;167]		79 [-87;246]

Le nombre de jours pour lesquels l'écart entre le nombre de décès observés et prédits est significativement différent de 0 (au risque $\alpha=5\%$) est de 40 jours sur l'ensemble de la période de validation, ce qui représente 8 % des jours de la période. Néanmoins, si l'on exclut le mois d'août 2003, ce pourcentage tombe à 6%, et on est proche de la couverture à 5% des intervalles de confiances.

Tableau 7 : Nombre de jours où l'écart entre les nombres de décès observés et attendus par le modèle est significativement différent de 0 pour les mois d'étés des années 2000 à 2003

	Juin	Juillet	Août	Septembre	Total	% des jours
2000	0	2	2	2	6	5%
2001	4	4	4	4	16	13%
2002	2	0	0	1	3	2%
2003	0	1	13	1	15	12%
Total	6	7	19	8	40	
% des jours	5%	6%	15%	6%		8%

Tableau 8 : Nombre de décès observés et attendus par le modèle entre le 2 et le 17 août 2003 chez les 55 ans et plus en Ile-de-France, par sexe et lieu de décès.

	Référence	Observé	Ratio de mortalité	Attendu	Ecart	% de l'écart
Mortalité totale des 55 ans et plus en Ile de France	2417	6990	2,89	5668	1322 [895;1749]	100%
Femmes	1295	4492	3,47	3265	1227 [976;1479]	93%
Décédées à domicile	326	1723	5,29	893	830 [705;954]	63%
Non décédées à domicile	974	2769	2,84	2388	381 [192;570]	29%
Hommes	1121	2498	2,23	2439	59 [-136;255]	4%
Décédées à domicile	269	847	3,15	573	274 [200;349]	21%
Non décédées à domicile	860	1651	1,92	1845	-194 [-353;-34]	-15%

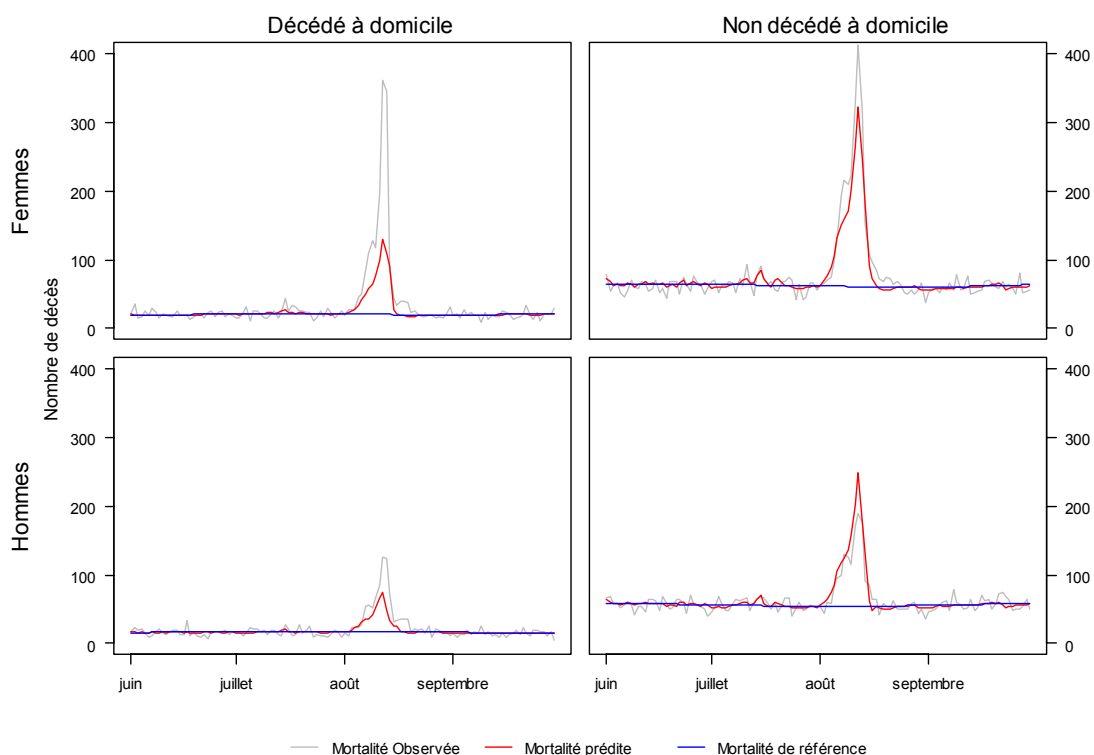


Figure 13 : Nombre de décès observés et attendus par le modèle en 2003 chez les 55 ans et plus en Ile-de-France par sexe et lieu de décès.

Sous-estimation pour l'épisode de canicule de 2003

Le modèle sous-estime de manière importante la surmortalité survenue lors de l'épisode de canicule de 2003. L'écart est ainsi de 1 300 décès entre les nombres de décès attendus et observés entre le 2 et le 17 août 2003, ce qui représente près de 30% des 4600 décès en excès observés sur la période.

La répartition des décès observés et attendus selon le sexe montre que cette sous-estimation correspond essentiellement à une sous-estimation des décès chez les femmes (Tableau 8), le nombre de décès attendu pour les hommes étant conforme aux observations. On constate par ailleurs que la surmortalité est particulièrement importante chez les personnes décédées à leur domicile, et ce pour les deux sexes (Figure 13), et en particulier pour les habitants de Paris et de la proche couronne (Annexe 1). Cette forte surmortalité à domicile est particulière à l'épisode de 2003, et était bien moindre lors des épisodes précédents de canicules rencontrées en Ile-de-France (Annexe 1). Elle est mal estimée par le modèle, et contribue de manière prépondérante à la sous-estimation de la surmortalité de 2003.

Prédictions sur la période 2004-2006

Sur la période 2004-2006, les prédictions du modèle pour les quatre mois estivaux sont globalement conformes aux niveaux de mortalité observée (Figure 14 et Tableau 9), à l'exception du mois juillet 2006 où le modèle prédit un excédent significatif de près de 700 décès par rapport à la mortalité observée.

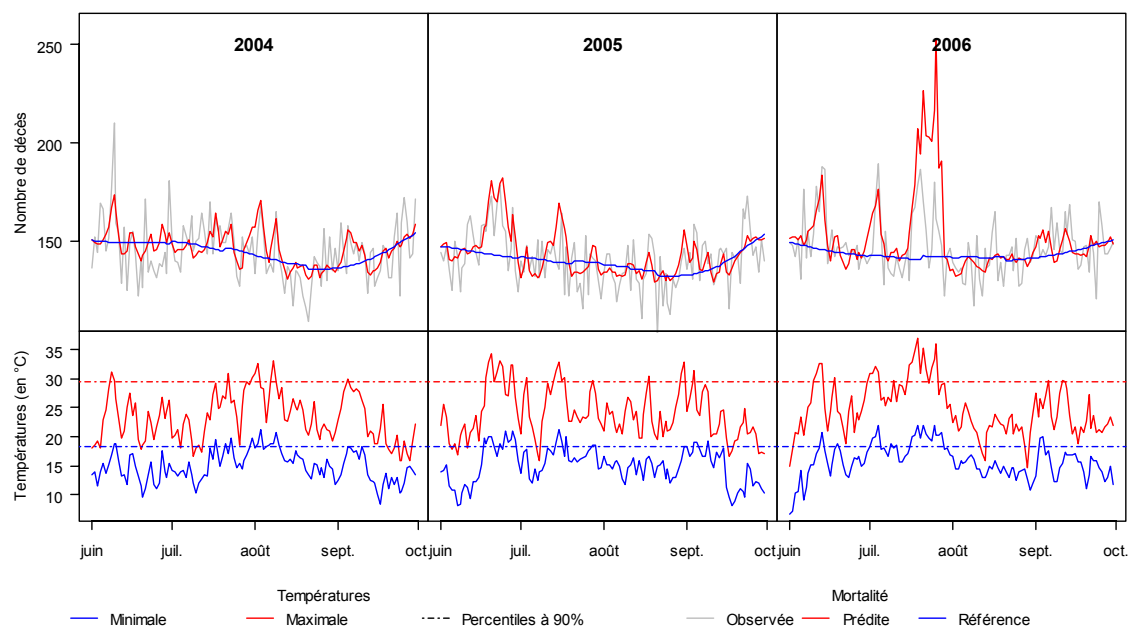


Figure 14 : Nombre de décès observés et prédits par le modèle pour les années 2004, 2005 et 2006 (panel du haut), et températures minimales et maximales journalières observées sur la période.

Surmortalité liée aux vagues de chaleur en Ile-de-France : les risques ont-ils changé depuis 2003 ?

Si l'on excepte ce mois, les écarts observés et modélisés varient entre -2 et +6 décès par jour en moyenne selon les mois de juin à septembre, ce qui représente un écart inférieur à 4% du nombre moyen de décès quotidiens.

Tableau 9 : Effectifs des décès observés et attendus par mois pour les années 2004 à 2006

	Type	Juin	Juillet	Août	Septembre
2004	Observé	4453	4648	4240	4347
	Attendu	4530	4586	4379	4362
	Référence	4472	4544	4283	4298
	Ecart	77 [-89;244]	-62 [-230;106]	139 [-25;303]	15 [-149;179]
2005	Observé	4622	4383	4186	4450
	Attendu	4794	4511	4289	4398
	Référence	4458	4454	4279	4340
	Ecart	172 [0;345]	128 [-39;295]	103 [-59;266]	-52 [-216;112]
2006	Observé	4678	4833	4416	4609
	Attendu	4672	5502	4427	4592
	Référence	4496	4526	4505	4501
	Ecart	-6 [-175;164]	669 [474;865]	11 [-153;176]	-17 [-185;150]

Les corrélations restent élevées entre les séries de mortalité observées et prédites (coefficients de Pearson de 0,5 après ajustement sur le niveau de mortalité de référence sur la période 2004-2006), ce qui montre que la surmortalité liée aux températures chaudes perdure après l'épisode de 2003. Par ailleurs, en dehors de périodes de canicule, cette surmortalité est bien restituée par le modèle (Figure 14), ce qui suggère que les liens entre température et mortalité en dehors des périodes de canicule n'a pas changé de manière importante après 2003.

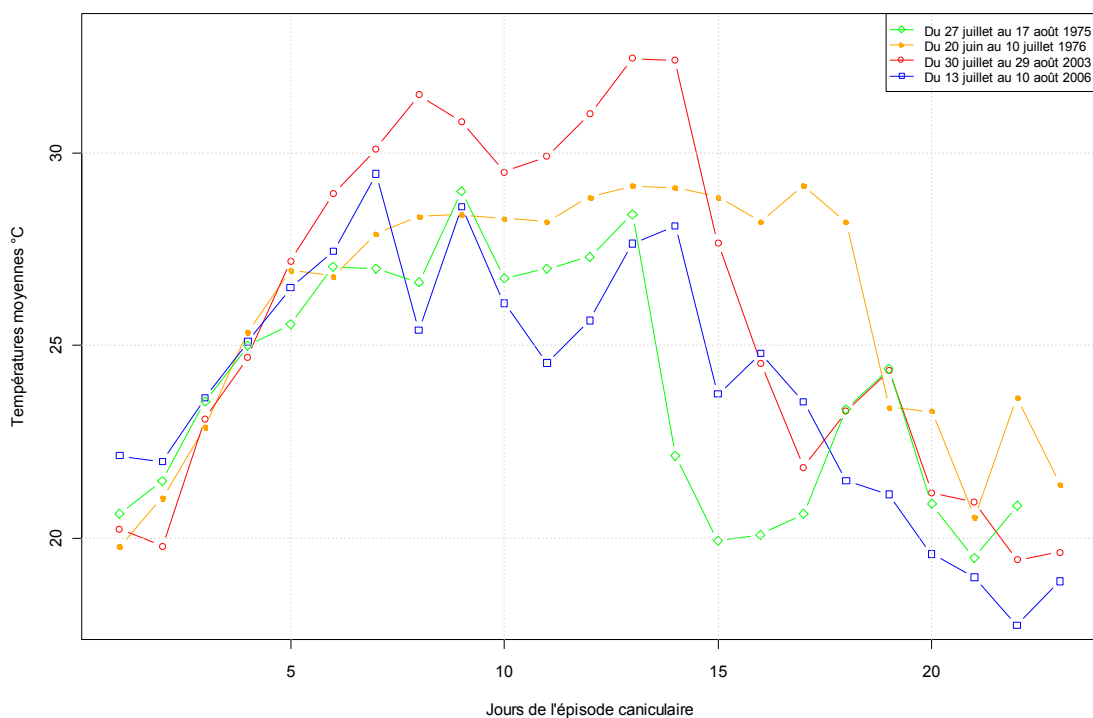


Figure 15 : Séries temporelles des températures moyennes mesurées par la station Météo-France de Paris Montsouris lors des périodes de vagues de chaleur des étés 1975, 1976, 2003 et 2006.

Tableau 10: Ratio de mortalité lors des quatre épisodes de canicule majeurs survenus en Ile-de-France entre 1975 et 2006

	Episodes de canicule			
	1975 (14 jours)	1976 (19 jours)	2003 (16 jours)	2006 (15 jours)
Population	Ratio de mortalité			
Ile de France tous âges	1,27	1,64	2,65	1,13
Ile de France 55 ans et plus	1,31	1,71	2,89	1,12
Ile de France 55-74 ans	1,24	1,54	2,13	1,08
Ile de France 75 ans et plus	1,34	1,82	3,27	1,15
Paris et proche couronne 55 ans et plus	1,36	1,76	3,14	1,10
Grande couronne 55 ans et plus	1,19	1,59	2,56	1,15
Ile de France hommes 55 ans et plus	1,28	1,60	2,23	1,10
Ile de France femmes 55 ans et plus	1,34	1,81	3,47	1,13

Sous-mortalité pendant la canicule de juillet 2006

Le mois de juillet 2006 est caractérisé par un épisode durable de températures élevées, avec une période de plus de 12 jours consécutifs lors de la dernière quinzaine de juillet au cours de laquelle les températures minimales et maximales ont dépassé 18 et 29 °C respectivement⁵ (Figure 14). Cet épisode a entraîné le passage du plan canicule en niveau de mise en garde et action (Miga) dans l'ensemble de l'Ile-de-France[27] du 15 au 28 juillet.

Comparaison avec les autres épisodes caniculaires

La Figure 15 montre que la canicule de 2006 a été d'intensité et de durée modérées dans la région en comparaison des épisodes de 1976 et 2003. Son profil de températures est plus proche de celui de l'été 1975.

Or, la surmortalité observée entre le 15 et le 28 juillet 2006 est bien moins importante que celle des autres épisodes, dont celui de 1975 (Tableau 10). La surmortalité observée en 2006 varie entre de 8 et 15% selon la population considérée, alors qu'elle était comprise entre 19 et 36% en 1975, entre 60 et 82% en 1976, et 113 et 247% en 2003. Les gradients de surmortalité sont similaires entre les épisodes caniculaires, les personnes les plus âgées et les femmes étant les plus vulnérables aux effets de la température lors des épisodes de canicules. En 2006 cependant, la surmortalité à Paris et en proche couronne est moins importante qu'en grande couronne, alors qu'une relation inverse était constatée pour les épisodes de 1975, 1976 et 2003.

La comparaison des ratios de mortalité de l'épisode de 2006 avec ceux des autres épisodes de canicule survenus dans la région au cours de ces 30 dernières années invite ainsi à penser que la mortalité observée lors de cet épisode est atypiquement basse.

Quantification de la sous-mortalité

Les prédictions du modèle permettent de comparer le nombre de décès observés entre le 17 et le 31 juillet 2006 au nombre attendu pour une relation température mortalité conforme à la relation moyenne observée sur la période 1975-1999. Les températures élevées relevées sur la période sont associées à une surmortalité significative de l'ordre de 326 décès, qui concerne en majorité les personnes âgées de 75 ans et plus et les femmes (Tableau 11). Cette surmortalité est cependant très inférieure aux 850 décès en excès attendus par le modèle pour cette période.

Il semble donc qu'un changement dans les liens entre températures et mortalité se soit opéré en 2006, conduisant à un déficit de 524 décès sur l'ensemble de l'Ile-de-France pendant les 15 jours de canicule. Ce nombre de décès évités est cohérent avec la comparaison brute des

⁵ Ces niveaux correspondent aux 90^{ème} percentiles de la distribution des températures relevées entre 1975 et 2006

Surmortalité liée aux vagues de chaleur en Ile-de-France : les risques ont-ils changé depuis 2003 ?

nombre de décès en excès observés lors des canicules de 1975 et de 2006 qui ont des profils de températures assez proches : la surmortalité lors des 14 jours de canicule de 1975 était de 763 décès, alors qu'elle n'est que de 326 décès pour les 15 jours de canicule de 2006, soit un déficit de 437 décès lors de la canicule de 2006.

Tableau 11 : Ratio de mortalité et surmortalité observée et attendue en Ile-de-France pendant la vague de chaleur du 15 au 31 juillet 2006.

Population	Décès de référence Ê	Ratio de mortalité			Surmortalité		
		Observé O/Ê	Attendu Ô/Ê	O/Ô	Observée O-Ê	Attendue Ô-Ê	O-Ô
Tous âges	2555	1,13	1,33	0,85	326 [192;460]	850 [716;984]	-524 [-699;-349]
55 ans et plus	2189	1,12	1,37	0,82	264 [148;379]	816 [700;931]	-552 [-703;-400]
55 - 74 ans	696	1,08	1,27	0,85	54 [0;109]	186 [132;241]	-132 [-197;-68]
75 ans et plus	1478	1,15	1,44	0,80	225 [139;310]	647 [561;732]	-422 [-536;-309]
55 ans et plus à Paris et en proche couronne	1260	1,10	1,41	0,78	131 [46;216]	518 [433;603]	-387 [-497;-276]
55 ans et plus en grande couronne	924	1,15	1,3	0,88	138 [77;199]	278 [217;339]	-140 [-215;-65]
Femmes de 55 ans et plus	1149	1,13	1,43	0,79	153 [79;228]	492 [418;567]	-339 [-434;-243]
Hommes de 55 ans et plus	1044	1,10	1,31	0,84	107 [38;176]	322 [253;391]	-215 [-301;-129]

La sous-mortalité est répartie de manière relativement homogène selon les sous-populations étudiées (ratios O/Ô), le déficit de décès étant légèrement plus élevé pour les femmes et les habitants de Paris et de la proche couronne. En particulier, il ne semble pas y avoir une sous-mortalité importante chez les populations qui ont été les plus touchées par la canicule de 2003.

Analyses de sensibilité

Sensibilité des stratégies de sélection des indicateurs de températures

Procédure de sélection

La procédure employée pour sélectionner les groupes de variables qui expliquent le mieux les variations estivales de mortalité en lien avec les températures a peu d'influence sur le résultat de la sélection. La Figure 16 présente la diminution du critère QIC lors des étapes de sélection des variables selon les méthodes de sélection progressives et descendantes.

On constate que l'ordre des groupes de variables ajoutés ou supprimés à chaque étape diffèrent quelque peu selon la méthode utilisée. Ainsi, la procédure progressive sélectionne le groupe maxCum2 comme groupe le plus explicatif de la mortalité à l'étape 1, alors que c'est le groupe maxCum1j qui est supprimé en dernier de la procédure descendante.

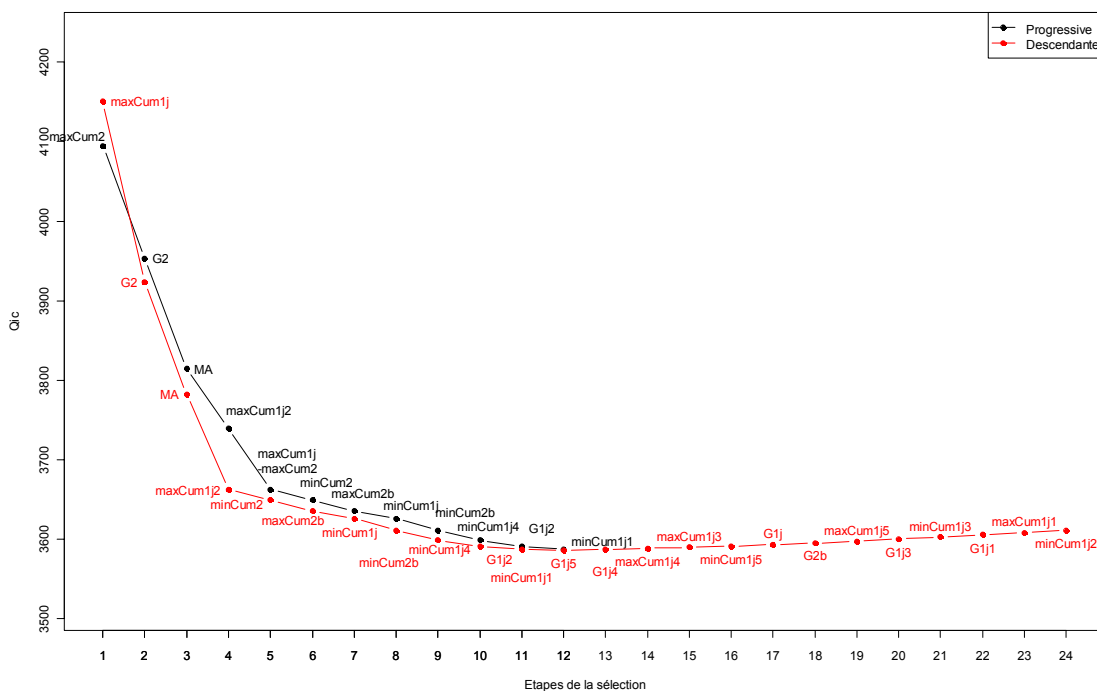


Figure 16 : Groupes de températures retenus ou exclus aux différentes étapes de la procédure de sélection, selon le type de sélection descendante ou progressive⁶.

⁶ Pour faciliter la lecture de la comparaison entre les procédures, les étapes de la sélection descendante ont été inversées sur la figure, l'étape 1 correspondant à l'étape de suppression du dernier groupe de variables.

Néanmoins, à l'étape 5 de la procédure progressive, le groupe maxCum1j est ajouté alors que maxCum2, dégradant le QIC, est supprimé du modèle. A partir de cette étape, les groupes sélectionnés sont rigoureusement identiques, ce qui montre la robustesse de la sélection à la procédure utilisée.

Critère de sélection

De même, le critère de sélection utilisé n'a pas d'influence sur le choix du modèle. Comme on peut le voir sur la Figure 17, les variables sélectionnées lors des étapes descendantes selon le QIC ou la surdispersion des modèles sont parfaitement identiques.

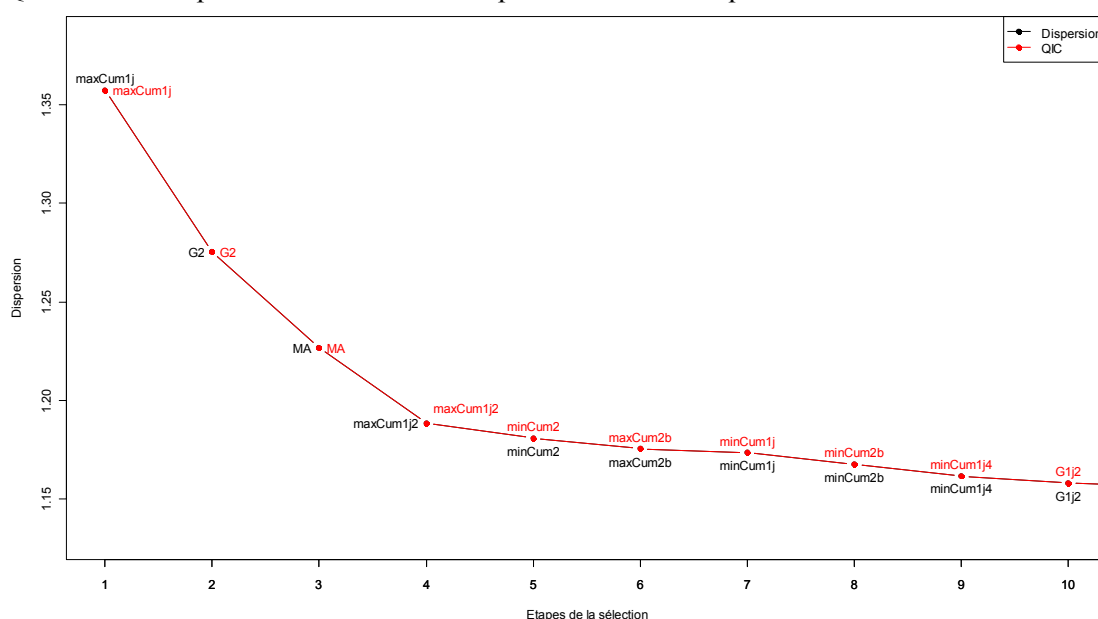


Figure 17 : Groupes de variables retenus aux étapes de la sélection par la méthode descendante selon le critère de sélection (dispersion ou QIC).

Validation du modèle sur des sous-populations

La démarche de sélection des indicateurs de températures par une méthode descendante a été appliquée à différents sous groupes de populations, afin de tester la robustesse de la procédure et de s'assurer que le modèle était applicable à des sous populations. Les sous-populations étudiées et le résultat de la sélection des 5 derniers groupes d'indicateurs de températures sont présentés dans le Tableau 12.

La procédure de sélection se montre robuste aux sous-populations étudiées. D'une part, la surdispersion diminue fortement lors de l'introduction des 4 premiers groupes et stagne par la suite. Entre 88 et 100% de la variabilité extra Poissonnienne est expliquée par les 4 groupes d'indicateurs sélectionnés. D'autre part, les 4 derniers groupes de variables retenus par la sélection sont très similaires pour toutes les sous-populations : le dernier groupe exclu de la

procédure descendante est un groupe d'accumulation des températures maximales (maxCum1j et maxCum1j1 pour les habitants de Paris et de la proche couronne), suivis de deux groupes qui rendent compte des températures habituelles (MA et G2 ou G1j ou G1j2), et d'un dernier groupe d'accumulation des températures (maxCum1j2 ou minCum1j).

Tableau 12 : Résultat de la sélection des groupes d'indicateurs de températures par une procédure descendante basée sur la diminution du QIC des modèles pour différents sous groupes de population. La colonne M_0 donne la surdispersion du modèle sans indicateur de température. Les colonnes suivantes rapportent la diminution (en %) de cette surdispersion lors de l'ajout des 5 derniers groupes de températures retenus par la procédure.

Population		M_0	1 groupe	2 groupe	3 groupe	4 groupe	5 groupe
55 ans et plus, Ile de France	Groupes		maxCum1j	G2	MA	maxCum1j2	minCum2
	Surdispersion	2,53	1,36	1,28	1,23	1,19	1,18
75 ans et plus, Ile de France	Groupes		maxCum1j	G2	MA	maxCum1j2	minCum2
	Surdispersion	2,21	1,29	1,21	1,15	1,11	1,11
55 ans et plus, Paris et proche couronne	Groupes		maxCum1j1	G1j	MA	minCum1j2	minCum1j
	Surdispersion	1,37	1,09	1,05	1,01	1,00	1,00
55 ans et plus, grande couronne	Groupes		maxCum1j	G2	MA	maxCum1j2	minCum2
	Surdispersion	2,16	1,27	1,21	1,19	1,16	1,15
Hommes de 55 ans et plus Ile de France	Groupes		maxCum1j	G1j2	minCum1j	MA	maxCum2b
	Surdispersion	1,55	1,15	1,13	1,11	1,09	1,09
Femmes de 55 ans et plus Ile de France	Groupes		maxCum1j	G2	MA	maxCum1j2	minCum1j
	Surdispersion	2,02	1,23	1,16	1,14	1,11	1,11

Excepté pour les 55 ans et plus à Paris et en proche couronne, et les hommes de 55 ans et plus, ces groupes de variables sont identiques à ceux retenus pour le modèle principal. Pour ces deux dernières populations, les corrélations entre le modèle principal appliqué à la sous population et le meilleur modèle sélectionné sont très élevées (coefficients de Pearson supérieurs à 0,98), ce qui confirme la bonne robustesse de la méthode de sélection des indicateurs de températures et la portabilité du modèle principal à des sous populations.

L'adéquation des nombres de décès observés dans les sous-populations et prédits par les modèles est comparable à celle décrite pour le modèle des 55 ans et plus en Ile-de-France (Tableau 13), excepté pour les 55 ans et plus en grande couronne et pour les hommes de 55 ans et plus, pour lesquels les coefficients de corrélation sont plus faibles (de l'ordre de 0,5). Les modèles sous-estiment par ailleurs la mortalité survenue lors de la canicule de 2003 pour l'ensemble des sous-populations étudiées excepté pour les hommes, et est conforme aux observations pour les autres périodes (Tableau 13).

Tableau 13 : Adéquations des valeurs observées et attendues par les modèles pour des sous populations.

	1975-1999		2000-2003	
	Corrélation ⁷	Pourcentage d'écarts significatifs	Corrélation ⁶	Pourcentage d'écarts significatifs (hors août 2003)
55 ans et plus Ile de France	0,72	5%	0,96	6%
75 ans et plus Ile de France	0,71	5%	0,96	6%
55 ans et plus, Paris et proche couronne	0,66	5%	0,96	4%
55 ans et plus grande couronne	0,55	5%	0,91	8%
Hommes de 55 ans et plus Ile de France	0,53	4%	0,88	7%
Femmes de 55 ans et plus Ile de France	0,66	5%	0,96	4%

⁷ Les corrélations sont calculées entre les ratios de mortalité attendue/observée et de référence, afin de ne pas prendre en compte les variations saisonnières et tendanciennes dans la corrélation.

Sensibilité des prédictions sur la période 2004-2006 à la période de calibration

Afin de s'assurer de la robustesse des valeurs prédites pour les années 2004-2006 à la période utilisée pour calibrer le modèle, les paramètres ont été estimés sur cinq périodes différentes : 1975-1999, 1975-2003, et 1975-1999 sans prendre en compte les années 1975-1983, 1984-1991 et 1992-1999. Cette analyse a été menée pour s'assurer que certaines années de la période de calibration n'avaient pas trop d'influence sur les estimations (Figure 18).

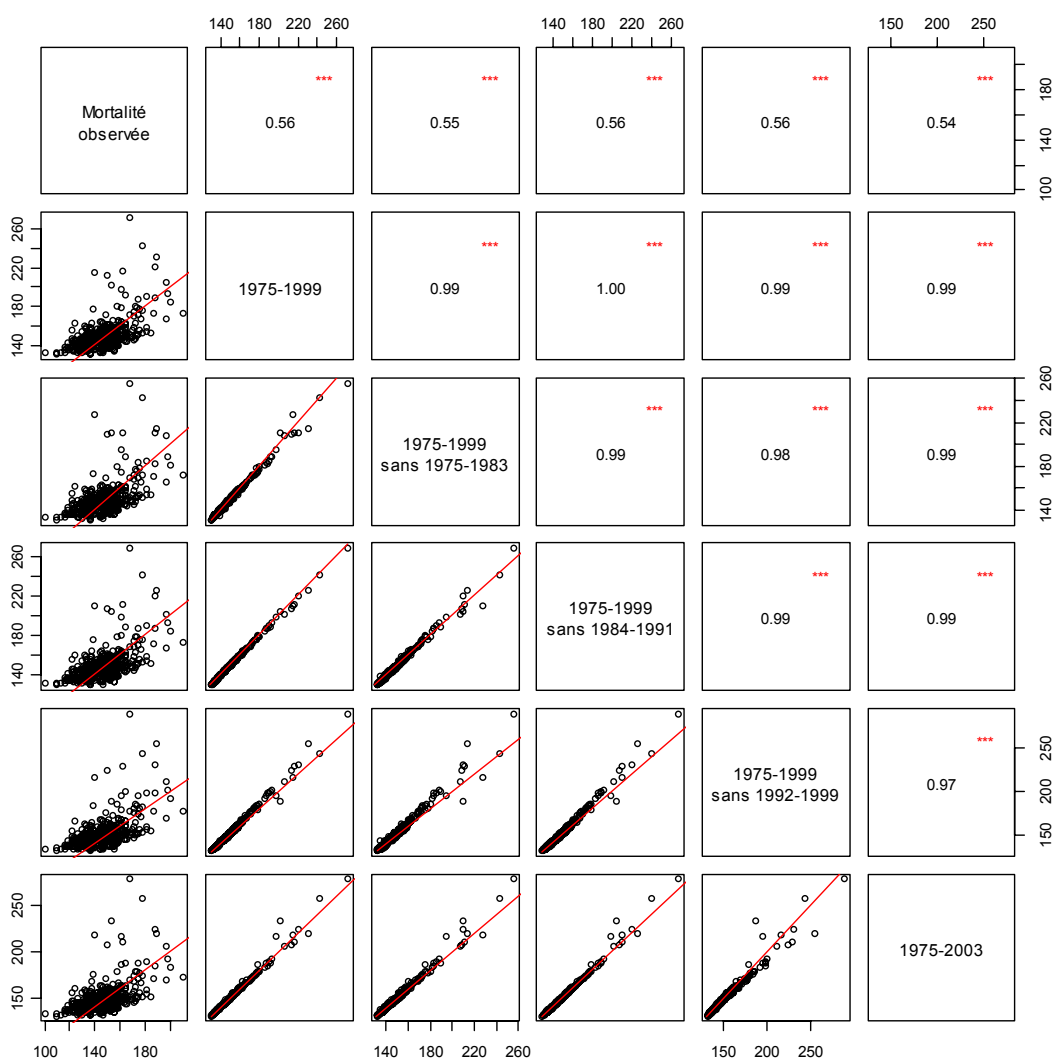


Figure 18 : sensibilité des valeurs prédites pour les années 2004 à 2006 à la période utilisée pour calibrer le modèle.

Guide de lecture : La case en bas à gauche représente la mortalité prédite pour les années 2004 à 2006 par le modèle calibré sur la période 1975-2003 en fonction de la mortalité observée pour les années 2004 à 2006. La case en haut à droite donne le coefficient de corrélation entre les deux séries.

Il apparaît sur cette figure que les valeurs prédites pour les années 2004 à 2006 sont robustes à la période utilisée pour calibrer le modèle, les coefficients de corrélation entre les valeurs prédites étant supérieurs à 0,97. En particulier, les prédictions sont peu sensibles à la non prise en compte d'un épisode majeur de canicule dans les données (calibration sur la période 1983-1999). De même, la prise en compte de l'épisode de 2003 a une influence assez marginale sur la valeur des prédictions sur la période 2004-2006, comme on peut le voir sur la Figure 19.

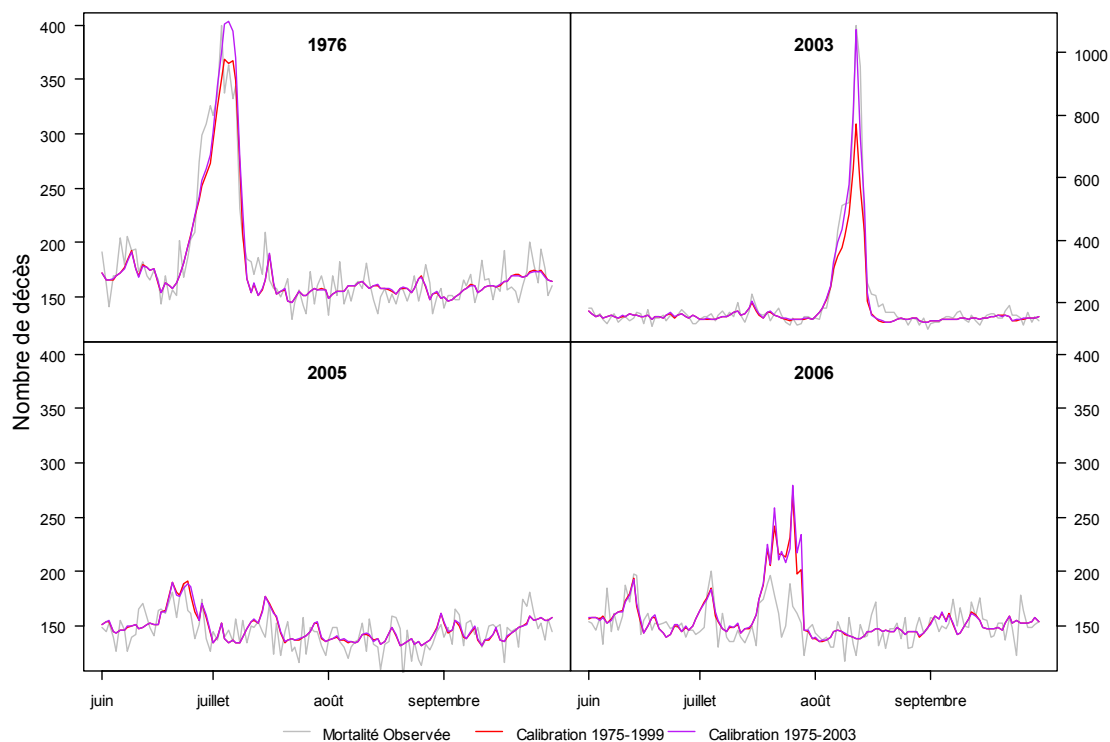


Figure 19 : Comparaison des nombres de décès observés et prédits selon la prise en compte de la canicule de 2003 dans la période de calibration du modèle.

L'épisode de 2003 a cependant pour effet de surestimer le nombre de décès observés lors de la canicule de 1976, et étant donné les conditions météorologiques particulières et l'emballement de la mortalité constaté en août 2003 dans la région, il a paru préférable de conserver le modèle calibré sur la période 1975-1999 comme modèle de référence des analyses dans une approche conservative.

Synthèse des analyses de sensibilité

En conclusion, l'ensemble des analyses de sensibilité qui ont été conduites montrent la bonne robustesse du modèle. En particulier, l'estimation du nombre de décès sur les années 2004 à 2006 est peu sensible à la période de calibration du modèle, qu'elle comprenne un épisode de canicule majeur (dont la vague de chaleur de 2003) ou non.

De même, les 4 groupes d'indicateurs retenus comme les plus explicatifs de la mortalité estivale sont sélectionnés quelle que soit la stratégie de sélection (descendante ou progressive) ou le critère utilisé (surdispersion ou QIC).

Enfin, ces 4 groupes d'indicateurs de températures sont également ceux qui se montrent les plus explicatifs de la mortalité en période estivale pour des sous groupes de populations, ce qui montre que le modèle ne dépend pas de la composition de la population, et que son application à des sous groupes de population est valide.

Discussion

Du modèle national aux estimations régionales

Le travail présenté dans ce rapport a consisté à adapter au niveau régional une stratégie d'analyse et de modélisation statistique qui avait permis, au niveau national, de relier les fluctuations des températures à celles de la mortalité lors des périodes estivales. Cette adaptation a été facilitée par le fait que la taille de la région Ile-de-France confère à l'analyse de séries temporelles de données écologiques une puissance suffisante. Elle a permis de construire un modèle qui explique près de 90% de la variabilité extra-poissonnienne des variations journalières de la mortalité en période estivale à l'aide d'indicateurs des températures du jour et des 10 jours précédant le décès, et qui fournit des prédictions du nombre quotidien de décès qui sont en bonne adéquation avec les valeurs observées, hors et lors des épisodes de canicule.

Choix de modélisation

L'ensemble des analyses de sensibilité qui ont été réalisées montrent par ailleurs que la stratégie d'analyse est robuste et s'applique bien à la région. Les indicateurs de températures qui ont été retenus dans le modèle sont en effet les mêmes que ceux du modèle national, et peu spécifiques de sous-populations particulières. Le groupe de variables le plus explicatif de la mortalité estivale en lien avec les températures est celui comprenant l'indicateur de températures cumulées CTmax. Cet indicateur permet de prendre en compte les effets non linéaires de la température qui surviennent au-delà d'un certain seuil et une partie de l'accumulation des effets sur plusieurs jours. Hajat et al. [18] estiment que ces effets non linéaires et cumulatifs expliquent la plus large part de la surmortalité en période de canicule, sans qu'il y ait d'évidence d'un effet additionnel des canicules en elles mêmes. Ce résultat est en accord avec le résultat des analyses de sensibilité que nous avons menées, la mortalité observée lors des canicules de 1975 et 1976 étant correctement prédite par le modèle calibré sur la période 1983-1999, qui ne comprend pas d'épisode caniculaire important.

Une difficulté rencontrée pour adapter le modèle a concerné la modélisation du niveau de mortalité de référence. En effet, l'utilisation du nombre de décès moyens des mois entourant l'été pour approcher le niveau de mortalité de référence d'un été donné conduit à une surestimation générale de la mortalité des années 2004 et 2005, comprise entre 1700 et 1800 décès selon le nombre de mois de référence utilisé. Cette surestimation générale des années 2004 et 2005 témoigne d'un changement dans la relation entre le niveau de mortalité des mois de référence et des mois d'été par rapport à celle stable constatée sur la période 1975-2003. Elle est largement discutée pour le modèle national [28], où plusieurs hypothèses sont avancées. La première relève de l'existence d'un effet 'moisson' dans les mois qui ont suivi 2003, la moindre mortalité observée en comparaison des périodes de référence étant le reflet d'un changement important dans la structure de la population, les personnes les plus vulnérables étant décédées lors la canicule de 2003. Une étude constate ainsi qu'à partir de janvier 2004, on observe une sous-mortalité en France qui se cumule pour atteindre en juillet 2004 le nombre de 14 000

décès, qui compensent ainsi la surmortalité survenue en 2003 [29]. Néanmoins Toulemon *et al.* [30] tempèrent cette conclusion en estimant le déficit de décès de 2004 à 23 000 personnes, l'effet moisson ne prenant qu'une part modeste à cette sous-mortalité, avec une compensation d'un tiers des décès survenus en août 2003. Ils suggèrent en revanche que la sous-mortalité constatée en 2004 peut s'expliquer par les efforts entrepris envers les personnes les plus fragiles après la canicule 2003, efforts qui ont pu être plus particulièrement marqués envers les plus vulnérables à la chaleur lors des étés 2004 et 2005, en l'absence même de températures extrêmes.

Nous avons choisi de circonvenir ce problème de sous-estimation des niveaux de mortalité de référence pour les années 2004 et 2005 en modélisant directement les niveaux de mortalité de référence à l'aide d'une fonction non linéaire du temps. Cette approche devait nous permettre de prendre en compte les comportements saisonniers et tendanciers de la série de mortalité en dehors des effets des températures, qui participent d'une temporalité à plus court terme des variations de la mortalité. Cette stratégie est loin d'être optimale, étant donné que cette partie de la modélisation a été faite en amont de la prise en compte des températures, bien que nous ayons pris soin d'enlever de la série de décès les jours qui pouvaient être trop influencés par les températures extrêmes. Sur la période de modélisation 1975-1999, la mortalité de référence estimée par le même modèle incluant également les quatre groupes d'indicateurs de températures est néanmoins très similaire (différences inférieures à 5%), ce qui nous a conforté dans le choix de cette mortalité de référence. Globalement, cette approche améliore la surdispersion des modèles de l'ordre de 10% sur la période 1975-1999, même si certaines années (comme 1981 et 1990) présentent une moins bonne adéquation aux données qu'avec la mortalité de référence calculée à partir des mois entourant l'été. Pour les années 2004 et 2005 en revanche, cette approche permet de bien rendre compte des niveaux de mortalité de référence.

Effet de confusion de la pollution atmosphérique

Les concentrations en polluants sont en partie influencées par les conditions météorologiques. En particulier, les températures élevées sont souvent associées à un fort ensoleillement, qui favorise la production de pollution photo-oxydante révélée par des concentrations en ozone importantes [31]. L'exposition des populations aux polluants ambiants est par ailleurs renforcée lorsque les températures sont chaudes, du fait d'une augmentation des durées de ventilation des locaux et du temps passé à l'extérieur. La pollution de l'air intervient ainsi comme est un facteur de confusion dans les relations entre températures et mortalité, et peut de plus agir de façon synergique pour en aggraver les effets [24][32]. Une étude du Programme de Surveillance Air et Santé (PSAS) de l'InVS à laquelle a contribué l'ORS quantifiait ainsi à 7% la part de la surmortalité attribuable à la pollution à l'ozone à Paris et en proche couronne entre le 2 et le 17 août 2003 [33].

Nous avons malgré cela choisi de ne pas prendre en compte la pollution dans cette analyse. D'une part, nous ne disposons pas d'indicateurs de pollution homogènes sur l'ensemble de la période 1975-2006, les méthodes de mesure et le nombre de capteurs ayant beaucoup évolué au cours de ces années. D'autre part, notre étude s'intéresse à l'ensemble de la région Ile-de-France, à l'intérieur de laquelle les contrastes de concentration en polluants sont importants, en particulier entre le centre de l'agglomération parisienne et la grande couronne. La prise en compte de ces contrastes spatiaux dépasse le cadre de cette analyse. Enfin, les effets de confusion ou de synergie entre pollution et températures sur la mortalité, en particulier lors des épisodes de canicule, sont difficiles à mettre en évidence et nécessitent un cadre d'analyse différent de celui que nous avons adopté dans notre approche [32][33].

Ainsi, les expositions des Franciliens aux polluants atmosphériques (à des niveaux de concentration non négligeables dans la région) représentent un facteur de confusion dans les relations entre températures et mortalité que nous n'avons pas été en mesure de prendre en compte dans cette analyse. Il est de ce fait vraisemblable qu'une partie de la surmortalité attribuée aux températures dans cette étude soit due aux expositions à la pollution atmosphérique ambiante.

Sous-estimation de la mortalité lors de la canicule de 2003

Contrairement aux résultats obtenus pour la France entière, le modèle ne parvient pas à prédire de manière satisfaisante les décès survenus lors de l'épisode de canicule de 2003 : la surmortalité prédite entre le 2 et le 17 août 2003 est inférieure de 30% à la surmortalité effectivement observée. La susceptibilité de la population de la région Ile-de-France aux effets de la chaleur semble ainsi avoir été plus importante en 2003 que sur la période 1975-1999. Plusieurs hypothèses peuvent être avancées pour expliquer cette sous-estimation du modèle en 2003.

La première concerne la structure de la population de 2003. Du fait du vieillissement de la population et l'allongement de la durée de la vie, les franciliens de 55 ans et plus en 2003 sont vraisemblablement plus fragiles qu'en 1975 et donc plus susceptible aux effets de la chaleur. En Ile-de-France, le nombre de personnes âgées de 75 ans et plus, a augmenté de 30% entre les recensements de 1975 et de 2003 (Annexe 2), cette augmentation étant particulièrement marquée chez les femmes (+ 46%). Cette fragilisation de la population peut expliquer que l'impact des températures en 2003 est plus important que celui, moyen, de la période de calibration 1975-1999. Cette hypothèse est cohérente avec la sous-prédiction de la mortalité féminine en août 2003 et avec l'âge moyen particulièrement élevé des décès (78 ans) en comparaison de l'âge moyen de décès habituel pour les années 2000 (entre 73 et 74 ans), cet écart dans l'âge des décès étant beaucoup plus faible pour les autres épisodes de canicule (Annexe 3). La période utilisée pour calibrer le modèle est néanmoins longue de plusieurs décennies et les effets du vieillissement de la population sur l'évolution du risque sont

moyennés sur l'ensemble de la période. La robustesse des prédictions à la période de calibration supportent d'ailleurs l'idée que le risque de décès lié aux températures a peu changé avec le vieillissement de la population francilienne. De plus, la mortalité survenue dans un lieu autre que le domicile est en bon accord avec les prédictions, de même que la mortalité masculine dans son ensemble. Enfin, les analyses par classes d'âges n'améliorent pas la prédiction des modèles en 2003, même pour les populations les plus âgées (85 ans et plus, voir Annexe 1). Ainsi, si le changement de la structure de la population francilienne a engendré une modification de la susceptibilité aux effets de la chaleur en 2003, cet effet ne semble être qu'une explication marginale à l'écart entre valeurs observées et prédites pour la canicule 2003.

Les autres hypothèses se basent sur les résultats de l'analyse stratifiée par lieu du décès, qui a permis de voir que la sous-estimation de la mortalité en 2003 était principalement due à une incapacité du modèle à rendre compte des décès survenus à domicile. Les décès à domicile ont en effet été particulièrement nombreux en 2003 en comparaison de ceux observés habituellement au cours des étés de 1975 à 2006, et lors des autres épisodes caniculaires : près de 37% des décès des personnes de 55 ans et plus en Ile-de-France lors de la canicule de 2003 sont survenus à domicile, alors que cette proportion est en moyenne de 23% sur la période 1975-2006, sans écart notable lors des épisodes de canicule de 1975, 1976 et 2006 (voir Annexe 3). Cette proportion est par ailleurs plus importante chez les femmes que chez les hommes (38% vs 34%), même si cet écart est constaté de manière générale.

Or, la mortalité recensée à domicile peut être révélatrice de la mortalité des personnes vivant dans un état d'isolement social, facteur de risque important de mortalité lors des épisodes de forte chaleur [24][34]. Une étude a par exemple montré que 88% des 452 personnes décédées à leur domicile parisien durant la canicule d'août 2003 et dont les corps ont été transférés à l'institut médico-légal vivaient seules [35]. La surmortalité constatée à domicile est ainsi susceptible de concerner principalement des personnes en état d'isolement social, isolement qui a pu être particulièrement exacerbé en 2003, la canicule ayant eu lieu lors de la première quinzaine du mois d'août, période durant laquelle la région est délaissée par les Franciliens et les services sociaux fonctionnent au ralenti. La prise en compte de la plus grande fragilité à la chaleur des personnes en état d'isolement social dans les modèles n'a cependant pas été possible. Les décès constatés à domicile peuvent certes constituer une mesure indirecte de la mortalité de cette population, mais la relation entre décès à domicile et décès en situation de dénuement social a vraisemblablement évolué lors de ces 30 dernières années, de même que la notion de lien social, ce qui montre les limites de cette approche.

Une dernière explication de nature météorologique concerne les variations locales de températures survenues dans la région en 2003. Certaines caractéristiques de l'agglomération parisienne : forte densité de construction, faible indice de végétalisation, forte concentration d'activités humaines ont pu contribuer à la formation d'îlots de chaleur urbains [9] (thèse accréditée par des ratios de mortalité plus élevés dans le centre de la région). Les seules

températures moyennes sont par conséquent insuffisantes pour rendre compte de la complexité des variations de températures dans la région pendant cette période. Par ailleurs, une analyse fine des conditions météorologiques de la nuit du 11 au 12 août montre l'existence d'un phénomène de "basse couche atmosphérique", affectant particulièrement la région parisienne, qui s'est traduit par une absence totale de vent et des températures nocturnes très chaudes en particulier à une trentaine de mètres du sol, soit au niveau des étages élevés d'un grand nombre de logements collectifs [36]. L'erreur de mesure des températures a vraisemblablement été plus importante à domicile que dans les institutions (étages moins élevés, présence de végétation...), et l'étude de l'institut médico-légal montrait que près de la moitié des personnes décédées vivaient dans une seule pièce au dernier étage de leur immeuble [35]. Les erreurs de mesure des températures peuvent ainsi avoir été particulièrement importantes en 2003 et expliquer en partie la mauvaise prédiction des décès à domicile pour cet épisode. Une approche spatialisée de la mortalité en relation avec les températures permettrait de mieux quantifier l'effet de ces variations locales de températures, et de mesurer leurs effets en 2003 par rapport aux autres épisodes de canicule.

Evolution du risque sur la période 2004-2006

Le modèle a été utilisé pour prédire sur la période 2004-2006 la mortalité en lien avec les températures à laquelle on s'attend pour des liens entre température et mortalité similaires à ceux observés sur la période 1975-1999. L'adéquation entre les nombres de décès observés et prédits par le modèle pour les années 2004, 2005 et 2006 est conforme à celles des périodes de calibration et de validation (hors canicule 2003), excepté pendant le mois de juillet 2006, où le modèle surestime très nettement la mortalité. L'épisode de canicule qui a eu lieu en Ile-de-France entre le 17 au 31 juillet 2006 a ainsi donné lieu à une surmortalité modérée par rapport à celle qui aurait pu être observée si cet épisode était survenu avant 2003 : l'excès de 326 décès constatés en Ile-de-France sur cette période aurait alors été de 850 décès. Cette mortalité évitée est légèrement plus marquée chez les personnes les plus âgées, les femmes, et les habitants de Paris et de la proche couronne, ces populations ayant été les plus vulnérables aux effets de la chaleur lors des précédents épisodes de canicules de ces quarante dernières années.

Il semble ainsi que la vulnérabilité des Franciliens aux vagues de chaleurs a diminué en 2006 par rapport à ce qu'elle était sur la période 1975-2003.

On ne peut pas écarter l'hypothèse selon laquelle le déficit de décès observé en 2006 serait lié à un changement dans la structure de la population Francilienne, les personnes les plus sensibles aux effets des températures ayant été emportées lors de la canicule de 2003. Cependant, comme nous l'évoquons en première partie de cette discussion, il paraît peu probable qu'un effet 'moisson' explique une part importante du déficit de décès qui est observé en 2006, compte tenu de la sous-mortalité observée au cours des années 2004 et 2005 [29][30]. Trois années séparent les deux canicules, et les niveaux de mortalités des mois de juin et septembre des étés 2003 et

2006 sont comparables, ce qui tend à confirmer qu'il y a eu un 'rattrapage' conséquent de la surmortalité de 2003 au cours des années 2004 et 2005. Enfin, le modèle permet de rendre compte de la mortalité qui a eu lieu lors de la canicule de 1976, celle-ci faisant suite à l'épisode de vague de chaleur, certes d'une intensité modérée, de l'été 1975.

Compte tenu de ce qui précède, il semble raisonnable d'attribuer une large part de cette moindre mortalité aux changements des comportements face à la chaleur intervenus après 2003, grâce notamment à la mise en place du PNC. Les efforts de prévention et d'information entrepris dans ce plan ont en effet permis de faire passer des messages clairs sur les mesures à adopter en cas de fortes chaleurs (rafraîchir, hydrater, se protéger du soleil et de la chaleur). Une étude de l'Inpes [37] portant sur les comportements des Français lors de la canicule de 2006 montre ainsi que ces messages ont été bien perçus par la population (plus des trois quarts des personnes interrogées se rappellent avoir vu, lu ou entendu un message de prévention), et leurs recommandations appliquées (63% des Français interrogés déclarent avoir adopté des mesures de prévention pour se protéger de la chaleur pendant la vague de chaleur de 2006). Ces mesures ont par ailleurs permis de renforcer l'attention portée aux personnes les plus vulnérables aux effets de la chaleur (73% des personnes interrogées déclarent avoir pris des mesures pour aider ou accompagner les personnes âgées isolées ou vulnérables de leur entourage). Si le souvenir de la canicule de 2003 n'est probablement pas étranger à cette bonne perméabilité des populations aux messages de prévention et à cette adoption massive de mesures de lutte contre la chaleur, le bénéfice sanitaires substantiel qui semble devoir être attribué à la prévention encourage la poursuite des efforts de communication sur comportements à adopter lors des périodes de fortes chaleurs.

D'après la quantification réalisée dans cette étude, le risque de mortalité a diminué de près de 67% au cours de la canicule de juillet 2006 en Ile-de-France. Bien qu'il n'existe que peu de références publiées concernant l'évaluation de l'efficacité des stratégies de prévention des effets de la chaleur [13], ces résultats sont en accord avec d'autres études sur le sujet. Tout d'abord, la réduction du risque est comparable à celle de 68% rapportée par Fouillet *et al.*[28] avec le même modèle appliqué sur l'ensemble du territoire métropolitain. Par ailleurs, dans une étude menée à Milwaukee aux Etats-Unis qui compare la surmortalité lors de la canicule de 1999 à celle de 1995 la réduction du risque de mortalité variait entre 49% et 83% [38]. Les auteurs attribuent la majorité de cette baisse aux mesures de santé publique de prévention des effets des vagues de chaleur qui ont été adoptées dans cette ville suite à l'épisode de 1995. Dans une autre étude conduite en France dans la ville de Marseille [39], les auteurs rapportent réduction du risque de 60% de la mortalité en lien avec la chaleur lors des années 1984-1997 par rapport à la période 1968-1982. Là encore, des mesures de prévention des populations avaient été prises dans la région suite à l'épisode caniculaire de 1983 [8], et les auteurs attribuent à l'efficacité de ces mesures une part importante de cette réduction, même si d'autres facteurs (comme l'augmentation des équipements en climatiseurs) ne peuvent être écartés. Enfin, dans une étude qui compare la surmortalité survenue dans la ville de Shanghai lors des canicules de 1998 et de

2003 [40], les auteurs rapportent une plus faible mortalité en 2003 qu'en 1998, les deux canicules étant pourtant d'intensités comparables, la canicule de 2003 étant même plus longue que celle de 1998. Les auteurs attribuent cette baisse de la mortalité à la mise en place d'un système de prévention des effets des vagues de chaleurs en 2002, ainsi qu'à une amélioration des conditions de vie de la population (hausse des équipements en climatiseurs, de la surface des logements et développement des espaces verts dans la ville de Shanghai). S'il est difficile de calculer la diminution du risque de mortalité à partir de cette étude, la surmortalité observée lors des jours de canicules par rapport aux autres jours estivaux est plus de trois fois plus importante en 1998 qu'en 2003, ce qui est cohérent avec nos résultats et ceux mentionnés précédemment.

A l'inverse, une étude réalisée dans la ville de St. Louis aux Etats-Unis, et qui compare les risques de mortalité lors des canicules de 1980 et de 1995 conclue que la vulnérabilité des habitants de cette ville à la chaleur a plutôt augmenté en 1995, malgré la mise en place de programmes de prévention et de surveillance des vagues de chaleur et l'augmentation de l'équipement des ménages et des institutions en climatiseurs. Parallèlement cependant, la ville connaissait un déclin économique et social important, qui a conduit à une augmentation de la population la plus pauvre et la plus vulnérable aux effets de la chaleur, vers laquelle les messages de prévention, établis 15 ans plus tôt, étaient peu orientés [41].

Conclusion

En conclusion, nous avons adapté à la région Ile-de-France un modèle statistique permettant d'expliquer une part importante des fluctuations journalières de la mortalité estivale par des indicateurs de températures, pour des situations climatiques habituelles et lors de vagues de chaleurs. Ce modèle a montré sa bonne capacité à rendre compte des niveaux de mortalité des mois d'étés de 1975 à 2003 excepté lors de la canicule de 2003. Cette défaillance était cependant assez attendue, étant donné la complexité des conditions météorologique et l'ampleur de la désorganisation des services sanitaires et sociaux qui ont été observées lors de cet épisode dans la région.

La canicule survenue entre le 17 et le 31 juillet 2006 en Ile-de-France a été d'une ampleur modeste en termes de températures, même si elle est l'une des quatre plus importantes vagues de chaleur qui aient été observées en Ile-de-France lors de ces quarante dernières années. Si cet épisode a donné lieu à une surmortalité significative de l'ordre de 300 décès, cette surmortalité est en baisse de plus de 500 décès par rapport à ce qui était attendu compte tenu de la relation entre températures et mortalité moyenne des années 1975-1999. Cette diminution de la surmortalité est du même ordre de grandeur que ce qui a été rapporté dans des travaux similaires suivants la mise en place de mesures de prévention en France et en Amérique du Nord. Ceci laisse ainsi à penser que le travail d'information des citoyens et que les actions de prévention des risques mises en place dans le cadre du Plan National Canicule en 2004 ont porté leurs fruits, même si d'autres facteurs, en particulier démographiques, ne peuvent pas être entièrement écartés. L'étude ne permet par ailleurs pas de préciser la part attribuable aux différentes composantes du Plan canicule (modification des comportements individuels induits par les campagnes d'information, généralisation de la climatisation dans les établissements pour personnes âgées, amélioration de la veille sanitaire, etc.). Enfin, ces résultats portent sur un seul épisode, d'intensité modérée, qui se situe seulement quelques années de la catastrophe de 2003. Ils devront donc être confirmés lors d'autres épisodes de canicules, en particulier d'intensités plus élevées.

Les bénéfices sanitaires apportés par la mise en place du Plan Canicule dans la région Ile-de-France en 2006 invitent ainsi à poursuivre et renforcer les efforts entrepris pour protéger les citoyens des risques liés aux températures extrêmes. Cette poursuite de la vigilance est d'autant plus nécessaire que la probabilité de voir se reproduire un épisode de canicule intense est forte dans un contexte de réchauffement climatique. Stott *et al.* estiment ainsi que le risque de voir se reproduire des canicules comme celle de 2003 a doublé du fait de production anthropique de gaz à effets de serre [42].

Références

- 1 Gover M: **Mortality during periods of excessive temperature.** *Public Health Rep* 1938, **53**:1122-1143.
- 2 Anderson BG, Bell ML: **Weather-related mortality: how heat, cold, and heat waves affect mortality in the United States.** *Epidemiology* 2009, **20**:205-213.
- 3 Besancenot JP **Vagues de chaleur et mortalité dans les grandes agglomérations urbaines.** *Environnement risques et santé* 2002, **1**:229-240.
- 4 Armstrong B: **Models for the relationship between ambient temperature and daily mortality.** *Epidemiology* 2006, **17**:624-631.
- 5 Baccini M, Biggeri A, Accetta G, Kosatsky T, Katsouyanni K, Analitis A, Anderson HR, Bisanti L, D'Ippoliti D, Danova J, Forsberg B, Medina S, Paldy A, Rabczenko D, Schindler C, Michelozzi P.: **Heat effects on mortality in 15 European cities.** *Epidemiology* 2008, **19**:711-9.
- 6 Kaiser R, Le Tertre A, Schwartz J, Gotway CA, Daley WR, Rubin CH: **The effect of the 1995 heat wave in Chicago on all-cause and cause-specific mortality.** *Am J Public Health* 2007, **97 Suppl 1**:S158-62.
- 7 Klinenberg E: **Heat wave : a social autopsy of disaster in Chicago.** *The University of Chicago Press* 2002.
- 8 Thirion X, Simonet J, Serradimigni F, Dalmas N, Simonin R, Morange S, Sambuc R, Sans Marco J: **La vague de chaleur de juillet 1983 à Marseille : enquête sur la mortalité, essai de prévention.** *Santé Publ* 1992, **4**:58-64.
- 9 Kovats RS, Hajat S: **Heat stress and public health: a critical review.** *Annu Rev Public Health* 2008, **29**:41-55.
- 10 Le Tertre A, Lefranc A, Eilstein D, Declercq C, Medina S, Blanchard M, Chardon B, Fabre P, Filleul L, Jusot J, Pascal L, Prouvost H, Cassadou S, Ledrans M: **Impact of the 2003 heatwave on all-cause mortality in 9 French cities.** *Epidemiology* 2006, **17**:75-79.
- 11 Ministère de la santé de la jeunesse des sports et de la vie associative: **Le plan national canicule.** 2009.
- 12 InVS: **Système d'alerte canicule et santé (sacs 2006).** *InVS* 2006.
- 13 Kovats RS, Kristie LE: **Heatwaves and public health in Europe.** *Eur J Public Health* 2006, **16**:592-599.
- 14 Fouillet A: **Surmortalité liée aux vagues de chaleur : modélisation des variations spatio-temporelles de la mortalité générale en fonction des caractéristiques climatiques.** *PhD thesis.* Université Paris 11. Faculté de médecine de Paris-Sud 2007.
- 15 Fouillet A, Rey G, Jouglà E, Hemon D: **Estimation de la surmortalité observée et attendue au cours de la vague de chaleur du mois de juillet 2006.** *InVS* 2006.
- 16 R Development Core Team: **R: a language and environment for statistical computing.** 2009.
- 17 Zeger SL, Liang KY: **Longitudinal data analysis for discrete and continuous outcomes.** *Biometrics* 1986, **42**:121-130.

- 18 Hajat S, Armstrong B, Baccini M, Biggeri A, Bisanti L, Russo A, Paldy A, Menne B, Kosatsky T: **Impact of high temperatures on mortality: is there an added heat wave effect?** *Epidemiology* 2006, **17**:632-638.
- 19 Hajat S, Kovats RS, Atkinson RW, Haines A: **Impact of hot temperatures on death in London: a time series approach.** *Journal of Epidemiology and Community Health* 2002, **56**:367-372.
- 20 Braga AL, Zanobetti A, Schwartz J: **The time course of weather-related deaths.** *Epidemiology* 2001, **12**:662-667.
- 21 Pan W: **Akaike's information criterion in generalized estimating equations.** *Biometrics* 2001, **57**:120-125.
- 22 Davis R, Dunsmuir W, Wang Y: **On autocorrelation in a Poisson regression model.** *Biometrika* 2000, **87**:491-505.
- 23 Moller B, Weedon-Fekjaer H, Haldorsen T: **Empirical evaluation of prediction intervals for cancer incidence.** *BMC Med Res Methodol* 2005, **5**:21.
- 24 Basu R, Samet JM: **Relation between elevated ambient temperature and mortality: a review of the epidemiologic evidence.** *Epidemiol Rev* 2002, **24**:190-202.
- 25 Robinson PJ: **On the definition of a heat wave.** *Journal of applied meteorology* 2000, **40**:762-775.
- 26 Alain Le Tertre, Karine Laaidi, Loïc Josseran, Vèrène Wagner, Eric Jouglà, Pascal Empeur-Bissonnet, Georges Salines, Martine Ledrans: **Première estimation de l'impact de la vague de chaleur sur la mortalité durant l'été 2006, France.** *BEH* 2007, **22-23**.
- 27 Ministère de la santé et des solidarités, DRASS Ile-de-France, InVS, CIRE Ile-de-France: **Bilan de la surveillance de données sanitaires en Ile-de-France du 1er juin au 31 août 2006.** *InVS* 2006.
- 28 Fouillet A, Rey G, Wagner V, Laaidi K, Empeur-Bissonnet P, Le Tertre A, Frayssinet P, Bessemoulin P, Laurent F, De Crouy-Chanel P, Jouglà E, Hemon D: **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**:309-317.
- 29 Valleron A, Boumendil A: **[Epidemiology and heat waves: analysis of the 2003 episode in France].** *C R Biol* 2004, **327**:1125-1141.
- 30 Toulemon L BM: **The mortality impact of august 2003 heat wave in France : investigating the 'harvesting' effect and other long-term consequences.** *Population studies* 2008, **62**:39-53.
- 31 Chardon B, Lefranc A, Moreton F, Gremy I: **Erpurs. Evaluation des risques de la pollution urbaine sur la santé : analyse des liens entre pollution photo-oxydante et hospitalisations pour causes respiratoires (2000-2003).** ORS Ile-de-France 2007.
- 32 Stafoggia M, Schwartz J, Forastiere F, Perucci CA: **Does temperature modify the association between air pollution and mortality? A multicity case-crossover analysis in Italy.** *Am J Epidemiol* 2008, **167**:1476-1485.

- 33 Filleul L, Cassadou S, Medina S, Fabres P, Lefranc A, Eilstein D, Le Tertre A, Pascal L, Chardon B, Blanchard M, Declercq C, Jusot J, Prouvost H, Ledrans M: **The relation between temperature, ozone, and mortality in nine French cities during the heat wave of 2003.** *Environ Health Perspect* 2006, **114**:1344-1347.
- 34 Vandentorren S, Bretin P, Zeghnoun A, Mandereau-Bruno L, Croisier A, Cochet C, Riberon J, Siberan I, Declercq B, Ledrans M: **August 2003 heat wave in France: risk factors for death of elderly people living at home.** *Eur J Public Health* 2006, **16**:583-591.
- 35 Lecomte P, De Penanster D, Godeau P, Hauw J, Nezelof C, Ardaillou R, Pellerin D, Launois B: **Population domiciliée à paris, décédée durant la canicule 2003, et examinée à l'institut médico-légal.** *Bulletin de l'Académie nationale de médecine* 2004, **188(3)**:459-470.
- 36 Rousseau D: **Analyse fine des surmortalités pendant la canicule 2003 - l'évènement météorologique de la nuit du 11 au 12 août 2003 en Ile-de-France.** *La météorologie* 2005, **51**.
- 37 Léon C, Girard D, Arwidson P, Guilbert P: **Comportements préventifs des français et impact des campagnes de prévention durant la canicule de l'été 2006.** *Evolutions* 2007, **7**:1-6.
- 38 Weisskopf MG, Anderson HA, Foldy S, Hanrahan LP, Blair K, Torok TJ, Rumm PD: **Heat wave morbidity and mortality, Milwaukee, Wis, 1999 vs 1995: an improved response?** *Am J Public Health* 2002, **92**:830-833.
- 39 Delaroziere J, Sanmarco J: **[Excess mortality in people over 65 years old during summer heat waves in Marseille. Comparison before and after a preventive campaign].** *Presse Med* 2004, **33**:13-16.
- 40 Tan J, Zheng Y, Song G, Kalkstein LS, Kalkstein AJ, Tang X: **Heat wave impacts on mortality in Shanghai, 1998 and 2003.** *Int J Biometeorol* 2007, **51**:193-200.
- 41 Smoyer KE: **A comparative analysis of heat waves and associated mortality in St. Louis, Missouri - 1980 and 1995.** *Int J Biometeorol* 1998, **42**:44-50.
- 42 Stott PA, Stone DA, Allen MR: **Human contribution to the european heatwave of 2003.** *Nature* 2004, **432**:610-614.

Annexes

Annexe 1 : Ratios de mortalité et adéquation du modèle lors des canicules survenues en Ile-de-France entre 1975 et 2006

Tableau 14 : Ratios de mortalité et adéquation du modèle lors des canicules survenues en Ile-de-France entre 1975 et 2006 par classes d'âge

Population		Episode de canicule			
		1975	1976	2003	2006
Ile de France tous âges	Décès de référence (\hat{E})	2820	3810	2899	2555
	Ratio de mortalité observée (O/\hat{E})	1,27	1,64	2,65	1,13
	Ratio de mortalité attendue (\hat{O}/\hat{E})	1,28	1,59	2,13	1,33
	Surmortalité ($O-\hat{E}$)	763	2436	4790	326
	Ecart ($O-\hat{O}$)	-19 [-186;147]	206 [-23;436]	1505 [1042;1968]	-524 [-699;-349]
Ile de France 55 ans et plus	Décès de référence	2249	3042	2417	2189
	Ratio de mortalité observée	1,31	1,71	2,89	1,12
	Ratio de mortalité attendue	1,31	1,66	2,35	1,37
	Surmortalité	692	2166	4573	264
	Ecart	2 [-137;142]	150 [-44;343]	1322 [895;1749]	-552 [-703;-400]
Ile de France 55- 74 ans	Décès de référence	967	1269	749	696
	Ratio de mortalité observée	1,24	1,54	2,13	1,08
	Ratio de mortalité attendue	1,22	1,48	2,04	1,27
	Surmortalité	234	684	845	54
	Ecart	18 [-55;92]	78 [-16;171]	65 [-61;192]	-132 [-197;-68]
Ile de France 75 ans et plus	Décès de référence	1297	1790	1652	1478
	Ratio de mortalité observée	1,34	1,82	3,27	1,15
	Ratio de mortalité attendue	1,36	1,78	2,56	1,44
	Surmortalité	443	1465	3744	225
	Ecart	-21 [-118;75]	65 [-72;203]	1170 [816;1524]	-422 [-536;-309]
Ile de France 85 ans et plus	Décès de référence	511	643	875	785
	Ratio de mortalité observée	1,39	1,93	3,62	1,18
	Ratio de mortalité attendue	1,41	1,91	2,91	1,49
	Surmortalité	200	601	2292	140
	Ecart	-9 [-62;44]	17 [-55;88]	620 [393;848]	-248 [-320;-176]

Tableau 15 : Ratios de mortalité et adéquation du modèle lors des canicules survenues en Ile-de-France entre 1975 et 2006 par sexe et zone de résidence

Population		Episode de canicule			
		1975	1976	2003	2006
Paris et proche couronne, 55 ans et plus	Décès de référence	1440	2005	1407	1260
	Ratio de mortalité observée	1,36	1,76	3,14	1,10
	Ratio de mortalité attendue	1,34	1,74	2,55	1,41
	Surmortalité	525	1532	3013	131
	Ecart	41 [-68;150]	55 [-98;207]	835 [535;1135]	-387 [-497;-276]
Grande couronne, 55 ans et plus	Décès de référence	817	1050	1005	924
	Ratio de mortalité observée	1,19	1,59	2,56	1,15
	Ratio de mortalité attendue	1,25	1,52	1,99	1,3
	Surmortalité	159	621	1565	138
	Ecart	-47 [-113;19]	70 [-15;155]	573 [424;721]	-140 [-215;-65]
Ile de France, hommes de 55 ans et plus	Décès de référence	1013	1443	1121	1044
	Ratio de mortalité observée	1,28	1,60	2,23	1,10
	Ratio de mortalité attendue	1,26	1,55	2,18	1,31
	Surmortalité	280	871	1377	107
	Ecart	17 [-62;96]	77 [-31;185]	59 [-136;255]	-215 [-301;-129]
Ile de France, femmes de 55 ans et plus	Décès de référence	1234	1599	1295	1149
	Ratio de mortalité observée	1,34	1,81	3,47	1,13
	Ratio de mortalité attendue	1,35	1,76	2,52	1,43
	Surmortalité	414	1295	3197	153
	Ecart	-16 [-108;76]	73 [-52;197]	1227 [976;1479]	-339 [-434;-243]

Tableau 16 : Ratios de mortalité et adéquation du modèle lors des canicules survenues en Ile-de-France entre 1975 et 2006 par sexe et lieu de décès.

Population		Episode de canicule			
		1975	1976	2003	2006
Ile de France, hommes de 55 ans et plus décédés à domicile	Décès de référence	256	407	269	231
	Ratio de mortalité observée	1,41	1,6	3,15	1,03
	Ratio de mortalité attendue	1,28	1,62	2,13	1,36
	Surmortalité	106	246	578	7
	Ecart	34 [-2;71]	-5 [-57;48]	274 [200;349]	-76 [-113;-40]
Ile de France, hommes de 55 ans et plus non décédés à domicile	Décès de référence	763	1048	860	817
	Ratio de mortalité observée	1,22	1,58	1,92	1,12
	Ratio de mortalité attendue	1,25	1,52	2,15	1,29
	Surmortalité	168	613	791	96
	Ecart	-22 [-90;45]	73 [-17;163]	-194 [-353;-34]	-138 [-212;-63]
Ile de France, femmes de 55 ans et plus décédés à domicile	Décès de référence	317	406	326	266
	Ratio de mortalité observée	1,29	1,87	5,29	1,14
	Ratio de mortalité attendue	1,33	1,78	2,74	1,43
	Surmortalité	92	355	1397	38
	Ecart	-13 [-56;29]	39 [-18;96]	830 [705;954]	-76 [-118;-34]
Ile de France, femmes de 55 ans et plus non décédés à domicile	Décès de référence	919	1196	974	886
	Ratio de mortalité observée	1,35	1,78	2,84	1,13
	Ratio de mortalité attendue	1,35	1,76	2,45	1,43
	Surmortalité	320	937	1795	112
	Ecart	-3 [-81;75]	34 [-70;138]	381 [192;570]	-265 [-347;-183]

Tableau 17 : Ratios de mortalité et adéquation du modèle lors des canicules survenues en Ile-de-France entre 1975 et 2006 par zone et lieu de décès.

Population		Episode de canicule			
		1975	1976	2003	2006
Paris et proche couronne, 55 ans et plus décédés à domicile	Décès de référence	360	524	396	309
	Ratio de mortalité observée	1,39	1,83	5,0	1,04
	Ratio de mortalité attendue	1,36	1,85	2,66	1,48
	Surmortalité	139	437	1584	13
	Ecart	8 [-42;58]	-9 [-82;63]	925 [797;1052]	-136 [-186;-86]
Paris et proche couronne, 55 ans et plus non décédés à domicile	Décès de référence	1078	1476	1017	958
	Ratio de mortalité observée	1,36	1,75	2,4	1,12
	Ratio de mortalité attendue	1,33	1,7	2,52	1,39
	Surmortalité	388	1100	1423	111
	Ecart	36 [-53;126]	69 [-55;192]	-121 [-353;111]	-259 [-350;-168]
Grande couronne, 55 ans et plus décédés à domicile	Décès de référence	212	284	200	191
	Ratio de mortalité observée	1,28	1,6	2,95	1,15
	Ratio de mortalité attendue	1,2	1,43	2	1,24
	Surmortalité	60	169	390	29
	Ecart	17 [-16;50]	46 [3;89]	190 [113;268]	-16 [-50;17]
Grande couronne, 55 ans et plus non décédés à domicile	Décès de référence	601	755	806	733
	Ratio de mortalité observée	1,17	1,61	2,46	1,15
	Ratio de mortalité attendue	1,27	1,57	2,03	1,32
	Surmortalité	103	463	1174	109
	Ecart	-61 [-118;-3]	34 [-39;107]	344 [221;468]	-129 [-196;-63]

Annexe2 : Evolution de la structure de la population âgée de 75 ans et plus en Ile-de-France lors des recensements de 1975 et 1999.

Département	1975		1999		Evolution 1975-1999	
	N	Proportion de femmes	N	Proportion de femmes	N	Proportion de femmes
75	165785	70%	168372	67%	+2%	-5%
77	37015	66%	59320	65%	+60%	-2%
78	39710	69%	67293	65%	+69%	-6%
91	33335	68%	53928	65%	+62%	-4%
92	69270	70%	95792	66%	+38%	-6%
93	50255	68%	65386	65%	+30%	-4%
94	56520	70%	76741	66%	+36%	-6%
95	31850	68%	50074	66%	+57%	-2%
Paris et proche						
couronne	341830	70%	406291	66%	+19%	-5%
Grande						
couronne	141910	68%	230615	65%	+63%	-4%
Ile-de-France	483740	69%	636906	66%	+32%	-5%

Tableau 18 : Evolution de la population âgée de 75 ans et plus entre les recensements de 1975 et de 1999 par département d'Ile-de-France

Département	1975		1999	
	Proportion de personnes âgées de 75 ans et plus vivant seules	Proportion de personnes âgées de 75 ans et plus vivant seules	Proportion de personnes âgées de 75 ans et plus vivant seules	Proportion de personnes âgées de 75 ans et plus vivant seules
	Homme	Femme	Homme	Femme
75	27%	59%	31%	63%
77	19%	41%	20%	46%
78	18%	38%	18%	47%
91	17%	34%	19%	47%
92	21%	47%	22%	55%
93	22%	44%	23%	55%
94	17%	42%	22%	51%
95	18%	37%	18%	47%
Paris et proche couronne	23%	51%	26%	58%
Grande couronne	18%	38%	19%	47%
Ile-de-France	22%	47%	23%	54%
France entière			20%	48%

Tableau 19 : Evolution de la population âgée de 75 ans et plus vivant seule entre les recensements de 1975 et de 1999 par département d'Ile-de-France

Annexe 3 : Age et lieu de survenue des décès entre 1975 et 2006

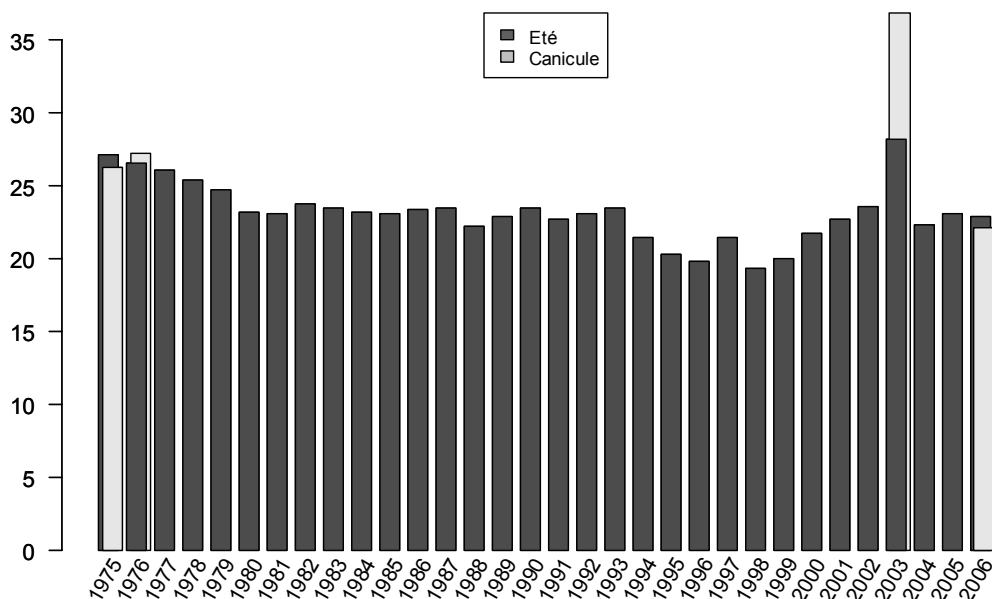


Figure 20 : Fréquence des décès survenus à domicile pour les étés des années 1975 à 2006, et lors des épisodes de canicule de 1975, 1976, 2003 et 2006

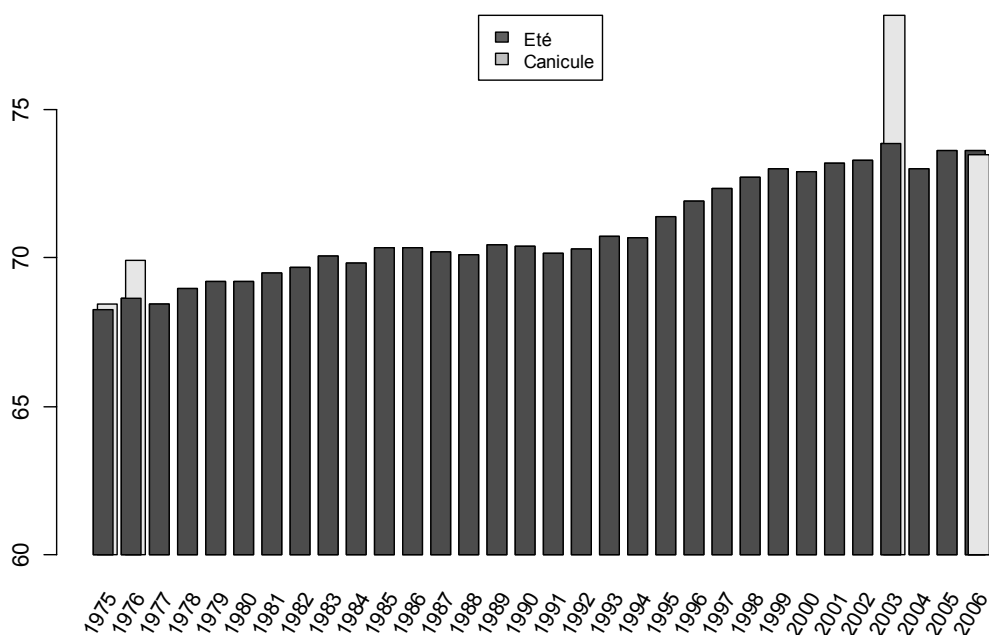


Figure 21 : Âge moyen des décès survenus à domicile pour les étés des années 1975 à 2006, et lors des épisodes de canicule de 1975, 1976, 2003 et 2006