

# **Vague de chaleur de l'été 2003 :**

*relations entre températures,  
pollution atmosphérique et mortalité  
dans neuf villes françaises*

Rapport d'étude

## Rédacteurs

Sylvie Cassadou, Benoît Chardon, Myriam D'helf, Christophe Declercq, Daniel Eilstein, Pascal Fabre, Laurent Filleul, Jean-François Jusot, Agnès Lefranc, Alain Le Tertre, Sylvia Medina, Laurence Pascal, Hélène Prouvost, Martine Ledrans.

## Remerciements

Inserm (Eric Jouglu), Insee (Guy Desplanques) ;

Météo-France (Jean Claude Cohen) ;

Associations agréées de surveillance de la qualité de l'air des neuf agglomérations : Airaq (Bordeaux), Atmo Nord Pas-de-Calais (Lille), Coparly (Lyon), Airmaraix (Marseille), Airparif (Paris), Air Normand (Rouen, Le Havre), Aspa (Strasbourg), Oramip (Toulouse) ;

Edwige Bertrand (documentaliste InVS).

## Correspondance

Sylvie Cassadou

Institut de veille sanitaire – Département santé environnement  
37, Allées Jules Guesdes 31073 Toulouse Cedex

Tel : 05 61 53 35 77

Fax : 05 62 26 42 40

Courriel : [cassadou@cict.fr](mailto:cassadou@cict.fr)

# Résumé

## Contexte et objectifs

Selon Météo-France, l'été 2003 a été le plus chaud depuis 53 ans pour les températures maximales et, fait important, pour les températures minimales. Par ailleurs, les conditions météorologiques ont contribué à la création d'un épisode de pollution photochimique exceptionnel par sa durée et sa couverture géographique. Du 1<sup>er</sup> au 14 août, la quasi-totalité du pays a connu des épisodes significatifs de pollution par l'ozone. Or, l'ozone, après les particules, est le polluant pour lequel la constance et la cohérence des résultats des études épidémiologiques plaident le plus en faveur d'une relation causale entre l'exposition et des effets délétères sur la santé. Cette vague de chaleur s'est accompagnée d'une vague de surmortalité à court terme d'une importance exceptionnelle. Des recommandations ont été formulées dans les rapports publiés au décours de l'été 2003, afin d'identifier tous les facteurs majorant les risques liés à la température et de quantifier les rôles respectifs de la pollution atmosphérique et de la chaleur dans la surmortalité observée. En effet, la connaissance de ces impacts respectifs permettrait d'orienter plus finement les mesures préventives et recommandations vis à vis de ces deux facteurs de risque.

A la suite de la vague de chaleur, il a été envisagé initialement de réaliser une évaluation de l'impact sanitaire de la pollution atmosphérique pour l'été 2003 indépendamment des effets de la température. Néanmoins, compte tenu des valeurs de température et de pollution (ozone) exceptionnellement élevées et ceci de façon prolongée durant l'été 2003, l'évaluation de l'impact sanitaire à partir de relations exposition-risque existantes est apparue scientifiquement non valide et pouvant conduire à des résultats erronés.

Dans le cadre du Programme de surveillance air & santé dans neuf villes françaises (Psas-9), l'objectif de cette étude était tout d'abord de réanalyser, en prenant en compte la période particulière de l'été 2003, la relation entre l'exposition à l'ozone et le risque de mortalité. Cette estimation avait pour but de réaliser une évaluation d'impact sanitaire scientifiquement plus valide, pour la période de vague de chaleur, que celle qui aurait été conduite à partir de résultats antérieurs.

Par ailleurs, cette analyse cherchait à estimer, pour la période de vague de chaleur, l'excès de risque de mortalité lié conjointement à la température et à l'ozone, et la part relative de chacun des facteurs dans cet effet conjoint.

Le dernier objectif était de quantifier un éventuel déplacement de mortalité à court terme, c'est à dire une période de sousmortalité survenant au décours immédiat de la vague de chaleur.

## Méthodes

Le protocole mis en œuvre s'est appuyé sur les principes généraux des études de séries temporelles déjà appliqués lors des phases I et II du Psas-9. Ce type d'étude repose sur l'analyse de séries chronologiques de données agrégées à l'échelle de chaque agglomération. Son principe consiste à relier les variations à court terme d'un indicateur de l'état de santé d'une population (ici la mortalité) à celles d'un indicateur d'exposition de cette population à la pollution atmosphérique (ici l'ozone).

Les données utilisées ont été recueillies sur une période rétrospective de 8 années, de 1996 à 2003. Les neuf villes étudiées étaient Bordeaux, Le Havre, Lille, Lyon, Marseille, Paris, Rouen, Strasbourg et Toulouse. Pour chaque ville, la zone d'étude correspondait à une zone géographique dans laquelle l'exposition de la population pouvait être considérée comme homogène vis à vis des indicateurs de pollution, ici l'ozone.

Les comptes journaliers de décès toutes causes ont été recueillis auprès de l'Institut national de la statistique et des études économiques, tous âges confondus d'une part et pour les 65 ans et plus d'autre part. Les concentrations ambiantes d'ozone ont été recueillies auprès des Associations agréées de

surveillance de la qualité de l'air. Dans chaque ville, les indicateurs agrégés d'exposition à ce polluant ont ensuite été construits selon les mêmes principes méthodologiques que lors des travaux antérieurs. Les indicateurs météorologiques utilisés ont été, pour chaque jour, les températures horaires minimale et maximale du jour, relevées entre 0 et 23h.

Les séries journalières de mortalité ont été régressées selon un modèle de Poisson permettant de prendre en compte d'éventuels effets non-linéaires des variables explicatives, grâce à l'utilisation de fonctions *splines* pénalisées.

La première partie de cette étude visait à étudier les liens entre température, ozone et mortalité. Le compte journalier de décès a été régressé sur plusieurs variables *température* et sur la moyenne des niveaux d'ozone du jour même et de la veille, en contrôlant les paramètres temporels et les cofacteurs pouvant biaiser les estimations. Afin de capturer au mieux l'effet de la température, nous avons utilisé les températures minimales et maximales sur plusieurs décalages simultanément (température du jour, mais aussi des jours précédents). Une interaction éventuelle entre les variables *ozone* et *température* a été recherchée. Les excès de risque obtenus ont permis d'évaluer, en nombre de décès attribuables, l'impact sanitaire à court terme de l'exposition à l'ozone pendant la période du 3 au 17 août 2003 par rapport à l'exposition moyenne à ce même indicateur pendant la période du 3 au 17 août des années 2000, 2001 et 2002.

Pour la même période de 2003, l'excès de risque de mortalité lié à l'ensemble des facteurs ozone et température a également été estimé à partir de ce modèle. Dans l'effet conjoint des deux facteurs sur la mortalité, la part due à l'ozone a ensuite été calculée.

Dans la seconde partie de l'étude, l'objectif était de quantifier l'effet spécifique de la période de vague de chaleur sur la mortalité, y compris un éventuel déplacement de la mortalité (effet *harvesting*), sans préjuger d'un facteur causal particulier. Pour estimer cet effet, nous avons introduit dans le modèle une fonction *spline* pénalisée des jours de cet épisode, pour une période allant du 22 juillet au 2 septembre 2003. Les variables *températures* et *ozone* n'étaient incluses ici que pour capturer la variabilité habituelle de la mortalité avec celles-ci dans les conditions climatiques habituelles, hors période de vague de chaleur.

## Résultats

Il n'a pas été observé d'interaction entre l'effet des températures et celui de l'ozone. Pour une augmentation de  $10 \mu\text{g}/\text{m}^3$  du niveau d'ozone, l'excès de risque combiné de mortalité à court terme est de 1,01 % pour la population tous âges et sur l'ensemble des neuf villes. Les excès de risque locaux sont hétérogènes entre les villes, compris entre -0,02 % et 3,12 %.

Cette hétérogénéité a conduit à réaliser l'évaluation d'impact sanitaire à partir des excès de risque calculés par méthode bayésienne empirique. Selon la ville, ces derniers sont compris entre 0,19 % et 2,38 %. Sur l'ensemble des neuf villes et pour la population tous âges, 379 décès anticipés sont attribuables aux niveaux d'ozone observés entre le 3 et le 17 août 2003 par rapport aux niveaux moyens de cet indicateur pour la même période des trois années précédentes. Selon la ville, les taux de décès anticipés attribuables à l'exposition à l'ozone sont compris entre 0,9 et 5,5 pour 100 000 habitants.

Sur la même période, les excès de risque de mortalité à court terme liés conjointement à l'ozone et à la température sont compris selon la ville entre 10,58 % (au Havre) et 174,68 % (à Paris) pour la population tous âges. Ces valeurs représentent l'augmentation du risque par rapport aux températures et niveaux d'ozone observés pendant la même période lors des trois années précédentes. La part de l'ozone, dans l'effet conjoint des deux facteurs, est minoritaire à Paris, Lyon, Bordeaux et Rouen, prépondérant à Strasbourg et Toulouse, comparable à la part des températures dans les autres villes.

Au plus fort de la vague de chaleur, les risques relatifs de mortalité à court terme spécifiquement liés à cette période (sans préjuger d'un facteur causal particulier) et par rapport à la même période des années précédentes, étaient significativement supérieurs à 1 dans toutes les villes sauf au Havre. En effet, la vague de chaleur n'a pas été observée dans cette ville. Dans les huit autres villes, ces risques relatifs étaient compris entre 1,28 (Marseille) et 5,0 (Paris). Aucun phénomène de déplacement de mortalité n'a été observé à Strasbourg, Lyon et Toulouse. Dans les autres villes, l'effet *harvesting* était mineur par rapport à l'excès de mortalité estimé pendant la vague de chaleur.

## Conclusion

Une analyse spécifique des relations entre pollution, température et mortalité a été réalisée pour la période 1996-2003, incluant la période de vague de chaleur. L'excès de risque de mortalité à court terme lié à l'ozone est légèrement augmenté en moyenne sur les neuf villes par rapport aux estimations antérieures, obtenues en l'absence de vague de chaleur (augmentation statistiquement non significative). Les excès de risque locaux sont par ailleurs plus hétérogènes entre les différentes villes. Les résultats quantitatifs de l'évaluation d'impact sanitaire doivent être considérés avec prudence. Néanmoins, ils font apparaître un impact non négligeable des niveaux de pollution photochimique observés pendant l'été 2003 sur la mortalité, par rapport aux niveaux de cette pollution observés les années précédentes.

Il semble que les excès de mortalité observés les plus élevés soient liés dans leur quasi totalité à l'effet propre de la chaleur : c'est ce que l'on observe à Paris et Lyon. Dans ces villes, les fortes températures semblent avoir un effet persistant à court terme (3 jours). Dans les villes où l'excès de mortalité observé est plus modéré, les parts relatives des effets de la température et de l'ozone se répartissent de façon plus hétérogène, selon le niveau atteint localement par chacun des deux facteurs mais également selon leur excès de risque local.

Enfin, la modélisation de l'effet « vague de chaleur » sur la mortalité, indépendamment de tout facteur causal particulier, a également permis de rechercher l'existence d'un éventuel déplacement de mortalité ou effet *harvesting*. Le déficit de décès observé dans les 3 semaines qui ont suivi la période caniculaire est très largement inférieur à la surmortalité observée pendant la vague de chaleur. Les décès survenus pendant cet épisode ne semblent donc pas avoir été anticipés de seulement quelques jours mais d'un délai plus long, supérieur à trois semaines. Néanmoins, ce résultat ne permet pas de conclure sur l'évolution de la mortalité dans les mois qui ont suivi.

Ce travail devra être approfondi en France et, dans la perspective d'une multiplication des épisodes de canicule, la modélisation dans d'autres pays des relations entre fortes températures, forte pollution photochimique et mortalité sera également utile pour guider plus précisément les actions de prévention.

## Acronymes

AASQA	Association agréée de surveillance de la qualité de l'air
Ademe	Agence de l'environnement et de la maîtrise de l'énergie
Grog	Groupes régionaux d'observation de la grippe
Ineris	Institut national de l'environnement et des risques industriels
Insee	Institut national de la statistique et des études économiques
Inserm	Institut national de la santé et de la recherche médicale
InVS	Institut de veille sanitaire
Psas-9	Programme de surveillance air & santé dans neuf villes françaises

## Liste des sigles utilisés

EIS	évaluation d'impact sanitaire
ER	excès de risque
FN	fumées noires
NO <sub>2</sub>	dioxyde d'azote
O <sub>3</sub>	ozone
PM <sub>10</sub>	particules de diamètre < 10 micromètres
PM <sub>2,5</sub>	particules de diamètre < 2,5 micromètres
RR	risque relatif
SO <sub>2</sub>	dioxyde de soufre

## Définitions

Décès anticipé	décès dont la date de survenue a été précipitée par une augmentation de l'exposition (ici à la pollution atmosphérique).
P5	percentile 5 : niveau d'un indicateur de pollution non dépassé les 5 % des jours les moins pollués d'une période donnée.
P25	percentile 25.
P50	percentile 50 ou médiane.
P75	percentile 75.
P95	percentile 95 : niveau d'un indicateur de pollution atteint ou dépassé les 5 % des jours de plus forte pollution d'une période donnée.

# Sommaire

<b>Résumé</b> .....	<b>3</b>
<b>1. Contexte et objectifs</b> .....	<b>9</b>
1.1 Eté 2003 : une période particulière d'exposition à la chaleur .....	9
1.2 Eté 2003 : une période particulière d'exposition à la pollution atmosphérique .....	9
1.3 Eté 2003 : une période de surmortalité .....	13
1.4 Quels impacts relatifs de la pollution atmosphérique et de la température sur la mortalité pendant la vague de chaleur ? .....	14
1.5 Objectifs de l'étude .....	15
<b>2. Méthode</b> .....	<b>16</b>
2.1 Schéma d'étude .....	16
2.2 Période d'étude .....	16
2.3 Zones d'étude .....	16
2.4 Construction des indicateurs de mortalité et d'exposition .....	17
2.5 Modélisation .....	19
<b>3. Résultats</b> .....	<b>21</b>
3.1 Caractéristiques des zones d'étude .....	21
3.2 Description des indicateurs .....	22
3.3 Relations entre mortalité et exposition à l'ozone : prise en compte de la vague de chaleur .....	24
3.4 Excès de risque de mortalité lié conjointement à l'ozone et à la température pendant la vague de chaleur, part de chaque facteur .....	28
3.5 Effet spécifique de la vague de chaleur .....	30
<b>4. Discussion</b> .....	<b>34</b>
4.1 Rappel et interprétation des principaux résultats .....	34
4.2 Choix méthodologiques et validité des résultats .....	37
<b>5. Conclusion et retombées en santé publique</b> .....	<b>39</b>
<b>Références</b> .....	<b>40</b>
<b>Annexe</b> .....	<b>42</b>
L'exposition à la pollution atmosphérique dans les neuf villes	





# 1. Contexte et objectifs

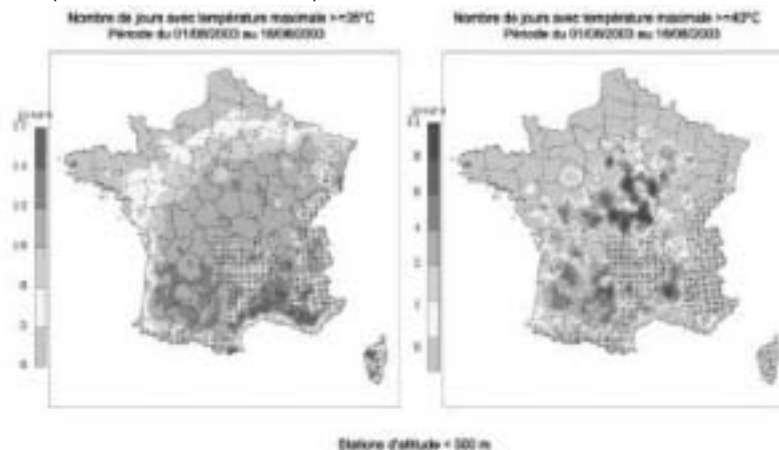
## 1.1 Eté 2003 : une période particulière d'exposition à la chaleur

Aucune définition parfaitement consensuelle de la « canicule » n'est actuellement disponible mais ce phénomène peut être défini comme le maintien de « fortes » températures pendant plus de 48 heures [1]. La canicule de l'été 2003 a été exceptionnelle en France à plus d'un titre puisque de fortes chaleurs ont persisté du 15 juillet au 15 août 2003 et que les températures maximales et minimales étaient élevées de façon inhabituelle pendant la première quinzaine d'août.

Selon Météo-France, l'été 2003 a été le plus chaud depuis 53 ans pour les températures maximales (2°C au-dessus des trois derniers étés les plus chauds - 1976, 1983 et 1994) et, fait important, pour les températures minimales (3,5°C au-dessus de la moyenne de la période 1950-1980). Sur l'ensemble du pays, l'augmentation des températures a été brutale du 1<sup>er</sup> au 5 août, suivie par une période de très forte chaleur jusqu'au 13 août, date de l'amorce de la baisse progressive des températures. La figure 1 montre que des températures supérieures à 35°C ont été enregistrées dans 2/3 des stations météorologiques réparties sur le territoire français entre le 1<sup>er</sup> et le 18 août 2003. Des températures supérieures à 40°C ont même été observées dans 15 % des stations, y compris pour la première fois en Bretagne depuis le début des mesures de température.

La France a ainsi connu une période exceptionnelle comparée aux autres pays européens qui ont également connu plusieurs jours de fortes températures maximales mais des températures minimales plus faibles. Ainsi, en Espagne, les températures maximales avoisinaient les températures françaises alors que les températures minimales étaient plus faibles : les 11 et 12 août, les minimales à Madrid étaient inférieures de 6°C aux valeurs enregistrées à Paris.

**Figure 1.** Nombres de jours où les températures maximales ont dépassé 35 et 40°C entre le 1<sup>er</sup> et le 18 août 2003 (source Météo-France)



## 1.2 Eté 2003 : une période particulière d'exposition à la pollution atmosphérique

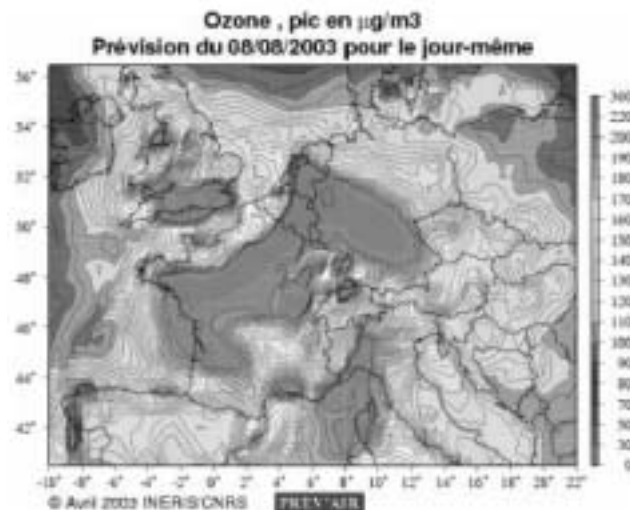
### 1.2.1 Pollution atmosphérique au cours de l'été 2003 en France et en Europe

#### Pollution par l'ozone

Les conditions météorologiques - atmosphère extrêmement stable, vents faibles, températures nocturnes élevées et fort ensoleillement - ont contribué à la création d'un épisode de pollution photochimique exceptionnel par sa durée et sa couverture géographique [2-5].

L'ensemble de l'Europe de l'Ouest a été concerné par cet épisode comme le montre la figure 2 pour la journée du 8 août 2003, l'une des plus polluées de la période critique (prévisions numériques de PREV'AIR : programme développé par l'Institut national de l'environnement industriel et des risques).

**Figure 2.** Prévision des concentrations d'ozone, réalisée à partir des simulations de PREV'AIR et corrigée d'après les observations disponibles (source <http://prevair.ineris.fr/cartespics.php>)

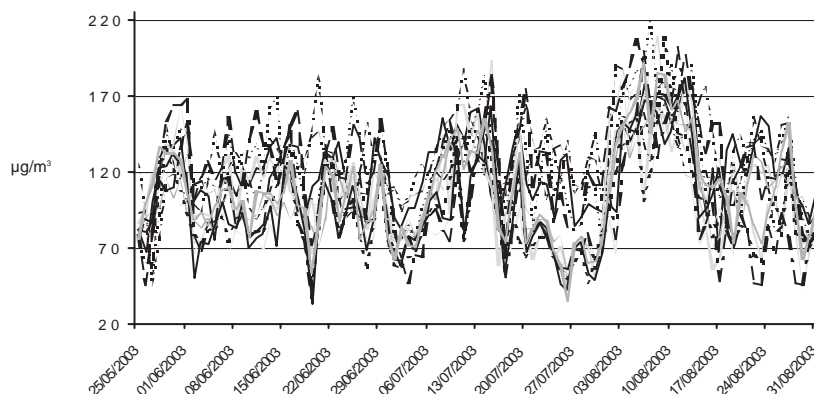


Sur les 31 pays européens ayant transmis des rapports de surveillance, 23 ont enregistré des niveaux d'ozone bien supérieurs au seuil d'information de la population ( $180 \mu\text{g}/\text{m}^3$  en moyenne horaire) défini par la directive européenne 92/72/CEE, et ce durant un ou plusieurs jours entre le mois d'avril et le mois d'août. La France, le Benelux, l'Allemagne, l'Espagne, le nord de la Suisse, le nord de l'Italie et le sud du Royaume-Uni ont été les plus touchés. Seuls les pays nordiques, les pays Baltes et l'Irlande n'ont pas signalé de dépassement.

En France, la surveillance de l'ozone par les 40 associations agréées de surveillance de la qualité de l'air (AASQA) a reposé en 2003 sur 426 sites fixes répartis sur l'ensemble du territoire. Du 1<sup>er</sup> au 14 août, la quasi-totalité du pays a connu des épisodes significatifs de pollution, et des régions habituellement peu concernées par la pollution à l'ozone telles que la Bretagne ont aussi été affectées. Cette situation a été exceptionnelle non seulement par les niveaux élevés d'ozone et d'autres indicateurs de pollution, mais également par la durée de l'épisode de pollution comme le montrent les figures 3a à 3c dans 13 grandes villes françaises [6,7].

**Figure 3. (a à c)** Evolution des indicateurs d'exposition à l'ozone (moyenne 8h) du 25 mai au 31 août 2003, 2002 et 2001 dans 13 grandes villes françaises<sup>1</sup>

**Fig 3a : 2003**



<sup>1</sup> Bordeaux, Le Havre, Le Mans, Lille, Lyon, Marseille, Nice, Paris, Poitiers, Rennes, Rouen, Strasbourg, Toulouse.

Fig 3b : 2002

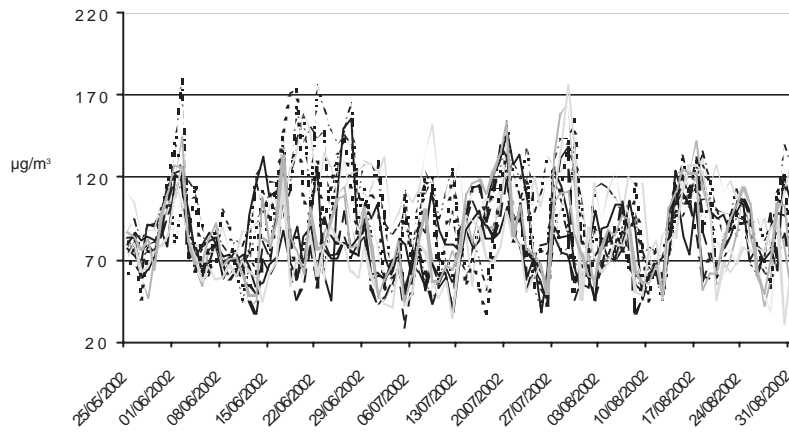
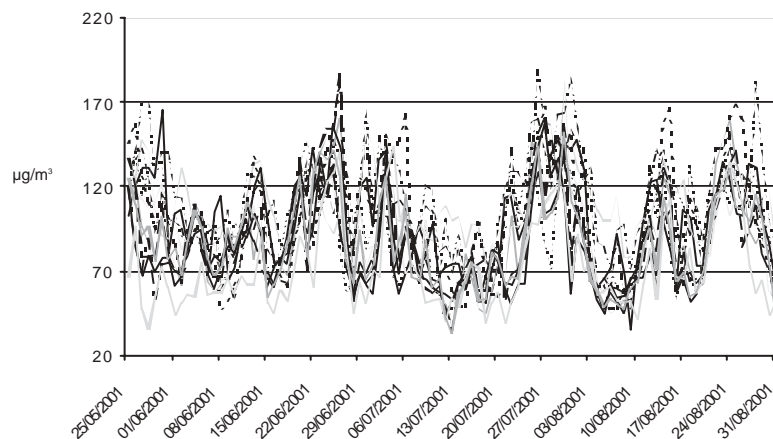


Fig 3c : 2001



La figure 3a montre deux périodes durant lesquelles les niveaux de l'indicateur d'exposition à l'ozone étaient particulièrement élevés sur l'ensemble des villes en 2003 : la période du 3 au 13 août où ce niveau était compris entre 130 et 200  $\mu\text{g}/\text{m}^3$  dans la quasi totalité des villes et, dans une moindre mesure, la période du 8 au 16 juillet où les niveaux étaient compris entre 120 et 170  $\mu\text{g}/\text{m}^3$ .

Les figures 3b et 3c montrent, pour les deux périodes estivales de 2001 et 2002, des niveaux inférieurs à ceux observés en 2003. Les niveaux quotidiens sont le plus souvent compris entre 70 et 120  $\mu\text{g}/\text{m}^3$  et ne dépassent 170  $\mu\text{g}/\text{m}^3$  qu'exceptionnellement, sur des durées courtes, et seulement dans quelques villes.

### Les autres polluants

Selon l'Ademe, la situation météorologique particulière de l'été 2003 a également largement contribué à la formation d'autres polluants d'origine photochimique tels que des aérosols secondaires et des particules fines. Dans plusieurs agglomérations du Nord, du Centre et de l'Ouest, des teneurs élevées en particules fines  $\text{PM}_{10}$  ont été observées. Le 12 août, le seuil d'information pour le dioxyde d'azote a été dépassé à Paris [4]. Néanmoins, si différents indicateurs de pollution atmosphérique ont montré des niveaux anormalement élevés lors de l'été 2003, c'est la pollution photo-oxydante qui a dominé pendant cette période et il semble légitime de retenir l'ozone comme indicateur de cette pollution.

## 1.2.2 Effets sanitaires de l'exposition à l'ozone

Les effets sur la santé de l'ozone, et notamment les effets respiratoires, sont documentés par des travaux toxicologiques et épidémiologiques et cela pour des niveaux inférieurs aux normes actuellement en vigueur en France.

### a) Les études épidémiologiques

#### Effets à court terme

A ce jour, ce sont les effets à court terme liés à l'ozone qui ont été les plus étudiés. La plupart des travaux ont mis en évidence des associations entre les variations journalières des concentrations ambiantes de l' $\text{O}_3$  et de nombreux indicateurs sanitaires.

### • Mortalité

Une méta-analyse [8], basée sur les études publiées entre 1996 et 2000 et concernant les effets de l'O<sub>3</sub> sur la mortalité toutes causes non accidentelles, montre un risque de décès associé à l'exposition à l'O<sub>3</sub> dans la population tous âges et chez les sujets âgés de 65 ans et plus. Ainsi, quels que soient la saison et le décalage journalier « exposition / effet » considéré, une augmentation journalière de 10 µg/m<sup>3</sup> d'ozone est associée à une augmentation de 0,2 à 0,3 % de la mortalité.

En France, l'étude Psas-9 publiée en 2002 montre sur les neuf villes concernées (Paris, Strasbourg, Lyon, Marseille, Toulouse, Bordeaux, Rouen, Le Havre, Lille) qu'une augmentation de 10 µg/m<sup>3</sup> d'O<sub>3</sub> est associée à une augmentation de 0,7 % de la mortalité journalière toutes causes, une augmentation de 1,2 % de la mortalité pour causes respiratoires et une augmentation de 1,1 % de la mortalité pour causes cardiovasculaires [9].

### • Hospitalisations

Les niveaux journaliers d'O<sub>3</sub> ont également été associés avec les admissions hospitalières tous âges dans de nombreuses études quel que soit l'indicateur d'O<sub>3</sub> utilisé (moyenne 8 heures ou autre). Aux Etats-Unis, Moolgavkar a observé une association entre les niveaux d'O<sub>3</sub> en été et les admissions pour broncho-pneumopathie chronique obstructive (BPCO) chez les sujets âgés [10]. Cette association a également été observée au Canada [11].

### • Symptômes et fonction respiratoire

Concernant la symptomatologie, il ressort de la littérature que la prévalence des symptômes respiratoires est d'autant plus importante que les niveaux d'O<sub>3</sub> sont élevés [12], que la durée d'exposition est longue et que l'hyperventilation des sujets est importante. Lorsque les niveaux d'O<sub>3</sub> augmentent, il a été observé une diminution de la fonction respiratoire chez les adultes [13] et les enfants [14], qu'ils soient sains ou symptomatiques. Plusieurs travaux ont également mis en évidence une association entre la fréquence des crises d'asthme et les niveaux d'ozone [15,16]. Ces résultats soutiennent l'hypothèse d'une aggravation de la pathologie asthmatique par l'exposition à l'ozone.

## **Effets à long terme**

Les effets à long terme qui résultent d'une exposition chronique à l'O<sub>3</sub> ont été moins étudiés, mais les quelques travaux publiés vont dans le sens d'un effet délétère. En terme de mortalité, une étude conduite dans une cohorte d'adventistes du 7<sup>ème</sup> jour aux Etats-Unis a mis en évidence une association entre la mortalité par cancer pulmonaire et l'exposition à des concentrations élevées d'ozone [17]. En terme de morbidité, des associations ont été observées entre une exposition chronique à l'ozone et la survenue de cancers pulmonaires [18] ou encore une diminution de la fonction respiratoire chez les enfants [19] et chez les adultes [20]. Enfin, deux études ont montré qu'une exposition chronique à l'ozone était associée à l'apparition d'un asthme chez des sujets non-malades, hommes adultes [21] et enfants [22]. Ces résultats demandent encore à être confirmés mais si cette hypothèse était vérifiée, cela signifierait qu'une exposition chronique à l'O<sub>3</sub> peut être un des facteurs de risque associé à l'augmentation de la prévalence de l'asthme ces dernières années.

## **Des populations sensibles**

Quels que soient les effets considérés, des populations sensibles ont été identifiées :

- les enfants, qui présentent une sensibilité accrue liée à l'immaturation des voies respiratoires et des défenses immunitaires ;
- les personnes âgées, qui sont plus sensibles en raison du vieillissement des tissus respiratoires et de pathologies plus fréquemment associées, ainsi que d'une diminution des défenses respiratoires ;
- les sujets asthmatiques, avec une exacerbation des crises d'asthme [23], et plus généralement l'ensemble des sujets présentant des pathologies chroniques, essentiellement cardiovasculaires ou respiratoires.

## **Des populations plus exposées**

En raison de l'augmentation de la ventilation lors de l'activité physique, les personnes pratiquant une activité sportive seront soumises à une exposition plus importante et seront donc particulièrement sensibles aux niveaux élevés d'ozone.

## **b) Les études expérimentales**

A l'ensemble de ces travaux épidémiologiques, s'ajoutent des études *in vivo* et *in vitro* réalisées chez l'animal et l'homme qui ont démontré la capacité oxydante puissante de l'ozone inhalé, entraînant un stress oxydatif des cellules épithéliales des voies respiratoires et des cellules impliquées dans les processus inflammatoires locaux [24,25]. La réponse inflammatoire induite dans l'appareil pulmonaire suite à une exposition à l'ozone entraînerait une hyper-réactivité bronchique [26]. Il a également été montré que des expositions répétées à de faibles concentrations d'ozone pouvaient conduire à une diminution des signes fonctionnels respiratoires mais que cette tolérance apparente s'accompagnait d'une inflammation chronique locale et d'altérations tissulaires [26,27].

En conclusion, l'ozone, après les particules, est le polluant pour lequel la constance et la cohérence des résultats observés plaident le plus en faveur d'une relation causale entre l'exposition et des effets délétères sur la santé [28].

## **1.3 Eté 2003 : une période de surmortalité**

### **1.3.1 La surmortalité observée en France**

La vague de chaleur d'août 2003 s'est accompagnée d'une vague de surmortalité à court terme d'une importance exceptionnelle.

Le nombre cumulé de décès en excès en 2003 par rapport aux moyennes des décès observés au cours des mois de juillet, août et septembre des années 2000, 2001 et 2002 a été d'environ 400 le 4 août, 3 900 le 8 août, 10 600 le 12 août et 14 800 le 20 août, soit une augmentation de 60 % par rapport à la mortalité attendue.

La surmortalité observée à partir de 45 ans a été importante, croissante avec l'âge : +20 % chez les sujets âgés de 45 à 54 ans, +40 % chez les sujets âgés de 55 à 74 ans, +70 % chez les sujets âgés de 75 à 94 ans et +120 % chez les sujets de 95 ans et plus. L'importante surmortalité observée du 1<sup>er</sup> au 20 août 2003 a concerné les deux sexes mais a touché les femmes plus que les hommes (+70 % vs +40 %). L'analyse a également montré que les différents facteurs associés à la surmortalité - âge, sexe, degré d'urbanisation, durée de la canicule - agissaient de façon synergique [29,6,7].

### **1.3.2 Estimation de la surmortalité dans 13 grandes villes françaises**

L'enquête « 13 villes » a estimé la surmortalité à l'échelle de chacune des agglomérations de Bordeaux, Le Havre, Le Mans, Lille, Lyon, Marseille, Nice, Paris, Poitiers, Rennes, Rouen, Strasbourg, Toulouse [6,7].

#### **a) Période du 1<sup>er</sup> au 20 août 2003**

A Paris, Dijon, Le Mans, Poitiers et Lyon, une surmortalité importante a été observée avec des différentiels de mortalité compris entre 79 % (Poitiers) et 142 % (Paris) pendant la période du 1<sup>er</sup> au 20 août 2003. A l'inverse, à Lille, la mortalité observée pendant la période caniculaire n'était guère plus importante que celle des trois années précédentes (+4 %). Pour les autres villes, les différentiels de mortalité étaient compris entre 25 % (Marseille) et 51 % (Strasbourg).

La surmortalité estimée dans dix des treize villes était plus importante que celle observée à l'échelle de leur région respective (Strasbourg, Bordeaux, Dijon, Rennes, Paris, Toulouse, Le Mans, Poitiers, Nice et Lyon). En revanche, à Lille, Marseille et Grenoble, la surmortalité observée était moins importante que dans leur région respective.

#### **b) Pendant la « période épidémique »**

Une « période épidémique » a été définie pour les 10 villes où un pic épidémique a pu être observé. La définition de cette période épidémique était basée sur la distribution graphique du nombre journalier de décès observés en août 2003. Sa durée variait selon les villes entre 9 et 14 jours. Pendant cette période, le différentiel de mortalité était compris entre 59 % (Marseille) et 204 % (Paris), valeurs supérieures à celles observées sur la période du 1<sup>er</sup> au 20 août, comme cela était attendu.

## 1.4 Quels impacts relatifs de la pollution atmosphérique et de la température sur la mortalité pendant la vague de chaleur ?

### 1.4.1 Relations température/pollution/mortalité

Les revues de la littérature internationale publiées récemment et consacrées aux effets des vagues de chaleur sur la mortalité rapportent que les principales causes de décès dans ces contextes sont les pathologies cardiovasculaires et respiratoires [1,30]. Dans sa revue bibliographique « Vague de chaleur et santé », le rapport de l'InVS note également que la mortalité indirectement liée à la chaleur concerne souvent les maladies cardiovasculaires [6,7]. Enfin, l'analyse des causes de décès en excès survenus dans la région Centre, rapportée dans le rapport Inserm, met en évidence que les pathologies respiratoires y sont plus fréquemment en cause que dans les décès enregistrés en 2000 [29]. Or, ces deux grands groupes de pathologies sont également les causes de décès les plus fréquemment associées à la pollution atmosphérique.

De plus, les niveaux de pollution atmosphérique urbains suivent des variations temporelles corrélées à celles de la température. En particulier, l'ozone, polluant directement produit sous l'effet du rayonnement solaire ultra-violet, voit ses niveaux augmenter systématiquement en période estivale. La description des niveaux d'ozone exceptionnels de cet été sur 13 villes françaises illustre bien cette corrélation dans le rapport InVS [6,7].

Lors des vagues de chaleur, le rôle de la pollution atmosphérique dans la surmortalité observée est donc logiquement souvent suspecté [1,6,7,30,31]. Basu et Samet recensent neuf études consacrées aux relations pollution-température-mortalité dans le contexte d'une vague de chaleur [30]. Ils ne concluent pas sur le rôle de la pollution dans les effets observés : soit la pollution atmosphérique a un effet modificateur et/ou de confusion dans la relation température / mortalité, soit cet effet est entièrement indépendant de celui de la température. Une étude conduite à Toronto montre que la pollution atmosphérique modifie légèrement la relation entre l'indice météorologique humidex (combinaison de température et d'humidité) et la mortalité mais les niveaux de pollution sont relativement faibles et cette étude n'est pas réalisée pendant des périodes caniculaires comparables à celle de l'été 2003 [32]. A Londres, dans l'étude des relations entre fortes températures et mortalité entre 1976 et 1996, les auteurs notent que lorsque les 15 jours de la canicule de 1976 sont pris en compte dans la définition de jours « chauds », l'excès de risque pour une augmentation de 1°C augmente : le fait de se situer pendant une période caniculaire favoriserait donc la surmortalité indépendamment de l'effet directement quantifiable des températures mesurées. Ils suggèrent également une possible mais modeste contribution de l'ozone lors de cette période caniculaire pour expliquer cette augmentation [33].

Néanmoins, la littérature sur les relations pollution - température - mortalité dans un contexte de températures et de pollution atmosphérique extrêmes est très pauvre. Aussi, des recommandations ont été formulées dans les rapports publiés au décours de la vague de chaleur de l'été 2003 afin d'identifier tous les facteurs majorant les risques liés à la température [6,7] et de quantifier les rôles respectifs de la pollution atmosphérique et de la chaleur dans la surmortalité observée [31]. En effet, la connaissance de ces impacts respectifs permettrait d'orienter plus finement les mesures préventives et recommandations vis-à-vis de ces deux facteurs de risque.

### 1.4.2 Evaluation d'impact sanitaire : limites de la démarche en situation exceptionnelle

Sous réserve que les liens entre température d'une part, et pollution atmosphérique d'autre part, aient été identifiés et quantifiés dans des études épidémiologiques, la démarche d'évaluation de l'impact sanitaire (EIS) permet d'estimer l'impact sanitaire de ces facteurs environnementaux en fonction de leurs niveaux et d'éclairer ainsi les décisions à prendre en matière de prévention immédiate ou sur le long terme.

A la suite de la vague de chaleur, il a été envisagé initialement de réaliser une EIS de la pollution atmosphérique pour l'été 2003 indépendamment des effets de la température. Néanmoins, si les travaux du programme Psas-9 ont quantifié en 2002 des relations entre l'exposition à la pollution atmosphérique (l'ozone en particulier) et le risque de décès, celles-ci ont été établies à partir de séries pluriannuelles de données sur les années 1990-1997 qui ne comprennent aucune vague de chaleur comparable à celle de l'été 2003 sur aucune des neuf villes participant au programme. Compte tenu des valeurs de température et de pollution (ozone) exceptionnellement élevées et ceci de façon prolongée durant l'été 2003 [4,6,7], l'évaluation de l'impact sanitaire à partir de ces relations exposition-risque est apparue scientifiquement non valide et pouvant conduire à des résultats erronés. En effet, la relation ozone / risque de décès

observée habituellement peut être différente dans des conditions extrêmes prolongées de température et de pollution. Par ailleurs, la revue de la littérature n'a pas permis d'identifier des relations ozone / risque pour la santé en situation de vague de chaleur et qui auraient pu s'appliquer au contexte étudié.

Des évaluations d'impact sanitaire ont néanmoins été rapportées dans la littérature.

Une étude sur l'excès de mortalité, en Angleterre, Pays de Galles et dans le grand Londres pendant la vague de chaleur de 1995, conclut à une contribution de la pollution atmosphérique à l'excès de mortalité mais les relations exposition / risque utilisées correspondent à des périodes « hors vague de chaleur » [34].

En 2003, une EIS de la pollution atmosphérique a été réalisée aux Pays Bas où une vague de chaleur a également été observée [35] : le nombre de décès attribuables aux expositions à l'ozone et aux particules ( $PM_{10}$ ) a été calculé pour la période de juin à août 2003 et comparé à celui d'une année considérée comme moyenne (2000). Les relations exposition / risque utilisées étaient celles élaborées au cours de travaux antérieurs conduits aux Pays Bas sur la période 1986-1994 [36]. Les concentrations d'ozone et de  $PM_{10}$  ont été recueillies sur 14 stations de mesures réparties sur l'ensemble du pays. Pour l'ozone, la moyenne des concentrations journalières 8 heures était de  $87 \mu\text{g}/\text{m}^3$  en 2003 (juin-août) contre  $61 \mu\text{g}/\text{m}^3$  en 2000. La médiane de ces concentrations était de  $47 \mu\text{g}/\text{m}^3$  sur la période 1986-1994 d'élaboration de la relation exposition / risque. Les calculs conduisent à 1 400 décès attribuables à l'exposition à l'ozone et 1 460 aux  $PM_{10}$  en 2003 contre respectivement 1 000 et 1 300 en 2000. Le nombre de décès en excès liés à la surexposition à l'ozone et aux  $PM_{10}$  en 2003 est donc d'environ 500 par rapport à l'année 2000.

Les auteurs font l'hypothèse qu'une part non négligeable de la surmortalité observée aux Pays-Bas pendant l'été 2003 (1 000 à 1 400 décès) est probablement due aux effets de la pollution atmosphérique. Ils font néanmoins la même réserve sur la validité de ces résultats que celle évoquée plus haut et concernant l'application de risques relatifs (RR) élaborés en situation « habituelle » à une situation exceptionnelle. De plus, il faut souligner que les températures et les niveaux de pollution atmosphérique observés aux Pays-Bas ont été moins élevés que ceux mesurés en France, ce qui peut justifier la réalisation de l'EIS en première approximation. Les auteurs concluent à la nécessité d'études spécifiques sur la contribution de la pollution atmosphérique aux décès en excès observés lors des vagues de chaleur.

## 1.5 Objectifs de l'étude

L'objectif de cette étude est tout d'abord d'estimer, en prenant en compte la période particulière de l'été 2003, la relation entre l'exposition à l'ozone et le risque de mortalité. Cette estimation a pour but de réaliser une évaluation d'impact sanitaire scientifiquement plus valide, pour la période de vague de chaleur, que celle qui aurait été conduite à partir de nos résultats antérieurs.

Par ailleurs, cette étude cherche à estimer, pour la période de vague de chaleur, l'excès de risque de mortalité lié conjointement à l'exposition à la température et à la pollution atmosphérique, et la part relative de chacun de ces facteurs dans cet effet conjoint.

L'analyse cherchera enfin à évaluer un éventuel déplacement de mortalité à court terme, c'est à dire une période de sous-mortalité survenant au décours immédiat de la vague de chaleur.

## 2. Méthode

### 2.1 Schéma d'étude

Le protocole mis en œuvre s'est appuyé sur les principes généraux des études de séries temporelles [37,38] déjà appliqués lors des phases I et II du Psas-9 [39,9]. Ici, l'objectif a été d'analyser au sein de la population de neuf villes françaises, les relations à court terme existant entre des séries journalières de niveaux ambiants de température et de polluants atmosphériques (ozone) et des comptes journaliers de décès. Ce type d'étude repose donc sur des données agrégées à l'échelle de chaque agglomération et non sur des données individuelles [40] et son unité d'observation est le jour.

### 2.2 Période d'étude

Pour tenir compte des contraintes liées à la modélisation statistique des données dans les études de séries temporelles (stabilité du modèle et puissance statistique), il a été nécessaire de travailler sur des séries pluriannuelles de données journalières de mortalité et d'exposition (pollution et météorologie). Les données utilisées pour la modélisation des relations entre mortalité, température et pollution ont été recueillies sur une période rétrospective de 8 années, de 1996 à 2003. La même période a été utilisée pour la modélisation des effets propres de la vague de chaleur.

### 2.3 Zones d'étude

#### 2.3.1 Sélection des villes

Les neuf villes participant actuellement au Psas-9 - Bordeaux, Le Havre, Lille, Lyon, Marseille, Paris, Rouen, Strasbourg et Toulouse - avaient été sélectionnées dès la première phase du programme en 1997. Leurs critères de sélection sont les suivants :

- elles disposent d'un réseau de surveillance de la qualité de l'air enregistrant des données de pollution atmosphérique depuis le début des années 1990 ;
- de par leur taille, chacune d'entre elles comptabilise un nombre journalier de décès suffisant (plusieurs unités) pour permettre la modélisation des données.

De plus, ces neuf villes sont contrastées du point de vue des sources et des niveaux quotidiens de pollution atmosphérique, du climat (niveaux de température estivale observés) ainsi que des conditions de vie de la population et de ses pathologies. Ces contrastes permettent d'étudier l'impact des indicateurs de pollution atmosphérique et / ou de la température sur la mortalité d'une manière plus représentative de l'ensemble des situations urbaines françaises.

#### 2.3.2 Définition de la zone d'étude dans chacune des villes

Dans chacune des neuf villes, une zone d'étude a été identifiée. Pour des raisons d'accessibilité aux données sanitaires et démographiques, l'unité de découpage de cette zone était la commune.

Elle devait correspondre à une zone géographique dans laquelle l'exposition de la population pouvait être considérée comme homogène vis-à-vis des indicateurs de pollution étudiés [41,42], ici l'ozone. En effet, dans les études temporelles, l'exposition est quantifiée de façon agrégée pour l'ensemble de la population résidant sur chaque zone d'étude, à partir de mesures des concentrations ambiantes. L'hypothèse sous-jacente à cette approche est que les variations journalières de l'exposition ainsi estimée représentent un indicateur non biaisé des variations journalières de la moyenne des expositions individuelles.

En pratique, la zone d'étude a d'abord été définie à partir des données géographiques et d'urbanisation, de l'évolution de la démographie locale, des schémas de déplacement de la population à l'intérieur de l'agglomération et de l'existence de sources ponctuelles de pollution. Ces données, combinées aux données météorologiques (e.g. la rose des vents) et à l'expertise des météorologistes des AASQA, ont permis de définir en première approche des zones géographiques homogènes du point de vue de l'exposition de la population à la pollution atmosphérique.



## 2.4 Construction des indicateurs de mortalité et d'exposition

### 2.4.1 Indicateurs de mortalité

Pour la mise en œuvre de ce travail, la disponibilité des comptes journaliers de décès des populations résidant sur chaque zone pour la période 1996-2003 a été étudiée auprès de deux sources :

- le Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès (CépiDc-Inserm) fournissant les données validées par cause médicale de décès ;
- l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) fournissant des données de mortalité toutes causes (causes accidentelles incluses).

Les contacts établis avec nos partenaires du CépiDc-Inserm ont conclu à la non disponibilité des données pour les années 2002 et 2003 (tableau 1). Or, si la période d'étude pouvait éventuellement être amputée de ses une à deux premières années, 2002 et 2003 étaient en revanche des années indispensables compte tenu de l'objectif de l'étude.

Les données de mortalité toutes causes (causes accidentelles incluses) enregistrées par l'Insee pouvaient être disponibles par tranche d'âge pour les années de 1996 à 2003. Il existe deux modes de transmission des bulletins de décès des mairies à l'Insee : la transmission informatique et la transmission de documents "papier" ou de disquettes magnétiques. Les communes informatisées sont au nombre de 842 et représentent 63 % des décès. Les déclarations (avis 7bis) ne contiennent pas la cause du décès contrairement à celles envoyées au CépiDc-Inserm. L'ensemble des procédures d'enregistrement et de validation interne des décès par l'Insee sont les suivantes : correction des anomalies éventuelles du bulletin, saisie informatique, recherche des doublons, vérification de l'expéditeur et contrôle mensuel du nombre de décès par rapport aux 24 derniers mois. La validation externe des données de mortalité se fait finalement par comparaison des enregistrements issus respectivement du CépiDc-Inserm et de l'Insee.

Au mois de février 2004, cette comparaison avait été réalisée pour les données de 1996 à 2001 mais pas pour celles de la période 2002-2003 : le délai de validation interne des données du CépiDc-Inserm ne permettait pas de croiser celles-ci avec les données Insee pour les deux dernières années de l'étude.

Pour chacune des neuf zones d'étude, ont donc été recueillis auprès de l'Insee, les comptes journaliers de décès toutes causes, tous âges confondus d'une part et pour les 65 ans et plus d'autre part sur la période de 1996 à 2003. Ces données ont été disponibles fin février 2004.

Tableau 1. Disponibilité des données de mortalité

Période d'étude	Source	Données disponibles
1996-2000	CépiDC	Mortalité totale
		Mortalité totale hors accidents
	Inserm	Mortalité par cause médicale spécifique
		Mortalité par tranche d'âge
2001	CépiDC	Mortalité par commune de résidence
		Mortalité totale
	Inserm	Mortalité par tranche d'âge
1996 -2003	Insee	Mortalité par commune de résidence
		Mortalité totale par tranche d'âge et commune de résidence

### 2.4.2 Indicateurs d'exposition à la pollution atmosphérique

Du fait de l'importance de l'épisode de pollution photochimique au cours de l'été 2003, l'étude s'est uniquement intéressée aux effets de l'ozone, indicateur principal de ce type de pollution. Cependant les indicateurs « habituels » de la pollution atmosphérique urbaine (dioxyde de soufre, dioxyde d'azote et particules) ont été construits et décrits à titre d'information (voir annexe).

Quel que soit le polluant, la méthodologie de construction de l'indicateur d'exposition est celle définie lors des précédentes phases du programme Psas-9 :

#### • Recueil des données

Pour chaque zone d'étude, les concentrations ont été recueillies auprès des Associations agréées de surveillance de la qualité de l'air (AASQA), polluant par polluant, station par station, sous forme de valeurs horaires exprimées en  $\mu\text{g}/\text{m}^3$ .

Pour chaque station de mesure et chaque polluant, les informations suivantes ont été recueillies :

- type de station (urbaine, périurbaine, industrielle, trafic) ;
- début et fin, le cas échéant, de fonctionnement ;
- périodes éventuelles d'interruption de fonctionnement ;
- nature des polluants mesurés.

#### • Construction des séries journalières par station

La construction des séries de valeurs journalières par station de mesure a été réalisée à partir des valeurs horaires fournies par le réseau de surveillance de la qualité de l'air.

Pour le  $\text{NO}_2$ ,  $\text{SO}_2$ , et les particules (fumées noires,  $\text{PM}_{10}$  et  $\text{PM}_{2,5}$ ), la moyenne journalière est la moyenne arithmétique des valeurs horaires mesurées de 0h à 24h.

Pour l'ozone, des moyennes glissantes sur huit heures sont calculées et la valeur maximale « huit heures » est sélectionnée pour chaque jour.

Ces calculs se font après vérification de la « règle des 75 % » : 75 % au moins des valeurs horaires de la plage choisie (24h ou 8h) doivent être enregistrées et validées ; dans le cas contraire, la valeur journalière est déclarée manquante.

#### • Sélection des stations

L'objectif était de sélectionner les stations les plus représentatives de l'exposition moyenne de la population et sur la période la plus longue possible entre 1996 et 2003.

Une première sélection de stations de mesures a été réalisée en prenant en compte leur typologie et leurs périodes de fonctionnement afin de déterminer les périodes de recouvrement des mesures disponibles :

- sélection de stations urbaines ou périurbaines. Néanmoins, pour la construction des indicateurs autres que l'ozone, dans certaines configurations locales particulières (nombre restreint de stations et/ou de mesures) et après concertation avec les métrologistes, des stations de proximité industrielle ont pu être retenues lors de cette étape ;
- sélection de stations présentant au moins une année complète de mesures pendant la période d'étude.

Ensuite, une sélection plus fine a été effectuée avec le concours des métrologistes, en fonction :

- du pourcentage de valeurs manquantes liées à l'historique de la station ;
- de la distribution des valeurs enregistrées au cours de la période d'étude : pour deux stations, le percentile 75 de l'une devait être supérieur au percentile 25 de l'autre ;
- des coefficients de corrélation inter-stations : le coefficient de corrélation entre les séries de données produites par deux stations devait être supérieur à 0,6.

#### • Construction des indicateurs d'exposition et remplacement des données manquantes

Pour chaque polluant, les valeurs journalières de l'indicateur ont été calculées à partir de la moyenne arithmétique des valeurs journalières des stations sélectionnées.

L'évolution de l'infrastructure des AASQA sur la période d'étude (1996-2003) s'est traduite par l'installation, l'arrêt et/ou le déplacement d'un certain nombre de stations répondant aux critères de sélection *a priori*. La prise en compte, dans la construction de l'indicateur d'exposition, des mesures de ces nouvelles stations (ou de ces stations déplacées) a été décidée au cas par cas, en fonction des résultats de l'analyse descriptive des données évoquée dans le paragraphe précédent. Chaque indicateur d'exposition a ainsi été construit deux fois, respectivement avec et sans les données de la

nouvelle (ancienne) station. L'analyse graphique des deux séries ainsi constituées, le calcul de leur coefficient de corrélation et l'examen de la distribution des différences entre les deux séries a conduit à ne retenir la nouvelle station (ou la station ancienne ou déplacée) que lorsque son introduction dans l'indicateur n'entraînait pas de « rupture » dans les variations temporelles de celui-ci et ne modifiait pas sensiblement son niveau moyen.

Le remplacement des valeurs manquantes a été effectué en ayant recours alternativement à deux méthodes selon la durée de la période de données manquantes :

- 1) la méthode dite des « moyennes saisonnières » lorsque cette période ne dépassait pas 15 jours ;
- 2) la méthode de régression linéaire dans les autres cas.

Ces deux méthodes ont été décrites par ailleurs [9,39].

### 2.4.3 Indicateurs météorologiques

Les données météorologiques ont été obtenues auprès de Météo-France pour la période de 1996 à 2003 pour chacune des villes.

Les variables recueillies sont :

- les températures horaires en degrés Celsius ;
- les températures journalières minimales et maximales mesurées entre 18h et 18h le lendemain ;
- les températures journalières du point de rosée ;
- l'humidité relative minimale et maximale en pourcentage ;
- la pression minimale mesurée localement et au niveau de la mer en hectoPascals.

Les indicateurs météorologiques finalement utilisés ont été, pour chaque jour, les températures horaires minimale et maximale du jour, relevées entre 0 et 23h.

### 2.4.4 Indicateurs d'activité grippale

Les données relatives aux épidémies de grippe (estimation du nombre de cas hebdomadaires par région) ont été obtenues auprès du réseau Sentinelles (anciennement RNTMT : Réseau national de télétransmission des maladies transmissibles). Créé en 1984, le réseau Sentinelles est un système de surveillance épidémiologique hebdomadaire sur l'ensemble du territoire par environ 1 200 médecins bénévoles. Un bilan hebdomadaire est réalisé concernant onze indicateurs (8 pathologies transmissibles, l'asthme, les tentatives de suicide et le recours à l'hospitalisation).

Pour chacune des neuf zones d'étude, les données hebdomadaires de grippe ont été recueillies et divisées par 7 afin d'obtenir des données journalières moyennes pour chaque semaine.

Pour la zone parisienne, les données ont été recueillies auprès du Grog (Groupes régionaux d'observation de la grippe). Ce réseau est fondé sur la confrontation en temps réel de données virologiques (volume d'activité du réseau) et de données sanitaires (notamment nombre d'actes et d'infections respiratoires aiguës) collectées par les vigies (médecins généralistes libéraux, médecins d'urgences, médecins militaires, pédiatres, pharmaciens d'officine, services de médecine d'entreprise). Pendant les semaines épidémiques définies par les données du Grog, l'intensité de cette épidémie est quantifiée par le nombre journalier de visites à domicile par SOS médecins et pour lesquelles un syndrome grippal ou une grippe est recensé comme motif d'appel.

### 2.4.5 Vacances scolaires

Les périodes de congés scolaires ont été obtenues à partir des arrêtés fixant les calendriers scolaires et publiés dans le bulletin officiel du ministère de l'Education nationale.

## 2.5 Modélisation

Les données de mortalité sont supposées provenir d'un processus non-stationnaire de Poisson surdispersé. Ces données ont été régressées selon un modèle de Poisson [43] permettant de prendre en compte d'éventuels effets non-linéaires des variables, par l'utilisation de fonctions *splines* pénalisées [44].

## 2.5.1 Etude des liens entre température, ozone et mortalité

La première partie de cette étude visait à étudier les liens entre température, ozone et mortalité sur la période 1996-2003. Le compte journalier de décès a été régressé sur la température et la moyenne des niveaux d'ozone du jour même et de la veille, en contrôlant la tendance à long terme, les variations saisonnières et un effet « jour de semaine ». Une interaction entre ozone et saison a été introduite, permettant d'estimer l'effet de cet indicateur d'exposition spécifiquement pour la période estivale. Pour cette analyse, nous avons utilisé les températures minimales et maximales sur plusieurs décalages simultanément (température du jour, mais aussi des jours précédents) afin d'étudier un éventuel effet retard sur la mortalité. L'ensemble de ces variables de température a été modélisé à l'aide de fonctions *splines* pénalisées (*thin-plate*) permettant de prendre en compte d'éventuelles interactions non-linéaires entre les variables [45]. Pour s'assurer de la capture d'une augmentation de la mortalité en relation avec une augmentation soudaine de la température, nous avons prédéfini une frontière à chaque degré de température pour les définitions des fonctions *splines*. Le choix des termes de températures (minimale ou maximale), des décalages des différents retards (1 à plusieurs jours) et de la nécessité d'une variable d'interaction était basé sur un critère d'Akaike [46]. En particulier, une interaction éventuelle entre les variables ozone et températures a été recherchée.

Pour chaque ville, le coefficient issu du modèle pour l'indicateur ozone, a permis de calculer l'excès de risque de mortalité liée à l'exposition estivale à l'ozone pour une augmentation de  $10 \mu\text{g}/\text{m}^3$  de cet indicateur. A des fins de comparaison avec les résultats antérieurs, l'excès de risque combiné, pour l'ensemble des neuf villes, a également été calculé pour ce même différentiel. La méthode de calcul du risque combiné a été présentée par ailleurs [9,39]. Compte-tenu de l'hétérogénéité des résultats entre les villes, les excès de risque ont également été calculés par la méthode bayésienne empirique : chaque ville dispose d'un coefficient ozone, moyenne du coefficient local et du coefficient combiné, après pondération de ces derniers par les variances inter- et intra-ville [47]. Ce mode de calcul présente l'avantage de prendre en compte le coefficient spécifique de chaque ville, sa variance propre, le coefficient combiné calculé pour l'ensemble des villes et la variance observée entre les coefficients des différentes villes. Ainsi, l'estimation finale du coefficient, puis de l'excès de risque, permet de tenir compte de l'hétérogénéité potentielle des risques entre les différentes villes et de l'erreur aléatoire de l'estimation au sein de chaque ville. Pour les estimations décrites ci-dessous, l'excès de risque utilisé dans chaque ville est issu des coefficients calculés par méthode bayésienne empirique.

Pour la période du 3 au 17 août 2003 et pour chaque ville, l'excès de risque de mortalité lié à l'ozone a été calculé chaque jour pour la différence entre le niveau d'ozone observé et la moyenne de ceux observés le même jour au cours des trois années précédentes. Cette période a été choisie car elle représente, en moyenne sur l'ensemble des villes, la plus grande partie de la vague de chaleur. Dans chaque ville, ces excès de risque ont ainsi permis d'évaluer, en nombre de décès attribuables, l'impact sanitaire de l'exposition à l'ozone pendant la période du 3 au 17 août 2003 par rapport à l'exposition moyenne à ce même indicateur pendant la période du 3 au 17 août des années 2000, 2001 et 2002. La méthode d'évaluation d'impact sanitaire a été présentée par ailleurs [9].

Pour la même période de 2003, l'excès de risque de mortalité lié à l'ensemble des facteurs ozone et température a ensuite été calculé, permettant ainsi de mieux saisir l'impact de ces deux facteurs sur la mortalité, éventuellement différent selon les villes. Dans l'effet conjoint des deux facteurs sur la mortalité, la part due à l'ozone a ensuite été calculée comme le rapport du logarithme népérien des risques liés à l'ozone sur le logarithme népérien de la somme des risques liés à l'ozone et à la température. Cette part relative exprimée en pourcentage permet de quantifier dans chacune des villes le rôle prépondérant ou non des variables météorologiques sur celle de l'ozone.

## 2.5.2 Effet propre de la période « vague de chaleur » et déplacement de mortalité (effet *harvesting*)

Dans la seconde partie de cette étude, l'objectif était de quantifier l'effet de la période de vague de chaleur sur la mortalité, y compris un éventuel déplacement de la mortalité (effet *harvesting*), sans préjuger d'un éventuel facteur causal particulier. Le compte journalier de décès était régressé sur la température minimale du jour même et la température maximale de la veille, la moyenne des niveaux d'ozone du jour même et de la veille, la tendance, les variations saisonnières et un effet « jour de semaine ». Les variables températures et ozone n'étaient incluses ici que pour capturer la variabilité habituelle de la mortalité avec celles-ci dans les conditions climatiques habituelles, hors période de vague de chaleur.

Pour capturer l'effet de la vague de chaleur de l'été 2003, nous avons introduit dans le modèle une fonction *spline* pénalisée des jours de cet épisode, pour une période allant du 22 juillet au 2 septembre 2003 (variable *tendance vague de chaleur*). Parallèlement, cette période était exclue de la tendance

générale de la mortalité sur l'ensemble de la période d'étude (variable *tendance hors vague de chaleur*). Ceci devait nous permettre de déterminer l'importance de l'excès de mortalité lié à la vague de chaleur et l'existence d'une éventuelle sousmortalité post-canicule liée à un phénomène d'anticipation des décès lors de cette période. La durée limitée de la période était imposée par les contraintes statistiques : au delà de six semaines, les effets liés aux variations saisonnières auraient été un facteur de confusion dans la modélisation des effets à court terme des variables étudiées. Le nombre de degrés de liberté de la fonction *spline* a été déterminé de manière à minimiser la fonction d'autocorrélation partielle. Cette fonction *spline* nous permet de capturer l'effet indépendant de la vague de chaleur, par rapport à l'effet attendu pour un modèle de base, dont la variable tendance exclut la période de la vague de chaleur.

Ainsi dans chaque ville, pour chaque jour de la période du 22 juillet au 2 septembre 2003, le risque relatif de mortalité lié spécifiquement à l'effet « vague de chaleur » a été calculé par rapport au risque de mortalité pour la même période de l'année mais en l'absence de vague de chaleur. Cela nous a permis d'estimer l'excès de décès correspondant sur la même période.

### 3. Résultats

#### 3.1 Caractéristiques des zones d'étude

Deux villes présentent des densités de plus de 5 000 habitants/km<sup>2</sup> (Paris et Lyon). Les autres villes ont des densités comprises entre 1 000 et 2 500 habitants/km<sup>2</sup> (tableau 2).

**Tableau 2.** Caractéristiques géographiques et démographiques<sup>a</sup> des neuf zones d'étude, 1999

Zones	Communes (nombre)	Surface km <sup>2</sup>	Densité de population (habitants/km <sup>2</sup> )
Bordeaux	18	283	2 064
Le Havre	17	199	1 279
Lille	86	612	1 783
Lyon	10	132	5 930
Marseille	5	355	2 412
Paris	124	762	8 090
Rouen	38	320	1 359
Strasbourg	27	304	1 484
Toulouse	62	635	1 087

<sup>a</sup> Source : Insee, RP99

Le pourcentage de la population totale représenté par les 65 ans et plus est compris entre 12,8 % à Lille et 18,7 % à Marseille (tableau 3).

**Tableau 3.** Caractéristiques démographiques<sup>a</sup> des neuf zones d'étude, 1999

Zones	Population (nombre)	Classe d'âge (%)	
		0-64 ans	65 ans et plus
Bordeaux	584 164	84,20	15,8
Le Havre	254 585	84,90	15,1
Lille	1 091 156	87,20	12,8
Lyon	782 828	84,30	15,7
Marseille	856 165	81,30	18,7
Paris	6 164 418	86,20	13,8
Rouen	434 924	84,80	15,2
Strasbourg	451 133	86,70	13,3
Toulouse	690 162	86,50	13,5

<sup>a</sup> Source : Insee, RP99

## 3.2 Description des indicateurs

### 3.2.1 Indicateurs de mortalité

Pour chaque ville, le tableau 4a présente le nombre moyen journalier de décès pour la période entière de l'étude (1996-2003), pour les périodes estivales (1<sup>er</sup> juin – 30 septembre) de 1996 à 2002 et pour la période estivale de 2003, dans la population tous âges. Le tableau 4b présente les mêmes paramètres pour la population des 65 ans et plus.

**Tableau 4a.** Nombres moyens (écart-types) journaliers de décès<sup>a</sup>, tous âges, dans les neuf zones d'étude

Zones	Période totale	Etés <sup>b</sup> avant 2003	Eté <sup>b</sup> 2003	4 <sup>ème</sup> trimestre avant 2003	4 <sup>ème</sup> trimestre 2003
Bordeaux	13,3 (4,0)	12,5 (3,7)	13,6 (5,0)	13,2 (3,7)	13,0 (3,2)
Le Havre	6,1 (2,6)	5,7 (2,4)	5,6 (2,7)	6,2 (2,6)	5,9 (2,6)
Lille	23,7 (5,4)	22,1 (4,7)	21,8 (5,3)	23,8 (5,1)	25,4 (5,5)
Lyon	16,7 (4,8)	15,6 (4,2)	19,4 (9,7)	16,5 (4,4)	17,1 (4,6)
Marseille	23,0 (5,5)	21,3 (5,0)	23,8 (5,8)	22,8 (5,0)	22,9 (5,0)
Paris	122,0 (27)	113,0 (14)	137,0 (107)	123,0 (16)	114,0 (14)
Rouen	10,2 (3,5)	9,3 (3,2)	10,8 (4,4)	10,5 (3,4)	10,7 (3,2)
Strasbourg	9,2 (3,1)	8,8 (3,0)	9,5 (3,6)	9,2 (3,0)	9,6 (3,2)
Toulouse	12,7 (3,9)	11,5 (3,6)	13,3 (4,3)	12,9 (3,7)	12,8 (4,0)

<sup>a</sup> Il s'agit des décès toutes causes confondues

<sup>b</sup> été : du 1<sup>er</sup> juin au 30 septembre

Une augmentation du nombre journalier de décès est retrouvée durant l'été 2003 par rapport aux périodes estivales des années 1996-2002, quelles que soient les tranches d'âges (tous âges et 65 ans et plus), pour l'ensemble des villes excepté au Havre et à Lille. Les augmentations les plus nettes sont observées à Lyon et Paris.

Pendant le quatrième trimestre 2003 (octobre, novembre, décembre), le nombre moyen journalier de décès varie peu par rapport à celui des années précédentes dans la majorité des villes. On note néanmoins une augmentation à Lille et Lyon, une diminution à Paris, probablement en raison de la tendance générale à la baisse pour la mortalité observée depuis 1996 dans la capitale. Ces variations vont dans le même sens pour les deux tranches d'âge (tableaux 4a et 4b).

**Tableau 4b.** Nombres moyens (écart-types) journaliers de décès<sup>a</sup>, pour les 65 ans et plus, dans les neuf zones d'étude

Zones	Période totale	Etés <sup>b</sup> avant 2003	Eté <sup>b</sup> 2003	4 <sup>ème</sup> trimestre avant 2003	4 <sup>ème</sup> trimestre 2003
Bordeaux	10,6 (3,6)	9,8 (3,3)	10,9 (4,6)	10,5 (3,3)	10,2 (2,3)
Le Havre	4,6 (2,2)	4,2 (2,0)	4,2 (2,5)	4,6 (2,2)	4,4 (2,2)
Lille	17,4 (4,7)	15,9 (4,0)	15,9 (4,5)	17,5 (4,4)	19,2 (4,8)
Lyon	13,3 (4,3)	12,2 (3,8)	15,5 (8,4)	13,2 (3,8)	14,2 (4,2)
Marseille	18,6 (4,8)	17,0 (4,3)	18,9 (5,1)	18,6 (4,4)	18,8 (4,8)
Paris	92,0 (24)	84,0 (11)	107,0 (97)	92,0 (14)	87,0 (12)
Rouen	7,8 (3,0)	7,0 (2,7)	8,3 (3,8)	8,0 (2,9)	8,3 (2,9)
Strasbourg	7,1 (2,7)	6,7 (2,7)	7,4 (3,1)	7,2 (2,7)	7,4 (2,7)
Toulouse	10,0 (3,4)	8,9 (3,1)	10,7 (4,0)	10,2 (3,2)	10,0 (3,7)

<sup>a</sup> Il s'agit des décès toutes causes confondues

<sup>b</sup> été : du 1<sup>er</sup> juin au 30 septembre

### 3.2.2 Indicateurs d'exposition à la pollution atmosphérique

Pour les neuf villes, le tableau 5 présente les niveaux moyens journaliers respectivement pour la période totale d'étude (1996 – 2003), pour les périodes estivales (1<sup>er</sup> juin – 30 septembre) de 1996 à 2002 et pour la période estivale de 2003. La période d'étude a été limitée par la disponibilité des données de pollution dans certaines villes : 6 ans et 4 mois à Bordeaux, 7 ans à Toulouse.

Sur l'ensemble de la période d'étude, le percentile 50 des concentrations en ozone dépasse 70 µg/m<sup>3</sup> à Marseille et Toulouse (tableau 5).

Au cours de l'été 2003, dans les neuf villes, les concentrations d'ozone sont plus élevées comparativement aux étés précédents. La médiane des concentrations en ozone augmente de plus de 40 % à Paris et Strasbourg, de plus de 20 % à Lyon, Toulouse et Marseille (tableau 5). En 2003, à Marseille, Strasbourg, Toulouse et Lyon, la médiane dépasse 100 µg/m<sup>3</sup>, le percentile 75 se situant au-delà de 140 µg/m<sup>3</sup> à Strasbourg.

**Tableau 5.** Distribution des niveaux d'ozone<sup>a</sup> dans les neuf zones d'étude

Zones	O <sub>3</sub> (moy-8h) 1996-2003			O <sub>3</sub> (moy-8h) Etés <sup>b</sup> 1996-2002			O <sub>3</sub> (moy-8h) Eté <sup>b</sup> 2003		
	P25 <sup>c</sup>	P50 <sup>c</sup>	P75 <sup>c</sup>	P25	P50	P75	P25	P50	P75
Bordeaux <sup>d</sup>	44	63	86	67	83	101	80	92	116
Le Havre	52	66	79	63	73	88	69	82	100
Lille	36	55	71	54	67	84	67	80	104
Lyon	35	61	87	68	88	114	87	112	136
Marseille	53	78	101	84	101	119	104	123	137
Paris	30	51	71	50	66	89	70	93	122
Rouen	47	64	80	61	74	94	72	88	111
Strasbourg	32	59	87	62	84	113	86	119	148
Toulouse <sup>d</sup>	54	73	94	74	91	109	95	114	135

<sup>a</sup> exprimés en µg/m<sup>3</sup>

<sup>b</sup> été : du 1<sup>er</sup> juin au 30 septembre

<sup>c</sup> P25 = 25<sup>ème</sup> percentile de la distribution des valeurs de l'indicateur de pollution

<sup>c</sup> P50 = médiane ; P75 = 75<sup>ème</sup> percentile de la distribution des valeurs de l'indicateur de pollution

<sup>d</sup> à Bordeaux, la période d'étude commençait en septembre 1997, à Toulouse, la période d'étude commençait en janvier 1997

Les tableaux descriptifs des concentrations des autres indicateurs de pollution – fumées noires, PM<sub>10</sub>, NO<sub>2</sub>, SO<sub>2</sub> - figurent en annexe.

Les concentrations journalières en PM<sub>10</sub> et en fumées noires sont plus élevées au cours de l'été 2003 que les étés précédents avec des augmentations plus modérées (comprises entre 2 % à Rouen et 30 % à Lyon) pour les PM<sub>10</sub> que pour les fumées noires. Inversement, le dioxyde de soufre diminue dans toutes les villes entre les deux périodes, sauf au Havre (tableaux 4 et 5 de l'annexe). Les variations des niveaux journaliers de dioxyde d'azote (tableau 6 de l'annexe) entre les deux périodes estivales (été 2003 versus étés 1996-2002) sont plus hétérogènes, comprises entre -28,2 % (à Toulouse) et +34,3 % (au Havre).

### 3.2.3 Indicateurs météorologiques

Les tableaux 6, 7 et 8 présentent les distributions des différents indicateurs de température respectivement pour l'ensemble de la période, les périodes estivales de 1996 à 2002 et l'été 2003.

**Tableau 6.** Caractéristiques de température<sup>a</sup> des neuf zones d'étude sur la période 1996-2003

Zones	Températures minimales journalières			Températures maximales journalières			Températures moyennes journalières		
	min	max	moy	min	max	moy	min	max	moy
Bordeaux	-8,9	23,1	9,3	-1,7	40,7	18,9	-4,9	31,3	13,9
Le Havre	-10,4	24,3	9,2	-7,5	36,3	14,0	-9,1	29,3	11,5
Lille	-12,5	20,8	7,5	-8,9	36,6	14,8	-11,1	28,0	10,9
Lyon	-12,1	24,7	8,1	-5,3	39,9	17,1	-7,2	31,5	12,5
Marseille	-6,6	25,2	11,2	-0,2	37,6	20,3	-2,0	31,6	15,6
Paris	-11,0	25,7	9,0	-7,3	39,3	16,1	-9,0	32,0	12,0
Rouen	-12,8	21,9	6,8	-9,4	37,9	14,5	-10,9	29,3	10,6
Strasbourg	-16,3	21,3	6,6	-9,8	38,4	15,5	-12,4	28,9	11,0
Toulouse	-9,5	23,8	9,5	-4,1	40,4	18,5	- 4,8	31,8	13,9

<sup>a</sup> en degrés Celsius

**Tableau 7.** Caractéristiques de température<sup>a</sup> des neuf zones d'étude sur les périodes estivales<sup>b</sup> 1996-2002

Zones	Températures minimales journalières			Températures maximales journalières			Températures moyennes journalières		
	min	max	moy	min	max	moy	min	max	moy
Bordeaux	0,9	22,5	13,0	9,6	38,8	23,6	5,5	28,7	18,0
Le Havre	7,3	23,0	14,2	12,0	33,3	19,6	10,6	26,5	16,7
Lille	0,2	19,6	12,1	7,2	35,0	21,0	5,0	26,2	16,3
Lyon	4,4	21,7	14,3	11,4	37,1	24,9	8,3	29,2	19,4
Marseille	8,4	23,9	17,8	15,9	37,1	27,7	12,4	29,2	22,7
Paris	7,0	22,0	14,4	12,3	36,7	23,2	10,5	29,0	19,0
Rouen	3,1	19,1	11,7	11,9	33,7	21,0	9,2	25,5	16,3
Strasbourg	2,1	21,2	12,8	11,4	36,2	23,5	9,1	27,7	18,0
Toulouse	4,6	23,3	15,3	13,4	37,5	25,7	11,5	29,0	20,4

<sup>a</sup> en degrés Celsius

<sup>b</sup> été : du 1<sup>er</sup> juin au 30 septembre

**Tableau 8.** Caractéristiques de température<sup>a</sup> des neuf zones d'étude sur la période estivale<sup>b</sup> 2003

Zones	Températures minimales journalières			Températures maximales journalières			Températures moyennes journalières		
	min	max	moy	min	max	moy	min	max	moy
Bordeaux	2,4	23,1	14,3	12,2	40,7	25,9	7,9	31,3	19,9
Le Havre	8,9	24,3	15,3	14,5	36,3	21,6	12,4	29,3	18,2
Lille	3,6	20,8	12,7	13,4	36,6	23,0	8,6	28,0	17,7
Lyon	7,1	24,7	17,3	17,9	39,9	29,4	12,7	31,5	23,2
Marseille	12,1	25,2	19,8	19,9	37,6	30,7	17,7	31,6	25,1
Paris	7,9	25,7	16,3	16,3	39,3	26,0	12,5	32,0	21,0
Rouen	4,3	21,9	12,8	14,9	37,9	23,9	10,3	29,3	18,3
Strasbourg	3,4	21,3	14,5	16,9	38,4	27,8	10,6	28,9	21,0
Toulouse	7,8	23,8	18,0	17,4	40,4	29,7	15,3	31,8	23,7

<sup>a</sup> en degrés Celsius

<sup>b</sup> été : du 1<sup>er</sup> juin au 30 septembre

Tous les indicateurs ont des valeurs plus élevées pour l'été 2003 par rapport aux étés 1996-2002 (tableaux 7 et 8).

Au cours de l'été 2003, les températures les plus élevées concernent Paris pour le maximum des températures minimales journalières (25,7°C), Bordeaux et Toulouse pour le maximum des températures maximales journalières (40,7 et 40,4°C respectivement) (tableau 8). En moyenne, Lyon, Strasbourg et Toulouse présentent une augmentation plus marquée par rapport aux étés 1996-2002 : plus de 13 % pour les températures minimales (21 % pour Lyon), plus de 15 % pour les températures maximales (18,3 % à Strasbourg) et plus de 16 % pour les températures moyennes (19,6 % à Lyon).

### 3.3 Relations entre mortalité et exposition à l'ozone : prise en compte de la vague de chaleur

#### 3.3.1 Excès de risque liés à l'ozone pour la période 1996-2003

Comme détaillé dans le paragraphe 2.5, les risques relatifs associant les concentrations estivales d'ozone et la mortalité toutes causes dans l'ensemble de la population et chez les sujets âgés de 65 ans et plus ont été estimés, pour la période 1996 à 2003, dans chacune des villes à l'aide d'un modèle de Poisson. Ce modèle incluait la tendance, le jour de la semaine, les jours fériés, une ou plusieurs variables grippe (affectées ou non d'un décalage selon le cas) sous forme de fonctions *splines* pénalisées. Une ou plusieurs variables représentant la température minimale et la température maximale journalières, figuraient dans le modèle également sous forme de *splines* pénalisées, avec des décalages de 0, 1, 2 ou 3 jours, sans discontinuité entre les décalages. Aucun effet n'a été observé pour des décalages supérieurs à 3 jours. Une interaction entre les différentes variables température pouvait être introduite.



Le tableau 9 précise les caractéristiques spécifiques des modèles « tous âges » obtenus dans chacune des villes pour les variables températures.

**Tableau 9.** Caractéristiques des variables températures introduites dans les modèles de chaque ville

Ville	Température minimale		Température maximale		Interactions
	nombre de variables	décalage (j)	nombre de variables	décalage (j)	
Bordeaux	1	0	1	1	non
Le Havre	1	0	1	1	non
Lille	1	0	1	1	T <sup>a</sup> min (0j) x T max (1j)
Lyon	1	0	3	1, 2 et 3	T max (2j) x T max (3j)
Marseille	2	0 et 1	2	2 et 3	T min (0j) x T min (1j) et T max (2j) x T max (3j)
Paris	4	0, 1, 2 et 3	0	SO	T min (2j) x T min (3j)
Rouen	1	0	1	1	non
Strasbourg	1	0	1	1	non
Toulouse	1	0	2	1 et 2	T max (1j) x T max (2j)

<sup>a</sup> température

Une éventuelle interaction entre la variable ozone et la température a été recherchée dans les différentes villes mais n'a pas été trouvée. La variable ozone, sans transformation par la fonction *spline*, était donc finalement incluse dans le modèle, avec un décalage de 0-1 jour (moyenne des concentrations du jour même et de la veille) et sous forme d'interaction avec une variable représentant les six mois d'hiver. Cette interaction permettait d'estimer le coefficient de l'ozone pour les six mois d'été (du 1<sup>er</sup> avril au 30 septembre), période la plus pertinente pour quantifier les effets de ce polluant.

Les excès de risque présentés dans le tableau 10 et représentés par la figure 4 concernent la population tous âges pour chacune des villes. Ils représentent, en pourcentages, l'augmentation du risque de mortalité à court terme pour une augmentation de 10 µg/m<sup>3</sup> du niveau d'ozone. Ils ont été calculés à partir du coefficient estival de l'ozone, estimé respectivement dans chaque ville et par la méthode bayésienne empirique. Comme précisé dans le paragraphe 2.5, ces derniers sont préférés aux précédents lorsque les estimations des coefficients locaux sont hétérogènes, ce qui était le cas ici. Le tableau 10 présente également le risque combiné sur l'ensemble des neuf villes.

**Tableau 10.** Excès de risque de mortalité (%) locaux, combinés et calculés par méthode bayésienne empirique pour une augmentation de 10 µg/m<sup>3</sup> de l'ozone. Population tous âges

Ville	Excès de risque locaux	Excès de risque par méthode bayésienne empirique
	ER <sup>a</sup> [IC 95%] <sup>b</sup>	ER <sup>a</sup> [IC 95%] <sup>b</sup>
Bordeaux	0,58 [-0,37 ; 1,54]	0,72 [-0,07 ; 1,51]
Le Havre	1,17 [-0,29 ; 2,55]	1,09 [0,12 ; 2,07]
Lille	0,96 [0,30 ; 1,61]	0,97 [0,37 ; 1,56]
Lyon	-0,02 [-0,71 ; 0,67]	0,19 [-0,43 ; 0,80]
Marseille	1,08 [0,46 ; 1,72]	1,07 [0,50 ; 1,65]
Paris	0,55 [0,28 ; 0,83]	0,57 [0,30 ; 0,84]
Rouen	1,35 [0,28 ; 2,42]	1,22 [0,38 ; 2,07]
Strasbourg	1,12 [0,36 ; 1,88]	1,09 [0,43 ; 1,76]
Toulouse	3,12 [2,09 ; 4,17]	2,38 [1,55 ; 3,21]
Excès de risque combiné	1,01 [0,58 ; 1,44]	SO <sup>c</sup>

<sup>a</sup> excès de risque en %

<sup>b</sup> intervalle de confiance à 95 %

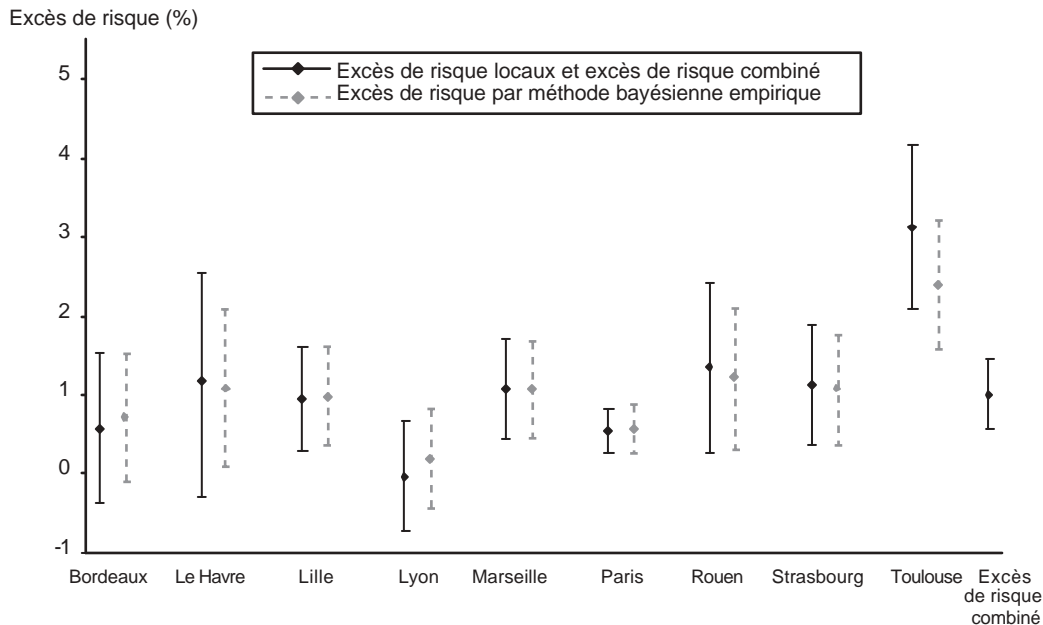
<sup>c</sup> sans objet

Excepté à Lyon, les excès de risque locaux sont positifs de même que l'excès de risque combiné, indiquant une relation positive entre ozone et mortalité. Généralement, la borne inférieure des intervalles de confiance est positive (sauf à Bordeaux et au Havre) indiquant un excès de risque statistiquement significatif.

A Lyon, la relation négative entre ozone et mortalité n'est pas statistiquement significative (borne supérieure de l'intervalle de confiance positive).

Les excès de risque calculés par méthode bayésienne empirique sont tous positifs et sont statistiquement significatifs sauf à Bordeaux et à Lyon.

**Figure 4.** Excès de risque de mortalité (%) locaux, combiné et calculés par méthode bayésienne empirique pour une augmentation de 10 µg/m<sup>3</sup> de l'ozone. Population tous âges



Le tableau 11 et la figure 5 présentent les mêmes résultats que précédemment mais pour la population âgée de 65 ans et plus.

**Tableau 11.** Excès de risque de mortalité (%) locaux, combinés et calculés par méthode bayésienne empirique pour une augmentation de 10 µg/m<sup>3</sup> de l'ozone. Population des 65 ans et plus

	Excès de risque locaux	Excès de risque par méthode bayésienne empirique
	ER <sup>a</sup> [IC 95%] <sup>b</sup>	ER <sup>a</sup> [IC 95%] <sup>b</sup>
Bordeaux	0,24[-0,82 ; 1,31]	0,44[-0,49 ; 1,38]
Le Havre	1,88[0,31 ; 3,47]	1,57[0,35 ; 2,81]
Lille	1,18[0,41 ; 1,95]	1,17[0,45 ; 1,88]
Lyon	-0,16[-0,94 ; 0,62]	0,01[-0,71 ; 0,74]
Marseille	0,93[0,24 ; 1,62]	0,95[0,30 ; 1,60]
Paris	0,64[0,32 ; 0,96]	0,65[0,33 ; 0,97]
Rouen	1,34[0,13 ; 2,56]	1,27[0,24 ; 2,31]
Strasbourg	1,01[0,17 ; 1,85]	1,02[0,26 ; 1,80]
Toulouse	3,90[2,73 ; 5,08]	3,18[2,18 ; 4,19]
<i>Risque combiné</i>	1,10[0,56 ; 1,65]	SO <sup>c</sup>

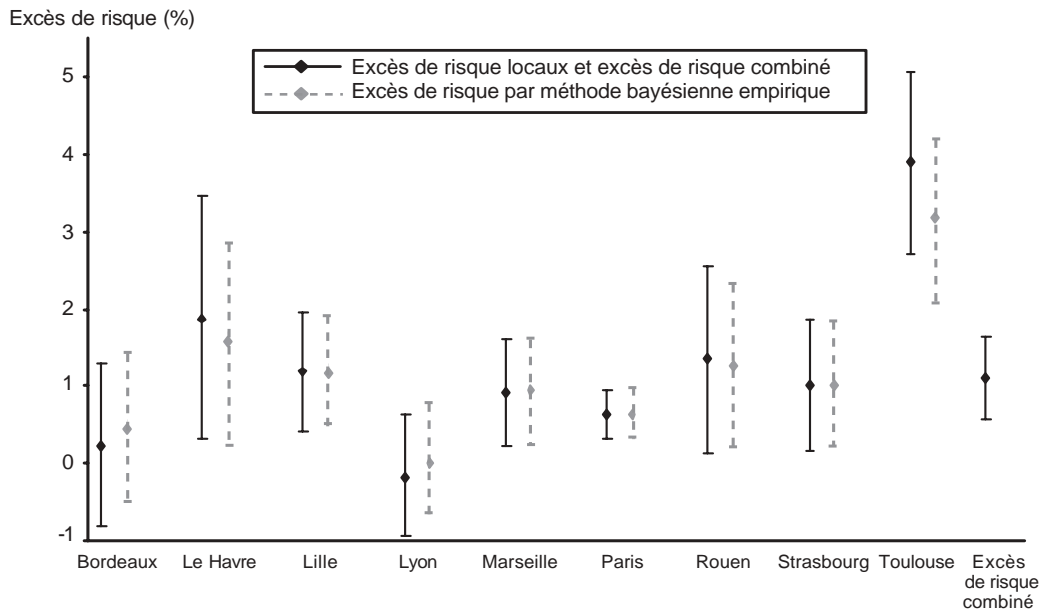
<sup>a</sup> excès de risque en %

<sup>b</sup> intervalle de confiance à 95 %

<sup>c</sup> sans objet.

Les excès de risque locaux sont positifs également pour cette tranche d'âge excepté à Lyon et sont généralement statistiquement significatifs sauf à Bordeaux. On retrouve également des excès de risque positifs par la méthode bayésienne empirique.

**Figure 5.** Excès de risque de mortalité (%) locaux, combiné et calculés par méthode bayésienne empirique pour une augmentation de 10 µg/m<sup>3</sup> de l’ozone. Population des 65 ans et plus



En conclusion, au cours de la période 1996-2003, on observe globalement une association positive entre la mortalité et le niveau d’ozone pour la population tous âges et pour les 65 ans et plus. Sur les graphes 4 et 5, on observe que les deux types d’estimation (locale simple et bayésienne empirique) donnent globalement des résultats proches. Après prise en compte de l’hétérogénéité inter-villes et de l’erreur aléatoire de chaque estimation locale (méthode bayésienne empirique), les excès de risque obtenus sont statistiquement significatifs sauf à Bordeaux et à Lyon, pour les deux tranches d’âge. Le risque le plus élevé est observé à Toulouse et le plus faible à Lyon. De façon prévisible compte-tenu des effectifs en présence, l’intervalle de confiance le plus étroit est observé à Paris.

### 3.3.2 Evaluation de l’impact sanitaire de l’exposition à l’ozone pendant la vague de chaleur

A partir des excès de risque (méthode bayésienne empirique) issus de la modélisation sur la période pluriannuelle de 1996 à 2003, une évaluation d’impact sanitaire de l’exposition à l’ozone a été réalisée pour la population totale sur la période du 3 au 17 août 2003. En effet, cette période représentait, en moyenne, l’essentiel de la vague de chaleur pour l’ensemble des villes. Les estimations présentées dans le tableau 12 sont, pour chaque ville, le nombre de décès anticipés attribuables à l’exposition à l’ozone pour la période du 3 au 17 août 2003, par rapport à l’exposition moyenne pendant la même période des trois années précédentes.

**Tableau 12.** Nombre et taux pour 100 000 habitants de décès anticipés attribuables à l’exposition à l’ozone entre le 3 et le 17 août 2003 par rapport à la même période des trois années précédentes. Population tous âges

Ville	Nombre de décès	Taux pour 100 000 habitants
Bordeaux	12	2,0
Le Havre	6	2,3
Lille	25	2,3
Lyon	7	0,9
Marseille	24	2,8
Paris	228	3,7
Rouen	20	4,6
Strasbourg	19	4,2
Toulouse	38	5,5

L’impact sanitaire est compris entre 1 et 6 décès anticipés pour 100 000 habitants attribuables à l’exposition à l’ozone sur la période du 3 au 17 août 2003. Comme le laissaient prévoir les excès de risque, l’impact le plus faible est estimé à Lyon et le plus important à Toulouse.

### 3.4 Excès de risque de mortalité lié conjointement à l'ozone et à la température pendant la vague de chaleur, part de chaque facteur

#### 3.4.1 Valeurs moyennes de l'excès de risque sur la période

Pour chacune des neuf villes, l'excès de risque de mortalité lié conjointement à l'ozone et à la température, a été calculé pour la période du 3 au 17 août, période représentant, en moyenne sur les neuf villes, l'essentiel de la vague de chaleur de l'été 2003. Cet excès de risque représente, en pourcentage, l'augmentation du risque de mortalité à court terme expliquée par le niveau des deux facteurs pendant cette période par rapport à leur niveau moyen pendant la même période en 2000, 2001 et 2002.

Pour ce calcul, les coefficients des variables de températures sont issus de la modélisation conduite dans chacune des 9 villes (voir tableau 9). Pour l'ozone, les coefficients utilisés sont les coefficients obtenus par méthode bayésienne empirique présentés dans le paragraphe 3.3 (tableaux 10 et 11).

Le tableau 13 présente, pour chacune des villes et pour chaque tranche d'âges, la valeur moyenne de ces excès de risque sur la période du 3 au 17 août 2003. Ce tableau présente également les parts relatives de l'ozone et de la température dans l'effet conjoint des deux facteurs.

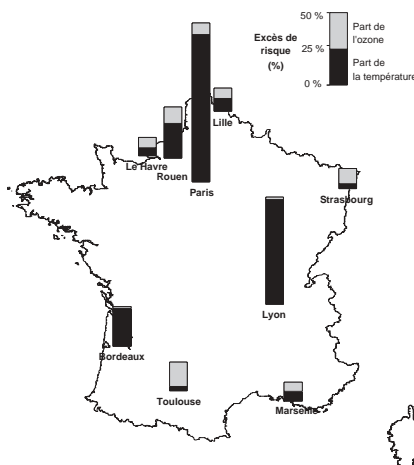
**Tableau 13.** Excès de risque moyen (%) du 3 au 17 août 2003 liés aux facteurs ozone et températures, part de l'ozone et part des températures (%) dans les neuf villes

	Mortalité totale tous âges			Mortalité totale des 65 ans et plus		
	ER <sup>a</sup> ozone et température (%)	Part ozone (%)	Part température (%)	ER <sup>a</sup> ozone et température (%)	Part ozone (%)	Part température (%)
Bordeaux	25,00	2,46	97,54	26,66	1,31	98,69
Le Havre	10,58	58,00	42,00	10,87	82,43	17,57
Lille	13,97	44,61	55,39	15,28	48,50	51,50
Lyon	87,74	2,57	97,43	95,07	0,18	99,82
Marseille	11,19	50,30	49,70	9,99	49,48	50,52
Paris	174,68	7,33	92,67	203,22	6,46	93,54
Rouen	35,24	32,60	67,40	36,01	31,48	68,52
Strasbourg	11,75	75,95	24,05	11,21	74,27	25,73
Toulouse	17,98	85,34	14,66	22,96	92,14	7,86

<sup>a</sup> excès de risque

Pour la mortalité tous âges, les excès de risque liés à l'ozone et à la température les plus élevés sont retrouvés à Paris (174,68 %) et à Lyon (87,74 %), les plus faibles au Havre (10,58 %), à Marseille (11,19 %) et à Strasbourg (11,75 %). Les résultats sont comparables pour la mortalité tous âges et celle des 65 ans et plus. Dans cet effet conjoint, la part représentée par l'ozone varie de 2,46 % à Bordeaux à 85,34 % à Toulouse pour la mortalité totale tous âges et de 0,18 % à 92,14 % pour la mortalité totale des 65 ans et plus. Au total, on observe une hétérogénéité des effets conjoints de la température et de l'ozone entre les différentes villes, mais également une hétérogénéité des parts relatives de chacun des deux facteurs dans cet effet conjoint. Les figures 6a et 6b illustrent ces chiffres moyens sur la période du 3 au 17 août.

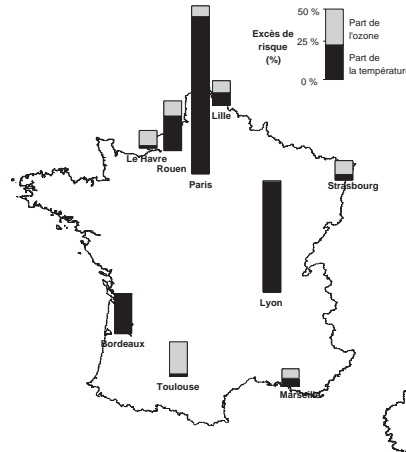
**Figure 6a.** Excès de risque (%) liés à l'ozone et à la température et représentation des parts relatives de chaque facteur pour la population tous âges. Période du 3 au 17 août 2003



A Paris, Lyon et Bordeaux, l'effet de la température a été largement majoritaire pendant la période du 3 au 17 août, la part relative de l'ozone étant faible (inférieure à 8 %). A Rouen, l'effet de la température est également prépondérant mais de façon moins marquée et représente 67 % de l'excès de risque lié conjointement à l'ozone et à la température.

A l'inverse, la part relative de l'ozone représente plus de 75 % de l'excès de risque lié aux deux facteurs à Strasbourg et à Toulouse. Enfin, pour Le Havre, Marseille et Lille, la part relative de l'ozone varie de 45 % à 58 %. Les parts des effets respectifs de la température et de l'ozone sont comparables dans ces villes.

**Figure 6b.** Excès de risque (%) liés à l'ozone et à la température et représentation des parts relatives de chaque facteur pour la population des 65 ans et plus. Période du 3 au 17 août 2003



Pour la population des 65 ans et plus, on observe des résultats comparables à ceux estimés pour la mortalité tous âges, excepté au Havre où l'effet de l'ozone devient nettement prépondérant.

### 3.4.2 Variations journalières des excès de risque conjoints et des parts relatives de l'ozone et de la température

Les figures 7a et 7b précisent, par ville et par tranche d'âges, l'évolution journalière (sur la période du 3 au 17 août 2003) des valeurs de l'excès de risque lié à l'ensemble des variables ozone et températures ainsi que l'évolution des parts relatives de l'ozone et des températures dans l'effet conjoint des deux facteurs.

Globalement, les résultats sont comparables entre les deux tranches d'âge. Par ailleurs, au sein de chaque ville, la répartition des effets de l'ozone et de la température varie peu au cours de la période.

Concernant l'excès de risque lié conjointement aux deux facteurs, l'évolution temporelle a été assez semblable à Paris et à Lyon avec une augmentation progressive de la fraction attribuable du 3 au 7 août, puis une relative stabilité (bien qu'on observe un pic le 12 août à Paris) et une décroissance à partir du 15 août, l'effet de la température étant constamment prépondérant sur l'effet de l'ozone.

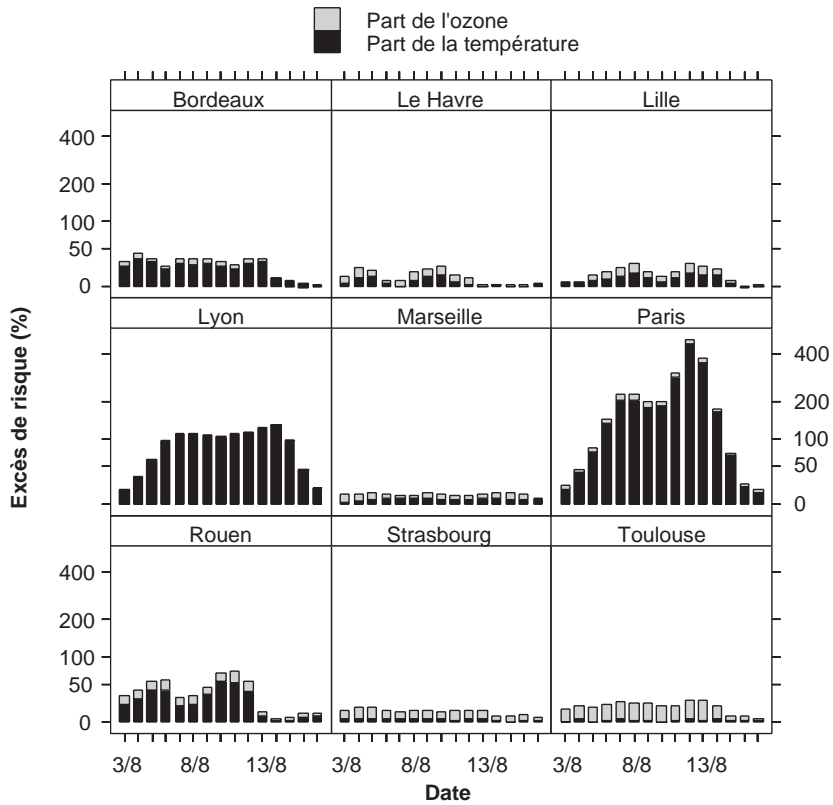
Pour le Nord de la France, à Rouen et au Havre, l'évolution journalière s'est faite en deux phases avec une décroissance rapide à partir du 13 août. Cette évolution est similaire pour Lille mais avec une décroissance à partir du 15 août seulement. La part de la température est prépondérante à Rouen, minoritaire au Havre et comparable à la part de l'ozone à Lille.

Les villes du Sud-Ouest, Bordeaux et Toulouse, présentent des excès de risque relativement stables jusqu'au 13 et 14 août respectivement puis rapidement décroissants les 3 à 4 derniers jours de la période. Cependant, l'effet de l'ozone est prépondérant à Toulouse alors qu'il est minoritaire à Bordeaux.

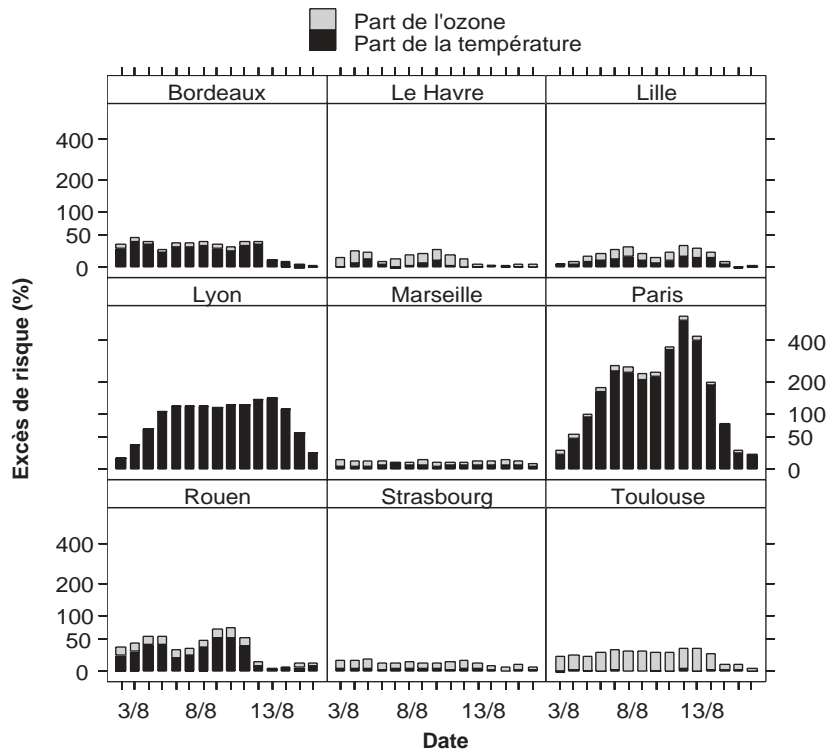
Enfin, pour Marseille et Strasbourg, l'évolution journalière est relativement stable sur la période entière avec une part de l'ozone prépondérante à Strasbourg et comparable à celle de la température à Marseille.

Globalement, ces profils par ville mettent en évidence une variabilité spatio-temporelle de l'impact des deux facteurs sur la mortalité.

**Figure 7a.** Valeurs journalières de l'excès de risque de mortalité lié à l'ozone et à la température et des parts relatives des deux facteurs. Population tous âges



**Figure 7b.** Valeurs journalières de l'excès de risque de mortalité lié à l'ozone et à la température et des parts relatives des deux facteurs. Population des 65 ans et plus



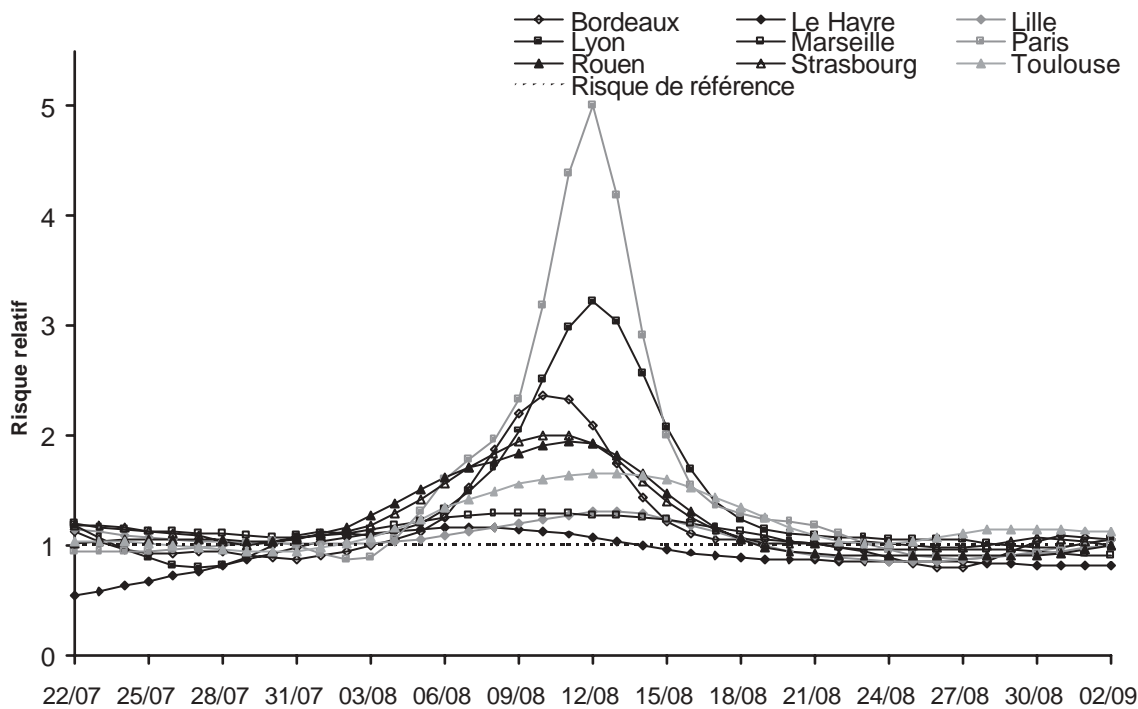
### 3.5 Effet spécifique de la vague de chaleur

Les résultats ci-après rendent compte des effets spécifiques de la période caniculaire observée entre le 2 juillet et le 22 septembre 2003 sur la mortalité. Ils présentent par ailleurs l'éventuelle sous mortalité succédant à la période de surmortalité.

### 3.5.1 Variations du risque relatif de décès lié à la spécificité de la vague de chaleur

Pour chacune des neuf villes, le risque relatif de mortalité a pu être calculé pour chaque jour du 22 juillet au 2 septembre 2003 (figure 8). La courbe présente les variations du risque de décès liées uniquement à la tendance de la mortalité au cours de la période par rapport à la même tendance, pendant la même période de l'année, mais en l'absence de vague de chaleur. Ces risques sont donc estimés indépendamment des effets à court terme des niveaux d'ozone et de température mesurés habituellement à cette période. Lorsque ce risque relatif est supérieur à 1, il indique un excès de risque pour un jour donné.

Figure 8. Risque relatif journalier de mortalité spécifiquement liée à la vague de chaleur, période du 22 juillet au 2 septembre 2003



Sur les vingt premiers jours d'août, l'allure générale des courbes est la même pour toutes les villes à l'exception du Havre où il n'y a pas eu de vague de chaleur effective. On observe ainsi tout d'abord une augmentation du risque relatif plus ou moins importante selon la ville. La valeur maximale est atteinte entre le 10 et le 13 août (tableau 14). Ces augmentations correspondent à un excès de risque de décès significatif dans toutes les villes (à l'exception du Havre) lorsque la valeur maximale est atteinte.

Après le 14 août, on observe un retour progressif à des valeurs proches de 1 dans toutes les villes, indiquant donc un retour à des niveaux de mortalité habituels pour la saison.

Tableau 14. Risque relatif maximal atteint pendant la période du 22 juillet au 2 septembre 2003, date à laquelle ce maximum a été atteint

Ville	RR <sup>a</sup> max [IC à 95 %] <sup>b</sup>	Date
Bordeaux	2,37 [1,94 ; 2,89]	10/08/03
Le Havre	1,16 [0,93 ; 1,44]	07/08/03
Lille	1,30 [1,13 ; 1,49]	13/08/03
Lyon	3,22 [2,73 ; 3,80]	12/08/03
Marseille	1,28 [1,12 ; 1,47]	10/08/03
Paris	5,00 [4,62 ; 5,40]	12/08/03
Rouen	1,94 [1,59 ; 2,38]	11/08/03
Strasbourg	2,00 [1,60 ; 2,50]	11/08/03
Toulouse	1,65 [1,39 ; 1,95]	13/08/03

<sup>a</sup> risque relatif

<sup>b</sup> intervalle de confiance à 95 %

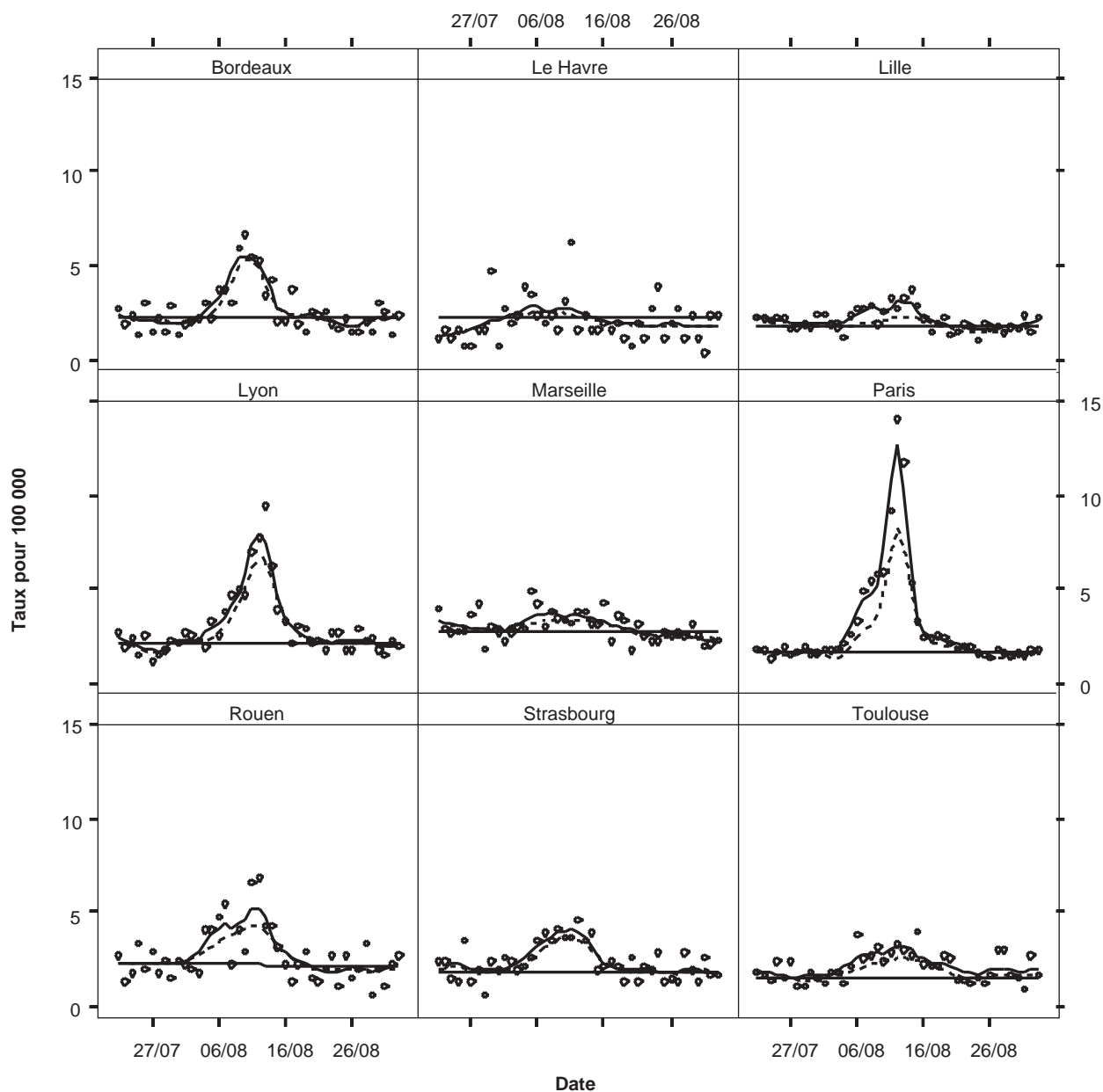
### 3.5.2 Variations du nombre journalier de décès lié à la spécificité de la période caniculaire

Pour chacune des 9 villes, l'excès de décès dû aux conditions exceptionnelles de la vague de chaleur d'août 2003 a pu être évalué. Sur la figure 9 :

- les points représentent le taux de décès observé chaque jour entre le 22 juillet et le 2 septembre 2003 ;
- la courbe noire continue représente le nombre de décès prédit par le modèle prenant en compte l'ensemble des variables explicatives (notamment niveaux d'ozone, températures et tendance propre de la mortalité pendant la vague de chaleur) ;
- la courbe en pointillés représente le nombre de décès prédit à partir uniquement de la tendance propre de la mortalité au cours de la période. Celle-ci rend compte des décès spécifiquement liés à la période de vague de chaleur indépendamment des effets à court terme directement expliqués par les niveaux d'ozone et de température mesurés ;
- enfin, la droite horizontale, représente le nombre de décès prédit par la même tendance propre de la mortalité, pour la même période de l'année mais en l'absence de vague de chaleur. Cette courbe représente donc un niveau de référence en l'absence de vague de chaleur.

Tous les niveaux de mortalité sont rapportés à 100 000 habitants.

**Figure 9.** Nombre de décès pour 100 000 habitants : observés (points), prédits par l'ensemble des variables explicatives (ligne noire continue), prédits par la tendance seule (en pointillés), et niveau de référence (droite horizontale) pendant la période du 22 juillet au 2 septembre 2003





Dans toutes les villes, toujours à l'exception du Havre, une augmentation du nombre de décès prédits à partir uniquement de la tendance propre de la mortalité (courbe en pointillé) est observée au cours de la première quinzaine d'août. Cette augmentation, plus ou moins importante selon les villes, est toujours suivie d'une diminution du nombre de décès. Celle-ci amène le nombre de décès en dessous des valeurs de référence (droite horizontale) dans certaines villes (Bordeaux, Lille, Marseille, Rouen et dans une moindre mesure Paris). Le fait que le nombre de décès devienne inférieur aux valeurs de référence pourrait correspondre à un phénomène « d'anticipation » (*harvesting*) : une partie des décès excédentaires enregistrés pendant la vague de chaleur serait des décès anticipés d'une ou deux semaines, conduisant donc à un déficit de décès dans les jours suivant l'épisode de vague de chaleur.

Cependant :

- ce phénomène de sousmortalité post-caniculaire n'est pas retrouvé dans toutes les villes : ainsi à Lyon, Strasbourg et Toulouse, aucune sousmortalité n'est observée sur la fin de la période étudiée ;
- dans les villes où ce phénomène est observé, la sousmortalité constatée est beaucoup plus faible que l'excès de décès observé pendant la vague de chaleur.

En rapportant le solde des décès excédentaires expliqués par la période de vague de chaleur (courbe en pointillés), à la taille de la population dans chaque zone d'étude, on observe les taux les plus élevés à Paris et à Lyon (tableau 15). Les taux de surmortalité à Bordeaux, Marseille, Rouen, Strasbourg et Toulouse sont relativement similaires, tandis que Lille présente un très faible taux de surmortalité. Au Havre, le solde négatif reflète uniquement la variabilité de la mortalité autour de sa valeur moyenne habituelle.

**Tableau 15.** Solde de décès en excès du 22 juillet au 2 septembre 2003 et taux pour 100 000 habitants

Ville	Solde des décès	Taux de surmortalité pour 100 000 habitants
Bordeaux	95	16,26
Le Havre	-21	-8,42
Lille	40	3,67
Lyon	250	31,94
Marseille	106	12,38
Paris	2 085	33,82
Rouen	97	22,30
Strasbourg	90	19,95
Toulouse	96	13,91

## 4. Discussion

Les objectifs de ce travail étaient :

- d'estimer, à partir de données pluriannuelles prenant en compte la période de l'été 2003, la relation entre l'exposition à l'ozone et le risque de mortalité afin de réaliser une évaluation de l'impact sanitaire de cet indicateur pendant la vague de chaleur ;
- d'estimer, au sein des effets de la température et de l'ozone pendant la vague de chaleur, quelle était la part de la pollution atmosphérique photochimique, représentée par l'indicateur ozone ;
- de caractériser les effets spécifiques d'une période exceptionnelle de ce type sur l'évolution temporelle à court terme de la mortalité afin d'identifier un éventuel déplacement de la mortalité.

### 4.1 Rappel et interprétation des principaux résultats

#### 4.1.1 Les excès de risque de mortalité pour l'exposition à l'ozone

Prenant en compte l'année 2003, la modélisation des séries journalières pluriannuelles de mortalité (1996-2003) en fonction des séries journalières d'ozone et de températures, s'est attachée à quantifier les effets de ces deux facteurs y compris pour les valeurs extrêmes observées pendant la vague de chaleur. Le tableau 16 confronte les excès de risque estimés lors de la phase 2 du Psas-9 sur la période 1990-1997 [9] et les excès de risque estimés dans ce nouveau travail sur les mêmes villes.

**Tableau 16.** Excès de risque de mortalité pour une augmentation de 10 µg/m<sup>3</sup> du niveau d'ozone dans les neuf zones d'étude. Résultats Psas-9 2004 et 2002

Ville	Excès de risque mortalité tous âges 1990-1997 (Psas-9 2002)	Excès de risque mortalité tous âges 1996-2003 (Psas-9 2004)	
	ER locaux [IC 95 %] <sup>b</sup>	ER locaux [IC 95 %]	ER par méthode bayésienne empirique [IC 95 %]
Bordeaux <sup>a</sup>		0,58 [-0,37 ; 1,54]	0,72 [-0,07 ; 1,51]
Le Havre	0,61 [-0,56 ; 1,79]	1,17 [-0,29 ; 2,55]	1,09 [0,12 ; 2,07]
Lille	0,27 [-0,59 ; 1,14]	0,96 [0,30 ; 1,61]	0,97 [0,37 ; 1,56]
Lyon	0,16 [-0,55 ; 0,87]	-0,02 [-0,71 ; 0,67]	0,19 [-0,43 ; 0,80]
Marseille	1,89 [0,90 ; 2,89]	1,08 [0,46 ; 1,72]	1,07 [0,50 ; 1,65]
Paris	0,44 [0,17 ; 0,71]	0,55 [0,28 ; 0,83]	0,57 [0,30 ; 0,84]
Rouen	0,82 [-0,14 ; 1,79]	1,35 [0,28 ; 2,42]	1,22 [0,38 ; 2,07]
Strasbourg	1,08 [0,33 ; 1,83]	1,12 [0,36 ; 1,88]	1,09 [0,43 ; 1,76]
Toulouse	0,74 [-0,22 ; 1,70]	3,12 [2,09 ; 4,17]	2,38 [1,55 ; 3,21]
Risque combiné	0,66 [0,34 ; 0,97]	1,01 [0,58 ; 1,44]	SO <sup>c</sup>

<sup>a</sup> Bordeaux ne disposait pas de l'indicateur ozone lors de la phase 2 du Psas-9

<sup>b</sup> intervalle de confiance à 95 %

<sup>c</sup> sans objet

Globalement, l'excès de risque combiné, calculé par la même méthode à partir des résultats locaux, augmente entre les deux périodes mais reste comparable. Selon les villes, les excès de risque locaux présentent des évolutions différentes. Ils augmentent au Havre, à Lille, à Rouen (où il devient statistiquement significatif) et surtout à Toulouse. Ils diminuent en revanche à Marseille et à Lyon et restent stables à Paris et Strasbourg.

Plusieurs hypothèses peuvent être formulées pour expliquer ces évolutions. Tout d'abord les périodes d'études étaient différentes avec, en particulier, la prise en compte de la période de l'été 2003 dans le calcul des nouveaux risques.

Ensuite, une approche différente a été utilisée pour la modélisation. Lors de la phase 2 du Psas-9, la température n'était introduite dans le modèle que pour contrôler son effet de confusion alors qu'ici l'objectif était de quantifier son effet propre. Ainsi, 2 à 4 variables températures ont été prises en compte, selon les villes, dans les modèles : températures minimales, maximales et leurs interactions éventuelles, pour le jour

même et jusqu'à 3 jours précédents (voir tableau 9). En effet, aucun effet direct des températures n'était observé au delà de 3 jours. Dans le même temps, la stratégie de prise en compte de l'exposition à l'ozone n'a pas varié : une seule variable, sans fonction de transformation, représentant la moyenne des niveaux d'ozone du jour même et de la veille en interaction avec la saison. Ce dernier aspect a probablement sous-estimé l'effet de l'ozone dans certaines villes car une hypothèse est faite *a priori* sur la forme de la relation.

Cette approche a été adoptée pour répondre à notre premier objectif : adapter les relations exposition / risques obtenues antérieurement à des valeurs extrêmes de température et de pollution afin de réaliser une évaluation d'impact sanitaire scientifiquement plus valide pour la période de vague de chaleur. Dans le cadre de cet objectif, il était important de pouvoir comparer les nouveaux résultats avec ceux obtenus auparavant.

L'évaluation de l'impact sanitaire a été réalisée à partir des excès de risque calculés par méthode bayésienne empirique (tableau 16). Ces excès de risque sont obtenus à partir des mêmes modèles que précédemment mais, comme expliqué au paragraphe 2.5, leur mode de calcul tient compte à la fois de l'hétérogénéité potentielle des risques entre les différentes villes et de l'erreur aléatoire de l'estimation au sein de chaque ville. Ils permettent ainsi de réaliser une évaluation d'impact sanitaire plus juste dans les villes ayant participé à la modélisation. Comparés aux excès de risque locaux, les valeurs obtenues sont moins hétérogènes entre les villes. L'excès de risque le plus faible est estimé à Lyon, le plus élevé à Toulouse.

Sur la période du 3 au 17 août 2003 (période la plus représentative, en moyenne, de la vague de chaleur), les résultats de l'évaluation d'impact sanitaire reproduisent les observations faites sur les excès de risque précédents : le taux de décès anticipés attribuables à l'indicateur ozone est le plus faible à Lyon (0,9 pour 100 000) et le plus élevé à Toulouse (5,5 pour 100 000). Sur l'ensemble des neuf villes, 379 décès anticipés sont attribuables aux niveaux d'ozone observés du 3 au 17 août 2003 par rapport aux niveaux moyens de cet indicateur pour la même période des trois années précédentes. Au delà des incertitudes liées aux choix opérés lors de la modélisation des effets de l'ozone et évoquées plus haut, ces résultats présentent également une autre limite. En effet, la période considérée par l'EIS concerne les valeurs observées les plus extrêmes d'ozone et de température prises en compte dans la modélisation de la relation. Or, ces valeurs étaient très peu nombreuses par rapport à l'ensemble de la période de modélisation (1996-2003) et une plus grande incertitude limite donc la robustesse de ces résultats.

Finalement, cette modélisation a permis de préciser les effets de l'ozone sur la mortalité en prenant en compte les valeurs extrêmes de cet indicateur et des températures. Il semble que, selon les villes, les effets de l'indicateur ozone puissent être différents de ceux estimés habituellement, sur des périodes d'étude ne comprenant pas de vague de chaleur. Ces résultats restent à confirmer et des hypothèses explicatives sont à élaborer.

Par ailleurs, il apparaît que les effets de la température d'un jour peuvent persister pendant 3 jours. Ce dernier aspect conforte l'hypothèse d'un effet cumulatif à court terme des fortes chaleurs sur la mortalité.

#### **4.1.2 L'excès de risque de mortalité lié à l'ozone et à la température pendant la période de vague de chaleur**

Sur la période du 3 au 17 août 2003, les excès de risque de mortalité liés conjointement aux deux facteurs dans chaque ville ont été calculés pour la population tous âges et celle des 65 ans et plus (tableau 13).

Les résultats sont comparables entre les deux tranches d'âge. Ce résultat n'est pas étonnant dans la mesure où la grande majorité des décès « tous âges » concernaient finalement les 65 ans et plus.

Parmi les neuf villes, sept ont également été étudiées par l'enquête dite « enquête 13 villes » réalisée par l'InVS dans le cadre de l'évaluation de l'impact sanitaire de la vague de chaleur [6,7]. Cette enquête a estimé, dans chaque ville, le différentiel de mortalité entre 2003 et les trois années précédentes pour la période du 1<sup>er</sup> au 20 août, période comparable à la nôtre (3 au 17 août).

Le tableau 17 présente ces différentiels de mortalité.

**Tableau 17.** Différentiel de mortalité calculé sur la période du 1<sup>er</sup> au 20 août 2003 par rapport aux trois années précédentes dans sept grandes villes françaises

Ville	Nombre de décès en 2003	Différentiel de mortalité (%)
Bordeaux	328	43
Lille	211	4
Lyon	456	80
Marseille	590	25
Paris	1895	142
Strasbourg	267	51
Toulouse	329	36

Source : Impact sanitaire de la vague de chaleur d'août 2003 en France [6]

Il apparaît assez logiquement que les deux villes où l'excès de risque lié conjointement à l'ozone et à la température est le plus élevé sont également les deux villes où l'excès de mortalité, pour la période du 1<sup>er</sup> au 20 août, était la plus forte : Paris et Lyon. De même, pour Lille et Marseille, présentant les différentiels de mortalité les plus faibles, les excès de risque liés à l'ozone et à la température sont également parmi les plus faibles.

Dans l'effet des deux facteurs, la part de l'ozone est variable selon les villes avec une assez grande hétérogénéité.

Cette part est minime à Paris et Lyon où le différentiel important de mortalité apparaît lié quasiment exclusivement à la chaleur. Au cours de la modélisation, cet effet majeur des températures s'est traduit par la nécessité d'introduire un nombre de variables *température* plus important que dans les autres villes (tableau 9). Bien que le différentiel de mortalité soit moins élevé, le même type de résultat est observé à Bordeaux mais il faut signaler que cette ville est celle où l'augmentation des niveaux d'ozone de l'été 2003 par rapport aux années antérieures est la plus faible parmi les neuf zones d'étude ce qui n'est pas le cas pour les niveaux de température (voir paragraphe 3.1).

A l'opposé, à Strasbourg et surtout à Toulouse, la part de l'ozone est largement prépondérante dans l'effet des deux facteurs. Dans ces deux villes, le différentiel de mortalité figurait parmi les valeurs « moyennes ». A Strasbourg, la part importante de l'ozone peut être reliée aux niveaux de ce polluant particulièrement augmentés au cours de l'été 2003 comparativement aux étés précédents (voir paragraphe 3.1), l'excès de risque local de l'ozone n'ayant pas varié par rapport aux estimations antérieures et l'effet propre des températures étant faible. Pour Toulouse, à un effet propre des températures très faible et à des niveaux d'ozone également augmentés de façon importante par rapport aux autres villes cet été 2003 (moindre qu'à Strasbourg néanmoins), s'ajoute une augmentation de l'excès de risque local de l'ozone. Cette augmentation, par rapport aux estimations antérieures, est statistiquement significative.

Dans chacune des autres villes, la part relative de l'ozone est comparable à celle de la température.

Au vu de ces résultats, il semble que les plus grands excès de mortalité observés pendant la vague de chaleur soient spécifiquement liés à la température. Dans les cas d'excès de mortalité plus modérés, les rôles respectifs de la pollution atmosphérique photochimique et de la température peuvent être assez hétérogènes. Ces différences peuvent être liées aux niveaux localement atteints par chacun des deux facteurs mais également, pour une même exposition, à des différences géographiques du risque. Cette hétérogénéité géographique est cohérente avec celle des seuils formulés dans le cadre du système d'alerte canicule et santé [48] : les différents seuils étudiés sont toujours différents pour les 14 villes du système (qui ne considère que le facteur température).

#### 4.1.3 Les effets spécifiques de la vague de chaleur, l'effet « *harvesting* »

La deuxième partie du travail visait à quantifier l'effet propre de la vague de chaleur sur la mortalité, sans préjuger d'un facteur causal particulier et intégrant ainsi des facteurs connus et inconnus du risque de mortalité. Pour cette deuxième modélisation, il faut rappeler que les variables ozone et température n'étaient incluses que pour « capturer » la variabilité habituelle de la mortalité avec ces facteurs lors des périodes estivales hors vague de chaleur.

Au plus fort de la vague de chaleur, les RR de mortalité à court terme, par rapport à la même période des années précédentes, étaient significativement supérieurs à 1 dans toutes les villes sauf au Havre. En effet, la vague de chaleur n'a pas été observée dans cette ville et les variations du RR entre le 22 juillet et le 2 septembre ne reflètent que sa variabilité habituelle. Dans les huit autres villes, ces RR étaient compris entre 1,28 (Marseille) et 5,0 (Paris) et cohérents avec les différentiels de mortalité observés dans l'enquête

« 13 villes » [6,7]. Ces RR étaient ceux liés à la variable *tendance* seule de la période du 22 juillet au 2 septembre et représentant la spécificité de la vague de chaleur.

Dans le rapport Inserm [29], l'excès de mortalité était calculé par rapport à un nombre de décès attendu défini comme le nombre moyen de décès observés pendant la même période des années 2000, 2001 et 2002. Appliqué à la zone d'étude parisienne (Paris et départements 92, 93 et 94), ce calcul conduit à 4 727 décès attendus pour la période du 22 juillet au 2 septembre, le nombre de décès observés en 2003 sur la même période étant de 8 056 décès. Ces résultats peuvent être comparés à ceux du modèle utilisé dans ce travail. Pour la même zone et la même période de l'année, le nombre de décès attendu prédit par le modèle en situation météorologique « habituelle » était de 4 659 et le nombre de décès estimé pendant la vague de chaleur était de 8 056. Le nombre de décès estimé par le modèle pendant la vague de chaleur rend donc parfaitement compte de la réalité observée. La différence entre les deux estimations du nombre de décès attendus « hors vague de chaleur » (1,5 %), peut être liée aux périodes de référence utilisées pour ce calcul. Dans le premier cas, le nombre de décès attendus est basé sur les trois années précédentes seulement. Dans la modélisation, l'estimation utilise la tendance de la mortalité depuis 1996.

Cette partie de l'analyse visait également à préciser la variation temporelle de l'effet de la vague de chaleur, et en particulier un possible déplacement de mortalité : sousmortalité immédiatement consécutive à la période de surmortalité (effet *harvesting*).

Aucun déplacement de mortalité n'a été observé à Strasbourg, Lyon et Toulouse. Dans les autres villes, l'effet *harvesting* était mineur par rapport à l'excès de mortalité estimé pendant la vague de chaleur (figure 9). Il apparaît donc, au moins à court terme, que la surmortalité liée à la vague de chaleur n'a pas été compensée par une sousmortalité consécutive. Deux interprétations de ce résultat peuvent être formulées :

- soit cette sousmortalité n'a pas eu lieu et on peut conclure que la majorité des décès observés pendant la vague de chaleur ne seraient pas survenus dans les jours suivants ;
- soit cette sousmortalité, liée à une anticipation à court terme des décès, a existé mais elle a été compensée simultanément par un excès de décès lié à un effet persistant de la vague de chaleur.

Dans tous les cas, les résultats observés sur cette période limitée à six semaines par les contraintes statistiques (voir paragraphe 2.5.2), ne permettent de conclure sur un possible déplacement à plus long terme de la mortalité : une sousmortalité a pu se produire plus tard, dans les mois qui ont suivi cette période.

## 4.2 Choix méthodologiques et validité des résultats

### 4.2.1 Les données recueillies

Les indicateurs d'exposition à l'ozone ont été construits selon les méthodes déjà éprouvées dans les phases antérieures du Psas-9, à partir des concentrations ambiantes mesurées par les réseaux de surveillance de la qualité de l'air.

Les données météorologiques, température minimale et température maximale journalières, sont celles habituellement utilisées dans la modélisation des effets de la pollution atmosphérique sur la mortalité. La température minimale, nocturne, reflète plutôt l'effet de la chaleur (absence de rémission nocturne), tandis que la température maximale, diurne, reflète plutôt l'effet du froid (exposition plus importante à l'extérieur, pendant la journée). Néanmoins, dans ce travail, les températures n'étaient pas des températures instantanées mais des températures horaires, plus représentatives en termes d'exposition. Ces données ont été recueillies auprès de Météo-France.

Concernant la mortalité, dans le cadre des travaux du Psas-9, les comptes journaliers de décès sont habituellement recueillis auprès de l'Inserm [9,39]. Dans ce travail, compte tenu des délais impartis, seul l'Insee disposait, début 2004, des données des dernières années de la période d'étude, 2002 et 2003. Ce recueil précoce n'a pas permis à nos partenaires la réalisation de la dernière étape de validation de leurs données. En effet, la validation par confrontation des données issues respectivement de l'Inserm et de l'Insee n'avait pas été effectuée au moment du recueil pour la période 2001-2003. Cette différence de nature des données entre le début et la fin de la période d'étude a pu entraîner une modification dans les variations temporelles de la série de mortalité. Par ailleurs, l'Insee n'enregistre pas la cause médicale du décès. Aussi, les décès de causes accidentelles, habituellement exclus des séries de mortalité totale dans le cadre des études sur les effets de la pollution atmosphérique, ont ici été intégrés. Cet aspect a pu entraîner une dispersion plus importante des données et, en conséquence, une sous-estimation des RR calculés ici.

## 4.2.2 La modélisation

Le choix des outils statistiques de modélisation a évolué depuis la phase 2 du Psas-9. Si les modèles restent basés sur une régression de Poisson, les fonctions permettant de prendre en compte d'éventuels effets non linéaires des variables ne sont plus des fonctions *loess* mais des fonctions *splines* pénalisées (*thin plates*). Par ailleurs, le logiciel utilisé est le système d'analyse R [49], distribué librement, à la place du logiciel S-Plus® utilisé auparavant. Ces évolutions ont été décidées pour prendre en compte les erreurs signalées dans les algorithmes de calcul des modèles additifs généralisés et dans les critères de convergence appliqués par défaut dans S-Plus® [50].

Par ailleurs, les coefficients utilisés pour quantifier l'excès de risque lié à l'ozone étaient des estimateurs calculés par méthode bayésienne empirique (*shrunk estimates*). Comme détaillé dans le paragraphe 2.5.1, ces nouveaux estimateurs permettent de prendre en compte plus finement l'hétérogénéité des coefficients entre les différentes villes, hétérogénéité importante dans cette analyse, mais également la variabilité aléatoire de l'estimation au sein de chaque ville [47]. Dans ce travail, les excès de risque liés à l'ozone sont donc différents entre les villes, contrairement aux travaux antérieurs où un risque combiné pour l'ensemble des villes était estimé.

## 5. Conclusion et retombées en santé publique

La question du rôle de la pollution atmosphérique photochimique dans l'épidémie de décès observée pendant la vague de chaleur d'août 2003 s'est rapidement posée compte tenu des niveaux atteints par cette pollution. Assez vite, les outils habituels d'évaluation de l'impact sanitaire de la pollution atmosphérique se sont révélés scientifiquement non adaptés à cette situation exceptionnelle. Une analyse spécifique des relations entre pollution, température et mortalité a donc été réalisée afin de conduire cette évaluation, de préciser les parts respectives des fortes températures et de la pollution dans la surmortalité observée et de rechercher un éventuel déplacement de la mortalité ou effet *harvesting*.

Il n'a pas été retrouvé d'interaction entre l'effet des températures et celui de l'ozone. Les résultats font apparaître un excès de risque de mortalité lié à l'ozone légèrement augmenté en moyenne sur les neuf villes par rapport aux estimations antérieures, obtenues en l'absence de vague de chaleur. Cet excès de risque est par ailleurs plus hétérogène entre les différentes villes. Ces résultats conduisent à un nombre de décès anticipés attribuables à l'indicateur ozone de près de 380 décès pour l'ensemble des neuf villes (dont 228 pour Paris) sur la période du 3 au 17 août 2003 par rapport à l'exposition moyenne sur la même période au cours des trois années précédentes. Ces résultats doivent être considérés avec prudence car le nombre de jours présentant des valeurs extrêmes de température et de niveau d'ozone est faible en regard de l'ensemble de la période d'étude nécessaire à la modélisation. Cet aspect entraîne une incertitude dans les résultats. Néanmoins, ces résultats montrent que l'impact sanitaire de la pollution photochimique n'a pas été négligeable pendant la vague de chaleur.

Concernant la part relative des effets de la chaleur et de l'exposition à l'ozone, plusieurs résultats peuvent être notés.

Tout d'abord, il semble que les excès de mortalité observés les plus élevés soient liés dans leur quasi totalité à l'effet propre de la chaleur : c'est ce que l'on observe à Paris et Lyon. De plus, les fortes températures semblent avoir un effet persistant à court terme (3 jours), résultat cohérent avec ceux observés dans le cadre de l'élaboration de seuils d'alerte de température pour le plan national canicule [48]. Les décès observés un jour donné semblent donc liés à la température de ce jour mais également à celle des trois jours précédents.

Lorsque l'excès de mortalité observé est plus modéré, les deux facteurs semblent intervenir de façon plus hétérogène selon les villes : la part des décès liés respectivement à la température et à la pollution sont fonction du niveau atteint localement par chacun des deux facteurs mais également de leur excès de risque local. Or, les résultats de ce travail suggèrent que, pour une même exposition, ces excès de risque sont différents selon les zones urbaines. Ces différences devront être confirmées et leurs déterminants explorés. Néanmoins, la prévention des risques liés à la pollution photochimique des vagues de chaleur semble devoir être différenciée sur un plan géographique, comme celle organisée pour les valeurs extrêmes de température.

Par ailleurs, le nombre de décès attribuables à la vague de chaleur en tant que telle, sans préjuger d'un facteur causal particulier, a pu être modélisé pour la période du 22 juillet au 2 septembre 2003. L'excès total de mortalité estimé à partir de cette modélisation est parfaitement cohérent avec celui estimé à la fin du mois de septembre 2003 par l'Inserm. Sur Paris et proche couronne, cet excès de mortalité est de 3 300 décès pour la période indiquée.

Enfin, la modélisation de l'effet « vague de chaleur » sur la mortalité, indépendamment de tout facteur particulier, a également permis de rechercher l'existence d'un éventuel déplacement de mortalité ou effet *harvesting*. Sur la période du 22 juillet au 2 septembre, cet effet *harvesting* est resté mineur pour la quasi totalité des villes. En effet, le déficit de décès observé dans les 3 semaines qui ont suivi la période caniculaire est très largement inférieur à la surmortalité observée pendant la vague de chaleur. Les décès survenus pendant la vague de chaleur ne semblent donc pas avoir été anticipés de seulement quelques jours mais d'un délai plus long, supérieur à 3 semaines. Néanmoins, ce résultat ne permet pas de conclure sur l'évolution de la mortalité dans les mois qui ont suivi.

En conclusion, ce travail, réalisé dans un temps particulièrement court, apporte des premiers éléments de réponse à certaines des questions sanitaires que pose la survenue d'une vague de chaleur. Il devra être approfondi en France et, dans la perspective d'une multiplication des épisodes de canicule, la modélisation dans d'autres pays des relations entre fortes températures, forte pollution photochimique et mortalité sera également utile pour guider plus précisément les actions de prévention.

## Références

- [1] Besancenot JP. Vagues de chaleur et mortalité dans les grandes agglomérations urbaines. *ERS* 2002;1(4):229-40.
- [2] Ministère de l'Ecologie et du Développement durable. Pollution par l'ozone au cours de l'été 2003. Bilan, 5 septembre 2003. <http://www.ecologie.gouv.fr/>
- [3] European Environment Agency, Air pollution by ozone in Europe in summer 2003. Report to the European Commission, 15 septembre 2003.
- [4] Ademe, Premier bilan de la pollution photochimique observée en France au cours de l'été 2003, octobre 2003. <http://www.ademe.fr>
- [5] Elichegaray C, Colosio J, Bouallala S. Bilan de la pollution photochimique observée en France au cours de l'été 2003. Journée pollution de l'air et canicule 2003, 4 mars 2004. <http://www.ademe.fr>
- [6] Département des maladies chroniques et des traumatismes, Département santé environnement. Impact sanitaire de la vague de chaleur d'août 2003 en France. Bilan et perspectives. Institut de veille sanitaire. Saint-Maurice Octobre 2003, 125 p et annexes. <http://www.invs.sante.fr>
- [7] Vandentorren S, Suzan F, Medina S, et al. Mortality in thirteen French cities during the August 2003 heat wave. *Am J Public Health*. 2004 Sep; 94(9): 1518-20.
- [8] Anderson HR. A systematic review of the epidemiological literature on the short-term health effects of outdoor air pollution. London: St George's Hospital, 2002.
- [9] Institut de veille sanitaire. Programme de surveillance Air et Santé 9 villes. Surveillance des effets sur la santé liés à la pollution atmosphérique en milieu urbain - Phase II. Saint-Maurice 2002, 184 pages. <http://www.invs.sante.fr>
- [10] Moolgavkar SH. Air pollution and hospital admissions for chronic obstructive pulmonary disease in three metropolitan areas in the United States. *Inhal Toxicol* 2000; 12:75-90.
- [11] Yang QY, Chen Y, Shi YL, et al. Association between ozone and respiratory admissions among children and the elderly in Vancouver, Canada. *Inhal Toxicol* 2003; 15:1297-1308.
- [12] Gent JF, Triche EW, Holford TR, et al. Association of low-level ozone and fine particles with respiratory symptoms in children with asthma. *JAMA* 2003; 290:1859-67.
- [13] Peters A, Goldstein IF, Beyer U, et al. Acute health effects of exposure to high levels of air pollution in eastern Europe. *Am J Epidemiol* 1996; 144:570-81.
- [14] Just J, Segala C, Sahraoui F, et al. Short-term health effects of particulate and photochemical air pollution in asthmatic children. *Eur Resp J* 2002; 20:899-906.
- [15] Anderson HR, deLeon AP, Bland JM, et al. Air pollution, pollens, and daily admissions for asthma in London 1987-92. *Thorax* 1998; 53:842-48.
- [16] Stieb DM, Burnett RT, Beveridge RC, et al. Association between ozone and asthma emergency department visits in Saint John, New Brunswick, Canada. *Environ Health Perspect* 1996; 104:1354-60.
- [17] Abbey DE, Nishino N, McDonnell WF, et al. Long-term inhalable particles and other air pollutants related to mortality in nonsmokers. *Am J Respir Crit Care Med* 1999; 159:373-82.
- [18] Beeson WL, Abbey DE, Knutsen SF. Long-term concentrations of ambient air pollutants and incident lung cancer in California adults: results from the AHSMOG study. *Environ Health Perspect* 1998; 106:813-22.
- [19] Gold D.R, Damokosh A.I, Pope C.A, et al. Particulate and ozone pollutant effects on the respiratory function of children in southwest Mexico City. *Epidemiology* 1999; 10:8-16.
- [20] McDonnell WF, Stewart PW, Smith MV, et al. Ozone-induced respiratory symptoms: exposure-response models and association with lung function. *Eur Respir J* 1999; 14:845-53.
- [21] McDonnell WF, Abbey DE, Nishino N, et al. Long-term ambient ozone concentration and the incidence of asthma in nonsmoking adults: The ahsmog study. *Environ Res* 1999; 80:110-21.
- [22] McConnell R, Berhane K, Gilliland F, et al. Asthma in exercising children exposed to ozone: a cohort study. *Lancet* 2002; 359:386-91.
- [23] Sunyer J, Basagana X, Belmonte J, et al. Effect of nitrogen dioxide and ozone on the risk of dying in patients with severe asthma. *Thorax* 2002; 57:687-93.
- [24] Rahman I, MacNee W. Oxidative stress and regulation of glutathione in lung inflammation. *Eur Respir J* 2000; 16:534-54.
- [25] Bayram H, Sapsford RJ, Abdelaziz MM, et al. Effect of ozone and nitrogen dioxide on the release of proinflammatory mediators from bronchial epithelial cells of nonatopic nonasthmatic subjects and atopic asthmatic patients in vitro. *J Allerg Clin Immunol* 2001; 107:287-94.
- [26] Schelegle ES, Eldridge MW, Cross CE, et al. Differential effects of airway anesthesia on ozone-induced pulmonary responses in human subjects. *Am J Respir Crit Care Med* 2001; 163:1121-27.



- [27] Jorres RA, Holz O, Zachgo W, et al. The effect of repeated ozone exposures on inflammatory markers in bronchoalveolar lavage fluid and mucosal biopsies. *Am J Respir Crit Care Med* 2000; 161:1855-61.
- [28] CSHPF, L'ozone, indicateur majeur de la pollution photochimique en France : évaluation et gestion des risques sur la santé. Conseil supérieur d'hygiène publique de France, édition Lavoisier, Paris, juin 1996.
- [29] Hémon D, Jouglu E. Surmortalité liée à la canicule d'août 2003. Rapport d'étape (1/3). Estimation de la surmortalité et principales caractéristiques épidémiologiques. Inserm, Paris, 2003: 1-59. <http://ifr69.vjf.Inserm.fr/~webifr/pdf/Rapport.pdf>
- [30] Basu R, Samet JM. Relation between elevated ambient temperature and mortality: a review of the epidemiologic evidence. *Epidemiol Rev* 2002; 24(2):190-202.
- [31] Lalande F, Legrain S, Valleron A.J, et al. Mission d'expertise et d'évaluation du système de santé pendant la canicule 2003. Paris ; ministère de la Santé, de la Famille et des Personnes handicapées, 2003; 174 pages.
- [32] Rainham DG, Smoyer-Tomic KE. The role of air pollution in the relationship between a heat stress index and human mortality in Toronto. *Environ Res.* 2003 Sep; 93(1):9-19.
- [33] Hajat S, Kovats RS, Atkinson RW, et al. Impact of hot temperatures on death in London: a time series approach. *J Epidemiol Community Health.* 2002 May; 56(5):367-72.
- [34] Rooney C, McMichael AJ, Kovats RS, et al. Excess mortality in England and Wales, and in Greater London, during the 1995 heatwave. *J Epidemiol Community Health.* 1998 Aug;52(8):482-6.
- [35] Fischer P, Brunekreef B, Lebret E. Air pollution related deaths during the 2003 heat wave in the Netherlands. *Atmos Environ.* In press.
- [36] Hoek G, Brunekreef B, Verhoeff A, et al. Daily mortality and air pollution in the Netherlands. *J Air Waste Manage Assoc* 2000, 50:1380-89.
- [37] Morgenstern H. Uses of ecological analysis in epidemiological research. *Am J Public Health,* 1982; 72:1336-44.
- [38] Walter S.D. The ecological method in the study of environmental health. I : Overview of the method, II: Methodologic issues and feasibility. *Environ Health Perspect,* 1991; 94:61-73.
- [39] Institut de veille sanitaire. Surveillance épidémiologique Air et Santé. Surveillance des effets sur la santé liés à la pollution atmosphérique en milieu urbain. Rapport de l'étude. Saint-Maurice, Mars 1999:148 pages. <http://www.invs.sante.fr>
- [40] Guzzo JC, Quénel P, Csazar-Goutchkoff et al. Etude des effets à court terme sur la santé d'une source locale de pollution atmosphérique : approche épidémiologique. Réseau national de santé publique. Saint-Maurice, octobre 1996; 51pages.
- [41] Pirard P, Quénel P, Lameloise P et al. Etude de l'utilisation d'une moyenne arithmétique des mesures d'un réseau de surveillance comme indicateur de niveau d'exposition de pollution atmosphérique en milieu urbain. Indice des fumées noires, région Parisienne, 1991-1992. *Pollution Atmosphérique* 1995; 146:59-66.
- [42] Zeghnoun A, Czernichow P, Quénel P et al. Estimation de l'exposition dans les études écologiques temporelles des effets sanitaires de la pollution atmosphérique en milieu urbain. Agglomération rouennaise, 1994-96. *Pollution Atmosphérique* 1999; 160:135-45.
- [43] Hastie T, Tibshirani R. Generalized additive models. 1990, London: Chapman and Hall.
- [44] Haerdle W. Smoothing techniques with implementation in S. 1991, New York: Springer.
- [45] Wood SN. Thin-plate regression splines. *J R Stat Soc [Ser B],* 2003. 65:p. 95-114.
- [46] Akaike H. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. in *International Symposium on Information Theory.* 1973. Budapest, Hungary: Akademiai Kiado.
- [47] Post E, Hoaglin D, Deck L, et al. Empirical Bayes approach to estimating the relation of mortality to exposure to particulate matter. *Risk Anal* 2001; 21:837-42.
- [48] Institut de veille sanitaire. Système d'alerte canicule et santé 2004, rapport opérationnel. Saint-Maurice Avril 2004, 35 pages. <http://www.invs.sante.fr>
- [49] Ihaka R, Gentleman RR. A language for data analysis and graphics. *Journal of Computational and Graphical Statistics* 1996; 5:299-314.
- [50] Ramsay T, Burnett R, Krewski D. The effect of concurvity in generalized additive models linking mortality to ambient particulate matter. *Epidemiology* 2003; 14:18-23.

# Annexe

## L'exposition à la pollution atmosphérique dans les neuf villes

**Tableau 1.** Nombre de stations de mesure de la pollution de fond sélectionnées pour la construction des indicateurs d'exposition dans les neuf zones d'étude

Zones	FN	PM <sub>10</sub>	SO <sub>2</sub>	NO <sub>2</sub>	O <sub>3</sub>
Bordeaux	ND	4	ND	4	4
Le Havre	5	3	5	3	4
Lille	2	5	4	3	3
Lyon	ND	4	6	3	3
Marseille	2	3	3	4	4
Paris	4-13	2-9	9-20	10-15	4-11
Rouen	6	3	3	5	7
Strasbourg	ND	2-4	2-5	2-4	3-6
Toulouse	ND	2-3	2-4	2-4	3-6

ND : non disponible

**Tableau 2.** Périodes représentées par les indicateurs de pollution atmosphérique dans les neuf zones d'étude

Zones	FN	PM <sub>10</sub>	SO <sub>2</sub>	NO <sub>2</sub>	O <sub>3</sub>
Bordeaux	ND <sup>a</sup>	09/97 - 12/03 (6 a <sup>b</sup> et 4 m <sup>c</sup> )	ND	09/97 - 12/03 (6 a et 4 m)	09/97 - 12/03 (6 a et 4 m)
Le Havre	01/96 - 12/03 (8 a)	01/99 - 12/03 (5 a)	01/96 - 12/03 (8 a)	01/96 - 12/03 (8 a)	01/96 - 12/03 (8 a)
Lille	01/96 - 01/96 (8 a)	01/96 - 01/96 (8 a)	01/96 - 01/96 (8 a)	01/96 - 01/96 (8 a)	01/96 - 01/96 (8 a)
Lyon	ND	06/97 - 12/03 (6 a et 6 m)	01/96 - 12/03 (8 a)	01/96 - 12/03 (8 a)	01/96 - 12/03 (8 a)
Marseille	01/96 - 12/03 (8 a)	03/99 - 12/03 (4 a et 10 m)	01/96 - 12/03 (8 a)	01/96 - 12/03 (8 a)	01/96 - 12/03 (8 a)
Paris	01/96 - 03/03 (7 a et 3 m)	09/96 - 12/03 (7 a et 3 m)	01/96 - 12/03 (8 a)	01/96 - 12/03 (8 a)	01/96 - 12/03 (8 a)
Rouen	01/96 - 12/03 (8 a)	01/99 - 12/03 (5 a)	01/96 - 12/03 (8 a)	01/96 - 12/03 (8 a)	01/96 - 12/03 (8 a)
Strasbourg	ND	01/96 - 12/03 (8 a)	01/96 - 12/03 (8 a)	01/96 - 12/03 (8 a)	01/96 - 12/03 (8 a)
Toulouse	ND	09/99 - 12/03 (4 a et 3 m)	01/96 - 12/03 (8 a)	01/97 - 12/03 (7 a)	01/97 - 12/03 (7 a)

<sup>a</sup> pas de données disponibles ou pas de stations de fond retenues pour la construction des indicateurs d'exposition

<sup>b</sup> a = année

<sup>c</sup> m = mois

**Tableau 3.** Indicateurs<sup>a</sup> de pollution acido-particulaire dans les neuf zones d'étude. Période 1996 – 2003

Zones	FN (moy-24h)			PM <sub>10</sub> (moy-24h)			SO <sub>2</sub> (moy-24h)		
	P25 <sup>b</sup>	P50	P75	P25	P50	P75	P25	P50	P75
Bordeaux	ND	ND	ND	14,5	18,8	25,5	ND	ND	ND
Le Havre	3,3	5,3	9,7	15,0	19,3	26,3	5,0	9,8	24,5
Lille	13,5	17,2	21,7	19,3	25,5	31,7	6,0	10,0	16,0
Lyon	ND	ND	ND	15,9	21,4	29,4	2,7	5,5	9,7
Marseille	6,0	11,0	21,0	21,0	27,0	35,0	5,0	9,0	14,0
Paris	9,3	13,8	22,3	16,4	21,3	28,6	5,9	8,6	13,4
Rouen	4,3	6,7	11,7	15,0	19,4	25,1	7,7	12,6	20,2
Strasbourg	ND	ND	ND	16,0	23,0	31,0	5,0	9,0	15,0
Toulouse	ND	ND	ND	16,5	21,5	28,0	2,9	4,7	8,0

<sup>a</sup>exprimés en µg/m<sup>3</sup> ; <sup>b</sup>P25 = 25<sup>ème</sup> percentile de la distribution des valeurs de l'indicateur de pollution, correspondant au niveau non dépassé au cours des 91 jours les moins «pollués» de l'année ; P50 = médiane ; P75 = 75<sup>ème</sup> percentile de la distribution des valeurs de l'indicateur de pollution, correspondant au niveau atteint ou dépassé au cours des 91 jours les plus «pollués» de l'année. ND : non disponible

**Tableau 4.** Indicateurs<sup>a</sup> de pollution acido-particulaire dans les neuf zones d'étude. Périodes estivales 1996 – 2002<sup>b</sup>

Zones	FN (moy-24h)			PM <sub>10</sub> (moy-24h)			SO <sub>2</sub> (moy-24h)		
	P25 <sup>c</sup>	P50	P75	P25	P50	P75	P25	P50	P75
Bordeaux	ND	ND	ND	13,5	17,0	22,5	ND	ND	ND
Le Havre	3,0	4,5	7,0	14,7	18,6	25,3	3,8	8,1	20,1
Lille	12,4	16,1	20,8	19,7	25,9	32,3	4,0	8,0	12,0
Lyon	ND	ND	ND	14,9	20,2	25,8	1,8	4,3	7,1
Marseille	5,5	9,0	15,5	23,0	29,0	35,0	5,0	9,0	13,0
Paris	8,6	12,1	18,8	16,6	21,1	27,7	4,3	5,8	7,5
Rouen	3,9	5,3	7,7	15,0	19,0	24,7	6,5	11,4	19,3
Strasbourg	ND	ND	ND	16,0	21,0	27,0	4,0	6,0	9,0
Toulouse	ND	ND	ND	17,5	22,5	28,0	2,8	4,5	7,2

<sup>a</sup>exprimés en µg/m<sup>3</sup> ; <sup>b</sup>été : du 1<sup>er</sup> juin au 30 septembre ; <sup>c</sup>P25 = 25<sup>ème</sup> percentile de la distribution des valeurs de l'indicateur de pollution, correspondant au niveau non dépassé au cours des 91 jours les moins «pollués» de l'année ; P50 = médiane ; P75 = 75<sup>ème</sup> percentile de la distribution des valeurs de l'indicateur de pollution, correspondant au niveau atteint ou dépassé au cours des 91 jours les plus «pollués» de l'année. ND : non disponible

**Tableau 5.** Indicateurs<sup>a</sup> de pollution acido-particulaire dans les neuf zones d'étude. Période estivale<sup>b</sup> 2003

Zones	FN (moy-24h)			PM <sub>10</sub> (moy-24h)			SO <sub>2</sub> (moy-24h)		
	P25 <sup>c</sup>	P50	P75	P25	P50	P75	P25	P50	P75
Bordeaux	ND	ND	ND	15,1	19,0	20,9	ND	ND	ND
Le Havre	3,5	5,0	7,0	15,7	19,5	32,0	4,0	9,6	32,4
Lille	15,9	18,6	23,5	27,7	32,7	38,9	3,0	5,0	8,0
Lyon	ND	ND	ND	19,5	26,1	31,9	0,4	1,3	3,9
Marseille	8,0	14,0	22,0	27,0	33,0	42,0	4,3	8,0	14,0
Paris	ND	ND	ND	19,2	23,0	30,9	4,1	4,9	6,5
Rouen	4,3	5,3	7,6	15,5	19,5	25,5	3,1	6,0	9,5
Strasbourg	ND	ND	ND	19,0	25,0	32,0	3,0	5,0	7,0
Toulouse	ND	ND	ND	19,7	23,2	29,3	2,1	2,5	3,0

<sup>a</sup>exprimés en µg/m<sup>3</sup> ; <sup>b</sup>été : du 1<sup>er</sup> juin au 30 septembre ; <sup>c</sup>P25 = 25<sup>ème</sup> percentile de la distribution des valeurs de l'indicateur de pollution, correspondant au niveau non dépassé au cours des 91 jours les moins «pollués» de l'année ; P50 = médiane ; P75 = 75<sup>ème</sup> percentile de la distribution des valeurs de l'indicateur de pollution, correspondant au niveau atteint ou dépassé au cours des 91 jours les plus «pollués» de l'année. ND : non disponible

**Tableau 6.** Indicateurs<sup>a</sup> de pollution par le dioxyde d'azote dans les neuf zones d'étude

Zones	NO <sub>2</sub> (moy-24h) 1996-2003			NO <sub>2</sub> (moy-24h) étés <sup>c</sup> 1996-2002			NO <sub>2</sub> (moy-24h) été 2003		
	P25 <sup>b</sup>	P50	P75	P25	P50	P75	P25	P50	P75
Bordeaux	15,5	22,0	30,3	12,3	17,0	22,0	12,5	16,3	21,5
Le Havre	14,8	23,0	36,3	11,5	17,5	25,9	16,8	23,5	34,7
Lille	25,5	31,6	37,5	29,1	34,2	40,3	33,9	39,6	47,1
Lyon	31,9	42,0	54,9	28,3	36,3	46,8	26,1	32,9	44,2
Marseille	26,0	36,0	47,0	22,0	31,0	40,0	23,0	35,0	46,8
Paris	36,6	47,1	57,8	31,4	40,6	47,7	28,7	34,4	43,6
Rouen	21,2	28,8	38,9	18,3	23,0	29,0	18,5	23,5	28,6
Strasbourg	32,0	41,0	51,0	29,0	36,0	44,0	28,0	35,0	43,0
Toulouse	19,6	28,0	38,8	17,0	22,7	30,0	12,8	16,3	22,8

<sup>a</sup>exprimés en µg/m<sup>3</sup> ; <sup>b</sup> P25 = 25<sup>ème</sup> percentile de la distribution des valeurs de l'indicateur de pollution, correspondant au niveau non dépassé au cours des 91 jours les moins «pollués» de l'année ; P50 = médiane ; P75 = 75<sup>ème</sup> percentile de la distribution des valeurs de l'indicateur de pollution, correspondant au niveau atteint ou dépassé au cours des 91 jours les plus «pollués» de l'année. <sup>c</sup> été : du 1<sup>er</sup> juin au 30 septembre.