

Rapport remis à l'Institut de Veille Sanitaire

Anne FOUILLET (Inserm, U754, IFR69)

Grégoire REY (Inserm, U754, IFR69)

Eric JOUGLA (Inserm, CépiDc, IFR69)

Denis HÉMON (Inserm, U754, IFR69)

Inserm

**Institut national
de la santé et de la recherche médicale**

**Estimation de la surmortalité
observée et attendue au cours
de la vague de chaleur du mois
de juillet 2006**



6 Décembre 2006

REMERCIEMENTS

Les éléments présentés dans ce rapport n'engagent que la responsabilité de ses auteurs.

Pour autant, nous tenons à remercier ici les institutions/services qui nous ont fourni le soutien ou transmis les informations indispensables à la réalisation de ce rapport :

- l'InVS (Institut de la Veille Sanitaire) et la DGS (Direction Générale de la Santé) qui ont subventionné les programmes de recherche dans lesquels s'inscrit ce travail,
- le Département Santé Environnement de l'InVS, dirigé par G. SALINES, et son unité Méthodes et Investigations dirigée par P. EMPEREUR-BISSONNET, avec lequel a été définie l'orientation de ce travail et ont été discutés ses méthodes et résultats,
- l'Inserm (Institut National de la Santé et de la Recherche Médicale),
- l'INSEE (Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques) qui a fourni les informations démographiques nécessaires à la réalisation de ce travail,
- Météo-France qui a fourni toutes les informations météorologiques sur lesquelles est fondé ce travail dans le cadre d'une convention de partenariat scientifique Météo-France-Inserm.

La totalité du traitement de ces informations a été mise en œuvre par les personnels de deux services de l'Inserm :

- l'U754 (*Unité de Recherche en Epidémiologie Environnementale des Cancers, Inserm-U754-IFR69, Villejuif, dirigée par J. CLAVEL*),
- le CépiDc (*Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès, Inserm-CépiDc-IFR69, Le Vésinet, dirigé par E. JOUGLA*).

Nous tenons enfin à remercier vivement les personnes avec lesquelles nous avons été le plus directement en relation pour réaliser ce travail :

- au sein du CépiDc : Françoise LAURENT,
- au sein de Météo-France : Philippe FRAYSSINET, Gilbert GAYRAUD, Catherine BORRETTI, Pierre BESSEMOULIN et Jean-Michel VEYSSEIRE,
- au sein de l'InVS : Pascal EMPEREUR-BISSONNET, Karine LAAIDI, Vérène WAGNER et Alain LE TERTRE,
- au sein de l'INSEE, le directeur de son Département Démographie Guy DESPLANQUES

Anne FOUILLET, Grégoire REY, Eric JOUGLA et Denis HÉMON,

le 6 décembre 2006.

Résumé : Estimation de la surmortalité observée et attendue au cours de la vague de chaleur du mois de juillet 2006 Anne Fouillet (Inserm, U754, IFR69), Grégoire Rey (Inserm, U754, IFR69), Eric Jouglé (Inserm, CépiDc, IFR69), Denis Hémon (Inserm, U754, IFR69).

Au cours du mois de juillet 2006, une vague de chaleur a touché une grande partie de la France métropolitaine durant 18 jours entre le 11 et le 28 juillet. Selon Météo-France, elle se situe au deuxième rang des vagues de chaleur les plus sévères observées en France depuis 1950, après la vague d'août 2003. La canicule de 2006 dépasse en durée celle de 2003, mais est en revanche moins intense et moins étendue géographiquement.

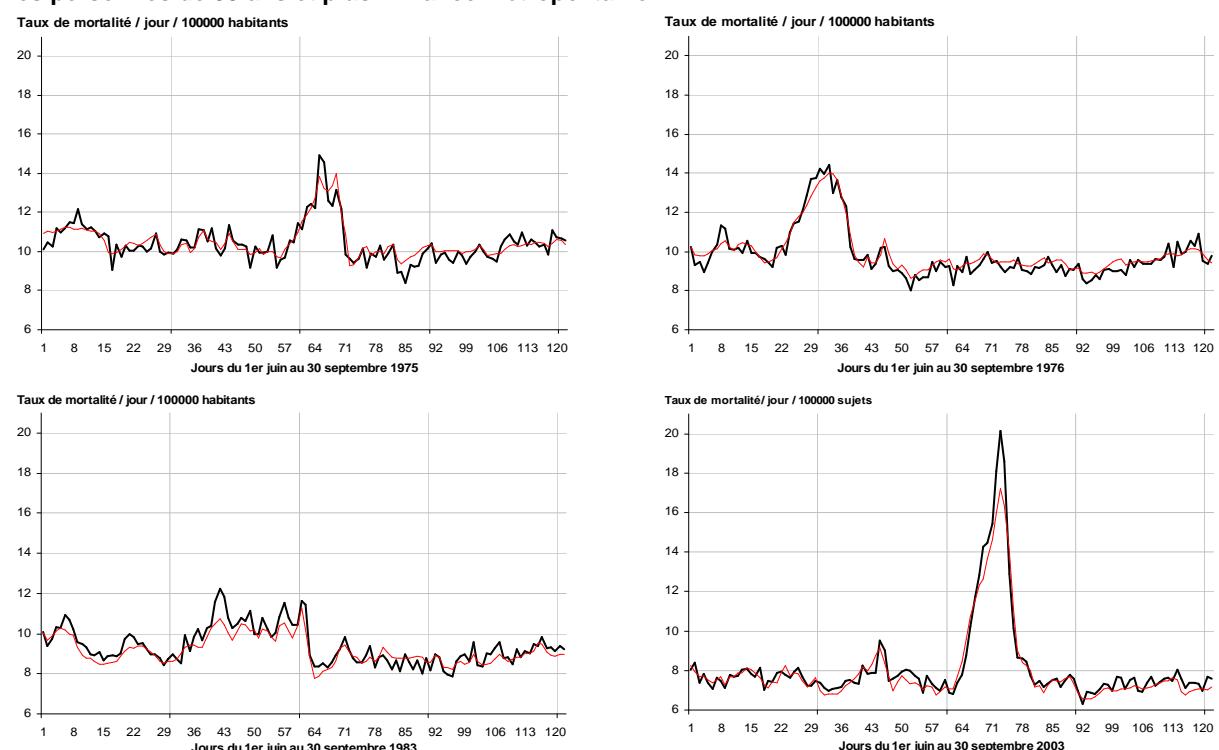
A la suite de la vague de chaleur d'août 2003, des mesures de prévention des risques liés aux chaleurs estivales excessives et un système de surveillance et d'alerte des vagues de chaleur par l'Institut de Veille Sanitaire en collaboration avec Météo-France ont été mis en place depuis l'été 2004 afin de réduire la vulnérabilité de la population aux températures extrêmes en été.

Dans ce contexte, le présent rapport a pour objet :

- de vérifier si le lien entre chaleur et mortalité observé de 1975 à 2003 rendait également bien compte des observations sur la période 2004-2006, en comparant les nombres quotidiens de décès observés pendant les étés 2004 à 2006 et les estimations des nombres attendus de décès élaborées à partir de la modélisation des observations 1975-2003,
- de quantifier plus spécifiquement la surmortalité que l'on aurait pu observer en juillet 2006, si le lien entre la température et la mortalité avait été identique à celui observé sur la période 1975-2003 et de comparer cette surmortalité attendue à la surmortalité effectivement observée.

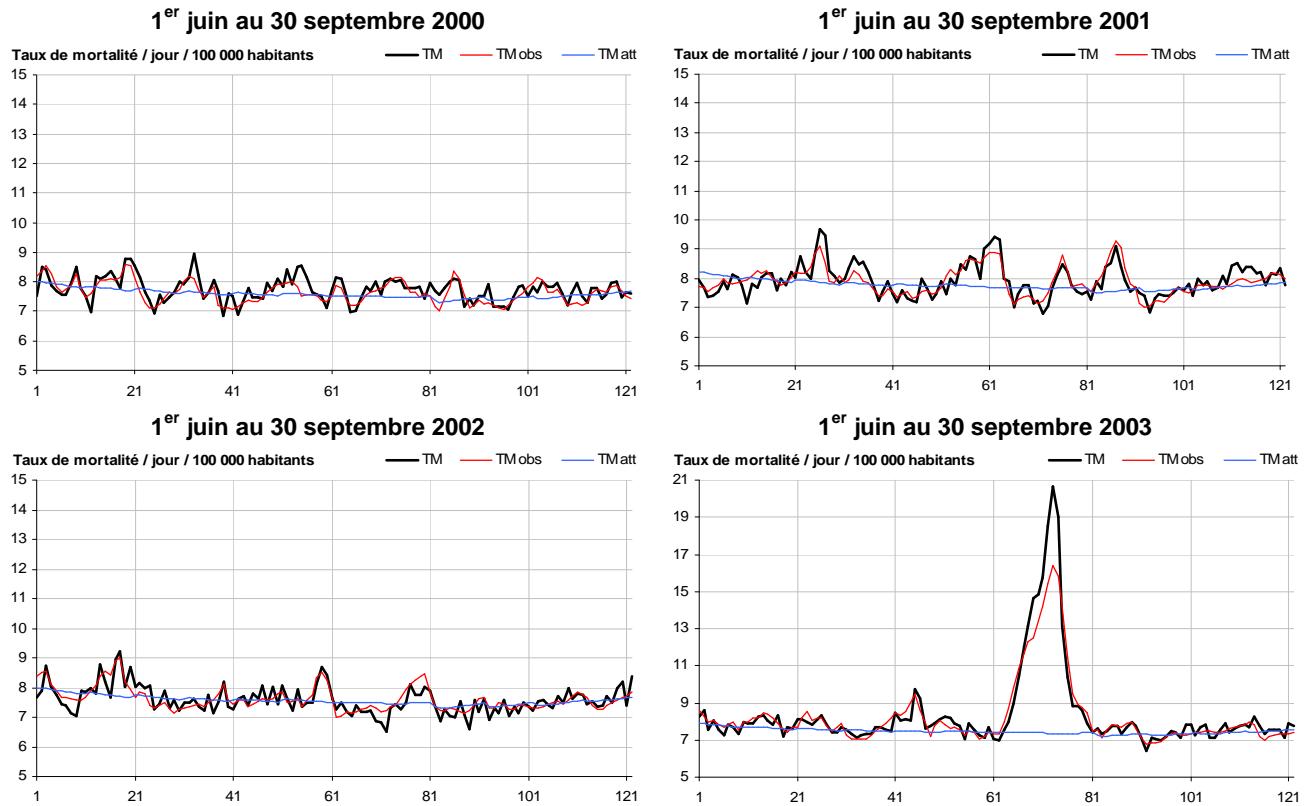
Un modèle mettant en relation les fluctuations quotidiennes de la mortalité et celles des températures sur les quatre mois d'été de juin à septembre, a été établi sur une période de 28 ans de 1975 à 2002. Il permet de fournir une mesure quantitative du nombre de décès attendu un jour donné, compte tenu des températures observées ce jour et les 10 jours précédents. Le niveau moyen de la mortalité de chaque été est ajusté sur celui des mois qui précèdent l'été et dont la mortalité est stable d'une année sur l'autre. Ce modèle permet de prédire le ratio de mortalité un jour donné à partir des températures observées ce jour et les 10 précédents avec une corrélation linéaire $r = +0,88$ avec les ratios quotidiens de décès observés. Il explique 76% de la variabilité extra-poissonnienne des taux de mortalité quotidiens observés au cours des 28 étés de 1975 à 2002 et permet de prédire de façon satisfaisante les observations de l'été 2003 (Figure I).

Figure I : Taux de mortalité quotidiens observés (noir) et estimés (à partir des températures observées du jour et des 10 jours précédents) sur la période 1975-2002 (rouge) pour les étés 1975, 1976, 1983 et 2003 chez les personnes de 55 ans et plus – France métropolitaine



L'adéquation de ce modèle aux valeurs observées est très bonne, les résidus sont stationnaires sur l'ensemble de la période d'étude. Ses capacités prédictives sur 4 ans à partir des températures quotidiennes observées sur ces 4 ans ont été validées sur les quatre étés de 2000 à 2003, en appliquant le modèle ajusté sur la période 1975-1999 (Figure II).

Figure II : Fluctuations quotidiennes du taux de mortalité observé (noir), du taux de mortalité de référence (bleu) et du taux de mortalité attendu estimé par le modèle 1975-1999 (rouge) – France métropolitaine - 55 ans et + - 1^{er} juin au 30 septembre 2000 à 2003.



Au cours des 3 périodes estivales 2004 à 2006 on observe toujours un lien très net entre les fluctuations quotidiennes des températures minimales et maximales et celles du niveau de la mortalité générale. Sur les étés 2004-2005, le niveau général de la mortalité est surestimé de 2 à 8% par le modèle sur l'ensemble des jours. La relation entre la mortalité observée en été 2004 et 2005 et la mortalité sur la période de référence a donc changé par rapport à celle, stable, observée sur la période 1975-2003.

L'été 2006 semble avoir retrouvé le régime de mortalité qui était observé sur la période 1975-2003 puisqu'on n'y observe pas la surestimation générale de la mortalité observée en 2004 et 2005.

Ce résultat est compatible avec l'hypothèse que les mesures de prévention, de surveillance et d'alerte, mises en œuvre par les différentes institutions chargées de la santé, et/ou les modifications des comportements de la population vis-à-vis des excès de chaleur estivaux aient pu influencer, de manière transitoire, le régime général de la mortalité pour les étés 2004 et 2005, par rapport à celui des mois qui constituent la période de référence. Cependant il peut également refléter l'influence d'autres facteurs qui resteraient à identifier. Il nous semble donc difficile d'attribuer la légère sous-mortalité observée pour les deux étés 2004 et 2005 à une évolution générale de la vulnérabilité de la population à la chaleur estivale.

Sur les trois mois de juin, août et septembre 2006, aucune sous ou surmortalité n'est observée, les fluctuations quotidiennes de la mortalité observées sur cette période étant parfaitement conformes à celles qu'on pouvait attendre à partir des températures quotidiennes observées et de la modélisation des relations température-mortalité sur la période 1975-2003 (Figure III).

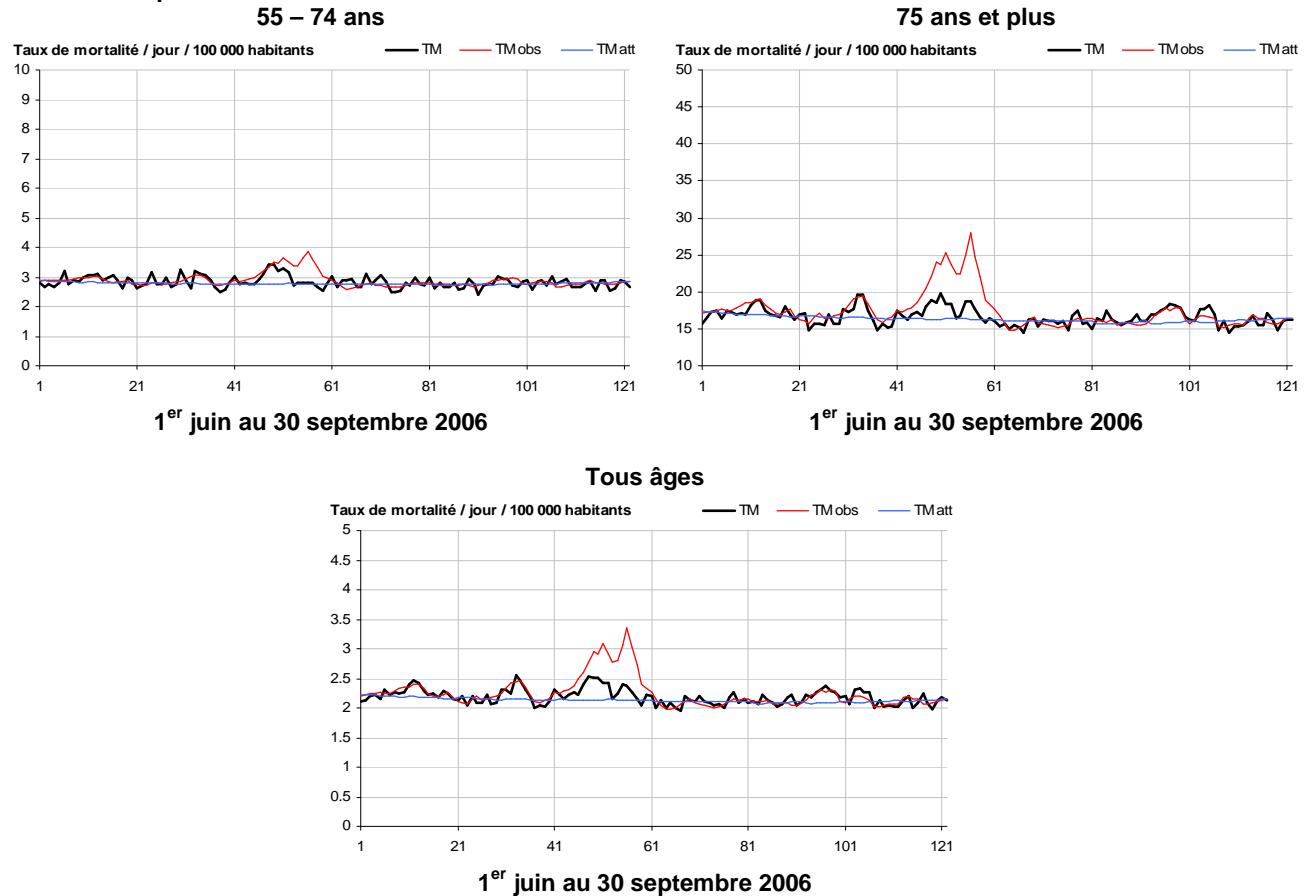
Au cours de la vague de chaleur du 11 au 28 juillet 2006, l'excès de mortalité observé pour l'ensemble de la population est proche de 2 000 décès (2 600 décès en excès sur l'ensemble du mois de juillet), ce qui représente une augmentation de 9 % de la mortalité. La surmortalité attendue est estimée à 6 500 décès (7 600 décès sur l'ensemble du mois), soit une augmentation de la mortalité de 27%.

On observe donc au cours de cette vague de chaleur une surmortalité certes statistiquement significative et non

négligeable mais aussi très sensiblement inférieure à la surmortalité attendue compte tenu des températures observées en juillet 2006. Ainsi, l'écart entre les nombres de décès observé et attendu si le lien entre les températures et la mortalité en 2006 était identique à celui de la période 1975-2003, est de - 4 400 décès sur les 18 jours de la vague de chaleur. Il est de - 5 000 décès pour l'ensemble du mois de juillet 2006.

Les surmortalités observée et attendue concernent plus particulièrement les personnes les plus âgées (Figure III). Chez les personnes de 75 ans et plus, l'excès observé est proche de 1 200 décès et la surmortalité attendue est de 5 000 décès. Le déficit de surmortalité s'élève donc à près de -3 800 décès sur les 18 jours de la vague de chaleur.

Figure III : Taux de mortalité quotidien observé (noir), de référence (bleu) et attendu en fonction des températures observées (rouge) selon les classes d'âge, du 1^{er} juin au 30 septembre 2006 (122 jours) – France métropolitaine



En conclusion, on observe un déficit important de surmortalité au cours de la vague de chaleur du mois de juillet 2006 que l'on peut interpréter comme une réduction de la vulnérabilité de la population aux vagues de chaleur estivales attribuable :

- à la prise en compte des risques liés aux chaleurs estivales excessives par la population de la France métropolitaine depuis la vague de chaleur d'août 2003,
- aux mesures de prévention des risques liés aux chaleurs estivales excessives mises en place par les pouvoirs publics et différentes institutions depuis la vague de chaleur d'août 2003,
- et au système de surveillance et d'alerte des vagues de chaleur mis conjointement en place par l'InVS et Météo-France depuis juin 2004.

SOMMAIRE

INTRODUCTION	7
1. ANALYSE TEMPORELLE DES FLUCTUATIONS DE LA MORTALITE ET DES TEMPERATURES SUR L'ENSEMBLE DE LA FRANCE METROPOLITaine, ENTRE 1975 ET 2003.....	8
1.1. DONNEES DE MORTALITE	8
1.2. DONNEES DE TEMPERATURES.....	8
1.3. MODELISATION.....	8
1.4. ADEQUATION DU MODELE M_0	9
1.5. LIMITES DU MODELE M_0	11
2. PROPOSITION D'AMELIORATION DU MODELE M_0	13
2.1. INFLUENCE DE LA STRUCTURE PAR AGE ET SEXE DE LA POPULATION	14
2.2. APPROCHES ALTERNATIVES A UNE TENDANCE LINEAIRE SUR L'ANNEE : ESTIMATION DE LA MORTALITE DE REFERENCE SUR UNE PERIODE COURTE ET RECENTE	17
2.2.1. <i>Influence des spécificités de la mortalité non estivale</i>	17
2.2.2. <i>Comparaison des résidus et du critère d'adéquation, selon cinq périodes de référence...</i>	19
2.2.3. <i>Examen de la période de référence</i>	25
2.3. AMELIORATION DU MODELE TEMPERATURE – MORTALITE : SYNTHESE	27
3. VALIDATION DES CAPACITES DE PREDICTION DU MODELE SUR LA PERIODE 2000-2003	29
4. PREDICTION SUR LA PERIODE 2004-2006.....	33
4.1. METHODE	34
4.2. COMPARAISON DES EFFECTIFS DE DECES SUR LA PERIODE 2004-2006.....	38
4.2.1. <i>Comparaison des décès observés, de référence et attendus en 2004, 2005 et 2006, selon les périodes de référence sous l'hypothèse 1 (régime de mortalité sur 2004-2006 identique à celui de 1975-2003).....</i>	38
4.2.2. <i>Comparaison des décès observés, de référence et attendus en 2004, 2005 et 2006, selon les périodes de référence sous l'hypothèse 2 (existence d'un changement de régime de mortalité en été à partir de 2004).....</i>	41
4.2.3. <i>Synthèse des comparaisons entre les périodes de référence sur 2004-2006</i>	44
4.3. ETUDE SPECIFIQUE DE LA MORTALITE PENDANT L'ETE 2006	45
4.3.1. <i>Etude chez les personnes de 55 ans et plus</i>	45
4.3.2. <i>Etude pour différents groupes d'âge</i>	48
4.3.3. <i>Etude par sexe</i>	51
4.4. PREDICTION DE LA PERIODE 2004 – 2006 : SYNTHESE	57
DISCUSSION.....	59

Introduction

Au cours de l'été 2006, une importante vague de chaleur a été observée. Les températures maximales moyennées sur l'ensemble de la France métropolitaine ont dépassé 30°C pendant 12 jours consécutifs, les températures minimales sur cette période ont été également élevées et supérieures à 17°C.

Bien que l'intensité de cette vague de chaleur soit inférieure à celle de 2003 (11 jours consécutifs avec la moyenne des températures maximales supérieures à 33°C), sa durée et son intensité la rendent comparable à la vague de chaleur de juin 1976, dont la surmortalité avait atteint près de 6 000 décès.

A la suite de la vague de chaleur d'août 2003, une prise de conscience des risques sanitaires associés aux fortes chaleurs et la mise en place d'un système de prévention et d'alerte des vagues de chaleur ont du modifier les comportements de la population face aux températures élevées en été.

On peut alors se demander si la mortalité observée pendant la vague de chaleur de juillet 2006 a été inférieure à celle que l'on aurait pu observée, dans des conditions sanitaires similaires à celles de la période 1975-2003.

Le présent rapport a pour objet de quantifier la surmortalité que l'on aurait pu observer en juillet 2006, si le lien entre la température et la mortalité avait été identique à celui observé sur la période 1975-2003 et de comparer cette surmortalité attendue à la surmortalité effectivement observée.

Une première estimation, réalisée par l'InVS a indiqué une surmortalité proche de 1 400 décès entre les 11 et 28 juillet 2006, sur l'ensemble de la population métropolitaine. Cette estimation a été réalisée comparativement à une mortalité de référence définie sur la même période par la moyenne des effectifs de décès observés en 2001, 2002, 2004 et 2005. A cette étape, les effectifs de décès pour le mois de juillet 2006 étaient issus des bases de données de l'INSEE, avant consolidation avec la base de données du CépiDc de l'Inserm.

Les estimations présentées dans le présent rapport sont issues d'une modélisation des fluctuations quotidiennes de la mortalité estivale (juin à septembre) depuis 1975 jusqu'en 2003 en fonction d'indicateurs de températures. Ce modèle permet de fournir une estimation du nombre quotidien de décès « attendu » sur l'ensemble de la France métropolitaine, en fonction des températures observées.

1. Analyse temporelle des fluctuations de la mortalité et des températures sur l'ensemble de la France métropolitaine, entre 1975 et 2003

L'objectif de cette analyse consiste à modéliser les fluctuations quotidiennes de la mortalité pendant les quatre mois d'été (juin à septembre) en fonction d'indicateurs de température. Le modèle prend en compte des facteurs d'évolution à long terme de la mortalité (tendance, saisonnalité).

Une présentation détaillée des étapes de la construction du modèle et de ses capacités prédictives a fait l'objet d'un article, actuellement soumis à la revue *BioMed Central - Public Health*.

Nous présenterons dans cette première partie du rapport le modèle qui a été retenu à l'issue de l'analyse temporelle ainsi que ses limites.

1.1. Données de mortalité

Les données de mortalité sont les décès quotidiens toutes causes confondues des personnes âgées de 55 ans et plus, enregistrés entre les mois de juin à septembre (122 jours), de 1975 à 2003 (soit 29 ans = 3538 jours). Les décès enregistrés sur les 8 autres mois de chaque année sont également introduits dans un 123^{ème} « jour ».

En France, la prise en compte des décès rapportés par les médecins certificateurs comme individuellement dus à la chaleur (coup de chaleur, hyperthermie, déshydratation) ne suffit pas à fournir une bonne estimation de l'excès de mortalité associé aux vagues de chaleur (cf. rapport de convention InVS-Inserm – mars 2006). La mortalité pour d'autres causes augmente également au cours des périodes de fortes chaleurs. Il est donc important de considérer la mortalité toutes causes pour obtenir une estimation fiable de la mortalité associée à la chaleur.

Les populations sont estimées au 30 juin de chaque année, à partir des données fournies par l'INSEE.

1.2. Données de températures

Les températures minimales et maximales quotidiennes sont enregistrées par un réseau de 97 stations, considérées par Météo-France comme représentatives de la population des départements métropolitains.

Pour obtenir une valeur quotidienne nationale, on utilise une moyenne des températures, pondérée par la population des départements.

Une variable d'accumulation des températures maximales est également calculée en sommant les nombres de degrés au dessus de 27°C, sur une fenêtre glissante de 10 jours.

1.3. Modélisation

La mortalité générale est prise en compte en considérant un effet linéaire sur l'année, mesuré à la fois sur les 122 jours d'été et sur les 243 jours non estivaux (de janvier à mai et d'octobre à décembre) de la même année (regroupés dans un 123^{ème} « jour »). Une saisonnalité (fonction quadratique sur les 122 jours des quatre mois d'été) est également prise en compte dans le modèle.

Les indicateurs de température sont sélectionnés par une méthode backward. La sélection des groupes est fondée sur un critère de surdispersion D^2 :

$$D^2 = \left[\frac{1}{N - N_{var}} \sum_j \frac{(O_j - \hat{O}_j)^2}{\hat{O}_j} \right] - 1$$

où O_j est le nombre de décès observé au jour j (j variant du 1^{er} juin au 30 septembre), \hat{O}_j est le nombre de décès estimé par le modèle au jour j , N représente le nombre d'observations et N_{var} le nombre de variables incluses dans le modèle. Si le nombre de décès O_j suit une distribution de Poisson non surdispersée, ce critère vaut 0.

Les indicateurs de températures retenus par cette méthode sont les suivants :

- T_{min_j} , $T_{max_{j-1}}$ et leur interaction,
- moyenne mobile sur 10 jours des températures moyennes,
- T_{max_j} , Atx_j et leur interaction,
- $T_{max_{t-2}}$, Atx_{t-2} et leur interaction,

où T_{min_j} et T_{max_j} sont respectivement les températures minimales et maximales au jour j et Atx_j est la variable d'accumulation des températures maximales au jour j .

Une régression de Poisson est utilisée, incluant un terme de surdispersion et une structure d'autocorrélation d'ordre 1 entre les observations. Le modèle s'écrit :

$$(M_0) \quad \text{Log}[E(O_j)] = \text{Log}(PopJ) + \mu + \beta \text{ Année} + \text{Saison} + \text{Eté} \cdot \left[\sum_k \theta_k \text{Indicateur de température}_{k,j} \right]$$

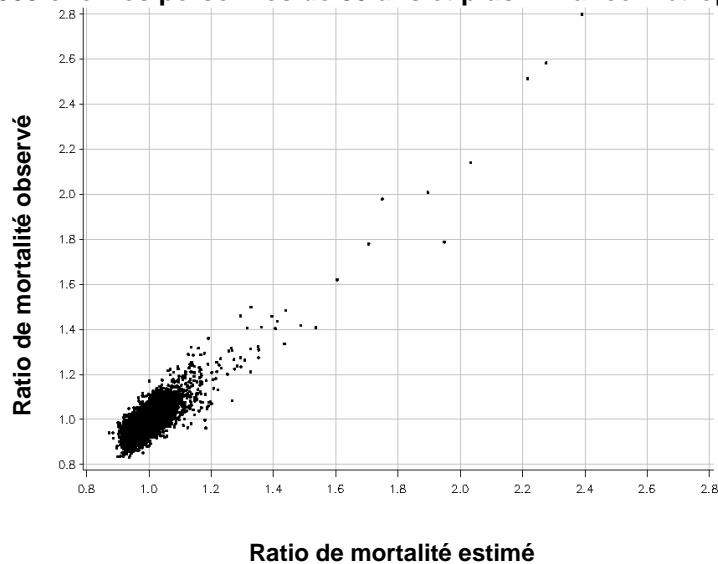
où $PopJ$ est l'estimation de la population au 30 juin de chaque année, *Saison* représente la saisonnalité de la mortalité (fonction quadratique sur les jours d'été) et *Eté* permet de différencier les 122 jours de l'été du reste de l'année (regroupé dans un « 123^{ème} jour »).

La modélisation est réalisée sur la période 1975-2003. Elle permettra de prédire la mortalité des étés 2004 à 2006.

1.4. Adéquation du modèle M_0

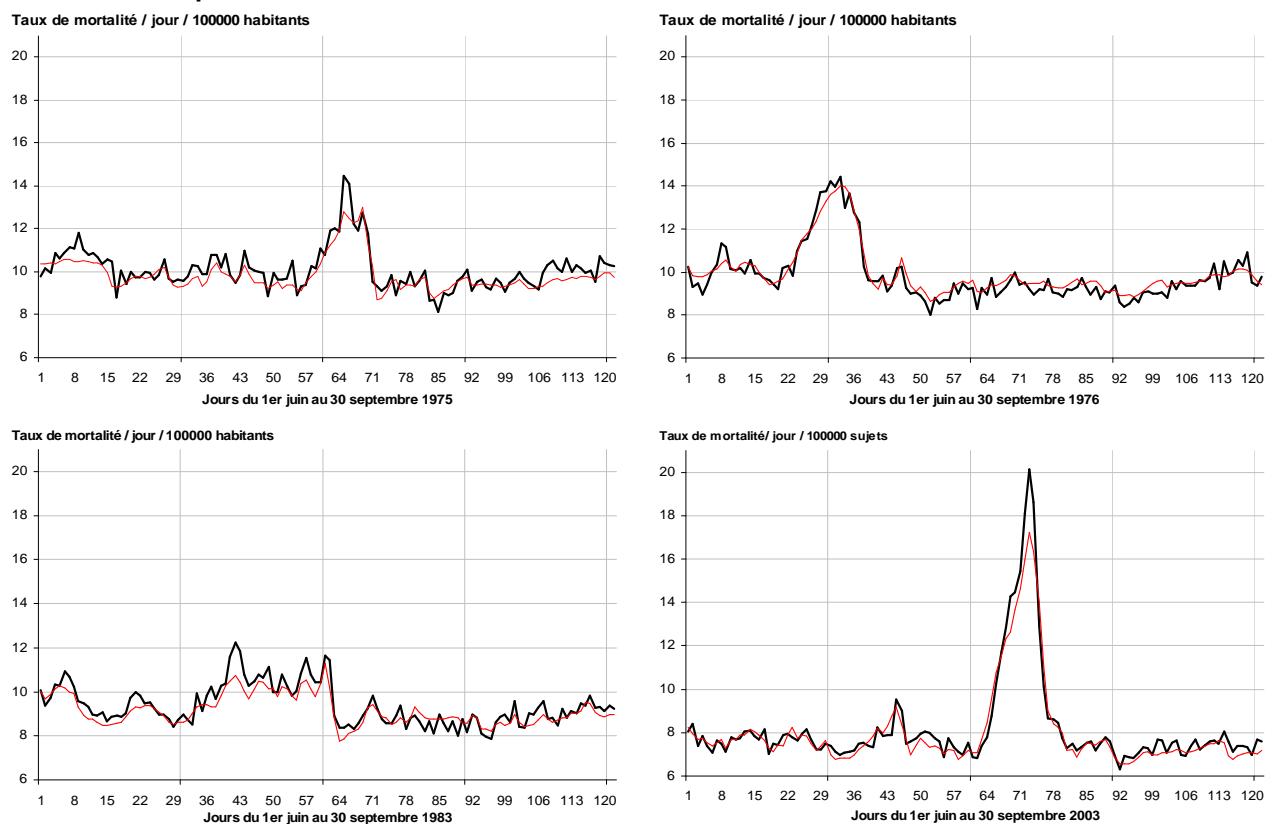
Le modèle finalement retenu à partir des observations de la période 1975-2003 permet d'expliquer 76% de la surdispersion extra-Poissonniene. La corrélation entre le ratio de mortalité observé et le ratio de mortalité estimé par le modèle est de 0,88 (Figure 1).

Figure 1 : Ratios de mortalité observé et estimé par le modèle M_0 sur les 3538 jours de juin à septembre, 1975-2003 chez les personnes de 55 ans et plus – France métropolitaine



A titre d'exemple, les taux de mortalité quotidiens observés et estimé par le modèle M_0 à partir des 28 années 1975-2002 sont présentés pour les quatre étés 1975, 1976, 1983 et 2003, caractérisés par une vague de chaleur importante (Figure 2).

Figure 2 : Taux de mortalité quotidien observé (noir) et estimé par le modèle M_0 sur la période 1975-2002 (rouge) pour les étés 1975, 1976, 1983 et 2003 chez les personnes de 55 ans et plus – France métropolitaine



La même analyse a été réalisée pour différents groupes d'années (années paires ou impaires parmi la période 1975-2003), avec ou sans l'année 2003 et pour différentes populations ou groupes de causes médicales de décès :

- personnes de 55 à 74 ans,
- personnes de 75 ans et +,
- hommes de 55 ans et plus,
- femmes de 55 ans et plus,
- la mortalité pour les trois causes de décès : causes directement liées à la chaleur (coup de chaleur, hyperthermie, déshydratation), maladies cardiovasculaires, maladies respiratoires.

Dans tous ces cas, les résultats obtenus étaient très similaires, aussi bien en terme de sélection des indicateurs de température, qu'en terme d'adéquation du modèle aux valeurs observées.

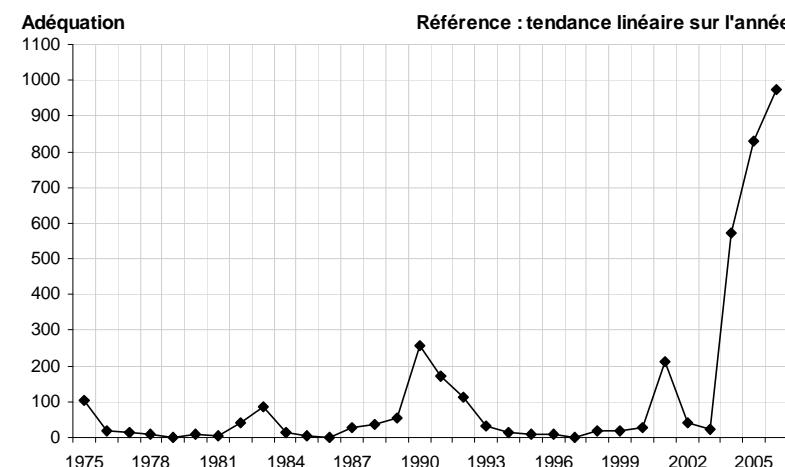
1.5. Limites du modèle M_0

L'adéquation du modèle présente des variations selon les étés. L'indicateur suivant donne une mesure de l'adéquation du modèle M_0 pour chaque été considéré dans son ensemble :

$$\text{critère d'adéquation} = \frac{\left(\sum_{j=1}^{122} O_j - \sum_{j=1}^{122} \hat{O}_j \right)^2}{\sum_{j=1}^{122} \hat{O}_j}$$

Les étés 1975, 1983, 1990 à 1994, 2001, 2004, 2005 et 2006 présentent une adéquation nettement moins bonne que les autres étés (Figure 3).

Figure 3 : Évolution du critère d'adéquation du modèle M_0 pour chaque été de 1975 à 2006

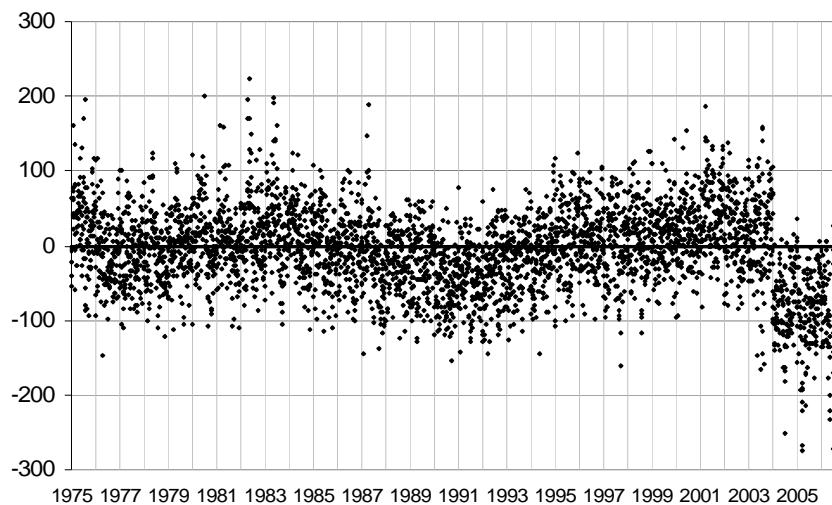


L'analyse des résidus (écart entre le nombre de décès observé au jour j et le nombre de décès estimé par le modèle pour ce jour j) du modèle M_0 permet d'étudier l'adéquation quotidienne sur l'ensemble de la période (figure 4).

Sur la période 1975-2003, l'écart quotidien entre le nombre de décès observé et le nombre de décès estimé par le modèle varie entre -100 et 100 décès pour 95 % des 3538 jours de cette période d'étude, ce qui représente un intervalle de $\pm 8\%$ du nombre moyen de décès quotidien en été.

La figure 4 montre également que les résidus suivent une évolution non stationnaire entre 1975 et 2006. Nous constatons notamment une surestimation générale de la mortalité sur les étés de 1988-1994, et de façon plus importante sur la période 2004-2006.

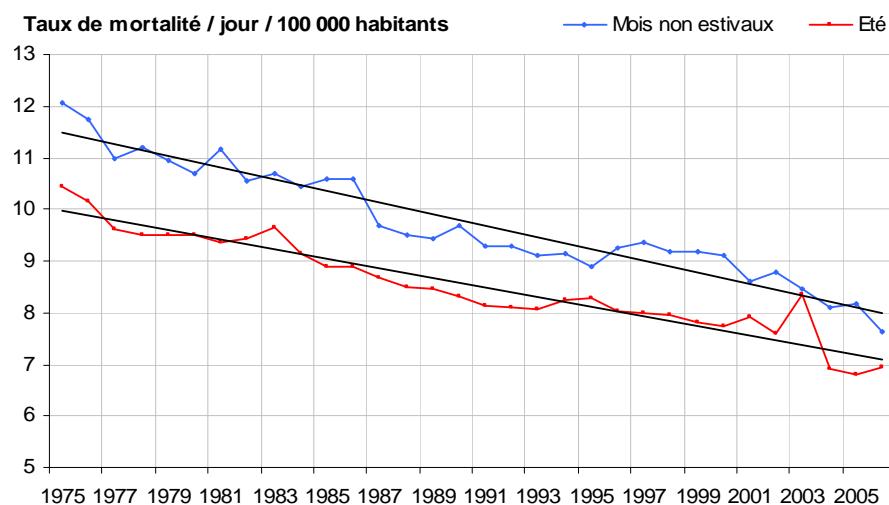
Figure 4 : Ecart quotidien entre le nombre de décès observé et le nombre de décès estimé par le modèle M_0 chez les personnes de 55 ans et plus – France métropolitaine – de 1975 à 2006



Le caractère non stationnaire de la distribution des résidus s'observe également sur le modèle appliqué dans les sous-groupes de population, notamment chez les personnes de 55 à 74 ans et chez les personnes de 75 ans et plus.

Bien que le taux de mortalité baisse tendanciellement depuis 1975, un écart à la linéarité pendant plusieurs années consécutives apparaît nettement aussi bien en été que sur les autres mois de l'année, et qui explique, du moins en partie, la forme non stationnaire des résidus du modèle M_0 (Figure 5)

Figure 5 : Taux de mortalité par jour et pour 100 000 habitants de 55 ans et plus, sur les mois de juin à septembre (rouge) et pour les mois d'octobre de l'année N-1 à mai de l'année N (bleu) – France métropolitaine – 1975-2006



On peut noter que les taux de mortalité pour les étés 2004 et 2005 sont inférieurs à la tendance linéaire. Une sous-mortalité, proche de 25 000 décès par rapport à l'année 2002, a été observée sur l'ensemble de l'année 2004. Il a été montré¹ que cette sous-mortalité est trop importante pour pouvoir

¹ France 2004: l'espérance de vie franchit le seuil de 80 ans. G. Pison, Population et sociétés, n°410 mars 2005.

être considérée comme "compensatoire" de la surmortalité de 2003, et que sa répartition régionale ne suit pas celle de la surmortalité de l'été 2003.

En 2005, la mortalité est restée inférieure à l'évolution tendancielle des dernières décennies². Néanmoins, il semble que la baisse de la mortalité ait été plus marquée pendant les mois d'été.

On peut alors s'interroger sur l'existence d'un changement de régime de la mortalité générale en été, qui serait consécutif à la prise de conscience des risques sanitaires associés à la chaleur, tant par la population que par les autorités sanitaires, et à la mise en place de mesures de prévention des risques liés aux chaleurs estivales excessives et d'un système de surveillance et d'alerte des vagues de chaleur. Cette hypothèse sera à tester lors de la prédiction de mortalité sur la période 2004-2006.

2. Proposition d'amélioration du modèle M_0

Plusieurs hypothèses peuvent être formulées pour corriger le caractère non stationnaire des résidus et améliorer l'adéquation du modèle aux données observées :

1. L'analyse a été réalisée sur l'ensemble de la population des personnes de 55 ans et plus. La structure par âge et sexe de la population, qui évolue au cours du temps, n'a pas été prise en compte dans le modèle.

L'introduction d'une tendance linéaire par classe d'âge et par sexe ou l'utilisation de données standardisées par âge et sexe permettra d'étudier l'influence de la structure par âge et sexe de la population.

2. Dans le modèle M_0 , le niveau général de la mortalité est estimé à partir des données de l'ensemble de la période et supposé suivre une tendance log-linéaire. Une autre approche consiste à considérer que la mortalité observée dans les mois qui précèdent un été (« mois de référence ») fournit une meilleure estimation du niveau général de la mortalité de l'été, compte tenu de la difficulté de modéliser de façon simple et valide toutes les variations inter-années de la mortalité générale sur une longue période.

La mortalité sur les mois de référence peut alors incluse en tant que covariable dans le modèle M_0 .

² Bilan démographique 2004 - Nette diminution des décès, Insee Première N°1004 - février 2005

2.1. Influence de la structure par âge et sexe de la population

La structure de la population des personnes de 55 ans et plus par classe d'âge et par sexe évolue au cours du temps (Figure 6.a et 6.b). La diminution des effectifs de population qui apparaît sur chaque tranche d'âge, aussi bien chez les hommes que chez les femmes, avec un décalage d'environ 5 ans correspond au déficit de naissances qui a eu lieu pendant la première guerre mondiale.

Figure 6.a : Proportion de population par classe d'âge de 5 ans parmi les hommes de 55 ans et plus - France métropolitaine – de 1975 à 2003

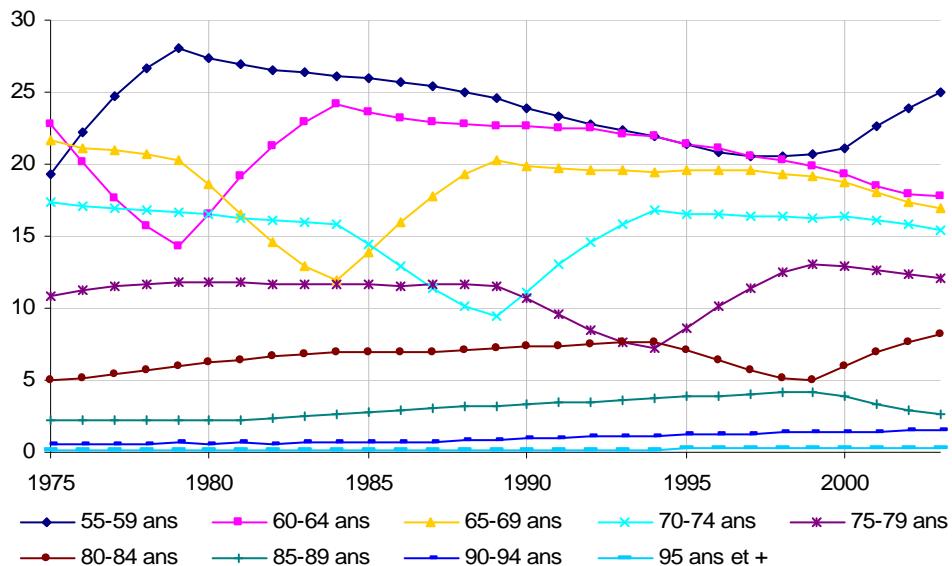
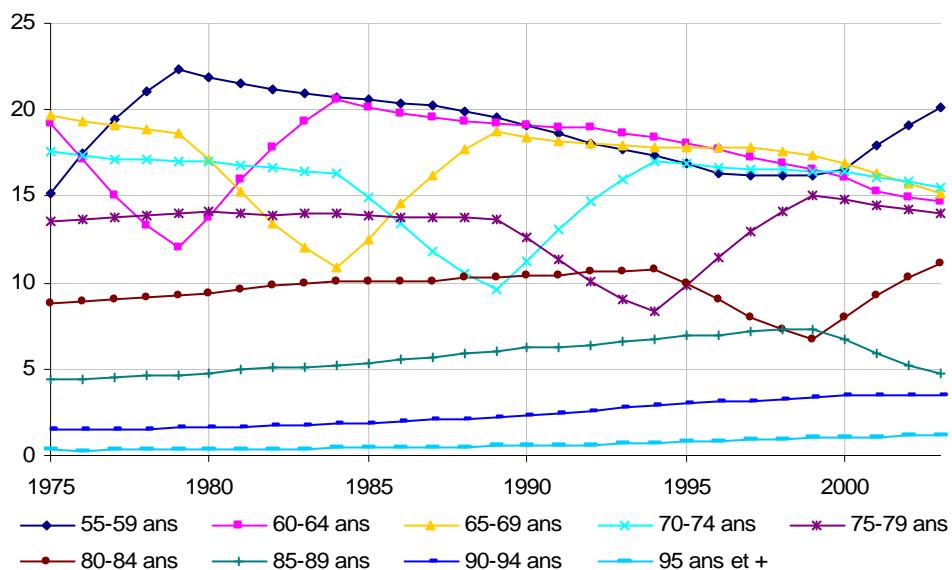


Figure 6.b : Proportion de population par classe d'âge de 5 ans parmi les femmes de 55 ans et plus - France métropolitaine – de 1975 à 2003



Par contre, l'âge moyen au décès au sein des classes d'âge de 5 ans reste pratiquement constant sur l'ensemble de la période 1975-2003, aussi bien chez les hommes que chez les femmes, ce qui conduit à penser qu'une prise en compte des âges par classe de 5 ans devrait être suffisante pour contrôler l'évolution de la distribution des âges de 1975 à 2005.

Afin de tenir compte des évolutions spécifiques des différentes classes d'âge et de sexe, une modélisation des décès des personnes de 60 ans et + par sexe et par classe d'âge de 5 ans a été réalisée. Le modèle utilisé s'écrit :

$$(M_0') \quad \text{Log}[E(O_{j,a,s})] = \text{Log}(PopJ_{a,s}) + \mu + \beta \text{ Année} \cdot \text{Age.sex} + \text{Saison} + \text{Eté} \times \left[\sum_k \theta_k \text{Indicateur de température}_{k,j} \right]$$

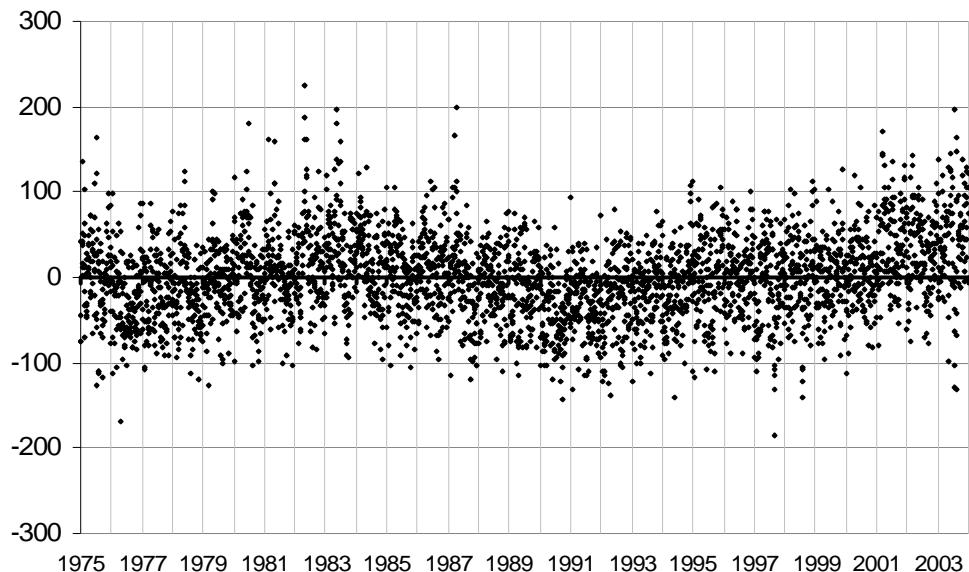
Où a = classe d'âge de 5 ans, s = sexe et j = jour.

Les estimations des paramètres de températures sont les mêmes pour toutes les classes d'âge et de sexe. Seul le paramètre associé à la tendance annuelle de la mortalité change selon les catégories d'âge et de sexe.

Après estimation du modèle, on somme les décès observés d'une part et estimés d'autre part des 16 classes d'âge et de sexe, pour obtenir une valeur quotidienne.

Ce modèle ne permet pas de corriger le caractère non stationnaire des résidus observés dans le modèle M_0 . (Figure 7)

Figure 7 : Ecart quotidien entre le nombre de décès observé et le nombre de décès estimé par le modèle M_0 chez les personnes de 55 ans et plus – France métropolitaine – de 1975 à 2003



Un écart à la linéarité de l'évolution des taux de mortalité au cours de la période d'étude 1975-2003, observé sur l'ensemble de la population des personnes de 55 ans et plus, est d'ailleurs observable pour les classes d'âge les plus élevés (85-89 ans, 90-95 ans, 95 ans et +) (Figure 8.a et 8.b).

Une seconde approche, consistant à inclure directement en tant que covariable du modèle des taux de mortalité standardisés sur la structure par âge et sexe de la population, a été testée mais n'a pas permis d'améliorer l'adéquation du modèle aux observations et le caractère non stationnaire des résidus.

Une autre approche permettant de mieux appréhender le niveau de la mortalité générale en été dans le modèle M_0 est ainsi nécessaire.

Figure 8.a : Taux de mortalité par classe d'âge de 5 ans chez les hommes de 55 ans et plus - 1975 à 2003 – France métropolitaine

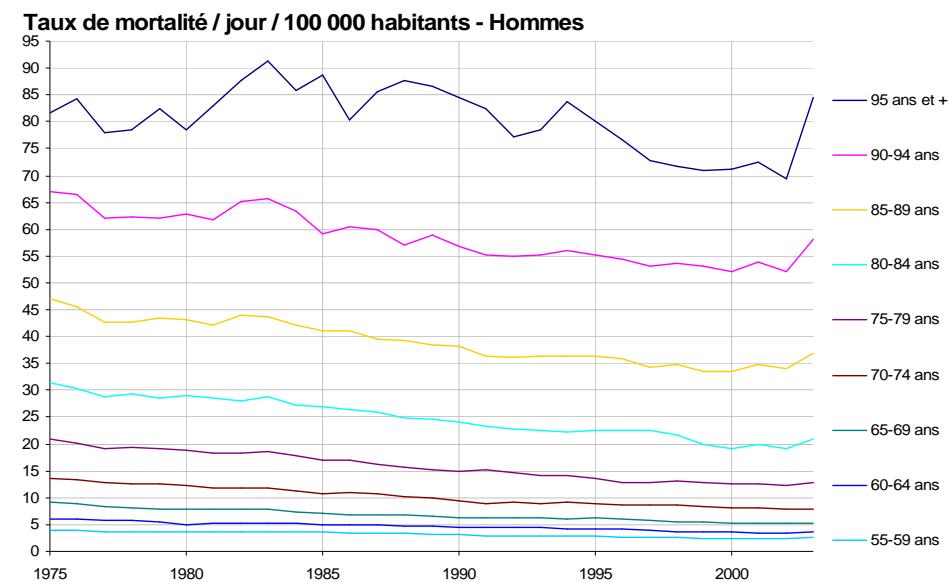
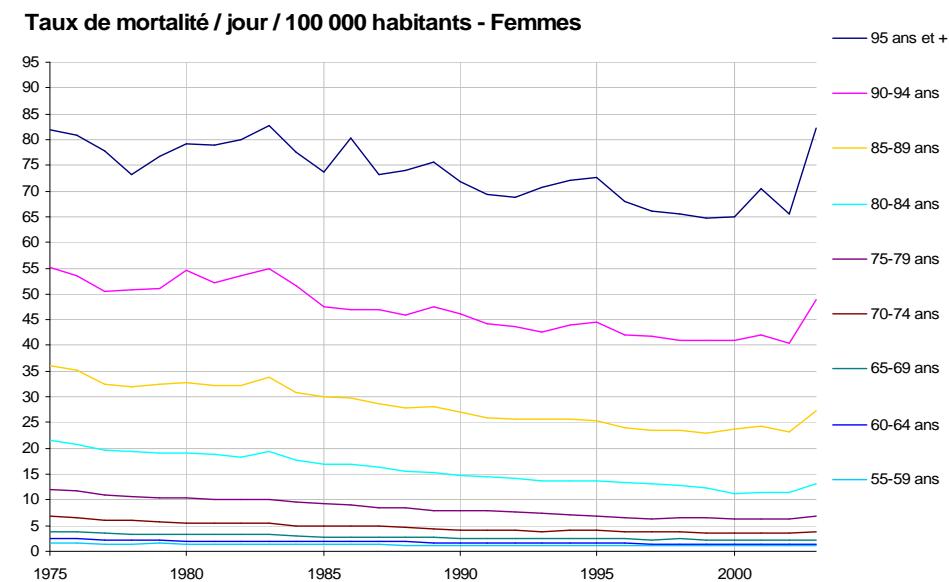


Figure 8.b : Taux de mortalité par classe d'âge de 5 ans chez les femmes de 55 ans et plus - 1975 à 2003 – France métropolitaine



2.2. Approches alternatives à une tendance linéaire sur l'année : estimation de la mortalité de référence sur une période courte et récente

Dans les modèles précédents, le niveau de la mortalité générale a été appréhendé à partir d'une tendance linéaire prenant en compte l'évolution de la mortalité sur l'ensemble de la période 1975-2003. Les approches alternatives proposées ici sont fondées sur une estimation à court terme du niveau général de la mortalité.

Une alternative à la tendance linéaire sur l'année consiste à inclure dans le modèle une covariable $\text{Log}(TM_{\text{ref}})$, représentant le logarithme du taux de mortalité des personnes de 55 ans et plus, calculé sur une période de référence et permettant d'ajuster les estimations sur le niveau de la mortalité générale en été. Ce modèle s'écrit :

$$(M_1) \quad \text{Log}[E(O_j)] = \text{Log}(PopJ) + \mu + \beta \text{Log}(TM_{\text{ref}}) + \text{Saison} + \sum_k \theta_k \text{Indicateur de température}_{k,j}$$

La période de référence doit être proche de l'été, afin que le niveau de mortalité générale sur la référence soit comparable à celui de l'été qui suit.

Cette période de référence a été définie :

- soit par l'ensemble des 12 mois qui précèdent un été (1^{er} juin N-1 au 31 mai N),
- soit par l'ensemble des 8 mois qui précèdent un été (1^{er} octobre N-1 au 31 mai N),
- soit par les mois dont la mortalité est la plus stable entre octobre et mai.

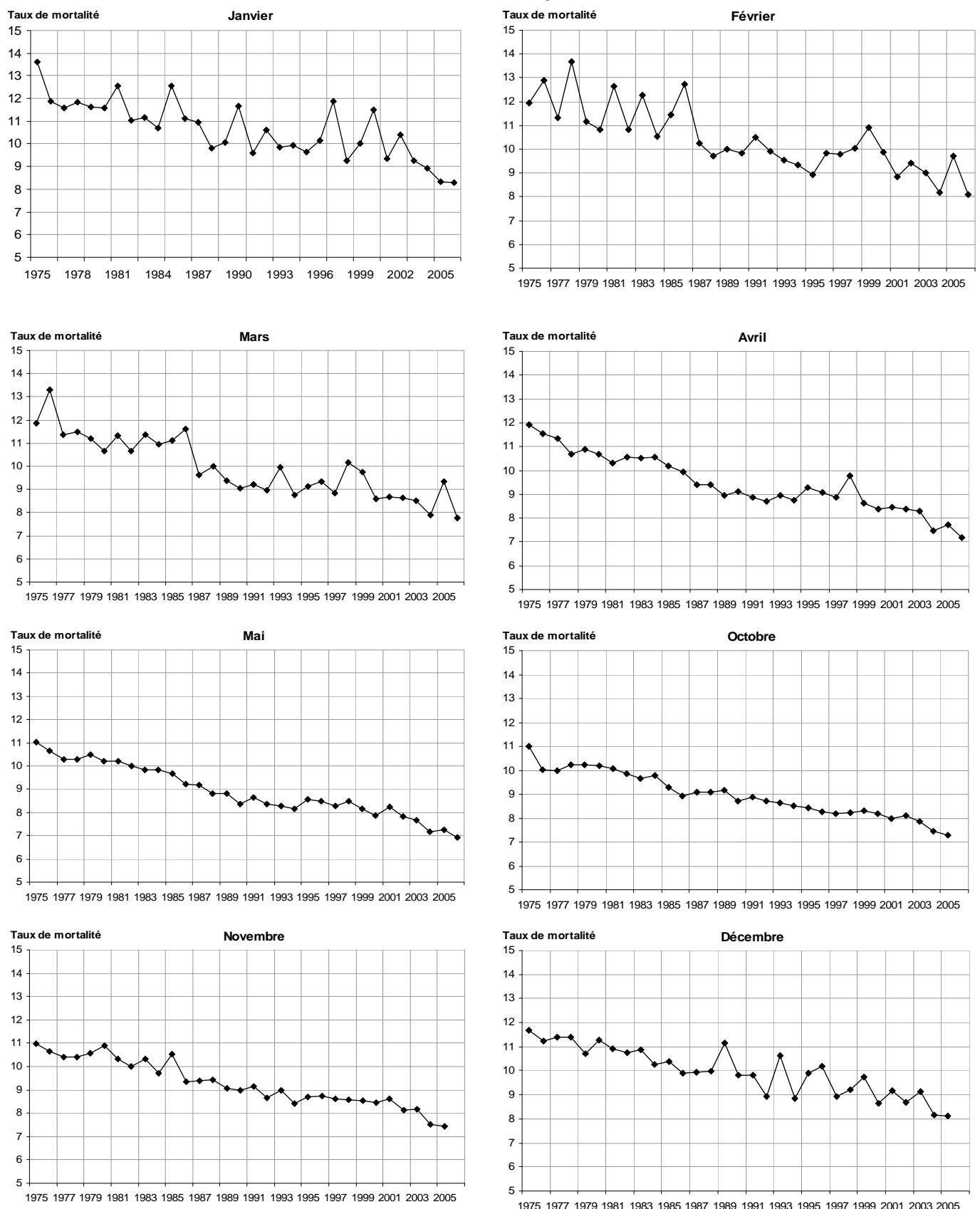
2.2.1. Influence des spécificités de la mortalité non estivale

L'évolution d'une année à l'autre de la mortalité peut présenter une tendance régulière ou irrégulière en fonction des mois de l'année considérés (Figure 9).

On constate de fortes variations du taux de mortalité pour les mois de janvier, février, mars et décembre. Par contre, les mois d'avril, mai, octobre et novembre semblent avoir une évolution plus régulière au cours de la période d'étude, à l'exception de certains mois (tels que novembre 1985 ou avril 1998 par exemple).

Afin de s'affranchir des spécificités de la mortalité associée aux épidémies hivernales et aux périodes de grand froid, la période de référence utilisée pour le calcul de la covariable $\text{Log}(TM_{\text{ref}})$ peut être définie uniquement sur les mois dont la mortalité est la plus stable (à l'exception des quatre mois d'été de juin à septembre).

Figure 9 : Taux de mortalité par jour et pour 100 000 habitants de 55 ans et plus pour chaque mois non estivaux de l'année – 1975-2006 – France métropolitaine



2.2.2. Comparaison des résidus et du critère d'adéquation, selon cinq périodes de référence

Plusieurs périodes de référence ont été testées pour estimer le niveau général de la mortalité de chaque été :

- A- les 12 mois qui précèdent chaque été (de juin de l'année N-1 à mai de l'année N),
- B- les 8 mois qui précèdent chaque été (d'octobre de l'année N-1 à mai de l'année N),
- C- les quatre mois pour lesquels la mortalité est stable : octobre et novembre de l'année N-1, avril et mai de l'année N (soit 122 jours),
- D- les trois mois pour lesquels la mortalité est stable : octobre de l'année N-1, avril et mai de l'année N (soit 92 jours),
- E- les deux mois les plus proches de l'été et dont la mortalité est stable : avril et mai de l'année N (soit 61 jours),

A. Période de référence sur les 12 mois qui précèdent chaque été

La période de référence utilisée pour calculer la covariable $\text{Log}(TM_{\text{ref}})$ dans le modèle M_1 est définie par l'ensemble des 12 mois qui précèdent chaque été (de juin de l'année N-1 à mai de l'année N). Le taux de mortalité de référence est donc calculé sur une période de 365 (ou 366) jours.

L'estimation de la mortalité générale calculée à partir des décès de l'ensemble de l'année précédant un été est fortement dépendante de la mortalité qui a été observée sur les mois d'hiver et qui est en partie liée à des surmortalités hivernales.

Cette méthode rend donc plus variable l'estimation de la mortalité générale en été, comme le montrent les résidus et l'adéquation du modèle pour chaque année de 1975 à 2006 (figure 10.a et 10.b).

Le modèle surestime de manière importante les valeurs observées sur l'ensemble des deux étés 2004 et 2005.

Figure 10.a : Ecart quotidien entre le nombre de décès observé et le nombre de décès estimé par le modèle M_1 , chez les personnes de 55 ans et plus – 1975-2006 – France métropolitaine – Période de référence sur 12 mois (juin de l'année N-1 à mai de l'année N)

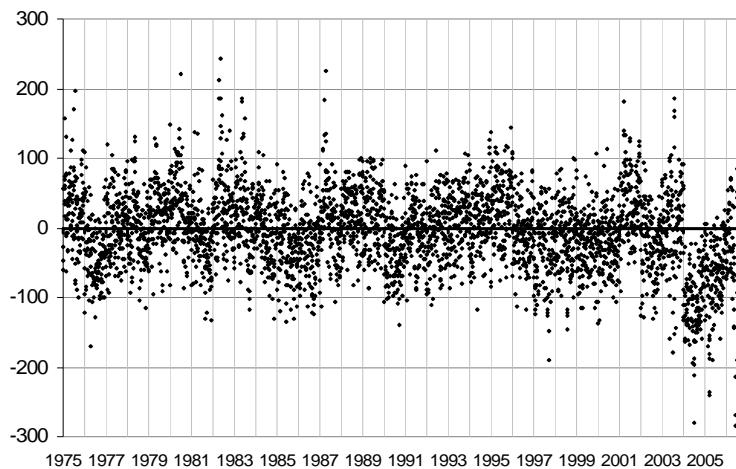
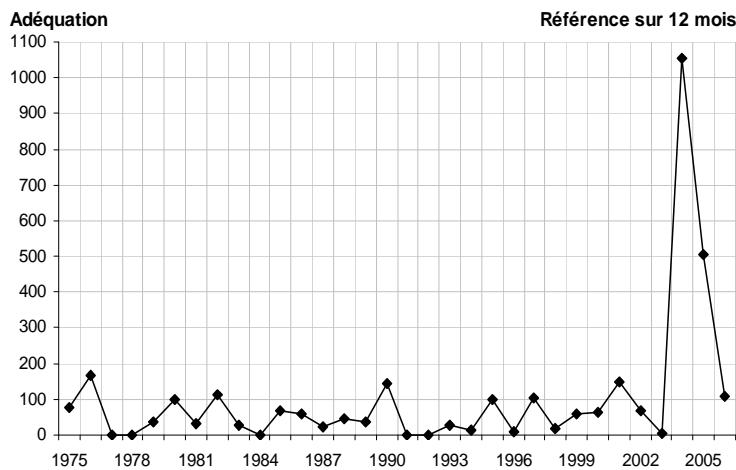


Figure 10.b : Évolution du critère d'adéquation du modèle pour chaque été de 1975 à 2006 - Période de référence sur 12 mois (juin de l'année N-1 à mai de l'année N)



B. Période de référence sur les 8 mois qui précèdent chaque été

La période de référence utilisée pour calculer la covariable $\text{Log}(TM_{\text{ref}})$ dans le modèle M_1 est définie par l'ensemble des 8 mois qui précèdent chaque été (de octobre de l'année N-1 à mai de l'année N). Le taux de mortalité de référence est donc calculé sur une période de 243 (ou 244) jours.

De même que pour la période de référence sur 12 mois, l'estimation de la mortalité générale est fortement dépendante de la mortalité qui a été observée sur les mois d'hiver et qui est en partie liée à des surmortalités hivernales.

Les résidus du modèle avec cette période de référence ne sont pas stationnaires et l'adéquation présente des variations importantes d'une année sur l'autre sur l'ensemble de la période 1975-2006 (figure 11.a et 11.b).

Figure 11.a : Ecart quotidien entre le nombre de décès observé et le nombre de décès estimé par le modèle M_1 , chez les personnes de 55 ans et plus – 1975-2006 – France métropolitaine – Période de référence sur 8 mois (octobre de l'année N-1 à mai de l'année N)

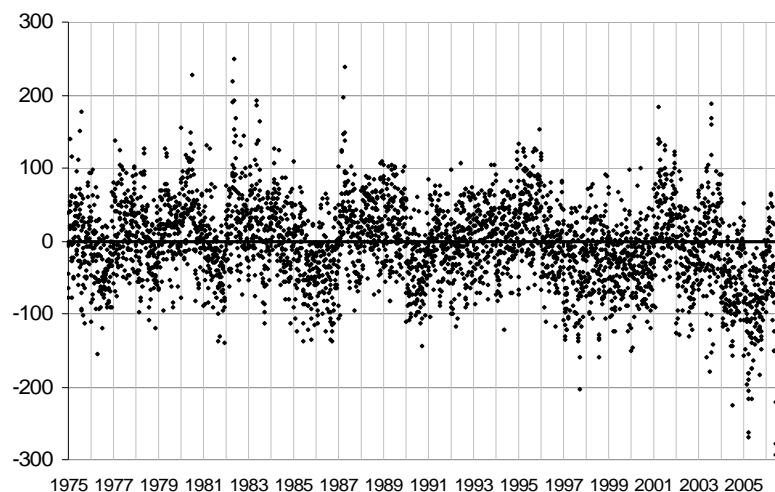
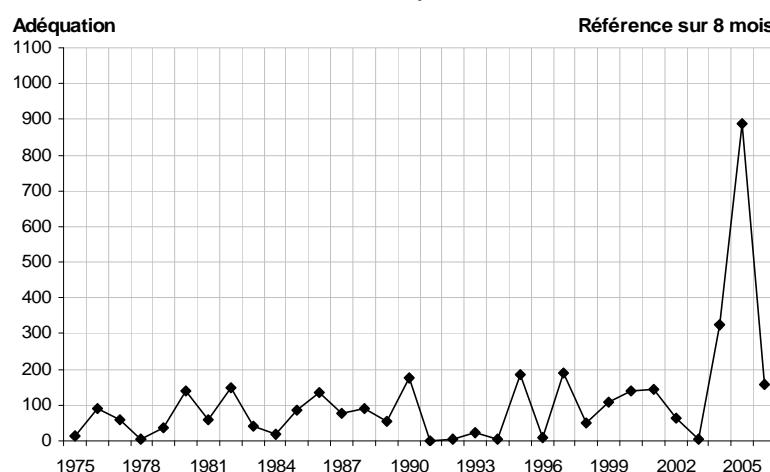


Figure 11.b : Évolution du critère d'adéquation du modèle pour chaque été de 1975 à 2006 - Période de référence sur 8 mois (octobre de l'année N-1 à mai de l'année N)



C. Période de référence de 4 mois : octobre et novembre de l'année N-1, avril et mai de l'année N (122 jours)

La période de référence utilisée pour calculer la covariable $\text{Log}(TM_{\text{ref}})$ dans le modèle M_1 est définie par les quatre mois pour lesquels la mortalité est stable d'une année sur l'autre (octobre et novembre de l'année N-1, avril et mai de l'année N). Le taux de mortalité de référence est donc calculé sur une période de 122 jours.

Avec cette période de référence, la stationnarité des résidus et l'adéquation du modèle pour chaque été sont nettement améliorées, sur la période 1975-2003 (Figure 12.a et 12.b).

Bien que la période de référence soit construite sur les mois dont la mortalité est la plus stable, l'estimation de la mortalité générale sur cette période de référence ne prévient pas de l'effet d'un pic de mortalité hivernale qui se prolonge en début de printemps, comme on peut l'observer au cours du mois d'avril 1998 (Figure 9). Le modèle surestime alors légèrement le niveau de la mortalité générale de l'été 1998.

La mortalité observée sur les deux étés 2004 et 2005 est également surestimée, mais dans des proportions inférieures à celles observées avec le modèle M_0 (tendance linéaire sur l'année) ou avec la période de référence sur 12 mois.

Figure 12.a : Ecart quotidien entre le nombre de décès observé et le nombre de décès estimé par le modèle M_1 , chez les personnes de 55 ans et plus –1975-2006– France métropolitaine – Période de référence sur 4 mois (octobre et novembre de l'année N-1, avril et mai de l'année N)

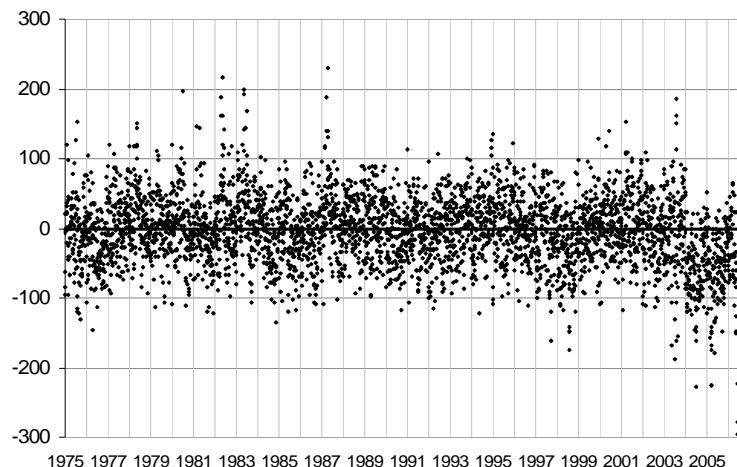
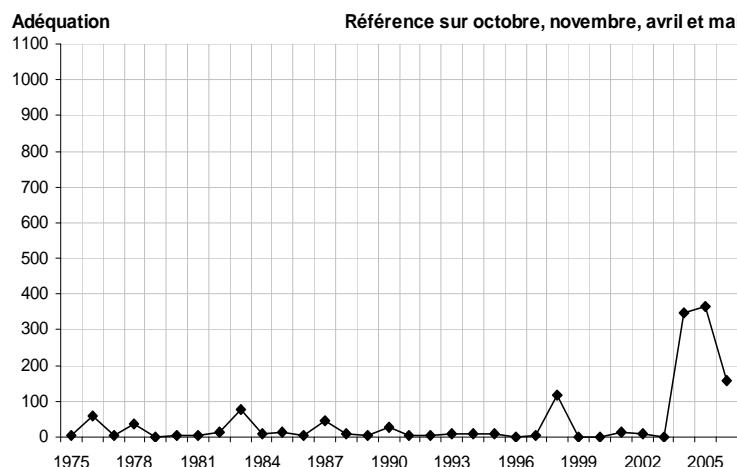


Figure 12.b : Évolution du critère d'adéquation du modèle pour chaque été de 1975 à 2006 – Période de référence sur 4 mois (octobre et novembre de l'année N-1, avril et mai de l'année N)



D. Période de référence de 3 mois : octobre de l'année N-1, avril et mai de l'année N (92 jours)

La période de référence utilisée pour calculer la covariable $\text{Log}(TM_{\text{ref}})$ dans le modèle M_1 est définie par les trois mois : octobre de l'année N-1, avril et mai de l'année N. Le taux de mortalité de référence est donc calculé sur une période de 92 jours.

L'estimation de la mortalité générale en été à partir des décès observés sur cette période de référence permet de s'affranchir de l'impact des principales épidémies hivernales.

Le graphique ci-dessous montre une stationnarité des résidus et une adéquation du modèle aux observations pour chaque été comparables à celles observées pour la période de référence sur quatre mois (Figure 13.a et 13.b).

Figure 13.a : Ecart quotidien entre le nombre de décès observé et le nombre de décès estimé par le modèle M_1 , chez les personnes de 55 ans et plus – 1975-2006 – France métropolitaine – Période de référence sur 3 mois (octobre de l'année N-1, avril et mai de l'année N)

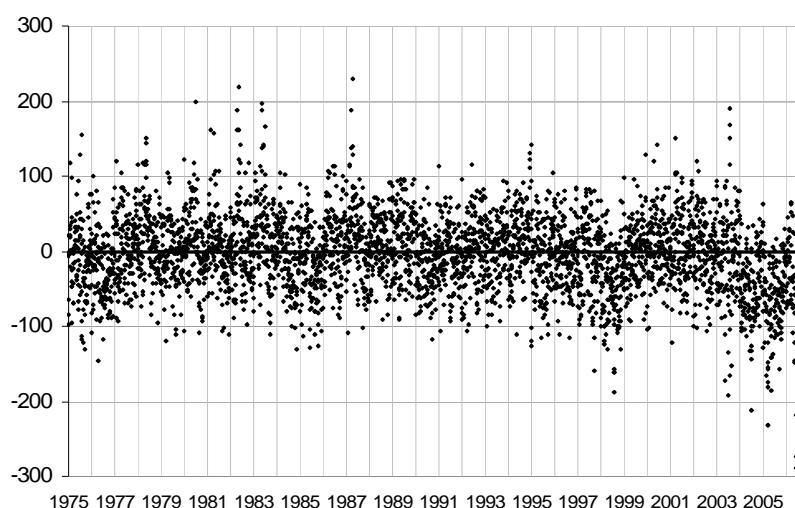
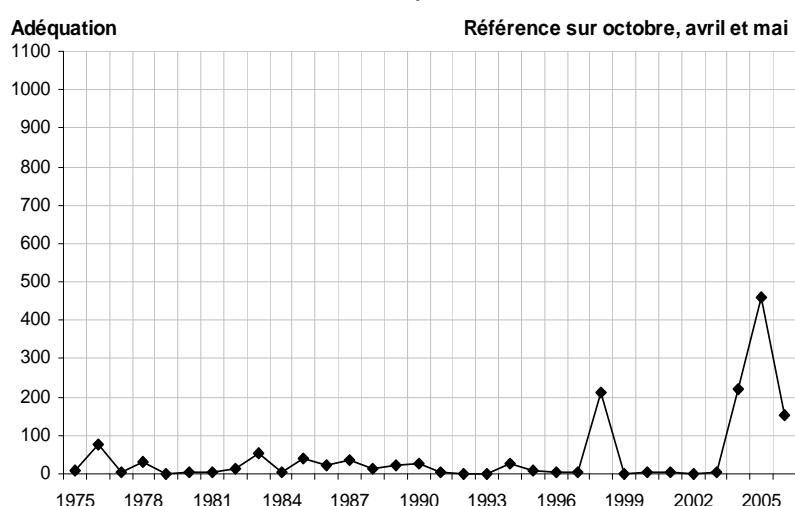


Figure 13.b : Évolution du critère d'adéquation du modèle pour chaque été de 1975 à 2006 - Période de référence sur 3 mois (octobre de l'année N-1, avril et mai de l'année N)



E. Période de référence de 2 mois : avril et mai de l'année N (61 jours)

La période de référence utilisée pour calculer la covariable $\text{Log}(TM_{\text{ref}})$ dans le modèle M_1 est définie par les deux mois (avril et mai de l'année N). Le mois d'octobre de l'année N-1 a été exclu de la période de référence, afin de ne conserver que les mois les plus proches de l'été. Le taux de mortalité de référence est donc calculé sur une période de 61 jours.

L'estimation de la mortalité générale étant fondée sur un plus petit nombre de jours (61 jours), l'existence d'une irrégularité de mortalité telle que celle de 1998 dans les jours de la période de référence va influencer de manière plus importante l'estimation du niveau général de la mortalité en été. L'adéquation du modèle pour l'été 1998 est donc moins bonne (Figure 14.b).

A l'exception de l'été 1998, la stationnarité des résidus reste satisfaisante sur la période 1975-2003 (Figure 14.a).

Figure 14.a : Ecart quotidien entre le nombre de décès observé et le nombre de décès estimé par le modèle M_1 , chez les personnes de 55 ans et plus – 1975-2006 – France métropolitaine – Période de référence sur 2 mois (avril et mai de l'année N)

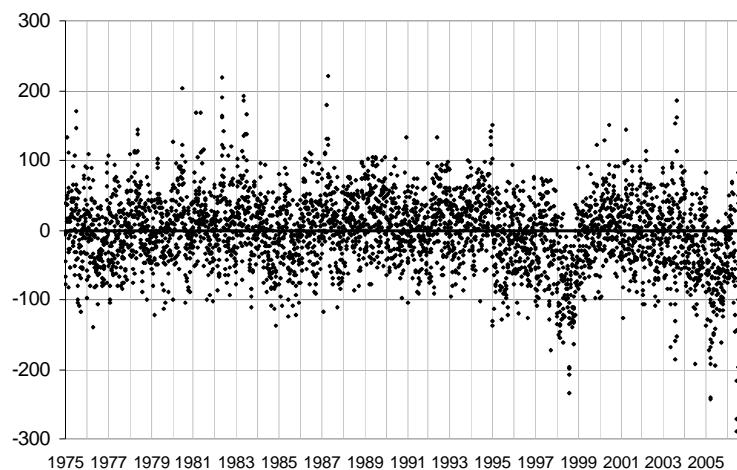
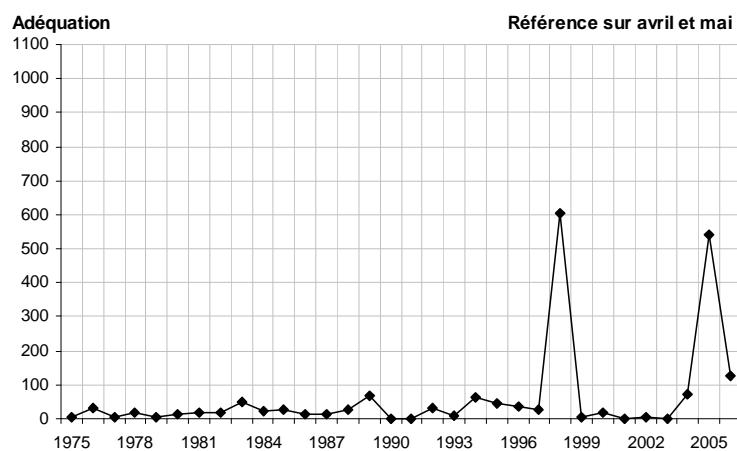


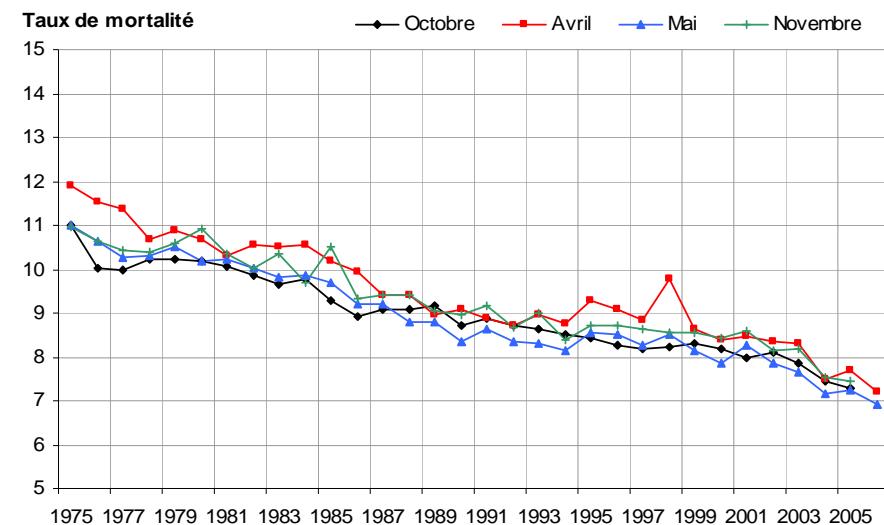
Figure 14.b : Évolution du critère d'adéquation du modèle pour chaque été de 1975 à 2006 - Période de référence sur 2 mois (avril et mai de l'année N)



2.2.3. Examen de la période de référence

Au vu des résultats présentés précédemment en fonction des différentes périodes de référence, il semble important de détecter l'existence de mois atypiques parmi ceux choisis pour la période de référence (figure 15).

Figure 15 : Evolution du taux de mortalité pour les mois d'octobre, novembre, avril et mai de 1975 à 2006



Les origines d'une sous ou surmortalité atypiques peuvent être multiples.

Des épidémies de grippes ou plus généralement de maladies infectieuses et respiratoires, sont habituellement observées entre décembre et mars mais peuvent se prolonger en début de printemps, comme ce fut le cas en avril 1998. Les données issues du réseau Sentinelles (www.sentiweb.fr) permettent de connaître depuis novembre 1984 à l'échelle nationale, la distribution hebdomadaire sur l'ensemble de l'année des principales pathologies transmissibles fréquentes en médecine de ville, parmi lesquelles les syndromes grippaux.

L'existence d'un « effet moisson » (harvesting) à la suite d'une mortalité importante observée dans les mois qui ont précédé la période de référence (hiver ou été précédent) a été également suggérée³.

Enfin d'autres causes non définies peuvent être à l'origine d'une mortalité atypique, sans qu'elles aient à notre connaissance été identifiées.

Toute application du modèle dans une optique prédictive nécessite une vérification préalable de la mortalité observée pendant les mois choisis pour la période de référence.

En cas d'observation d'une mortalité sur un mois de la période de référence :

- qui semblerait particulièrement élevée ou basse par rapport à l'évolution de la mortalité du même mois au cours des années précédentes,
- et dont l'évolution serait différente de celle des autres mois de la période de référence par rapport aux années précédentes,

il convient d'une part d'appliquer le modèle sur l'ensemble de la période de référence et d'autre part d'appliquer le même modèle mais en excluant les mois atypiques.

³ Épidémiologie et canicules : analyses de la vague de chaleur 2003 en France. Valleron AJ, Boumendil A. C R Biol. 2004 Dec; 327(12):1125-41.

A titre d'exemple, les résidus et l'adéquation du modèle M_1 en utilisant une période de référence de deux mois (avril et mai N) et en excluant le mois d'avril 1998, montrent une bonne stationnarité, y compris en 1998 (figure 16.a et 16.b).

Figure 16.a : Ecart quotidien entre le nombre de décès observé et le nombre de décès estimé par le modèle M_1 , chez les personnes de 55 ans et plus – 1975-2006 – France métropolitaine – Période de référence sur 2 mois (avril et mai de l'année N), en excluant le mois d'avril 1998

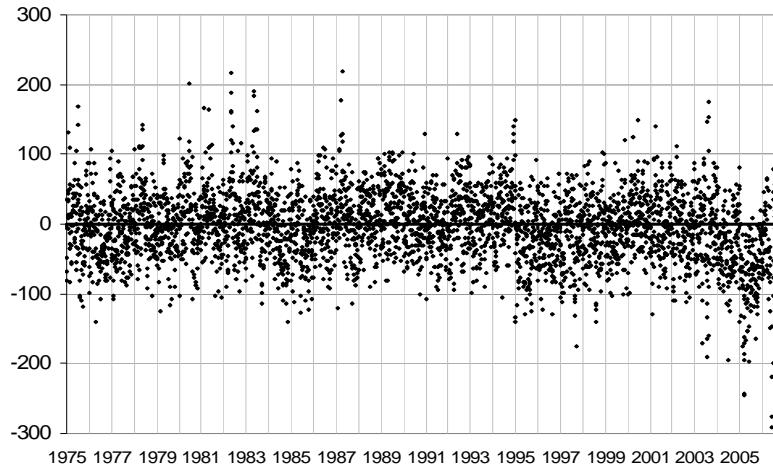
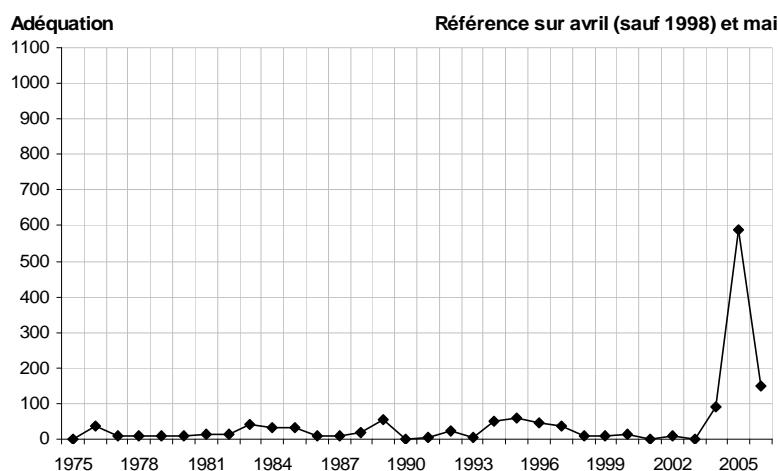


Figure 16.b : Évolution du critère d'adéquation du modèle pour chaque été de 1975 à 2006 - Période de référence sur 2 mois (avril et mai de l'année N), en excluant le mois d'avril 1998



2.3. Amélioration du modèle température – mortalité : synthèse

Cette analyse avait pour objet de proposer une approche, permettant de corriger le caractère non stationnaire résiduel du modèle M_0 , mettant en relation les fluctuations quotidiennes de la mortalité et celles des indicateurs de température.

Les résultats ont permis de montrer que :

- l'utilisation d'une tendance linéaire au cours du temps semble insuffisante pour prendre en compte les variations de la mortalité générale d'une année sur l'autre,
- l'évolution de la structure par âge et sexe de la population ne permet pas d'expliquer les écarts à la linéarité de l'évolution du taux de mortalité au cours de la période de modélisation 1975-2003.

L'estimation du niveau de mortalité générale d'un été semble meilleure avec un ajustement sur la mortalité observée sur une période de référence récente qui précède cet été.

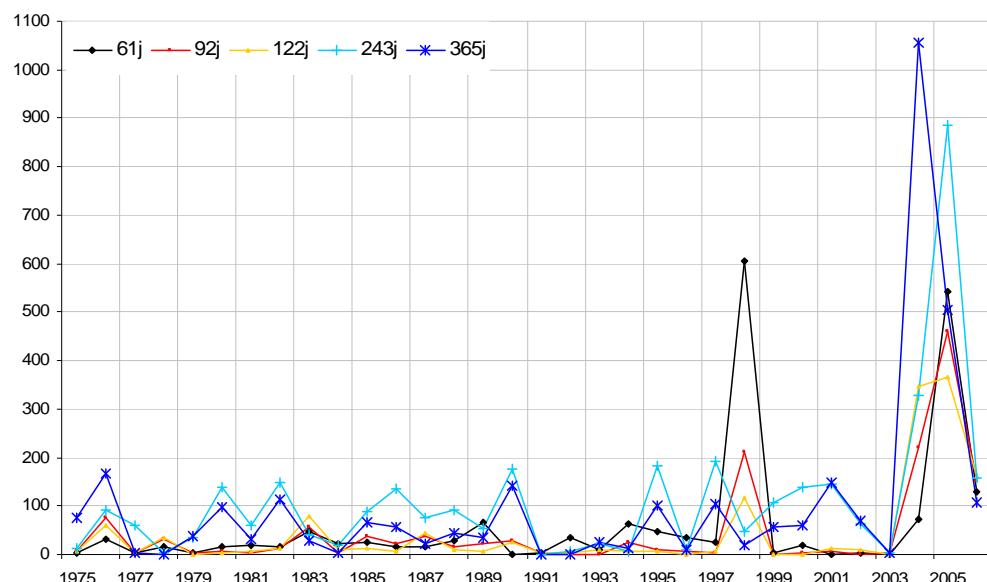
La figure 17 compare les adéquations de chaque été pour les cinq périodes de référence étudiées précédemment.

Les deux périodes de référence sur 8 et 12 mois (respectivement 243 et 365 jours) ne semblent pas constituer une référence stable, la mortalité observée sur les mois de décembre à mars présentant des variations importantes d'une année sur l'autre. La prise en compte de ces mois dans l'estimation du niveau de la mortalité générale en été ne semble donc pas indiquée.

L'adéquation obtenue avec les trois autres périodes de référence (4 mois, 3 mois ou 2 mois) semble satisfaisante pour la majorité des étés, les mois d'octobre, novembre et les mois d'avril et mai présentant peu de variations sur la période 1975-2006. L'estimation du niveau de mortalité en été, à partir de ces mois permet d'améliorer la stationnarité des résidus du modèle.

Toutefois, des irrégularités de mortalité peuvent être observées sur ces quatre mois. Cela a notamment été le cas au mois d'avril 1998, ce qui a induit une sous-mortalité générale sur l'ensemble de l'été 1998 dont on peut penser qu'elle reflète plus un pic de mortalité inhabituel au cours du moins d'avril 1998 qu'une réelle sous-mortalité générale de l'été 1998.

Figure 17 : Comparaison des critères d'adéquation par été de 1975 à 2006 pour les cinq périodes de référence étudiées



En cas d'observation d'une mortalité sur un mois de la période de référence :

- qui semblerait particulièrement élevée ou basse par rapport à l'évolution de la mortalité du même mois au cours des années précédentes,

- et dont l'évolution serait différente de celle des autres mois de la période de référence par rapport aux années précédentes,

il convient d'une part d'appliquer le modèle sur l'ensemble de la période de référence et d'autre part d'appliquer le même modèle mais sur une période de référence tronquée et de comparer les estimations données par le modèle.

Au final, même si la période de référence constituée des quatre mois octobre, novembre, avril et mai, semble fournir la meilleure adéquation, il semble également nécessaire d'appliquer le modèle sur les périodes de référence composées de deux et trois mois et de comparer les estimations obtenues.

Dans le cadre de l'estimation des fluctuations quotidiennes de la mortalité sur les étés 2004 à 2006 et de l'estimation de la surmortalité observée et attendue au cours de la vague de chaleur du mois de juillet 2006, nous allons donc appliquer le modèle M_1 , en retenant les périodes de référence suivantes :

A- Octobre, novembre de l'année N-1, avril, mai de l'année N (soit 122 jours)

B- Octobre de l'année N-1, avril, mai de l'année N (soit 92 jours),

C- Avril et mai de l'année N (soit 61 jours).

3. Validation des capacités de prédition du modèle sur la période 2000-2003

Afin d'évaluer la capacité prédictive du modèle, nous allons estimer le modèle M_1 sur la période 1975-1999 et prédire les nombres quotidiens de décès sur la période 2000-2003.

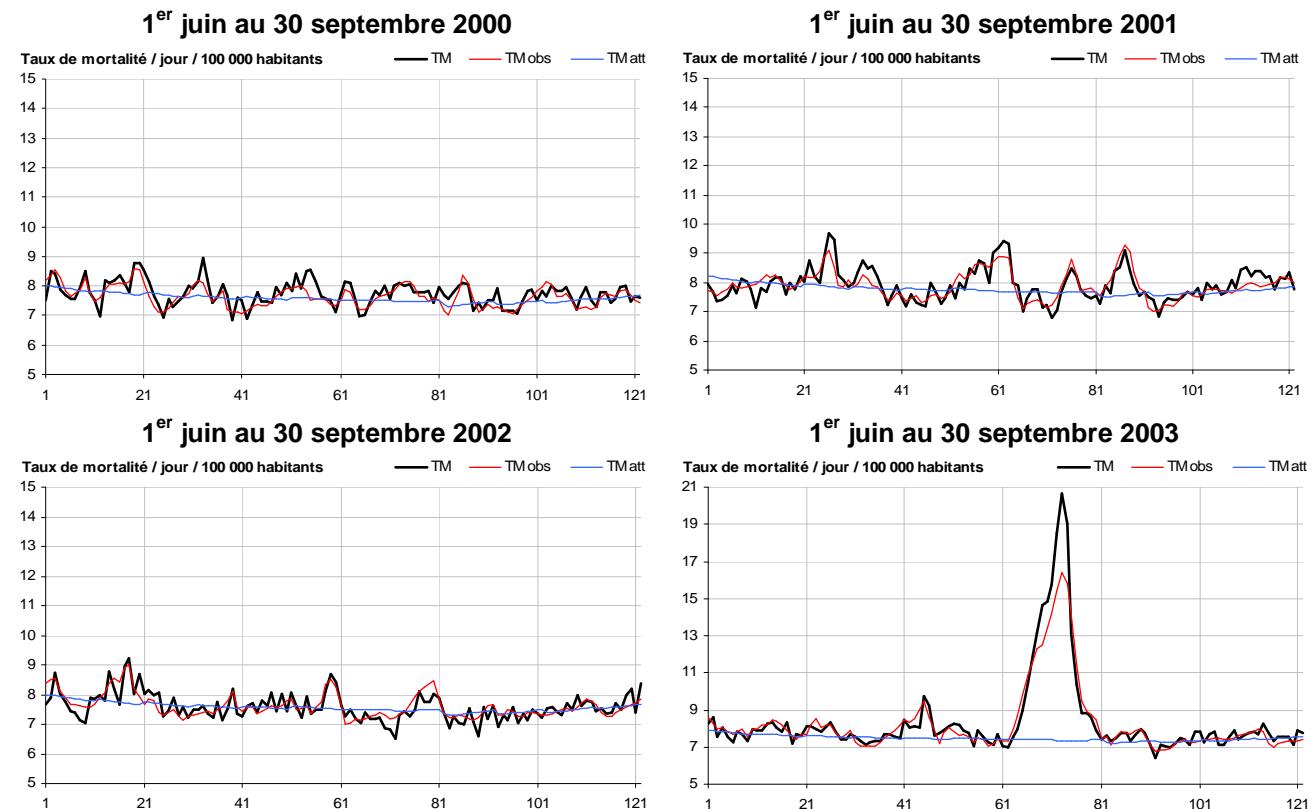
Les résultats présentés ici sont obtenus en utilisant une période de référence constituée des deux mois d'avril et mai qui précèdent chaque été (soit 61 jours). Cette période de référence a été choisie pour la validation car elle est moins stable par rapport aux périodes constituées de trois et quatre mois.

La figure 18 compare les fluctuations du taux de mortalité quotidien observé (en noir), avec les taux de mortalité quotidiens de référence (en bleu) et les taux de mortalité attendus (à partir de la modélisation des relations température-mortalité sur la période 1975-1999) en fonction des températures observées (en rouge), pour chacun des étés 2000, 2001, 2002 et 2003.

La mortalité de référence est estimée en appliquant le modèle M_1 sur les températures moyennes habituelles calculées sur 30 ans.

Les taux de mortalité attendus estimés par le modèle en fonction des températures observées montrent une très bonne adéquation avec les taux de mortalité observés, avec une légère sous-estimation de la mortalité pour la période de la vague de chaleur du 1^{er} au 20 août 2003.

Figure 18 : Fluctuations quotidiennes du taux de mortalité observé (noir), du taux de mortalité de référence (bleu) et du taux de mortalité attendu (rouge) – France métropolitaine - 55 ans et + - 1^{er} juin au 30 septembre 2000 à 2003.



Les effectifs de décès observés, les effectifs de référence et les effectifs attendus estimés en fonction des températures observées pour chacun des mois de juin, juillet, août et septembre pour les étés 2000, 2001, 2002 et 2003 sont présentés dans le tableau 1.

A partir de ces effectifs, on peut mesurer :

- la **surmortalité observée** : écart entre le nombre de décès observé et le nombre de décès de référence,
- la **surmortalité attendue** : écart entre le nombre de décès attendu estimé à partir des températures observées et le nombre de décès de référence,
- et **l'écart** entre le nombre de décès observé et le nombre de décès attendu estimé à partir des températures observées.

L'écart moyen entre le nombre de décès observé et le nombre de décès attendu est compris entre -24 et 30 décès par jour, selon les mois de juin à septembre sur la période 2000 à 2002 (tableau 1). Cela représente un écart inférieur à 2,5 % des effectifs quotidiens de décès.

Pour l'été 2003, seul le mois d'août présente un écart entre nombre observé et nombre attendu de décès plus important avec en moyenne 52 décès en excès par jour (4% de la mortalité quotidienne moyenne), contre des écarts respectivement de -18 décès pour le mois de juin, 10 décès pour le mois de juillet, et de 23 décès pour le mois de septembre.

Tableau 1 : Effectifs de décès et de surmortalité par mois pour les étés 2000, 2001, 2002 et 2003

		2000		2001		2002		2003	
		Décès	Surmortalité ²	Décès	Surmortalité ²	Décès	Surmortalité ²	Décès	Surmortalité ²
Juin	Observé(e)	35 371	442	36 648	263	36 906	617	37 599	943
	Attendu(e)	35 269	340	36 686	301	36 903	614	38 138	1 482
	Référence	34 929		36 385		36 289		36 656	
	Ecart¹	102		-38		3		-539	
Juillet	Observé(e)	36 037	885	37 505	887	36 993	472	38 435	1 546
	Attendu(e)	35 097	-55	37 273	656	36 862	342	38 122	1 233
	Référence	35 152		36 618		36 521		36 889	
	Ecart¹	940		232		131		313	
Août	Observé(e)	35 735	1 185	37 011	1 020	35 238	-658	50 677	14 419
	Attendu(e)	35 262	712	37 373	1 382	35 999	104	49 067	12 809
	Référence	34 550		35 991		35 896		36 258	
	Ecart¹	473		-362		-761		1 610	
Septembre	Observé(e)	34 164	496	35 752	680	35 129	150	35 964	632
	Attendu(e)	33 790	123	35 115	43	34 921	-58	35 263	-69
	Référence	33 668		35 072		34 979		35 332	
	Ecart¹	374		637		208		701	

¹ **Ecart** = nombre de décès observé – nombre de décès attendu

² **Surmortalité observée** : nombre de décès observé – nombre de décès de référence

Surmortalité attendue : nombre de décès attendu – nombre de décès de référence

La surmortalité observée chez les personnes âgées de 55 ans et plus pendant la période de la vague de chaleur du 1^{er} au 20 août 2003 est de 14 070 décès en excès (tableau 2).

La surmortalité attendue sur cette période est estimée à 12 355 décès. L'écart entre le nombre de décès observé et le nombre de décès attendu estimé en fonction des températures observées est de 1 715 décès sur l'ensemble des 20 jours, soit en moyenne un excès de 86 décès par jour (7% de la mortalité quotidienne).

Tableau 2 : Surmortalité observée, surmortalité attendue et déficit de surmortalité pour le mois d'août 2003 et pendant la vague de chaleur du 1^{er} au 20 août 2003.

Période	Décès de référence	Surmortalité observée	Surmortalité attendue	Ecart entre décès observés et attendus
1 ^{er} au 20 août	23 500	14 070 [13 611; 14 530]	12 355 [10 873; 13 837]	1 715 [143; 3 288]
Août	36 258	14 419 [13 836; 15 002]	12 809 [11 319; 14 300]	1 607 [3; 3 217]

Le nombre de jours pour lesquels l'écart entre le nombre de décès observé et le nombre de décès attendu diffère significativement de 0 (au risque $\alpha = 5\%$), est de 22 jours sur l'ensemble des 488 jours d'été de 2000 à 2003 (tableau 3). Cela représente 4,5% des jours.

Par définition, on s'attend à ce que 5% des écarts entre nombre de décès observés et nombre de décès attendus soit situé en dehors de l'intervalle de confiance à 95%.

Tableau 3 : Nombre de jours où l'écart entre le nombre de décès observé et le nombre de décès attendu estimé en fonction des températures observées diffère significativement de 0, pour les quatre mois de juin à septembre et pour les années 2000, 2001, 2002 et 2003.

	2000	2001	2002	2003	Total
Juin	0	2	4	0	6
Juillet	2	1	0	2	5
Août	0	0	1	8	9
Septembre	2	0	0	0	2
Total	4	3	5	10	22

La même analyse a été réalisée sur les deux périodes de référence, constituées pour la première de quatre mois (octobre, novembre, avril et mai) et pour la seconde de trois mois (octobre, avril et mai). Les résultats sont similaires à ceux obtenus avec la période de référence sur deux mois.

En conclusion, le modèle établi sur la période 1975-1999 a été utilisé pour prédire les nombres de décès quotidiens sur une période de validation disjointe de celle utilisée pour l'estimation des paramètres et constituée des quatre mois d'été (juin à septembre) de 2000 à 2003.

Cette période de validation a été choisie car elle est proche de la période 2004-2006 et qu'elle comprend à la fois :

- des jours avec des températures proches des valeurs habituelles,
- des jours avec des températures légèrement supérieures aux valeurs habituelles, sur de courtes périodes, notamment en 2001 et en juillet 2003,
- des jours avec des températures très nettement supérieures aux valeurs habituelles et sur une longue période (1^{er} au 20 août 2003).

Le modèle a permis d'obtenir des estimations des nombres de décès quotidiens non significativement différentes des nombres de décès quotidien observés. Ces écarts entre nombres de décès observés et attendus varient entre -11 et 52 décès par jour, ce qui représente moins de 5% du nombre moyen de décès quotidien.

4. Prédition sur la période 2004-2006

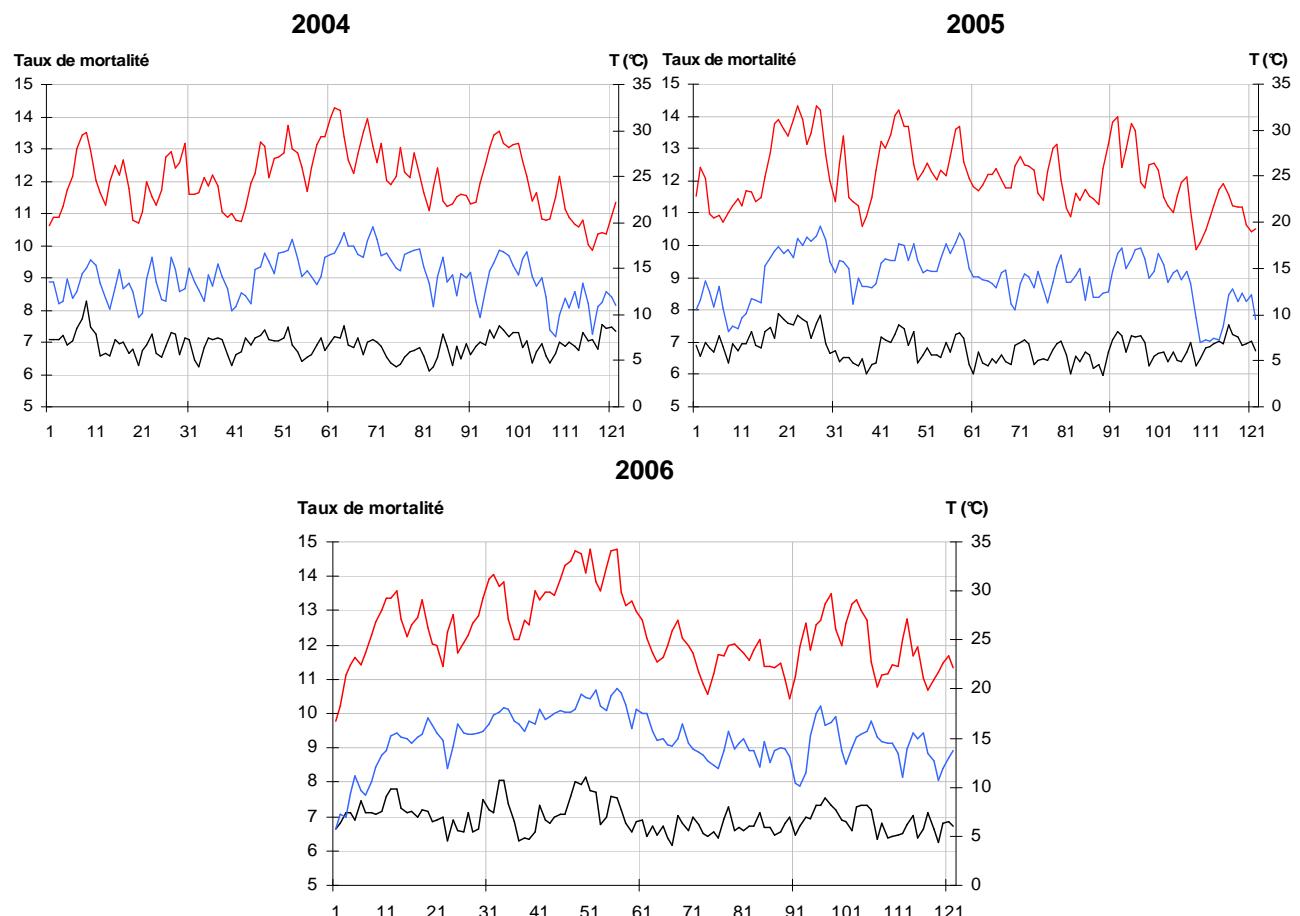
De même que pour la période 1975-2003, les fluctuations quotidiennes de la mortalité en été (juin-septembre) sur la période 2004-2006 sont très corrélées avec les fluctuations des températures minimales et maximales (Figure 19).

Deux périodes sont marquées par une augmentation des températures minimales et maximales élevées pendant plusieurs jours consécutifs :

- au cours de la deuxième quinzaine du mois de juin 2005, pendant laquelle les températures minimales et maximales ont dépassé respectivement 17°C et 30°C pendant 8 et 9 jours.
- Une première période de quatre jours avec des températures maximales supérieures à 30°C a également été observée entre le 1^{er} et le 4 juillet 2006. Puis une seconde période de 12 jours consécutifs est observée entre le 15 et le 26 juillet, avec des températures minimales et maximales moyennes sur cette période proches respectivement de 19°C et 33°C.

Au cours de cet été 2006, les indicateurs biométéorologiques sur lesquels est fondé le système de surveillance et d'alerte InVS / Météo-France ont atteint ou dépassé les seuils d'alerte dans plus d'un département pendant 18 jours consécutifs entre le 11 et le 28 juillet.

Figure 19 : Fluctuations quotidiennes du taux de mortalité des personnes de 55 ans et + (noir), des températures minimales (bleu) et maximales (rouge) pour les mois de juin à septembre, 2004 à 2006, France métropolitaine.



Les objectifs de cette analyse sont de :

- de vérifier si le lien entre chaleur et mortalité observé de 1975 à 2003 rendait également bien compte des observations sur la période 2004-2006, en comparant les nombres quotidiens de décès observés pendant les étés 2004 à 2006 et les estimations des nombres attendus de décès élaborées à partir de la modélisation des observations 1975-2003,
- de quantifier plus spécifiquement la surmortalité que l'on aurait pu observer en juillet 2006, si le lien entre la température et la mortalité avait été identique à celui observé sur la période 1975-2003 et de comparer cette surmortalité attendue à la surmortalité effectivement observée.

4.1. Méthode

Les effectifs de la population au 30 juin pour les années 2004, 2005 et 2006 ont été obtenus à partir des estimations définitives (jusqu'au 1^{er} janvier 2004) et des projections de populations aux 1^{er} janvier 2005, 2006 et 2007 fournies par l'INSEE.

Les effectifs de décès toutes causes chez les personnes de 55 ans et plus pour les étés 2004, 2005 et pour les mois de juin et juillet 2006 sont issus de la fusion des deux sources de données Inserm-CépiDc et INSEE, au 10 novembre 2006 (Tableau 4). La fusion des fichiers de l'INSEE et de l'Inserm permet de vérifier la cohérence des dénombrements de décès réalisés de part et d'autre et de garantir leurs complétiltudes.

Pour les mois d'août et septembre 2006, les effectifs de décès sont issus des bases de données de l'INSEE. Les dénombrements de l'INSEE permettent une complétiltude à au moins 97% au bout de trois mois. On peut donc considérer que les effectifs de décès pour les mois d'août et septembre 2006 présentent une bonne complétiltude.

Tableau 4 : Nombre de décès toutes causes observé chez les personnes de 55 ans et plus pour les mois de juin à septembre de 2003 à 2006 – France métropolitaine

	2003	2004	2005	2006
Juin	37 599	34 256	35 827	36 111
Juillet	38 435	34 812	34 821	38 034
Août	50 677	34 039	34 045	35 345
Septembre	35 964	34 370	34 211	35 236

Les données de températures sont issues du réseau des 97 stations climatiques représentatives des départements français. Pour obtenir des températures quotidiennes à l'échelle de la France, nous avons utilisé une moyenne des températures enregistrées dans les 97 stations climatiques, pondérée par les populations des départements au 30 juin 2003.

Les températures minimales et maximales sur chacun des mois de juin à septembre, ainsi que la vague de chaleur du 11 au 28 juillet 2006 pour les années 2004 à 2006 sont présentées dans le tableau 5. A titre de comparaison, les valeurs moyennes observées pendant l'été 2003 sont également indiquées.

La moyenne des températures enregistrées en juin et août 2003, ainsi qu'en juillet 2006 dépassent significativement les valeurs moyennes sur ces mois, calculée sur la période 1975-2005 (hors 2003).

Deux séries de températures seront utilisées dans les modèles :

- les températures observées quotidiennement sur l'ensemble de la France,
- les températures moyennes sur 10 jours, calculées sur une période de 30 ans (1975-2005, hors 2003).

Tableau 5 : Moyennes des températures minimales (Tmin) et maximales (Tmax) quotidiennes observées pour les mois de juin à septembre de 2003 à 2006 – France métropolitaine

	Moyenne (écart-type)	2003	2004	2005	2006
Juin	Tmin (°C) 12,4 (0,8)	16,1 *	13,1	14,1	13,3
	Tmax (°C) 22,6 (1,7)	27,7 *	24,4	25,9	25,4
Juillet	Tmin (°C) 14,5 (1,1)	15,8	14,3	15,4	17,8 *
	Tmax (°C) 25,3 (1,7)	27,4	25,3	26,2	30,3 *
11-28 juillet	Tmin (°C) 14,6 (1,3)	16,7	14,7	16,3	18,4 *
	Tmax (°C) 25,6 (2,1)	28,6	25,8	27,9	31,6 *
Août	Tmin (°C) 14,4 (1,1)	17,6 *	15,7	13,5	13,9
	Tmax (°C) 25,3 (1,4)	31,0 *	25,7	25,0	23,2
1 ^{er} au 20 Août	Tmin (°C) 14,8 (1,2)	18,7 *	16,9	13,6	14,4
	Tmax (°C) 26,0 (1,6)	33,0 *	27,3	25,0	23,6
Septembre	Tmin (°C) 11,7 (1,1)	11,4	12,7	12,7	14,5 *
	Tmax (°C) 21,8 (1,5)	23,3	23,1	23,0	24,5

* : Les températures supérieures à la valeur moyenne + 2 écart-types sont indiquées en caractère gras.

Dans la suite du rapport, nous utiliserons les notations suivantes :

- O_j : nombre quotidien de décès observé le jour j , (**mortalité observée**),
- $\hat{O}_j = \hat{E}_{T_{obs}}(O_j)$: nombre quotidien de décès estimé par le modèle appliqué en 2004-2006 sur les températures observées, (**mortalité attendue estimée à partir des températures observées**),
- $\hat{E}_j = \hat{E}_{T_{moy}}(O_j)$: nombre quotidien de décès prédit par le modèle appliqué en 2004-2006 sur les températures moyennes sur 30 ans (**mortalité de référence**).

L'estimation du nombre quotidien de décès à partir des températures moyennes sur 30 ans permet d'obtenir une estimation de la *mortalité de référence*.

Pour étudier le nombre de décès en excès pendant la vague de chaleur de juillet 2006, on s'intéresse aux trois indicateurs suivants :

- **Surmortalité observée** $O - \hat{E}$: écart entre la mortalité observée et la mortalité de référence :

$$(I) \quad \sum_{j=1}^J (O_j - \hat{E}_{Tmoy}(O_j))$$

- **Surmortalité attendue** $\hat{O} - \hat{E}$: écart entre la mortalité attendue qu'on aurait pu observer si les conditions étaient celles de 1975-2003 et la mortalité de référence :

$$(II) \quad \sum_{j=1}^J (\hat{E}_{Tobs}(O_j) - \hat{E}_{Tmoy}(O_j))$$

- **Ecart de mortalité** $O - \hat{O}$: écart entre la mortalité observée et la mortalité attendue que l'on aurait pu observer si les conditions étaient similaires à celles de 1975 à 2003 :

$$(I) - (II) \quad \sum_{j=1}^J (O_j - \hat{E}_{Tobs}(O_j))$$

L'évolution annuelle du taux de mortalité depuis 1975 en été montre des taux de mortalité plus faibles sur les années 2004-2006 (Figure 5), et plus particulièrement en 2004 et 2005. Le niveau de la mortalité générale des étés à partir de 2004 peut être influencé à deux niveaux :

1 - Le taux de mortalité observé en 2004 et 2005 est inférieur à la tendance linéaire depuis 1975, et cela aussi bien sur les quatre mois d'été que sur les autres mois de l'année. Ce premier niveau est pris en compte par l'ajustement sur le taux de mortalité calculé sur la période de référence dans le modèle M_1 .

2 - La relation entre le niveau de base de la mortalité sur la période de la référence et celui pendant la période estivale a été modifiée indépendamment de la valeur des températures observée chaque jour.

Ne disposant pas d'éléments permettant de prendre en compte de façon certaine cette modification de la relation, nous avons posé deux hypothèses :

- hypothèse 1 : la relation entre le niveau de la mortalité sur la période de référence et celui sur l'été est identique entre la période 1975-2003 et la période 2004-2006,

- hypothèse 2 : la relation entre le niveau de la mortalité sur la période de référence et celui sur l'été a changé à partir de 2004. Cette hypothèse permet donc de prendre en compte le deuxième niveau.

Hypothèse 1 : La relation entre le niveau de la mortalité sur la période de référence et celui sur l'été est identique entre la période 1975-2003 et la période 2004-2006

Les nombres quotidiens de décès sont estimés à partir du modèle suivant, à partir des observations des étés 1975 à 2003 :

$$(M_1) \quad \text{Log}[E(O_j)] = \text{Log}(PopJ) + \mu + \beta \text{Log}(TM_{ref}) + \text{Saison} + \sum_k \theta_k \text{Indicateur de température}_{k,j}$$

Où $\text{Log}(TM_{ref})$ est le log du taux de mortalité calculé sur une période de référence.

La modélisation est réalisée sur la période 1975-2003 et fournit une prévision des fluctuations quotidiennes de la mortalité sur les étés 2004 à 2006. On suppose alors dans ce modèle que :

- le lien entre température et mortalité sur la période 2004-2006 reste identique à celui estimé sur les étés de 1975 à 2003,

- et la relation entre le niveau général de la mortalité sur la période de référence et celui sur les mois d'été, reste également identique entre la période 1975-2003 et la période 2004-2006.

Hypothèse 2 : Existence d'un changement de régime de mortalité en été à partir de 2004

Pour estimer un changement dans la relation entre le niveau de la mortalité sur la période de référence et celui sur la période estivale à partir de 2004, il est nécessaire d'inclure les étés 2004 et 2005 dans la période de modélisation.

Mais on cherche toujours à estimer la mortalité attendue sur l'été 2006 si le lien quotidien entre les températures et la mortalité était identique à celui observé uniquement sur la période 1975-2003.

Ainsi, sous cette hypothèse, la modélisation va être réalisée sur la période 1975-2005 et fournit une prévision des fluctuations quotidiennes de la mortalité sur l'été 2006.

On suppose alors dans ce modèle que :

- le lien entre température et mortalité en 2006 reste identique à celui estimé sur les étés de 1975 à 2003,

- et la relation entre le niveau général de la mortalité sur la période de référence et celui sur les mois d'été, diffère entre la période 1975-2003 et la période 2004-2006.

Ainsi, le modèle s'écrit :

$$\begin{aligned} \text{Log}[E(O_j)] = & \text{Log}(PopJ) + \mu + \beta \text{Log}(TM_{ref}) + \text{Saison} + \lambda \text{Période} \\ & + I_{1975-2003} \left[\sum_k \theta_k \text{Indicateur de température}_{k,j} \right] + I_{2004-2005} \left[\sum_k \varphi_k \text{Indicateur de température}_{k,j} \right] \end{aligned}$$

où $\text{Log}(TM_{ref})$ est le logarithme du taux de mortalité calculé sur une période de référence.

La variable catégorielle *Période* permet de distinguer la période 1975-2003 de celle de 2004-2006. Le paramètre λ permet alors d'estimer le changement potentiel de régime de mortalité à partir de l'été 2004.

$I_{1975-2003} \left[\sum_k \theta_k \text{Indicateur de température}_{k,j} \right]$ permet d'estimer les paramètres de températures uniquement sur les 29 années de 1975 à 2003. Ce sont ces paramètres de températures qui seront utilisés pour l'estimation de la mortalité en 2006.

L'ajout dans le modèle de $I_{2004-2005} \left[\sum_k \varphi_k \text{Indicateur de température}_{k,j} \right]$ fournit une estimation des paramètres de températures uniquement sur les deux étés 2004 et 2005. Ces paramètres permettent de tenir compte des températures observées pendant ces deux étés pour l'estimation du changement de régime de mortalité générale. Ils ne seront pas utilisés pour estimer la mortalité de l'été 2006.

4.2. Comparaison des effectifs de décès sur la période 2004-2006

Nous cherchons à comparer les indicateurs de surmortalité sur les mois de juin à septembre pour les trois étés 2004, 2005 et 2006, selon les deux hypothèses proposées.

4.2.1. Comparaison des décès observés, de référence et attendus en 2004, 2005 et 2006, selon les périodes de référence sous l'hypothèse 1 (régime de mortalité sur 2004-2006 identique à celui de 1975-2003)

La période de référence considérée ici est constituée de quatre mois (octobre et novembre de l'année N-1, avril et mai de l'année N), soit 122 jours.

Sur les deux étés 2004-2005, le nombre de décès observé est systématiquement inférieur au nombre de décès attendu (tableau 6). En moyenne, l'écart entre les nombres de décès observé et attendu varie entre -89 et -29 décès par jour, selon les mois de juin à septembre considérés, ce qui représente entre 2,5 et 7,7 % de la mortalité quotidienne.

Il s'agit d'une surestimation du niveau général de la mortalité sur l'ensemble de chacun des étés 2004 et 2005 et non d'une surestimation ponctuelle sur une période de l'été (Figure 20).

La surmortalité attendue (différence entre le nombre de décès attendu estimé par le modèle en fonction des températures observées et le nombre de décès de référence) sur les mois d'été 2004 et 2005 est modérée et comprise entre 2 et 82 décès par jour selon le mois et entre 2 et 24 décès par jour si on exclut le mois de juin 2005, pendant lequel une petite vague de chaleur a été observée.

Sur l'été 2006, l'écart entre les nombres de décès observé et attendu à partir des températures observées est de ± 15 décès par jour pour les mois de juin, août et septembre. Pour le mois de juillet 2006, cet écart est nettement supérieur avec -164 décès par jour.

Pour cet été 2006, on n'observe pas de surestimation du niveau général de la mortalité, comme c'est le cas en 2004 et 2005 (Figure 20). L'adéquation entre le taux de mortalité quotidien observé (noir) et celui estimé (rouge) sur les mois de juin, août et septembre est très satisfaisante.

La même analyse a été réalisée sur les deux périodes de référence suivantes :

- Référence sur 3 mois (octobre N-1, avril, mai N)
- Référence sur 2 mois (avril, mai N).

Les graphiques et tableaux associés à ces deux périodes de référence sont présentés en annexe 1.

Dans les deux cas, les résultats étaient très similaires à ceux obtenus avec la période de référence sur quatre mois.

Figure 20 : Fluctuations quotidiennes du taux de mortalité observé (noir), du taux de mortalité de référence (bleu) et du taux de mortalité attendu (rouge) – France métropolitaine - 55 ans et +
- Période de référence : octobre, novembre N-1, avril et mai N – Hypothèse 1

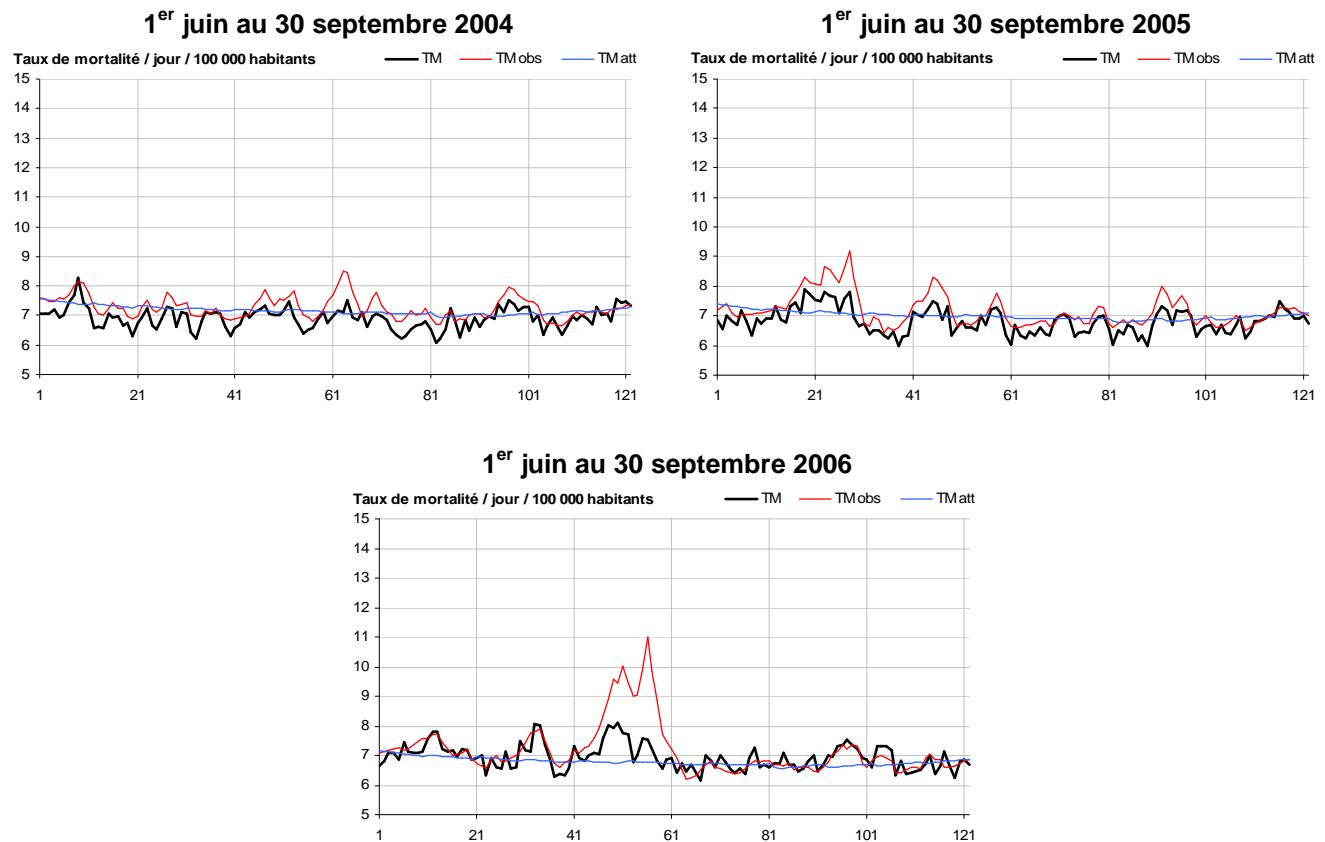


Tableau 6 : Effectifs de décès et de surmortalité des personnes de 55 ans et plus par mois pour les étés 2004, 2005 et 2006 – Période de référence sur quatre mois : octobre et novembre N-1, avril et mai N – Hypothèse 1

		2004		2005		2006	
		Décès	Surmortalité ²	Décès	Surmortalité ²	Décès	Surmortalité ²
Juin	Observé(e)	34 256	-1 742	35 827	-212	36 111	418
	Attendu(e)	36 316	318	38 507	2 468	36 565	872
	Référence	35 998		36 039		35 693	
	Ecart¹	-2 060		-2 680			-454
Juillet	Observé(e)	34 812	-1 442	34 821	-1 474	38 034	2 087
	Attendu(e)	36 573	319	36 792	496	43 128	7 181
	Référence	36 254		36 295		35 947	
	Ecart¹	-1 761		-1 971			-5 094
Août	Observé(e)	34 039	-1 614	34 045	-1 648	35 345	-5
	Attendu(e)	36 415	762	35 693	52	35 350	-453
	Référence	35 653		35 745		34 897	
	Ecart¹	-2 376		-1 700			448
Septembre	Observé(e)	34 370	-388	34 211	-586	35 236	773
	Attendu(e)	35 250	492	35 160	362	35 029	566
	Référence	34 758		34 797		34 463	
	Ecart¹	-880		-949			207

¹ **Ecart** = nombre de décès observé – nombre de décès attendu

² **Surmortalité observée** : nombre de décès observé – nombre de décès de référence

Surmortalité attendue : nombre de décès attendu – nombre de décès de référence

4.2.2. Comparaison des décès observés, de référence et attendus en 2004, 2005 et 2006, selon les périodes de référence sous l'hypothèse 2 (existence d'un changement de régime de mortalité en été à partir de 2004)

On considère maintenant l'hypothèse de l'existence d'un changement dans la relation entre le niveau de la mortalité sur la période de référence et celui sur la période estivale à partir de 2004, comparativement à la relation qui existait sur la période 1975-2003.

Sous cette hypothèse, on introduit dans le modèle M_1 une variable indicatrice permettant de distinguer les deux périodes 1975-2003 et 2004-2006 et dont le paramètre permet d'estimer ce changement de relation.

Les paramètres des indicateurs de température, représentant le lien entre chaleur et mortalité, sont estimés sur la période 1975-2003. Ce sont ces paramètres qui sont ensuite utilisés pour estimer les fluctuations quotidiennes de la mortalité au cours des étés 2004 à 2006.

On estime également dans le modèle des paramètres des indicateurs de température sur les deux étés 2004 et 2005, afin de tenir compte du niveau des températures observées au cours de ces deux étés dans l'estimation du paramètre de changement de régime. Ces paramètres sont également utilisés pour estimer la mortalité de référence de ces deux étés 2004 et 2005.

La période de référence considérée ici est constituée de quatre mois (octobre et novembre de l'année N-1, avril et mai de l'année N), soit 122 jours.

On constate une bonne adéquation sur les étés 2004 et 2005 du modèle par rapport aux données observées. Sur les étés 2004 et 2005, les écarts entre les nombres de décès observés et attendus sont modérés et compris entre -2 et 35 décès par jour.

A l'inverse, pour l'été 2006, on observe une sous-estimation du niveau général de la mortalité aussi bien sur le nombre de décès de référence que sur le nombre de décès attendu (Figure 21).

Les écarts entre les nombres de décès observé et attendu sont compris en moyenne entre 81 et 108 décès par jour, sur les mois de juin, août et septembre 2006, ce qui représente entre 7 et 10% de la mortalité quotidienne moyenne.

Sur l'ensemble du mois de juillet 2006, la comparaison entre le nombre de décès attendu et le nombre de décès de référence (=surmortalité attendue) est proche de 6 674 décès (tableau 7).

La mortalité observée sur les mois d'été 2006 ne semblent pas suivre le même régime de mortalité que celui estimé sur la période 2004-2005.

Des résultats similaires ont été obtenus pour les périodes de référence constituées respectivement de 2 mois (avril et mai) et de 3 mois (octobre, avril et mai).

Figure 21 : Fluctuations quotidiennes du taux de mortalité observé (noir), du taux de mortalité de référence (bleu) et du taux de mortalité attendu (rouge) – France métropolitaine - 55 ans et plus - Période de référence : octobre, novembre N-1, avril et mai N – Hypothèse 2

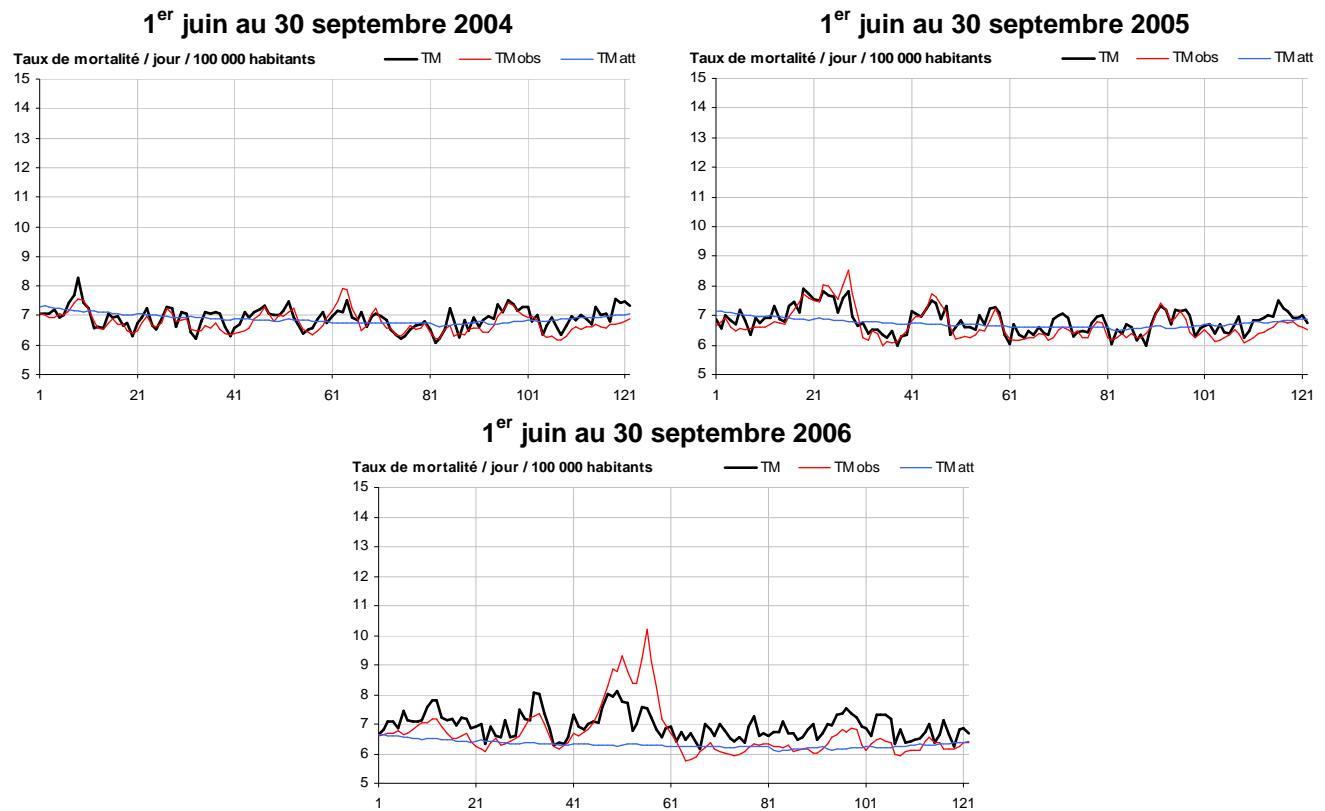


Tableau 7 : Effectifs de décès et de surmortalité des personnes de 55 ans et plus par mois pour les étés 2004, 2005 et 2006 - Période de référence : octobre, novembre N-1, avril et mai N – Hypothèse 2

		2004		2005		2006	
		Décès	Surmortalité ²	Décès	Surmortalité ²	Décès	Surmortalité ²
Juin	Observé(e)	34 256	-468	35 827	1 062	36 111	2 985
	Attendu(e)	33 738	-986	35 778	1 013	33 938	813
	Référence	34 724		34 765		33 126	
	Ecart¹		518		49		2 173
Juillet	Observé(e)	34 812	147	34 821	115	38 034	4 666
	Attendu(e)	33 982	-683	34 189	-517	40 042	6 674
	Référence	34 665		34 706		33 368	
	Ecart¹		831		632		-2 008
Août	Observé(e)	34 039	-48	34 045	-83	35 345	2 517
	Attendu(e)	33 851	-236	33 226	-902	32 406	-422
	Référence	34 087		34 128		32 828	
	Ecart¹		188		819		2 939
Septembre	Observé(e)	34 370	759	34 211	559	35 236	3 212
	Attendu(e)	32 788	-823	32 707	-945	32 555	531
	Référence	33 612		33 652		32 024	
	Ecart¹		1 582		1 504		2 681

¹ Ecart = nombre de décès observé – nombre de décès attendu

² Surmortalité observée : nombre de décès observé – nombre de décès de référence

Surmortalité attendue : nombre de décès attendu – nombre de décès de référence

4.2.3. Synthèse des comparaisons entre les périodes de référence sur 2004-2006

En résumé, trois périodes de référence ont été utilisées pour prendre en compte le niveau général de la mortalité en été :

- une période constituée de 4 mois : octobre et novembre N-1, avril et mai N (122 jours),
- une période constituée de 3 mois : octobre N-1, avril et mai N (92 jours),
- une période constituée de 2 mois : avril et mai N (61 jours).

Dans les trois cas, les estimations des nombres de décès et de la surmortalité observée et attendue pour les quatre mois de juin à septembre 2004-2006 sont très proches. Les fluctuations quotidiennes de la mortalité attendue présentent une très bonne corrélation avec les fluctuations de la mortalité observée.

Quand on considère que la relation entre le niveau général de la mortalité en été est identique à celui de la période de référence sur les deux périodes 1975-2003 et 2004-2006, une surestimation entre 2 et 8% du niveau général de la mortalité est observée sur les étés 2004 et 2005. En d'autres termes, la relation entre la mortalité observée en été et la mortalité sur la période de référence a changé par rapport à celle, stable, observée sur la période 1975-2003.

A l'inverse quand on prend en compte dans le modèle un changement de régime, le niveau général de la mortalité de l'été 2006 est sous-estimé de 7 à 10%.

La mortalité observée sur les mois utilisés dans les périodes de référence (octobre, novembre, avril et mai) qui précèdent les étés 2004 à 2006 ne montre pas d'irrégularité particulière (telle que celle observée en avril 1998) qui puisse être à l'origine de cette sous-estimation ou surestimation (selon l'hypothèse de régime de mortalité considérée).

La relation entre le régime de mortalité pendant l'été 2006 et celui de la période de référence semble être identique à celle observée sur la période 1975-2003 : l'adéquation du modèle aux valeurs attendues, sur les mois de juin, août et septembre 2006 est très satisfaisante. Le mois de juillet 2006, au cours duquel a été observée une vague de chaleur, est marqué par un écart important entre le modèle et les observations.

La partie suivante détaille les estimations sur l'été 2006, en considérant que le régime de mortalité en 2006 est identique à celui observé sur 1975-2003 (hypothèse 1).

4.3. Etude spécifique de la mortalité pendant l'été 2006

Pour l'étude spécifique de la mortalité au cours de l'été 2006, nous nous situons dans l'hypothèse 1 : la relation entre la mortalité sur la période de référence et la mortalité estivale est identique entre les deux périodes 1975-2003 et 2004-2006.

4.3.1. Etude chez les personnes de 55 ans et plus

Sur les mois de juin, août et septembre 2006

Le nombre de décès observé est de 36 111 décès pour le mois de juin, 35 345 décès pour le mois d'août et de 35 236 décès pour le mois de septembre 2006.

Quelle que soit la période de référence considérée (4 mois, 3 mois ou deux mois), la surmortalité observée est très modérée et varie en moyenne entre 0 et 30 décès par jour en excès pour les mois de juin, août et septembre (tableau 8).

La surmortalité attendue varie également en moyenne entre -15 et 30 décès quotidiens en excès sur ces trois mois.

Les ratios de mortalité observé et attendu varient de 0,99 à 1,03. Le ratio entre le nombre de décès observé et le nombre de décès attendu estimé à partir des températures observées est très proche de 1.

On n'observe aucune sous ou surmortalité sur les trois mois de juin, août et septembre 2006. Les effectifs de décès attendus fournis par le modèle sont très proches des effectifs observés pour ces trois mois.

Tableau 8 : Nombre de décès de référence, ratio de mortalité et surmortalité pour les mois de juin, août et septembre 2006, chez les personnes de 55 ans et plus. Période de référence sur quatre mois : octobre et novembre N-1, avril et mai N.

Décès de référence \hat{E}		Ratio de mortalité			Surmortalité		
		Observé O/\hat{E}	Attendu \hat{O}/\hat{E}	O/\hat{O}	Observée $O - \hat{E}$	Attendue $\hat{O} - \hat{E}$	Ecart $O - \hat{O}$
Référence : Octobre et Novembre N-1, Avril et Mai N							
Juin	35 693	1,01	1,02	0,99	418 [-143; 979]	872 [556.1; 1 188.3]	-454 [-1 021; 113]
Août	35 350	1,00	0,99	1,01	-5 [-556; 546]	-453 [-743.0; -163.6]	448 [-102; 998]
Septembre	34 463	1,02	1,02	1,00	773 [223; 1 323]	566 [260.7; 871.1]	207 [-347; 761]
Référence : Octobre N-1, Avril et Mai N							
Juin	35 689	1,01	1,02	0,99	422 [-147; 991]	858 [532; 1 183]	435 [-1 010; 139]
Août	35 347	1,00	0,99	1,01	-2,3 [-561; 556]	-452 [-749,7; -154]	449 [-108; 1 007]
Septembre	34 460	1,02	1,02	1,00	776 [219; 1 333]	551 [237; 865]	224 [-337; 786]
Référence : Avril et Mai N							
Juin	35 569	1,02	1,02	1,00	542 [-54; 1 139]	874 [514; 1 234]	-331 [-934; 271]
Août	35 229	1,00	0,99	1,01	116 [-468; 701]	-466 [-797; -135]	583 [-1; 1 166]
Septembre	34 344	1,03	1,02	1,01	892 [308; 1 476]	573 [226; 921]	318 [-270; 907]

Sur le mois de juillet 2006

Le nombre de décès observé en juillet 2006 est de 38 034 décès, dont 22 581 décès enregistrés entre le 11 et le 28 juillet 2006.

Selon la période de référence constituée de 4 mois, la surmortalité observée chez les personnes de 55 ans et plus est de 2 087 décès [1 530 ; 2 644] sur l'ensemble du mois de juillet 2006 (tableau 9). Elle est de 1 727 décès [1 315 ; 2 139] sur la période de la vague de chaleur (11 au 28 juillet), ce qui correspond à une surmortalité de 8%.

La surmortalité attendue sur l'ensemble du mois de juillet est estimée à 7 181 décès [6 782 ; 7 579], et de 6 082 décès en excès [5 813 ; 6 351] sur la période de la vague de chaleur, ce qui représente une surmortalité de 29%.

L'écart entre le nombre de décès observé et le nombre de décès attendu estimé à partir des températures observées, si le lien entre les températures et la mortalité en 2006 était identique à celui de la période 1975-2003, est donc estimé à -4 355 décès [-4 862 ; -3 847] sur les 18 jours de la vague de chaleur (tableau 9).

Les résultats obtenus en utilisant les deux autres périodes de référence (constituées respectivement de trois mois et de deux mois) sont très similaires (tableau 9).

Tableau 9 : Nombre de décès de référence, ratio de mortalité et surmortalité pour le mois de juillet 2006 et sur la période de la vague de chaleur (11 au 28 juillet), selon les périodes de référence retenues.

Décès de référence \hat{E}	Ratio de mortalité			Surmortalité		
	Observé O/\hat{E}	Attendu \hat{O}/\hat{E}	O/\hat{O}	Observée $O - \hat{E}$	Attendue $\hat{O} - \hat{E}$	Ecart $O - \hat{O}$
Référence : Octobre et Novembre N-1, Avril et Mai N						
Juillet	35 947	1,06	1,20	1,12	2 087 [1 530; 2 644]	7 181 [6 782; 7 579]
11-28 juillet	20 854	1,08	1,29	1,17	1 727 [1 315; 2 139]	6 082 [5 813; 6 351]
Référence : Octobre N-1, Avril et Mai N						
Juillet	35 947	1,06	1,20	1,09	2 087 [1 522; 2 652]	7 083 [6 674; 7 493]
11-28 juillet	20 854	1,08	1,29	1,12	1 727 [1 310; 2 144]	6 010 [5 734; 6 286]
Référence : Avril et Mai N						
Juillet	35 818	1,06	1,20	1,16	2 216 [1 625; 2 808]	7 153 [6 704; 7 602]
11-28 juillet	20 779	1,09	1,29	1,23	1 802 [1 367; 2 237]	6 058 [5 756; 6 360]

4.3.2. Etude pour différents groupes d'âge

Le modèle a également été utilisé pour estimer la mortalité pendant l'été 2006 :

- sur l'ensemble de la population, tous âges,
- chez les personnes de 55 à 74 ans,
- chez les personnes de 75 ans et plus.

Sur les mois de juin, août et septembre 2006, les écarts entre les nombres de décès observé et attendu sont petits, avec en moyenne ± 11 décès par jour (environ 1% de la mortalité quotidienne moyenne en été), quelle que soit la classe d'âge considérée. Le ratio entre mortalité observée et mortalité attendue est proche de 1 (tableau 10).

Les ratios de mortalité observé et attendu sont également proches et compris entre 0,99 et 1,03 selon les mois.

Les fluctuations quotidiennes du taux de mortalité attendu estimé en fonction des températures observées présentent une bonne adéquation avec celles des taux de mortalité observés, sur les mois de juin, août et septembre (figure 22).

Sur le mois de juillet, un écart entre les taux de mortalité observés et estimés est important sur l'ensemble de la population et chez les personnes de 75 ans et plus. Chez les personnes âgées de 55 à 74 ans, une augmentation de la mortalité est également observée, mais de manière plus modérée.

Figure 22 : Taux de mortalité quotidien observé (noir), de référence (bleu) et attendu en fonction des températures observées (rouge) selon les classes d'âge, du 1^{er} juin au 30 septembre 2006 (122 jours) – France métropolitaine

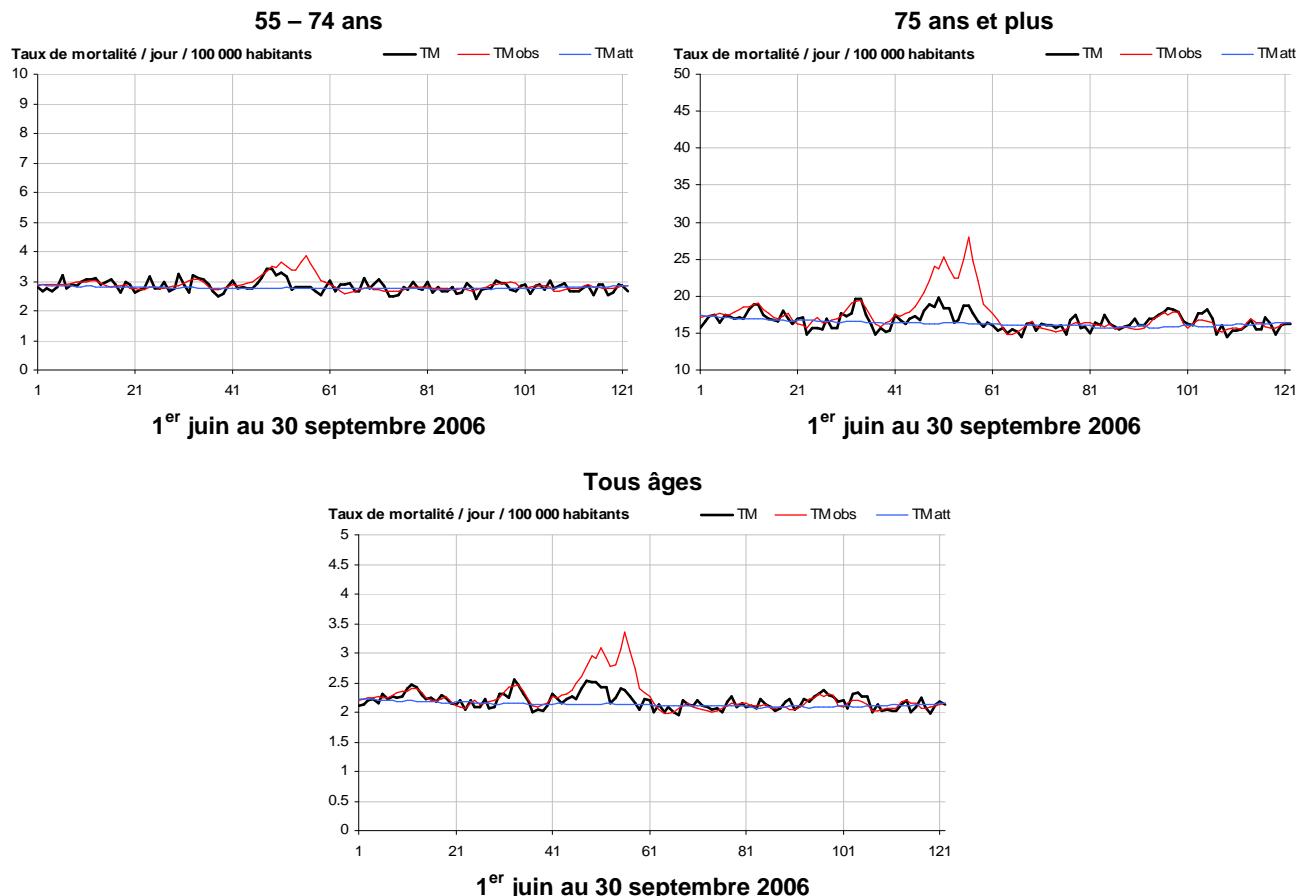


Tableau 10 : Nombre de décès de référence, ratio de mortalité et surmortalité pour les mois de juin, août et septembre 2006, selon les groupes d'âge. Période de référence sur quatre mois : octobre et novembre N-1, avril et mai N.

Décès de référence \hat{E}	Ratio de mortalité			Surmortalité			
	Observé O/\hat{E}	Attendu \hat{O}/\hat{E}	O/\hat{O}	Observée $O - \hat{E}$	Attendue $\hat{O} - \hat{E}$	Ecart $O - \hat{O}$	
Tous âges							
Juin	39 979	1,02	1,02	0,99	721 [134; 1 308]	975 [667; 1 284]	-254 [-848; 339]
Août	3 898	1,00	0,99	1,01	-28 [-607; 550]	-533 [-813; -252]	504 [-73; 1 081]
Septembre	38 692	1,03	1,02	1,01	1090 [514; 1 666]	679 [380; 979]	411 [-171; 993]
55-74 ans							
Juin	10 126	1,02	1,02	1,00	209 [-21; 440]	172 [84; 262]	37 [-195; 269]
Août	10 216	1,00	0,99	1,01	17 [-212; 247]	-91 [-173; -9]	108 [-121; 337]
Septembre	10 020	1,00	1,01	0,99	-3 [-232; 226]	94 [6 ; 183]	-97 [-327; 133]
75 ans et plus							
Juin	25 726	1,00	1,03	0,97	50 [-430; 530]	739 [429; 1 050]	-689 [-1 175 ; -204]
Août	25 232	1,00	0,99	1,01	-120 [-588; 348]	-367 [-653; -82]	247 [-219; 714]
Septembre	24 513	1,03	1,02	1,01	706 [240; 1 172]	516 [221; 812]	190 [-280; 660]

Pendant la vague de chaleur du 11 au 28 juillet 2006, l'excès de mortalité observé pour l'ensemble de la population est de 2 065 décès ($IC_{95\%} = [1 630 ; 2 499]$), ce qui représente une augmentation de 9 % de la mortalité. La surmortalité attendue est estimée à 6 452 décès ($IC_{95\%} = [6 178 ; 6 726]$), soit un ratio de mortalité de 27%. (tableau 11)

Le déficit de surmortalité est donc de - 4 388 décès ($IC_{95\%} = [-4 920 ; -3 835]$).

Chez les personnes âgées de 55 à 74 ans, la surmortalité observée et attendue est plus modérée avec un excès observé de 399 décès ($IC_{95\%} = [226 ; 572]$) et un excès attendu de 1 141 décès ($IC_{95\%} = [1 061 ; 1 221]$). L'écart entre le nombre de décès observé et le nombre de décès attendu est de -742 décès ($IC_{95\%} = [-941 ; -543]$).

Enfin chez les personnes de 75 ans et plus, l'excès observé est de 1 254 décès ($IC_{95\%} = [907 ; 1 601]$), soit une surmortalité de 8%. La surmortalité attendue sur la même période est de 5 079 décès ($IC_{95\%} = [4 824 ; 5 334]$), soit un ratio de mortalité de 34%.

Le déficit de surmortalité s'élève donc à -3 825 décès ($IC_{95\%} = [-4 263 ; -3 386]$), chez les personnes de 75 ans plus.

Tableau 11 : Nombre de décès de référence, ratio de mortalité et surmortalité pour le mois de juillet 2006 et pendant la vague de chaleur du 11 au 28 juillet, selon les groupes d'âge. Période de référence sur quatre mois : octobre et novembre N-1, avril et mai N.

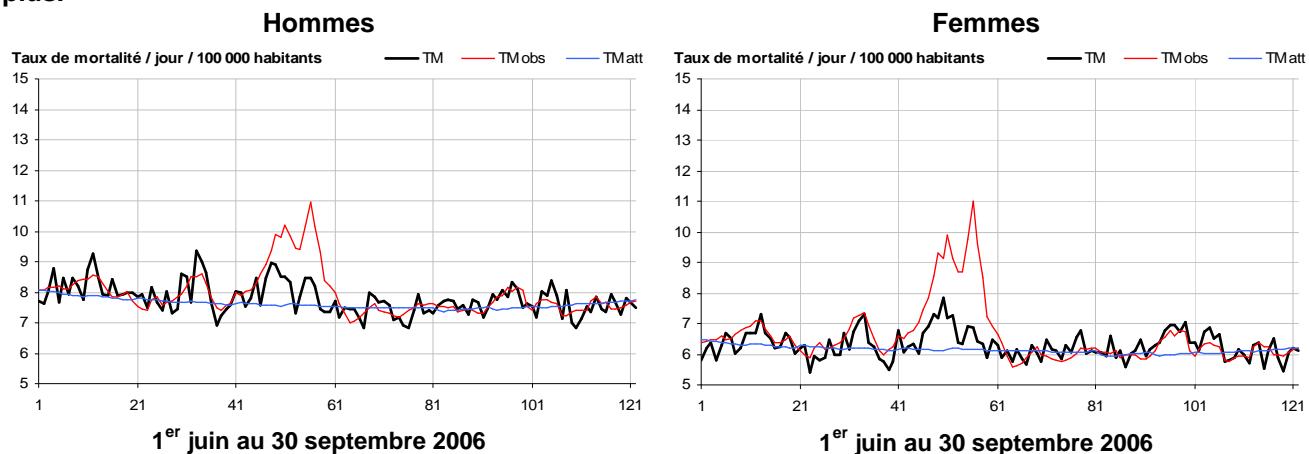
Décès de référence \hat{E}		Ratio de mortalité			Surmortalité		
		Observé O/\hat{E}	Attendu \hat{O}/\hat{E}	O/\hat{O}	Observée $O - \hat{E}$	Attendue $\hat{O} - \hat{E}$	Ecart $O - \hat{O}$
Tous âges							
Juillet	40 514	1,06	1,19	0,90	2 621 [2 036; 3 205]	7 637 [7 236; 8 037]	-5 016 [-5 707; -4 325]
11-28 juillet	23 515	1,09	1,27	0,85	2 065 [1 630; 2 499]	6 452 [6 178; 6 726]	-4 388 [-4 920; -3 835]
55-74 ans							
Juillet	10 291	1,05	1,13	0,93	476 [246; 707]	1 349 [1 233; 1 465]	-872 [-1 130; -615]
11-28 juillet	5 974	1,07	1,19	0,90	399 [226; 572]	1 141 [1 061; 1 221]	-742 [-941; -543]
75 ans et +							
Juillet	25 784	1,06	1,23	0,86	1 482 [1 007; 1 957]	6 033 [5 650; 6 416]	-4 551 [-5 125; -3 978]
11-28 juillet	14 954	1,08	1,34	0,81	1 254 [907; 1 601]	5 080 [4 824; 5 334]	-3 825 [-4 263; -3 386]

4.3.3. Etude par sexe

L'analyse par sexe est réalisée en utilisant les quatre mois (octobre et novembre de l'année N-1, avril et mai de l'année N) comme période de référence, soit 122 jours.

Sur les mois de juin, août et septembre 2006, l'adéquation entre les nombres de décès observés et attendus est satisfaisante, aussi bien chez les hommes que chez les femmes (Figure 23).

Figure 23 : Fluctuations quotidiennes du taux de mortalité observé (noir), du taux de mortalité de référence (bleu) et du taux de mortalité attendu (rouge) – France métropolitaine – 55 ans et plus.



Chez les hommes

Pour l'ensemble de la population, l'écart entre les nombres de décès observés et attendus varie de 1 à 4 décès en moyenne par jour, avec des ratios de mortalité proches de 1 sur ces trois mois (tableau 12).

Sur le mois de juillet 2006, la surmortalité observée sur l'ensemble de la population masculine est de 1 310 décès en excès ($IC_{95\%} = [954 ; 1 666]$) soit un excès de +6%, dont 979 décès ($IC_{95\%} = [712 ; 1 245]$) sur les 18 jours de la vague de chaleur entre le 11 et le 28 juillet (tableau 13).

La surmortalité attendue sur l'ensemble du mois de juillet est de 3 047 décès en excès ($IC_{95\%} = [2 837 ; 3 258]$) soit une surmortalité de +14%, dont 2 552 décès en excès ($IC_{95\%} = [2 408 ; 2 695]$) entre le 11 et le 28 juillet.

Le déficit de surmortalité est donc de -1 737 décès ($IC_{95\%} = [-2 143 ; -1 331]$) en juillet 2006, dont -1 573 décès ($IC_{95\%} = [-1 886 ; -1 260]$) du 11 au 28 juillet.

Les surmortalités observée et attendue concernent plus particulièrement les hommes les plus âgés. Sur l'ensemble du mois de juillet 2006, la surmortalité observée chez les hommes de 75 ans et plus est de 683 décès en excès ($IC_{95\%} = [436 ; 930]$). La surmortalité attendue est de 1 938 décès en excès ($IC_{95\%} = [1 775 ; 2 101]$). L'écart entre les nombres de décès observé et attendu est donc de -1 255 décès ($IC_{95\%} = [-1 541 ; -970]$).

Tableau 12 : Nombre de décès de référence, ratio de mortalité et surmortalité pour les mois de juin, août et septembre 2006, chez les hommes. Période de référence sur quatre mois : octobre et novembre N-1, avril et mai N.

Décès de référence \hat{E}	Ratio de mortalité			Surmortalité			
	Observé O/\hat{E}	Attendu \hat{O}/\hat{E}	Ratio O/\hat{O}	Observée $O - \hat{E}$	Attendue $\hat{O} - \hat{E}$	Ecart $O - \hat{O}$	
Tous âges							
Juin	20 797	1,03	1,02	1,01	549 [192; 907]	438 [273; 603]	111 [-250; 472]
Août	20 733	0,99	0,99	1,00	-228 [-581; 125]	-248 [-398; -98]	20 [-333; 372]
Septembre	20 120	1,01	1,01	1,00	298 [-53; 649]	265 [105; 425]	33 [-321; 386]
55 - 74 ans							
Juin	6 787	1,03	1,02	1,01	185 [3; 366]	116 [42; 190]	69 [-114; 252]
Août	6 821	1,00	0,99	1,01	-28 [-208; 153]	-62 [-130; 7]	34 [-146; 214]
Septembre	6 686	1,00	1,01	1,00	-18 [-198; 162]	65 [-8; 138]	-84 [-264; 97]
75 ans et plus							
Juin	11 029	1,02	1,02	1,00	222 [-28; 473]	248 [114; 382]	-26 [-278; 227]
Août	10 584	0,99	0,99	1,01	-60 [-304; 183]	-119 [-240; 3]	58 [-185; 301]
Septembre	10 596	1,02	1,01	1,01	214 [-29; 457]	123 [-4; 250]	90 [-154; 335]

Tableau 13 : Nombre de décès de référence, ratio de mortalité et surmortalité pour le mois de juillet 2006 et pendant la vague de chaleur du 11 au 28 juillet, chez les hommes. Période de référence sur quatre mois : octobre et novembre N-1, avril et mai N.

Décès de référence \hat{E}	Ratio de mortalité			Surmortalité			
	Observé O/\hat{E}	Attendu \hat{O}/\hat{E}	O/\hat{O}	Observée $O - \hat{E}$	Attendue $\hat{O} - \hat{E}$	Ecart $O - \hat{O}$	
Tous âges							
Juillet	21 047	1,06	1,14	0,93	1 310 [954; 1 666]	3 047 [2 837; 3 258]	-1 737 [-2 143; -1 331]
11-28 juillet	12 213	1,08	1,21	0,89	979 [712; 1 245]	2 552 [2 408; 2 695]	-1 573 [-1 886; -1 260]
55 – 74 ans							
Juillet	6 879	1,05	1,12	0,94	329 [148; 511]	803 [709; 896]	-473 [-675; -272]
11-28 juillet	3 992	1,06	1,17	0,91	230 [94; 367]	669 [606; 733]	-439 [-594; -284]
75 ans et +							
Juillet	12892	1,06	1,18	0,9	683 [436; 930]	1 938 [1 775; 2 101]	-1 255 [-1 541; -970]
11-28 juillet	7974	1,08	1,26	0,86	536 [353; 719]	1 628 [1 519; 1 737]	-1 092 [-1 311; -873]

Chez les femmes

On observe une légère surestimation de la mortalité sur le mois de juin, avec pour l'ensemble de la population, un écart entre les nombres de décès observé et attendu sur ce mois de -378 décès, soit en moyenne -13 décès par jour.

A l'inverse, sur les mois d'août et septembre, on observe une légère sous-estimation de 13 à 15 décès en moyenne par jour (tableau 14).

Ces écarts restent cependant modérés, puisqu'ils représentent des variations proches de 2,5% des nombres de décès quotidiens moyens observés chez les femmes.

Sur le mois de juillet 2006, la surmortalité observée sur l'ensemble de la population féminine est de 1 306 décès en excès ($IC_{95\%} = [943 ; 1 669]$) soit un excès de +7%, dont 1 083 décès ($IC_{95\%} = [812 ; 1 354]$) sur les 18 jours de la vague de chaleur entre le 11 et le 28 juillet (tableau 15).

La surmortalité attendue sur l'ensemble du mois est de 4 616 décès en excès ($IC_{95\%} = [4 374 ; 4 857]$) soit un excès de +24%, dont 3 906 décès en excès ($IC_{95\%} = [3 740 ; 4 073]$) entre le 11 et le 28 juillet.

Le déficit de surmortalité est donc de -3 310 décès ($IC_{95\%} = [-3 747 ; -2 872]$) pour l'ensemble du mois de juillet, dont 2 846 décès du 11 au 28 juillet.

Les surmortalités observée et attendue concernent également les femmes les plus âgées. Sur l'ensemble du mois de juillet 2006, la surmortalité observée chez les femmes de 75 ans et plus est de 837 décès en excès ($IC_{95\%} = [503 ; 1 170]$), soit une surmortalité de 6%. La surmortalité attendue est de 4 072 décès en excès ($IC_{95\%} = [3 811 ; 4 332]$), soit une surmortalité de 40%. L'écart entre les nombres de décès observés et attendus est donc de -3 235 décès ($IC_{95\%} = [-3 235 ; -2 827]$).

Tableau 14 : Nombre de décès de référence, ratio de mortalité et surmortalité pour les mois de juin, août et septembre 2006, chez les femmes. Période de référence sur quatre mois : octobre et novembre N-1, avril et mai N.

Décès de référence \hat{E}	Ratio de mortalité			Surmortalité			
	Observé O/\hat{E}	Attendu \hat{O}/\hat{E}	O/\hat{O}	Observée $O - \hat{E}$	Attendue $\hat{O} - \hat{E}$	Ecart $O - \hat{O}$	
Tous âges							
Juin	19 354	1,01	1,03	0,98	169 [-195; 534]	547 [368; 727]	-378 [-747; -8]
Août	19 365	1,01	0,99	1,03	201 [-158; 561]	-273 [-435; -111]	475 [116; 833]
Septembre	19 364	1,04	1,02	1,02	799 [442; 1 156]	416 [241; 591]	383 [21; 745]
55 – 74 ans							
Juin	3 331	1,01	1,02	0,99	32 [-89; 152]	57 [17; 97]	-25 [-147; 96]
Août	3 387	1,02	0,99	1,02	53 [-68; 174]	-29 [-65; 7]	82 [-39; 203]
Septembre	3 326	1,01	1,01	1,00	23 [-97; 144]	30 [-11; 70]	-6 [-127; 115]
75 ans et plus							
Juin	14 666	0,99	1,03	0,96	-141 [-476; 194]	489 [283; 695]	-630 [-970; -289]
Août	14 486	1,00	0,98	1,02	-16 [-345; 312]	-232 [-422; -42]	216 [-111; 543]
Septembre	14 003	1,04	1,03	1,01	530 [203; 856]	379 [183; 576]	150 [-180; 480]

Tableau 15 : Nombre de décès de référence, ratio de mortalité et surmortalité pour le mois de juillet 2006 et pendant la vague de chaleur du 11 au 28 juillet, chez les femmes. Période de référence sur quatre mois : octobre et novembre N-1, avril et mai N.

Décès de référence \hat{E}	Ratio de mortalité			Surmortalité			
	Observé O/\hat{E}	Attendu \hat{O}/\hat{E}	O/\hat{O}	Observée $O - \hat{E}$	Attendue $\hat{O} - \hat{E}$	Ecart $O - \hat{O}$	
Tous âges							
Juillet	20 778	1,07	1,24	0,86	1 306 [943; 1 669]	4 616 [4 374; 4 857]	-3 310 [-3 747; -2 872]
11-28 juillet	12 389	1,10	1,35	0,81	1 083 [812; 1 354]	3 906 [3 740; 4 073]	-2 824 [-3 164; -2 484]
55 – 74 ans							
Juillet	3 405	1,05	1,16	0,90	155 [34; 276]	542 [487; 598]	-388 [-524; -251]
11-28 juillet	1 978	1,09	1,24	0,88	173 [82; 265]	467 [429; 506]	-294 [-401; -188]
75 ans et +							
Juillet	14 792	1,06	1,28	0,83	837 [503; 1 170]	4 072 [3 811; 4 332]	-3 235 [-3 643; -2 827]
11-28 juillet	8 586	1,09	1,40	0,78	740 [496; 985]	3 423 [3 249; 3 598]	-2 683 [-2 997; -2 369]

4.4. Prédiction de la période 2004 – 2006 : synthèse

Le nouveau modèle décrit aux étapes précédentes a été utilisé pour estimer la mortalité sur la période 2004-2006 en supposant que la relation entre les fluctuations quotidiennes des indicateurs de température et celles de la mortalité sur la période 2004-2006 est similaire à celle observée sur la période 1975-2003.

Les fluctuations quotidiennes de la mortalité en été (juin-septembre) sur la période 2004-2006 sont très corrélées avec les fluctuations des températures minimales et maximales, comme elles le sont sur la période 1975-2003. Ainsi, il existe toujours un lien entre les fluctuations quotidiennes des températures et de la mortalité en été.

Les objectifs de cette analyse sont de :

- de vérifier si le lien entre chaleur et mortalité observé de 1975 à 2003 rendait également bien compte des observations sur la période 2004-2006, en comparant les nombres quotidiens de décès observés pendant les étés 2004 à 2006 et les estimations des nombres attendus de décès élaborées à partir de la modélisation des observations 1975-2003,
- de quantifier plus spécifiquement la surmortalité que l'on aurait pu observer en juillet 2006, si le lien entre la température et la mortalité avait été identique à celui observé sur la période 1975-2003 et de comparer cette surmortalité attendue à la surmortalité effectivement observée.

Etude des étés 2004 et 2005 :

Sur les étés 2004-2005, on observe une surestimation générale comprise entre 2 et 8% du niveau général de la mortalité sur l'ensemble des jours. En d'autres termes, la relation entre la mortalité observée en été et la mortalité sur la période de référence a changé par rapport à celle, stable, observée sur la période 1975-2003, quelle que soit la période de référence considérée.

La mortalité observée sur les mois utilisés dans les périodes de référence (octobre, novembre, avril et mai) et qui précèdent les étés 2004 à 2006 ne montre pas d'irrégularité particulière (telle que celle observée en avril 1998) qui puisse être à l'origine de ce biais d'estimation.

Etude de l'été 2006

La relation entre la mortalité observée en été 2006 et la mortalité sur la période de référence semble similaire à celle qui était observée sur la période 1975-2003 puisqu'on n'y observe pas la surestimation générale de la mortalité constatée sur les étés 2004 et 2005.

Chez l'ensemble des personnes de 55 ans et plus

Quelle que soit la période de référence considérée (4 mois, 3 mois ou deux mois), les effectifs de décès attendus fournis par le modèle sont très proches des effectifs observés pour les mois de juin, août et septembre 2006. La surmortalité observée est modérée et varie en moyenne entre 0 et 30 décès en excès par jour pour ces trois mois. Les ratios de mortalité observés et attendus sur ces mois sont proches de 1.

Au cours de la vague de chaleur du 11 et le 28 juillet :

- la surmortalité observée chez les personnes de 55 ans et plus est estimée à 1 727 décès ($IC_{95\%} = [1 315; 2 139]$), ce qui correspond à une surmortalité de 8%,
- alors que la surmortalité attendue sur cette période est estimé à 6 082 décès ($IC_{95\%} = [5 813; 6 351]$) en excès, ce qui représente une surmortalité de 29%.

On observe donc au cours de cette vague de chaleur une surmortalité certes statistiquement significative et non négligeable mais aussi très sensiblement inférieure à la surmortalité attendue compte tenu des températures observées en juillet 2006. Ainsi, l'écart entre les nombres de décès

Rapport remis par l'Inserm à l'InVS - le 06 décembre 2006.

57/71

"Estimation de la surmortalité observée et attendue au cours de la vague de chaleur du mois de juillet 2006"

observés et attendus si le lien entre les températures et la mortalité en 2006 était identique à celui de la période 1975-2003, est estimé à -4 355 décès ($IC_{95\%} = [-4\ 862; -3\ 847]$) sur les 18 jours de la vague de chaleur.

Pour les trois classes d'âge : 55-74 ans, 75 ans et plus, tous âges

Sur les mois de juin, août et septembre 2006, les écarts entre nombres de décès observés et attendus sont faibles, avec en moyenne ± 11 décès par jour (environ 1% de la mortalité quotidienne moyenne en été), quelle que soit la classe d'âge considérée. Le ratio entre mortalité observée et mortalité attendue est alors très proche de 1.

Pendant la vague de chaleur du 11 au 28 juillet 2006, l'excès de mortalité observé pour l'ensemble de la population est de 2 065 décès ($IC_{95\%} = [1\ 630 ; 2\ 499]$), ce qui représente une augmentation de 9 % de la mortalité. La surmortalité attendue est estimée à 6 452 décès ($IC_{95\%} = [6\ 178 ; 6\ 726]$), soit un ratio de mortalité de 27%.

Le déficit de surmortalité est donc de -4 388 décès ($IC_{95\%} = [-4\ 920; -3\ 835]$).

Chez les personnes de 55 à 74 ans, les surmortalités observée et attendue sont plus modérées avec respectivement 399 décès ($IC_{95\%} = [226 ; 572]$) et 1 141 décès ($IC_{95\%} = [1\ 061; 1\ 221]$). L'écart entre le nombre de décès observé et le nombre de décès attendu est de -742 décès ($IC_{95\%} = [-941 ; -543]$)

Enfin chez les personnes de 75 ans et plus, l'excès observé est de 1 254 décès ($IC_{95\%} = [907; 1\ 601]$), soit une surmortalité de 8%. La surmortalité attendue sur la même période est de 5 079 décès ($IC_{95\%} = [4\ 824; 5\ 334]$), soit un ratio de mortalité de 34%.

Le déficit de surmortalité s'élève donc à -3 825 décès ($IC_{95\%} = [-4\ 263; -3\ 386]$), chez les personnes de 75 ans plus.

Par sexe

Sur les mois de juin, août et septembre 2006, l'adéquation entre les nombres de décès observé et attendu est satisfaisante, aussi bien chez les hommes que chez les femmes.

Chez les hommes, la surmortalité observée en juillet 2006 est de 1 310 décès en excès ($IC_{95\%} = [954 ; 1\ 666]$) soit un excès de +6%, dont 979 décès ($IC_{95\%} = [712; 1\ 245]$) sur les 18 jours de la vague de chaleur entre le 11 et le 28 juillet.

La surmortalité attendue sur l'ensemble du mois de juillet est de 3 047 décès en excès ($IC_{95\%} = [2\ 837 ; 3\ 258]$) soit une surmortalité de +14%, dont 2 552 décès en excès ($IC_{95\%} = [2\ 408 ; 2\ 695]$) entre le 11 et le 28 juillet.

Le déficit de surmortalité chez les hommes est donc de -1 737 décès ($IC_{95\%} = [-2\ 143 ; -1\ 331]$) en juillet 2006, dont -1 573 décès ($IC_{95\%} = [-1\ 886 ; -1\ 260]$) du 11 au 28 juillet.

Chez les femmes, la surmortalité observée en juillet 2006 est de 1 306 décès en excès ($IC_{95\%} = [943 ; 1\ 669]$) soit un excès de +7%, dont 1 083 décès ($IC_{95\%} = [812; 1\ 354]$) sur les 18 jours de la vague de chaleur entre le 11 et le 28 juillet.

La surmortalité attendue sur l'ensemble du mois est de 4 616 décès en excès ($IC_{95\%} = [4\ 374 ; 4\ 857]$) soit un excès de +24%, dont 3 906 décès en excès ($IC_{95\%} = [3\ 740 ; 4\ 073]$) entre le 11 et le 28 juillet.

Le déficit de surmortalité est donc de -3 310 décès ($IC_{95\%} = [-3\ 747 ; -2\ 872]$) pour l'ensemble du mois de juillet, dont 2 846 décès du 11 au 28 juillet.

Les surmortalités observées et attendues concernent plus particulièrement les personnes les plus âgées, aussi bien chez les hommes que chez les femmes.

Discussion

1. Amélioration du modèle temporel

Une analyse temporelle mettant en relation la mortalité quotidienne toutes causes des personnes âgées de 55 ans et plus observée sur les quatre mois d'été (juin à septembre) avec des indicateurs construits à partir des températures quotidiennes minimales et maximales moyennées sur l'ensemble de la métropole, a été réalisée sur l'ensemble de la France métropolitaine.

Les fluctuations quotidiennes des températures minimales et maximales et du taux de mortalité observé sont étroitement corrélées sur les périodes 1975-2003 comme 2004-2006.

Un premier modèle permettant d'estimer le niveau moyen de la mortalité des jours d'été et comportant à la fois des indicateurs des températures quotidiennes du jour et des 10 jours précédents et des indicateurs d'évolution tendancielle à long terme, tels qu'une tendance linéaire sur l'année et une saisonnalité, permet d'expliquer 76% de la variabilité extra-poissonnienne des nombres quotidiens de décès. Il fournit également un estimateur des ratios de mortalité quotidiens fondé sur les seuls indicateurs de température et présentant une corrélation $r = + 0,88$ avec les ratios quotidiens de mortalité observés.

L'évolution du taux de mortalité des personnes de 55 ans et plus de 1975 à 2003 présente cependant des écarts à la tendance linéaire sur plusieurs années consécutives, notamment 1987 à 1994, ce qui engendre une non-stationnarité dans les résidus du modèle.

La prise en compte de l'évolution de la structure par classe d'âge de 5 ans et par sexe de la population étudiée ne permet pas de corriger la non stationnarité des résidus du modèle.

L'estimation du niveau général de la mortalité d'un été à partir d'une tendance linéaire (référence à long terme) ne semble pas adéquate.

Une alternative consiste à estimer le niveau général de la mortalité d'un été à partir d'une période de référence récente qui précède cet été. Elle se fonde sur l'hypothèse que la mortalité connaît des variations interannuelles dont la valeur récente rend mieux compte qu'un modèle simple sur plusieurs décennies et sur le fait que les variations de la distribution des âges dans la population et de la qualité des estimations des populations sont négligeables entre mois proches. L'hypothèse sous-jacente à cette alternative suppose que la différence entre le niveau de la mortalité observé un été et celui qui est observé au cours des mois qui précèdent cet été est constante d'une année sur l'autre.

Néanmoins, la période de référence étant construite sur un petit nombre de jours, elle doit être établie sur des périodes de mortalité stable au cours des années. Ainsi, on observe que la mortalité des mois de janvier à mars, ainsi que celle du mois de décembre, présente des variations importantes d'une année à l'autre.

En conséquence, il est préférable de construire la période de référence sur tout ou partie des mois d'octobre, novembre, avril et mai, qui s'avèrent moins influencés par les variations climatiques extrêmes d'une part et les épidémies hivernales d'autre part.

L'ajustement de modèles dont la période de référence est constituée soit des quatre mois, soit de trois mois (octobre, avril, mai), soit de deux mois (avril et mai), conduit à une distribution statistique des résidus qui semble cette fois plus stationnaire, mais ne permet pas de trancher en faveur de l'une ou l'autre des périodes. Les adéquations de ces trois modèles sont très proches sur l'ensemble de la période 1975-2003, à l'exception de l'été 1998. La mortalité du mois d'avril 1998, inclus dans la période de référence pour l'été 1998, est particulièrement élevée, ce qui engendre une surestimation du niveau général de la mortalité de l'été 1998.

Il est donc recommandé :

- d'étudier le niveau de la mortalité sur les mois constituant la période de référence de chaque été, comparativement aux années précédentes,
- de s'assurer de l'absence d'une épidémie hivernale précoce (en octobre ou novembre) ou tardive (en avril ou mai),
- et le cas échéant, d'exclure de la période de référence les mois pour lesquels une mortalité exceptionnellement basse ou élevée est observée.

2. Estimation de la surmortalité sur la période 2004-2006

Le modèle ajusté sur une période de référence a été utilisé pour estimer la mortalité de base sur la période 2004-2006. On considère alors que la relation entre les fluctuations quotidiennes des indicateurs de température et celles de la mortalité sur la période 2004-2006 est similaire à celle observée sur la période 1975-2003.

A la suite de la vague de chaleur d'août 2003, la prise de conscience des risques sanitaires liés aux températures estivales excessives sur la santé tant par la population que par les autorités sanitaires et institutions intervenant dans le domaine de la santé, la mise en place de mesure de prévention de ces risques, ainsi que la mise en place d'un système de surveillance et d'alerte des vagues de chaleur du 1^{er} juin au 31 août depuis 2004 ont pu modifier les comportements de la population vis à vis de la chaleur.

Cependant, les fluctuations quotidiennes de la mortalité en été (juin-septembre) sur la période 2004-2006 ont encore montré une très bonne corrélation avec les fluctuations des températures minimales et maximales, comme elles le montraient sur la période 1975-2003. Ainsi, il existe toujours un lien entre les fluctuations quotidiennes des températures et la mortalité en été.

La comparaison entre les nombres quotidiens de décès observés pendant les étés 2004 à 2006 et les estimations des nombres quotidiens de décès attendus fournis par le modèle a d'abord permis de vérifier que le lien entre chaleur et mortalité observé en 1975-2003 demeurait sur la période 2004-2006.

Elle a ensuite permis de quantifier la surmortalité observée et attendue au cours de la vague de chaleur du mois de juillet 2006, et d'estimer la différence entre la surmortalité attendue compte tenu des températures observées et du modèle construit sur la période 1975-2003 et la surmortalité effectivement observée, qui s'est avérée sensiblement plus basse.

Sur les étés 2004-2005, on observe une surestimation générale comprise entre 2 et 8% du niveau général de la mortalité sur l'ensemble des jours. En d'autres termes, la relation entre la mortalité observée en été et la mortalité sur la période de référence a changé par rapport à celle, stable, observée sur la période 1975-2003.

La mortalité observée sur les mois utilisés dans les périodes de référence (octobre, novembre, avril et mai) qui précèdent les étés 2004 à 2006 ne montre pas d'irrégularité particulière (telle que celle observée en avril 1998) qui puisse être à l'origine de ce biais d'estimation.

Ce résultat est donc difficile à interpréter :

- il est compatible avec l'hypothèse que les mesures de prévention, de surveillance et d'alerte, mises en œuvre par les différentes institutions chargées de la santé, et/ou les modifications des comportements de la population vis-à-vis des excès de chaleur estivaux aient pu influencer, de manière transitoire, le régime général de la mortalité pour les étés 2004 et 2005, par rapport à celui des mois qui constituent la période de référence,
- mais il peut également refléter l'influence d'autres facteurs qui resteraient à identifier.

Il nous semble donc difficile d'attribuer la légère sous-mortalité observée pour ces étés à une évolution générale de la vulnérabilité de la population à la chaleur estivale.

Etude de la mortalité au cours de l'été 2006 chez les personnes de 55 ans et plus

La relation entre la mortalité observée en été 2006 et la mortalité sur la période de référence semble similaire à celle qui était observée sur la période 1975-2003 puisqu'on n'y observe pas la surestimation générale de la mortalité constatée sur les étés 2004 et 2005.

L'adéquation du modèle aux valeurs estimées, sur les mois de juin, août et septembre 2006 est excellente. Quelle que soit la période de référence considérée (4 mois, 3 mois ou deux mois), la surmortalité observée est très modérée et varie en moyenne entre 0 et 30 décès en excès par jour pour les mois de juin, août et septembre 2006. Les ratios de mortalité observés et attendus sur ces mois sont proches de 1.

On n'observe aucune sous ou surmortalité sur les trois mois de juin, août et septembre 2006. Les effectifs de décès attendus fournis par le modèle sont très proches des effectifs observés pour ces trois mois.

Au cours du mois de juillet 2006, les indicateurs biométéorologiques sur lesquels est fondé le système de surveillance et d'alerte de l'InVS ont atteint ou dépassé les seuils dans plus d'un département pendant 18 jours consécutifs entre le 11 et le 28 juillet.

Au cours de la vague de chaleur du 11 et le 28 juillet :

- la surmortalité observée chez les personnes de 55 ans et plus est estimée à 1 727 décès ($IC_{95\%} = [1 315; 2 139]$), ce qui correspond à une surmortalité de 8%,
- alors que la surmortalité attendue sur cette période est estimé à 6 082 décès ($IC_{95\%} = [5 813; 6 351]$) en excès, ce qui représente une surmortalité de 29%.

On observe donc au cours de cette vague de chaleur une surmortalité certes statistiquement significative et non négligeable mais aussi très sensiblement inférieure à la surmortalité attendue compte tenu des températures observées en juillet 2006. Ainsi, l'écart entre les nombres de décès observés et attendus si le lien entre les températures et la mortalité en 2006 était identique à celui de la période 1975-2003, est estimé à -4 355 décès ($IC_{95\%} = [-4 862; -3 847]$) sur les 18 jours de la vague de chaleur.

Etude de la mortalité au cours de l'été 2006 sur l'ensemble de la population et pour les classes d'âge 55-74 ans et 75 ans et plus

Sur les mois de juin, août et septembre 2006, les écarts entre nombres de décès observés et attendus en fonction des températures observées sont faibles, avec en moyenne ± 11 décès par jour (environ 1% de la mortalité quotidienne moyenne en été), quelle que soit la classe d'âge considérée. Le ratio entre mortalité observée et mortalité attendue est alors très proche de 1.

Pendant la vague de chaleur du 11 au 28 juillet 2006, l'excès de mortalité observé pour l'ensemble de la population est de 2 065 décès ($IC_{95\%} = [1 630; 2 499]$), ce qui représente une augmentation de 9 % de la mortalité. La surmortalité attendue est estimée à 6 452 décès ($IC_{95\%} = [6 178; 6 726]$), soit un ratio de mortalité de 27%.

Le déficit de surmortalité est donc de -4 388 décès ($IC_{95\%} = [-4 920; -3 835]$).

Chez les personnes de 55 à 74 ans, les surmortalités observée et attendue sont plus modérées avec respectivement 399 décès ($IC_{95\%} = [226; 572]$) et 1 141 décès ($IC_{95\%} = [1 061; 1 221]$). L'écart entre le nombre de décès observé et le nombre de décès attendu est de -742 décès ($IC_{95\%} = [-941; -543]$)

Enfin, chez les personnes de 75 ans et plus, l'excès observé est de 1 254 décès ($IC_{95\%} = [907; 1 601]$), soit une surmortalité de 8%. La surmortalité attendue sur la même période est de 5 079 décès ($IC_{95\%} = [4 824; 5 334]$), soit un ratio de mortalité de 34%.

Le déficit de surmortalité s'élève donc à -3 825 décès ($IC_{95\%} = [-4 263; -3 386]$), chez les personnes de 75 ans plus.

Etude de la mortalité au cours de l'été 2006 par sexe

Pour l'ensemble de la population masculine, la surmortalité observée en juillet 2006 est de 1 310 décès en excès ($IC_{95\%} = [954 ; 1 666]$) soit un excès de +6%. La surmortalité attendue est de 3 047 décès en excès ($IC_{95\%} = [2 837 ; 3 258]$) soit une surmortalité de +14%.

Le déficit de surmortalité chez les hommes est donc de -1 737 décès ($IC_{95\%} = [-2 143 ; -1 331]$) en juillet 2006.

Pour l'ensemble de la population féminine, la surmortalité observée en juillet 2006 est de 1 306 décès en excès ($IC_{95\%} = [943 ; 1 669]$) soit un excès de +7%. La surmortalité attendue est de 4 616 décès en excès ($IC_{95\%} = [4 374 ; 4 857]$) soit un excès de +24%.

Le déficit de surmortalité est donc de -3 310 décès ($IC_{95\%} = [-3 747 ; -2 872]$) pour l'ensemble du mois de juillet.

Les surmortalités observées et attendues concernent plus particulièrement les personnes les plus âgées, aussi bien chez les hommes que chez les femmes.

En conclusion, on observe un déficit important de surmortalité au cours de la vague de chaleur du mois de juillet 2006 que l'on peut interpréter comme une réduction de la vulnérabilité de la population aux vagues de chaleur estivales, attribuable :

- à la prise en compte des risques liés aux chaleurs estivales excessives par la population de la France métropolitaine depuis la vague de chaleur d'août 2003,
- aux mesures de prévention des risques liés aux chaleurs estivales excessives mises en place par les pouvoirs publics et différentes institutions depuis la vague de chaleur d'août 2003,
- et au système de surveillance et d'alerte des vagues de chaleur mis conjointement en place par l'InVS et Météo-France depuis juin 2004.

ANNEXES

Annexes 1 : Comparaison des effectifs de décès sous l'hypothèse 1

Période de référence sur trois mois (octobre N-1, avril et mai N)

Figure : Fluctuations quotidiennes du taux de mortalité observé (noir), du taux de mortalité de référence (bleu) et du taux de mortalité attendu (rouge) – France métropolitaine - 55 ans et + - période de référence : octobre N-1, avril et mai N

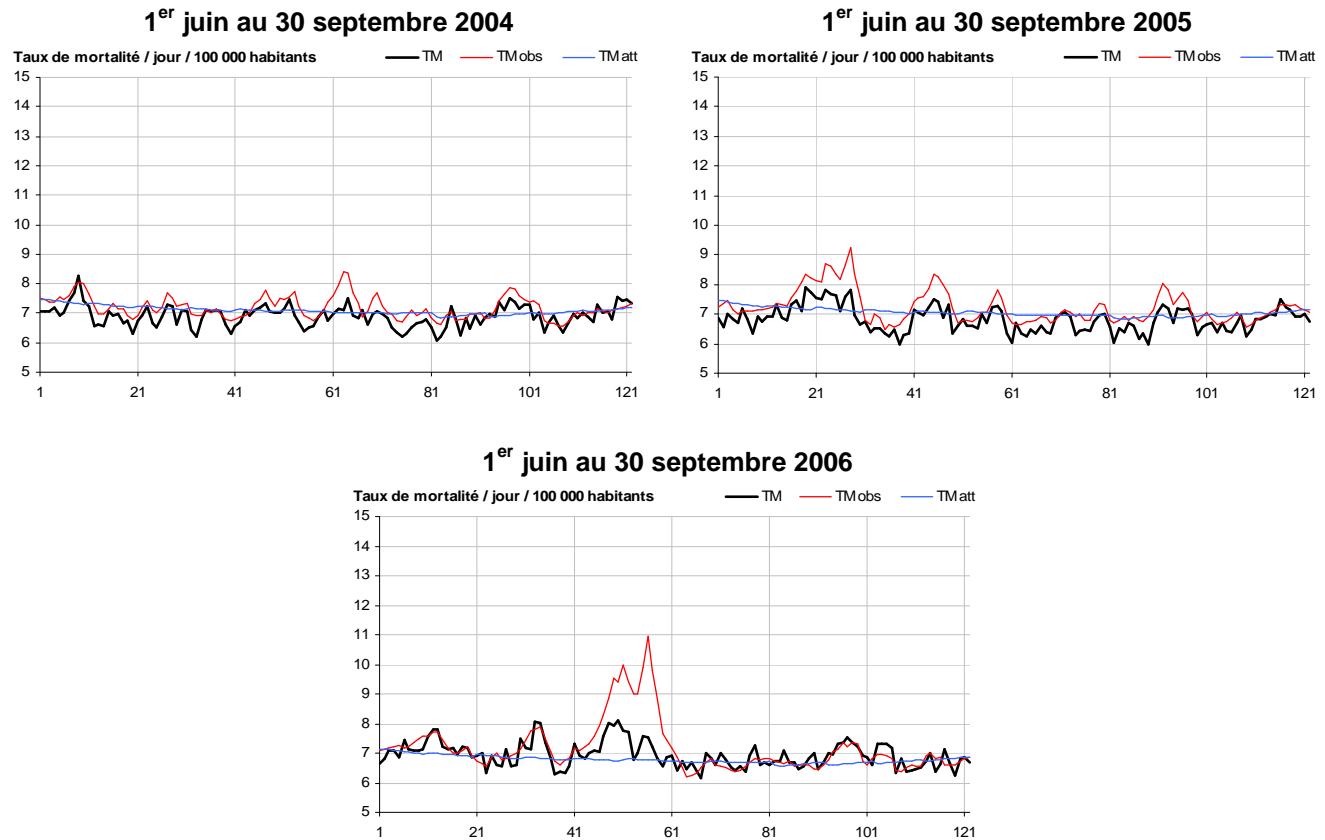


Tableau : Effectifs de décès et de surmortalité des personnes de 55 ans et plus par mois pour les étés 2004, 2005 et 2006 – Période de référence sur trois mois (octobre, avril et mai)

		2004		2005		2006	
		Décès	Surmortalité ²	Décès	Surmortalité ²	Décès	Surmortalité ²
Juin	Observé(e)	34 256	-1 384	35 827	-454	36 111	422
	Attendu(e)	35 944	304	38 729	2 448	36 546	858
	Référence	35 640		36 281		35 689	
	Ecart¹		-1 688		-2 902		-435
Juillet	Observé(e)	34 812	-1 085	34 821	-1 722	38 034	2 087
	Attendu(e)	36 211	313	37 023	480	43 030	7 083
	Référence	35 897		36 543		35 947	
	Ecart¹		-1 399		-2 202		-4 996
Août	Observé(e)	34 039	-1 259	34 045	-1 889	35 345	-2
	Attendu(e)	36 037	739	35 989	56	34 896	-452
	Référence	35 298		35 934		35 347	
	Ecart¹		-1 998		-1 944		449
Septembre	Observé(e)	34 370	-43	34 211	-821	35 236	776
	Attendu(e)	34 888	475	35 384	352	35 011	551
	Référence	34 413		35 032		34 460	
	Ecart¹		-518		-1 173		225

¹ **Ecart** = nombre de décès observé – nombre de décès attendu

² **Surmortalité observée** : nombre de décès observé – nombre de décès de référence

Surmortalité attendue : nombre de décès attendu – nombre de décès de référence

Période de référence sur 2 mois (avril et mai N)

Figure : Fluctuations quotidiennes du taux de mortalité observé (noir), du taux de mortalité de référence (bleu) et du taux de mortalité attendu (rouge) – France métropolitaine - 55 ans et + - période de référence : avril et mai N

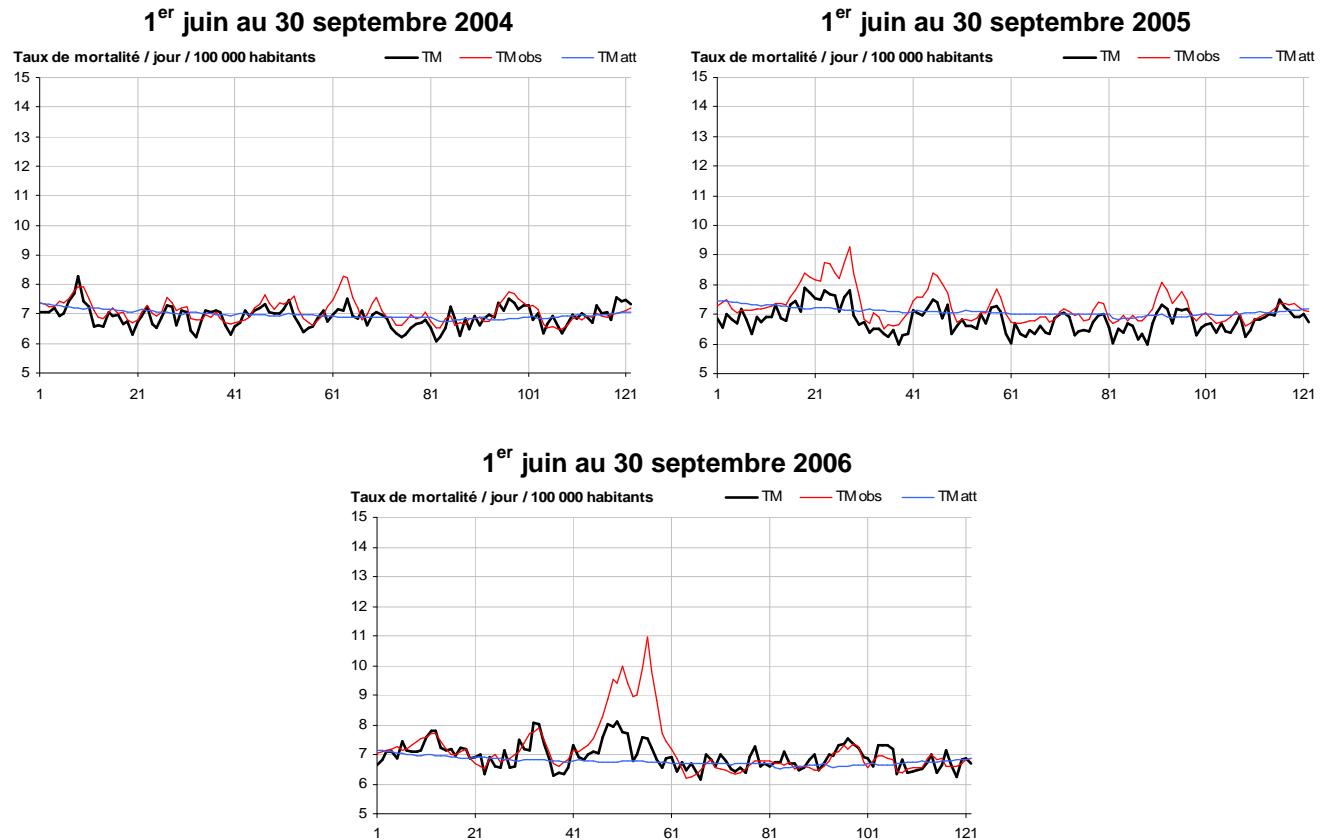


Tableau : Effectifs de décès et de surmortalité des personnes de 55 ans et plus par mois pour les étés 2004, 2005 et 2006 – Période de référence sur deux mois (avril et mai)

		2004		2005		2006	
		Décès	Surmortalité ²	Décès	Surmortalité ²	Décès	Surmortalité ²
Juin	Observé(e)	34 256	-786	35 827	-622	36 111	542
	Attendu(e)	35 360	318	38 950	2 501	36 442	874
	Référence	35 042		36 449		35 569	
	Ecart¹		-1 104		-3 123		-331
Juillet	Observé(e)	34 812	-476	34 821	-1 883	38 034	2 216
	Attendu(e)	35 593	305	37 202	498	42 971	7 153
	Référence	35 288		36 704		35 818	
	Ecart¹		-781		-2 381		-4 937
Août	Observé(e)	34 039	-668	34 045	-2 056	35 345	116
	Attendu(e)	35 437	729	36 152	51	34 762	-466
	Référence	34 707		36 101		35 229	
	Ecart¹		-1 398		-2 107		583
Septembre	Observé(e)	34 370	534	34 211	-983	35 236	892
	Attendu(e)	34 315	479	35 561	366	34 918	573
	Référence	33 836		35 194		34 344	
	Ecart¹		55		-1 350		318

¹ **Ecart** = nombre de décès observé – nombre de décès attendu

² **Surmortalité observée** : nombre de décès observé – nombre de décès de référence

Surmortalité attendue : nombre de décès attendu – nombre de décès de référence

Annexe 2 : Résultats pour les sous-groupes d'âge selon les périodes de référence

Tableau : Nombre de décès de référence, ratio de mortalité et surmortalité pour le mois de juin, août et septembre 2006, par groupe d'âge. Période de référence sur deux mois : avril et mai N.

Mois	Décès de référence \hat{E}	Ratio de mortalité			Surmortalité		
		Observé O/\hat{E}	Attendu \hat{O}/\hat{E}	O/\hat{O}	Observée $O - \hat{E}$	Attendue $\hat{O} - \hat{E}$	Ecart $O - \hat{O}$
Tous âges							
Juin	40 082	1,02	1,02	0,99	618 [-1; 1 237]	975 [633; 1 318]	-357 [-983; 269]
Août	40 001	1,00	0,99	1,01	-131 [-741; 478]	-546 [-858,3; -234]	415 [-194; 1 023]
Septembre	38 793	1,03	1,02	1,01	989 [381; 1 596]	678 [345; 1 012]	310 [-304; 924]
55-74 ans							
Juin	10 112	1,02	1,02	1,00	223 [-8; 455]	177 [87; 268]	46 [-187; 279]
Août	10 200	1,00	0,99	1,01	33 [-198; 264]	-94 [-177; -11]	127 [-104; 357]
Septembre	10 005	1,00	1,01	0,99	12 [-218; 242]	100 [10; 189]	-88 [-320; 144]
75 ans et plus							
Juin	25 759	1,00	1,03	0,97	17 [-485; 520]	736 [396; 1 075]	-718 [-1 227; -210]
Août	25 264	0,99	0,99	1,01	-152 [-642; 337]	-377 [-689; -64]	224 [-264; 712]
Septembre	24 544	1,03	1,02	1,01	675 [187; 1 163]	510 [187; 832]	165 [-326; 657]

Tableau : Nombre de décès de référence, ratio de mortalité et surmortalité pour le mois de juillet 2006 et pendant la vague de chaleur du 11 au 28 juillet, par groupe d'âge. Période de référence sur deux mois : avril et mai N.

Décès de référence \hat{E}	Ratio de mortalité			Surmortalité			
	Observé O/\hat{E}	Attendu \hat{O}/\hat{E}	O/\hat{O}	Observée $O - \hat{E}$	Attendue $\hat{O} - \hat{E}$	Ecart $O - \hat{O}$	
Tous âges							
Juillet	40 616	1,06	1,19	0,89	2 519 [1 903; 3 135]	7 608 [7 166; 8 051]	-5 089,24 [-5 822; -4 357]
11-28 juillet	23 574	1,09	1,27	0,85	2 006 [1 549; 2 462]	6 430 [6 128; 6 733]	-4 424,71 [-4 988; -3 861]
55-74 ans							
Juillet	10 274	1,05	1,13	0,92	494 [262; 726]	1 382 [1 264; 1 500]	-887,81 [-1 148; -628]
11-28 juillet	5 964	1,07	1,20	0,89	409 [235; 584]	1 165 [1 084; 1 247]	-756 [-957; -555]
75 ans et +							
Juillet	25 817	1,06	1,23	0,86	1 449 [952; 1 946]	5 972 [5 556; 6 387]	-4 522 [-5 125; -3 921]
11-28 juillet	14 973	1,08	1,34	0,81	1 235 [874; 1 597]	5 032 [4 756; 5 308]	-3 796 [-4 255; -3 338]

Tableau : Nombre de décès de référence, ratio de mortalité et surmortalité pour les mois de juin, août et septembre 2006, par groupe d'âge. Période de référence sur trois mois : octobre N-1, avril et mai N.

Mois	Décès de référence \hat{E}	Ratio de mortalité			Surmortalité		
		Observé O/\hat{E}	Attendu \hat{O}/\hat{E}	O/\hat{O}	Observée $O - \hat{E}$	Attendue $\hat{O} - \hat{E}$	Ecart $O - \hat{O}$
Tous âges							
Juin	40 054	1,02	1,02	1,01	646 [52; 1 239]	961 [647,5; 1 275]	-316 [-916; 285]
Août	39 974	1,00	0,99	1,01	-104 [-689; 481]	-531 [-816; -246]	427 [-157; 1 011]
Septembre	38 766	1,03	1,02	1,01	1 016 [434; 1 598]	663 [358; 969]	353 [-236; 941,5]
55-74 ans							
Juin	10 125	1,02	1,02	1,00	209 [-21; 440]	173 [84; 262]	37 [-195; 269]
Août	10 216	1,00	0,99	1,01	17 [-212; 247]	-91 [-173; -9,2]	108 [-121; 337]
Septembre	10 020	1,00	1,01	0,99	-3 [-232; 226]	94 [6; 183]	-97 [-32; 133]
75 ans et plus							
Juin	25 747	1,00	1,03	0,97	29 [-456; 515]	725 [408; 1 043]	-696 [-1 187; -205]
Août	25 252	0,99	0,99	1,01	-140 [-613; 333]	-365 [-657; -73]	225 [-247; 697]
Septembre	24 533	1,03	1,02	1,01	686 [214; 1 157]	499 [197; 801]	187 [-289; 662]

Tableau : Nombre de décès de référence, ratio de mortalité et surmortalité pour le mois de juillet 2006 et pendant la vague de chaleur du 11 au 28 juillet, par groupe d'âge. Période de référence sur trois mois : octobre N-1, avril et mai N.

Décès de référence \hat{E}	Ratio de mortalité			Surmortalité		
	Observé O/\hat{E}	Attendu \hat{O}/\hat{E}	O/\hat{O}	Observée $O - \hat{E}$	Attendue $\hat{O} - \hat{E}$	Ecart $O - \hat{O}$
Tous âges						
Juillet	40 595	1,06	1,19	0,90	2 540 [1 949; 3 131]	7 547 [7 138; 7 955] -5 007 [-5 707; -4 307]
11-28 juillet	23 562	1,09	1,27	0,85	2 018 [1 579; 2 457]	6 387 [6 108; 6 667] -4 370 [-4 909; -3 831]
55-74 ans						
Juillet	10 292	1,05	1,13	0,93	476 [246; 707]	1 349 [1 233; 1 465] -872 [-1 130; -615]
11-28 juillet	5 974	1,07	1,19	0,90	399 [226; 572]	1 141 [1 061; 1 221] -742 [-941; -543]
75 ans et +						
Juillet	25 809	1,06	1,23	0,86	1 457 [977,1; 1 937]	5 942 [5 551; 6 332] -4 484 [-5 065; -3 904]
11-28 juillet	14 968	1,08	1,33	0,81	1 240 [889; 1 591]	5 011 [4 751; 5 271] -3 771 [-4 214; -3 328]