

[43] Abroug F, Slim A, Ouanes-Besbes L, Hadj Kacem MA, Dachraoui F, Ouanes I, *et al* ; World Health Organization Global Outbreak Alert and Response Network Middle East Respiratory Syndrome Coronavirus International Investigation Team. Family cluster of Middle East respiratory syndrome coronavirus infections, Tunisia, 2013. *Emerg Infect Dis*. 2014;20(9):1527-30.

[44] Wise J. Two more cases of novel coronavirus are confirmed in UK. *BMJ*. 2013 Feb 14;346:f1030.

[45] Mailles A, Blanckaert K, Chaud P, van der Werf S, Lina B, Caro V, *et al* ; investigation team. First cases of Middle East Respiratory Syndrome Coronavirus (MERS-CoV) infections in France, investigations and implications for the prevention of human-to-human transmission, France, May 2013. *Euro Surveill*. 2013;18(24).

[46] Haut Conseil de la santé publique. Avis relatif à la gestion et à la prévention des infections à MERS-CoV, coronavirus responsable du Syndrome respiratoire du Moyen-Orient (*Middle East Respiratory Syndrome Coronavirus*). Actualisation au 30 octobre 2013. Paris: Haut Conseil de la santé publique; 2013. 4 p. <http://www.hcsp.fr/explore.cgi/avisrapportsdomaine?clefr=384>

Citer cet article

Sanna A, Ait-Belghiti F, Ioos S, Campese C, Fougère E, Gauthier V, *et al*. *Middle East Respiratory Syndrome Coronavirus (MERS-CoV) : point épidémiologique international et national deux ans après l'identification de cet agent pathogène émergent*. *Bull Epidemiol Hebd*. 2015;(1-2):7-14. http://www.invs.sante.fr/beh/2015/1-2/2015_1-2_2.html

ARTICLE // Article

IMPACT À COURT TERME DES PARTICULES EN SUSPENSION (PM_{10}) SUR LA MORTALITÉ DANS 17 VILLES FRANÇAISES, 2007-2010*

// SHORT-TERM IMPACTS OF PARTICULATE MATTER (PM_{10}) ON MORTALITY IN 17 FRENCH CITIES, 2007-2010

Magali Corso¹ (m.corso@invs.sante.fr), Mathilde Pascal¹, Véréne Wagner¹, Myriam Blanchard¹, Alain Blateau¹, Amandine Cochet¹, Sabine Host², Claire Janin¹, Sophie Larrieu¹, Laurence Pascal¹, Sylvia Medina¹

¹ Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice, France

² Observatoire régional de santé Île-de-France, Paris, France

* Cet article est dédié à la mémoire de Christophe Declercq, coordonnateur du Programme de surveillance air et santé (Psas) de l'Institut de veille sanitaire entre 2008 et 2013.

Soumis le 09.09.2014 // Date of submission: 09.09.2014

Résumé // Abstract

Contexte – Nous présentons une analyse des associations à court terme entre les PM_{10} et la mortalité par causes, par groupes d'âge et saisons dans 17 villes en France métropolitaine.

Méthodes – Les associations entre les PM_{10} et la mortalité journalière ont été étudiées dans chaque ville en utilisant un modèle additif généralisé avec une distribution de Poisson, puis les effets ont été synthétisés dans une méta-analyse. Le pourcentage d'augmentation de la mortalité associé à une augmentation de $10 \mu\text{g}\cdot\text{m}^{-3}$ de PM_{10} les jours précédents a été estimé pour la période 2007-2010 et par saison. Les modèles ont également été utilisés pour réaliser une méta-régression prenant en compte des variables environnementales, démographiques et socioéconomiques.

Résultats – Une augmentation $10 \mu\text{g}\cdot\text{m}^{-3}$ de PM_{10} aux lag 0-1 et 2-5 se traduit par une augmentation de 0,51% de la mortalité non accidentelle (IC95%: [0,08-0,94]). L'effet des PM_{10} est plus important aux lags 2-5, sauf en été. En été, une augmentation $10 \mu\text{g}\cdot\text{m}^{-3}$ de PM_{10} se traduit par une augmentation de 1,30% de la mortalité non accidentelle le jour suivant (IC95%: [0,06-2,56]). La méta-régression n'a pas mis en évidence de facteurs influençant l'impact de la pollution.

Conclusion – Nos résultats confirment les effets à court terme des PM_{10} sur la mortalité, même à des concentrations, en moyenne annuelle, conformes à la réglementation européenne ($40 \mu\text{g}\cdot\text{m}^{-3}$).

Background – We present an analysis of short-term associations between PM_{10} and mortality by causes, age-groups and seasons in 17 metropolitan French cities.

Methods – The associations between particles and daily mortality were studied in each city using a generalized additive Poisson regression model for the 2007-2010 period, and the effects were summarized in a meta-analysis. The percent increase in the mortality rate was estimated for a $10 \mu\text{g}\cdot\text{m}^{-3}$ increase in PM_{10} levels in each city for the whole year and season. The models were also used to perform a meta-regression taking into account environmental, demographic and socioeconomic variables.

Results – A significant effect of PM_{10} was observed in lags 0-1 and 2-5 for non-accidental mortality (+0.51%; CI95%:[0.08-0.94]) on all-ages and for the whole year. The most significant impacts were observed for non-accidental mortality (+1.30% to lag 0-1; CI95%:[0.06-2.56]) and cardiovascular (+3.00% for lags 0-1 and 2-5; CI95%:[0.28-5.79]) on all-ages during the summer.

Conclusions – Our results confirm the short-term effects of PM_{10} on mortality, even at concentrations consistent with the annual European regulations.

Mots-clés : Pollution atmosphérique, PM_{10} , Mortalité, Séries temporelles, France
// **Keywords**: Air pollution, PM_{10} , Mortality, Times series, France

Introduction

Depuis 1997, le Programme de surveillance air et santé (Psas) de l'Institut de veille sanitaire (InVS) quantifie les impacts sanitaires à court terme (c'est-à-dire survenant quelques jours après l'exposition) de la pollution atmosphérique urbaine, en prenant comme indicateur les niveaux de particules de diamètre inférieur à $10 \mu\text{g}\cdot\text{m}^{-3}$ (PM_{10}). Entre 1998 et 2011, le programme s'appuyait sur neuf zones urbaines : Bordeaux, Le Havre, Lille, Lyon, Marseille, Paris, Rouen, Strasbourg et Toulouse. Sur ces villes, l'étude la plus récente, réalisée sur la période 2000-2006, a montré qu'une augmentation de $10 \mu\text{g}\cdot\text{m}^{-3}$ des niveaux de PM_{10} se traduisait par une augmentation de 0,8% (IC95%: [0,2-1,5]) de la mortalité totale non accidentelle le jour suivant, et de +0,9% [0,2-1,7] de la mortalité cardiovasculaire. Ces effets étaient plus importants en été : par exemple, une augmentation de $10 \mu\text{g}\cdot\text{m}^{-3}$ des niveaux de PM_{10} se traduisait par une augmentation de +3,9% [2,8-5,1] de la mortalité totale non accidentelle à cette saison.

Cependant, en 2007, la méthode de mesure des particules a été modifiée en France, avec des conséquences significatives sur les données de concentration en particules dans l'air. En effet, en France, les particules (PM_{10} et $PM_{2,5}$) sont mesurées avec des appareils TEOM (*Tapered Element Oscillating Microbalance*). Jusqu'en 2007, cette mesure par TEOM était précédée du chauffage de l'air prélevé, ce qui entraînait la perte d'une partie des composés semi-volatils des particules et donc la sous-estimation des concentrations correspondantes par rapport à la méthode de référence gravimétrique (qui ne comprenait pas de chauffage). À partir de 2007, un autre procédé de prétraitement de l'air prélevé, appelé FDMS (*Filter Dynamics Measurement System*) et ne comprenant plus de chauffage, a été mis en œuvre préalablement à la mesure par TEOM, permettant de limiter la perte de composés semi-volatils. Il était donc nécessaire de mettre à jour les précédents résultats des études du Psas en prenant en compte cette nouvelle méthode de mesure.

De plus, huit villes supplémentaires ont été intégrées dans le programme en 2011, permettant une meilleure représentation géographique. Ces villes ont été sélectionnées sur des critères de population (au moins 100 000 habitants) et de disponibilité des données environnementales. Avec 17 villes, il est désormais possible d'étudier l'influence éventuelle de caractéristiques locales sur l'hétérogénéité des effets observés via une méta-régression.

Cet article présente une mise à jour des relations concentrations-risques PM_{10} /mortalité à court terme prenant en compte la nouvelle méthode de mesures

de PM_{10} et s'appuyant sur le réseau étendu de villes du Psas. La méta-régression permet d'analyser l'influence de caractéristiques locales sur l'hétérogénéité des résultats.

Méthode

L'étude a porté sur les 17 agglomérations urbaines suivantes : Bordeaux, Dijon, Grenoble, Le Havre, Lille, Lyon, Marseille, Montpellier, Nancy, Nantes, Nice, Paris, Rennes, Rouen, Strasbourg, Toulouse, Lens-Douai, pour la période 2007-2010.

Les données de mortalité non accidentelle (Classification internationale des maladies - 10^e révision, CIM-10 : A00-R99) et cardiovasculaire (CIM10 : I00-I99) ont été obtenues auprès du Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès (CépiDc-Inserm) pour les décès tous âges et des personnes de 75 ans et plus (>74 ans).

Les données de températures journalières (moyennes, minimales et maximales pour une station de référence de chaque ville) ont été recueillies auprès de Météo-France.

Les données de PM_{10} ont été recueillies auprès des associations agréées de surveillance de la qualité de l'air (AASQA) pour les stations urbaines de la zone d'étude. Depuis janvier 2007, les AASQA doivent fournir des mesures de PM_{10} corrigées pour être en accord avec la méthode de référence gravimétrique. Chaque AASQA dispose donc, depuis cette date, d'une ou plusieurs stations de mesure des PM_{10} équipées d'un module FDMS qui permet de prendre en compte la fraction semi-volatile des particules. Les concentrations de PM_{10} enregistrées par un appareil TEOM-FDMS sont supérieures de 20 à 50% aux concentrations mesurées par un appareil TEOM.

L'analyse statistique s'appuie sur des modèles additifs généralisés (GAM). Dans chaque ville, le compte journalier de décès est régressé sur le polluant en contrôlant les facteurs de confusion potentiels : tendance à long terme, variations saisonnières, jours de la semaine, jours fériés et température moyenne. Le polluant est introduit simultanément dans le modèle sous forme de la moyenne des niveaux du jour même et de la veille (lag 0-1) et du niveau moyen des 2 à 5 jours précédents (lag 2-5). La température moyenne apparaît également simultanément dans le modèle aux lag 0-1 et 2-5 sous forme de *natural spline* à trois degrés de liberté. La saisonnalité est prise en compte au moyen d'une fonction pénalisée dont le paramètre de lissage est sélectionné afin de minimiser la valeur absolue de la somme des autocorrélations partielles des résidus¹.

Les analyses ont été réalisées pour l'année entière et par saison. Une analyse combinée des coefficients associés à l'indicateur d'exposition, obtenus pour chaque ville, est réalisée au moyen d'un modèle à effets aléatoires selon la méthodologie de Jackson et White².

Une méta-régression sur de possibles effets modificateurs a été effectuée pour rechercher des explications possibles quant aux différences observées entre villes. Les effets modificateurs testés ont été sélectionnés à partir d'une revue de la littérature et représentent des caractéristiques de la population (densité de population, pourcentage de personnes âgées de plus de 74 ans), de son état de santé (taux de mortalité standardisé sur l'âge), de sa situation socioéconomique (pourcentage des ménages non imposables) et de son environnement (température moyenne annuelle et concentration annuelle moyenne de dioxyde d'azote, NO₂).

Les résultats présentés sont des excès de risque relatif combiné pour une augmentation de 10 µg/m³ des niveaux de PM₁₀.

L'ensemble des modèles a été développé à l'aide du logiciel R-3.0.2[®] en utilisant les packages *mgcv* et *mvmeta*.

Résultats

Analyses descriptives

Population

Les 17 villes totalisaient 15 333 576 habitants, dont 43% à Paris. Lens-Douai, Lille, Lyon et Marseille représentaient chacune environ 7% de la population totale, les autres villes comptant pour moins de 2% chacune (tableau 1). La part des personnes âgées était similaire dans l'ensemble des villes, entre 7 et 10%, à l'exception de Nice où la proportion des personnes âgées atteignait 12%. Environ 45% des foyers étaient non imposables. Ce pourcentage variait de 37% (Paris) à 61% (Lens-Douai). Les zones ont été construites de telle sorte que le niveau moyen d'exposition de la population puisse être correctement estimé à partir des données des stations de mesure de la qualité de l'air³.

Mortalité

Paris représentait 37% des décès toutes causes observés dans les 17 villes. Pour la mortalité non accidentelle, la part des plus de 74 ans variait de 59% (à Lens-Douai) à 73% des décès (à Nice) (tableau 2).

Températures

Les températures annuelles moyennes variaient de 10,4°C (Rouen) à 16,1°C (Nice) (tableau 1). Dans chaque ville, les distributions de températures étaient très semblables au printemps (mars-mai) et en automne (septembre-novembre), alors que l'hiver (décembre-mars) et l'été (juin-août) se distinguaient nettement.

Indicateur de pollution

Les concentrations moyennes de PM₁₀ par saison sont résumées dans la figure. Le nombre de valeurs manquantes sur la période d'étude atteint au maximum 10% à Dijon.

En moyenne annuelle, aucune ville ne dépassait la valeur réglementaire européenne de 40 µg.m⁻³, mais seule Dijon respectait la valeur guide de l'Organisation mondiale de la santé (OMS) fixée à 20 µg.m⁻³ (tableau 1). Les concentrations moyennes étaient peu variables par saison, même si les concentrations étaient plus faibles en été et plus élevées en hiver (respectivement 21 µg.m⁻³ et 30 µg.m⁻³ en moyenne sur l'ensemble des 17 villes). Les différences saisonnières étaient plus marquées sur les pics (concentrations supérieures aux seuils d'information de 50 µg.m⁻³ et d'alerte 80 µg.m⁻³), plus fréquents en hiver (figure).

Les concentrations annuelles moyennes de NO₂ variaient de 18,5 µg.m⁻³ (Rennes) à 36,1 µg.m⁻³ (Paris) (tableau 1).

Relations exposition-risque

Le tableau 3 présente, pour l'année entière, les excès de risque relatif (ERR) de la mortalité non accidentelle et cardiovasculaire pour une augmentation de 10 µg.m⁻³ du niveau des PM₁₀ du jour et de la veille (lag 0-1), des 2 à 5 jours précédents (lag 2-5) et du cumul des deux (lag 0-1 et 2-5).

Pour une augmentation des niveaux de PM₁₀ du jour et des 5 jours précédents, un ERR de 0,51% (IC95%: [0,08-0,94]) a été observé pour la mortalité non accidentelle. L'ordre de grandeur est similaire pour la mortalité cardiovasculaire (tableau 3). Un ERR plus élevé pour les 75 ans et plus a été retrouvé pour la mortalité non accidentelle (+1,04% [0,42-1,67]) uniquement.

Le détail des lag 0-1 et 2-5 montre que l'impact des PM₁₀ était plus marqué pour une augmentation des niveaux des 2 à 5 jours précédents pour la mortalité non accidentelle et cardiovasculaire.

Les résultats par causes de mortalité et par saison sont reportés dans le tableau 4. Les excès de risques de mortalité étaient plus élevés en été et caractérisés par un effet immédiat (lag 0-1) plus important qu'au lag 2-5, avec un ERR de +2,06% [0,06 ;2,56] pour la mortalité cardiovasculaire. Si on prend conjointement les lag 0-1 et 2-5, l'excès de risque relatif était encore plus important : +3,00% [0,28;5,79] pour la mortalité cardiovasculaire.

Méta-régressions

Dans notre étude, nous avons observé une hétérogénéité modérée (I² de Higgins maximum égal à 30%). La méta-régression a été réalisée uniquement pour la mortalité annuelle non accidentelle, qui présente la plus grande hétérogénéité.

Cette hétérogénéité n'est pas expliquée par les variables étudiées, qui ne modifient significativement pas les relations exposition-risque estimées précédemment (tableau 5).

Tableau 1

Données de population^a, de température^b et de pollution atmosphérique^c par zone d'étude (17 villes, France métropolitaine, 2007-2010)

Ville	Population	% des plus de 74 ans	Densité de population (habitants/km ²)	% de foyers non imposables	Nombre de stations PM ₁₀	PM ₁₀ annuelle moyenne (µg/m ³)	Température annuelle moyenne (°C)	NO ₂ : concentration annuelle moyenne (µg.m ⁻³)
Bordeaux	647 789	9	2 841,18	43,0	3	22,0	13,3	21,4
Dijon	238 329	9	713,56	40,2	1	19,3	10,9	25,7
Grenoble	471 116	8	2 838,05	39,6	3	27,5	11,7	26,1
Lens-Douai	329 428	8	689,18	61,3	3	27,3	10,8	28,5
Le Havre	240 290	9	1 313,06	48,3	2	24,6	11,3	23,1
Lille	1 108 991	7	1 812,08	48,2	3	30,9	10,8	29,4
Lyon	1 031 266	8	4 445,11	42,2	2	29,5	12,6	33,6
Marseille	969 402	10	2 193,22	50,4	2	31,8	15,4	35,2
Montpellier	387 155	8	1 248,89	47,0	1	23,2	15,1	31,1
Nancy	331 846	8	996,63	44,1	2	23,8	10,5	26,5
Nantes	595 985	8	1 017,93	40,7	2	21,4	11,9	20,4
Nice	433 747	12	3 614,56	45,6	1	29,2	16,1	26,8
Paris	6 630 370	7	8 701,27	37,2	9	27,0	12,2	36,1
Rennes	239 155	7	2 138,94	42,7	1	21,9	11,5	18,5
Rouen	447 449	9	1 256,88	46,4	3	25,8	10,4	28,7
Strasbourg	440 605	7	1 984,71	45,0	2	25,6	10,9	32,0
Toulouse	758 797	7	1 431,69	40,3	3	21,7	13,5	22,0

Sources : ^a Insee, recensement 2009 ; ^b Météo-France ; ^c Associations agréées de surveillance de la qualité de l'air (AASQA).

Tableau 2

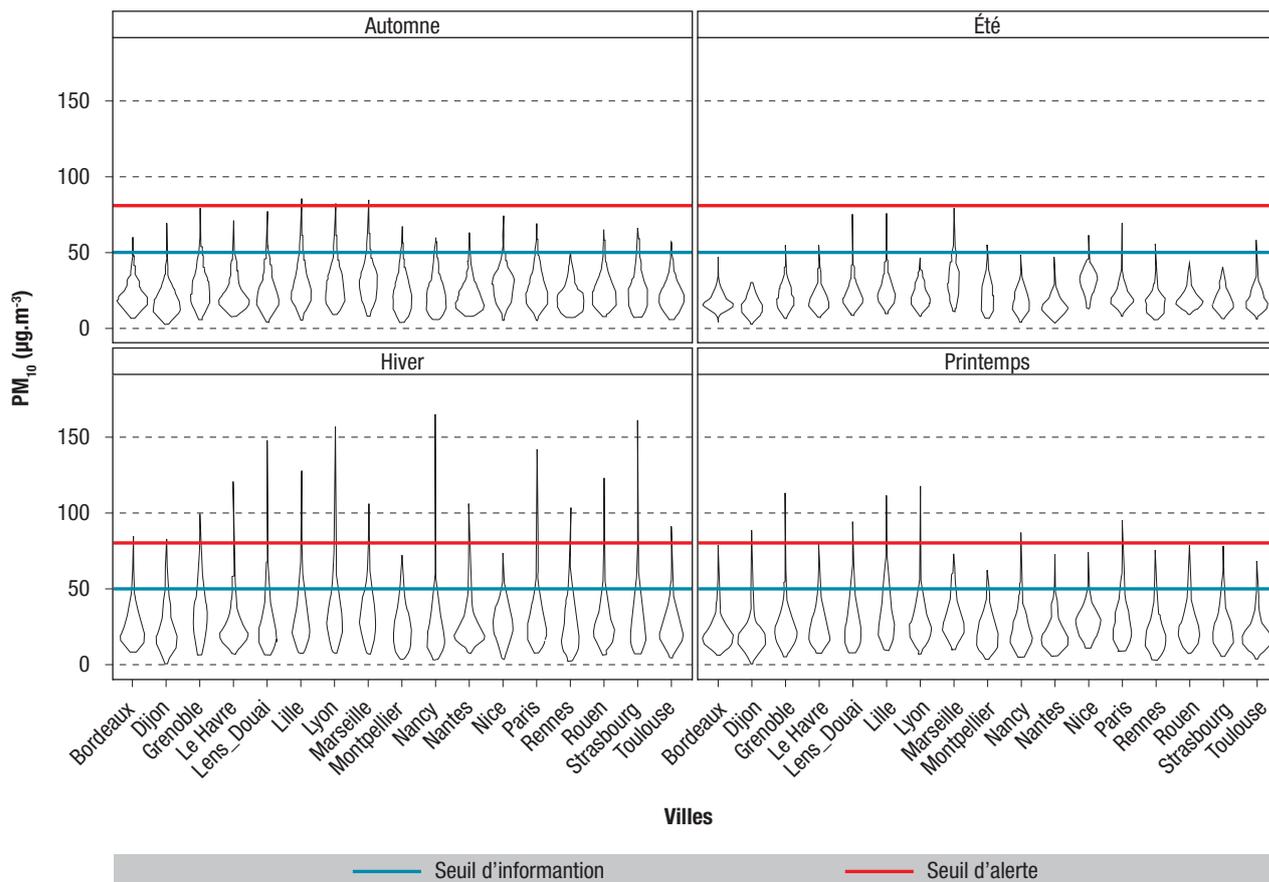
Mortalité par causes (moyenne journalière) et part des plus de 74 ans (17 villes, France métropolitaine, 2007-2010)

	Mortalité non accidentelle		Mortalité cardiovasculaire	
	Total	>74 ans (%)	Total	>74 ans (%)
Bordeaux	12,1	68	3,5	80
Dijon	4,5	67	1,3	82
Grenoble	7,6	68	2,2	80
Lens-Douai	8,5	59	2,3	72
Le Havre	5,7	61	1,6	76
Lille	20,8	60	5,7	74
Lyon	18,1	67	4,9	82
Marseille	21,6	69	6,3	79
Montpellier	6,3	68	1,8	81
Nancy	6,7	65	1,8	79
Nantes	10,2	66	2,9	81
Nice	11,8	73	3,3	85
Paris	103,6	63	25,9	78
Rennes	3,7	68	1,1	83
Rouen	9,8	65	2,8	79
Strasbourg	8,4	63	2,4	79
Toulouse	11,5	68	3,3	82

Source : Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès (CépiDc-Inserm).

Figure

Distribution des concentrations de PM₁₀ par saison et par ville selon le seuil d'information et d'alerte (17 villes, France métropolitaine, 2007-2010)



Source : Associations agréées de surveillance de la qualité de l'air (AASQA).

Tableau 3

Excès de risque relatif (ERR) pour une augmentation de 10 µg.m⁻³ des niveaux des PM₁₀, par causes de mortalité et classes d'âge (17 villes, France métropolitaine, 2007-2010)

	Mortalité non accidentelle	
	Tous âges % [IC95%]	>74 ans % [IC95%]
Lag 0-1	0,13 [-0,20;0,46]	0,40 [-0,01;0,82]
Lag 2-5	0,38 [-0,08;0,84]	0,63 [-0,04;1,31]
Lag 0-1 et 2-5	0,51 [0,08;0,94]*	1,04 [0,42;1,67]*
	Mortalité cardiovasculaire	
	Tous âges % [IC95%]	>74 ans
Lag 0-1	0,04 [-0,58;0,66]	0,13 [-0,58;0,83]
Lag 2-5	0,51 [-0,21;1,23]	0,42 [-0,38;1,23]
Lag 0-1 et 2-5	0,55 [-0,20;1,31]	0,55 [-0,29;1,39]

* Significativité.

IC95% : intervalle de confiance à 95%

Discussion

Cette étude montre la persistance d'un impact à court terme des PM₁₀ sur la mortalité. Une augmentation

de 10 µg.m⁻³ des niveaux de PM₁₀ journaliers aux lags 0-1 et 2-5 simultanément est associée à une augmentation de 0,51% (IC95%: [0,08;0,94]) de la mortalité pour cause non accidentelle pour toute l'année et

Tableau 4

Excès de risque relatif (ERR) pour 10 µg.m⁻³ de PM₁₀ par cause de mortalité et saison (17 villes, France métropolitaine, 2007-2010)

	Mortalité non accidentelle			
	Printemps	Été	Automne	Hiver
Lag 0-1	0,36 [-0,26;1,00]	1,30 [0,06;2,56]*	-0,08 [-0,80;0,64]	-0,10 [-0,56;0,37]
Lag 2-5	0,35 [-0,49;1,20]	0,08 [-1,32;1,51]	-0,23 [-1,22;0,78]	0,28 [-0,26;0,82]
Lag 0-1 et 2-5	0,72 [-0,09;1,53]	1,38 [-0,06;2,85]	-0,31 [-1,45;0,85]	0,18 [-0,41;0,78]
	Mortalité cardiovasculaire			
	Printemps	Été	Automne	Hiver
Lag 0-1	-0,02 [-1,19;1,16]	2,06 [-0,34;4,52]	-0,86 [-2,25;0,55]	0,09 [-0,81; 0,99]
Lag 2-5	1,08 [-0,24;2,42]	0,92 [-1,80;3,71]	0,07 [-1,65;1,81]	0,07 [-1,15;1,31]
Lag 0-1 et 2-5	1,06 [-0,29;2,41]	3,00 [0,28;5,79]*	-0,79 [-2,74;1,19]	0,16 [-1,17;1,51]

* Significativité.

IC95% : intervalle de confiance à 95%

Tableau 5

Résultats de la méta-régression pour la mortalité annuelle non accidentelle (17 villes, France métropolitaine, 2007-2010)

Variables	p-value (Test de Wald)	
	Lag 0-1	Lag 2-5
Densité de population	0,6862	0,9017
Pourcentage des personnes âgées de plus de 74 ans	0,9605	0,2152
Taux de mortalité standardisé sur l'âge	0,3523	0,7349
Pourcentage des ménages non imposables	0,2354	0,8763
Température moyenne annuelle	0,9053	0,6069
Concentration annuelle de NO ₂	0,6499	0,7467

pour tous âges, et de 0,55% pour la mortalité cardiovasculaire. Les effets observés sont plus importants pour les personnes âgées de plus de 74 ans et se limitent à la période estivale.

Ces risques sont plus faibles que ceux obtenus dans les précédentes études du Psas, ce qui peut s'expliquer par le changement de la méthode de mesure des PM et par l'introduction de nouvelles villes dans l'analyse. Une étude portant spécifiquement sur les villes où les données de TEOM et de TEOM-FDMS étaient simultanément disponibles (Paris, Marseille, Rouen, Nice, Strasbourg, Nancy, Montpellier, Le Havre et Rennes) a montré une tendance à la diminution des risques avec l'apparition des analyses TEOM-FDMS, même si les intervalles de confiance se chevauchaient.

Les risques retrouvés sont également cohérents avec ceux retrouvés dans l'étude *MedParticles* en Europe méditerranéenne pour la mortalité non accidentelle (+0,28% [-0,14;0,71] aux lags 0-1 et 2-5, et pour la mortalité cardiovasculaire (+0,54% [0,09;0,99] aux lags 0-1 et 2-5)⁴.

Les effets sont plus importants au lag 2-5, ce qui indique que l'effet de la pollution est différé de quelques jours après l'exposition, sauf en été où l'effet sur la mortalité se concentre aux lag 0-1. À l'inverse, pour l'année

entière, *MedParticles* retrouve un effet plus important aux lag 0-1 qu'aux lag 2-5⁴. Cette différence pourrait être en partie due aux différences climatiques entre nos 17 villes de France métropolitaine et celles incluses dans *MedParticles* (villes de Grèce, d'Italie, d'Espagne, et Marseille pour la France). Il faut également garder à l'esprit que les systèmes de santé sont différents entre ces pays, ce qui peut modifier le recours aux soins.

Les analyses par saisons ont montré que, pour les PM₁₀, le plus fort impact se trouve pendant l'été, en particulier pour la mortalité cardiovasculaire (aux lags 0-1 et 2-5 simultanément) et pour la mortalité non accidentelle (au lag 0-1). Il faut noter qu'en été, une partie de l'effet attribué aux PM₁₀ pourrait provenir de l'ozone et non de la chaleur, car la température est incluse comme facteur de confusion dans le modèle afin de ne pas attribuer aux PM un effet qui serait en réalité attribuable à la température. Il peut, en revanche, y avoir des synergies entre l'effet de la température et des PM, soit en exacerbant des mécanismes physiologiques, soit en modifiant l'exposition (temps passé à l'extérieur, ouverture des fenêtres...). Cependant, une étude précédente restreinte aux neufs villes historiques du Psas pour la période 2000-2006 a montré que les relations exposition-risque des PM₁₀ en été restaient supérieures à celles observées le reste de l'année, même après un ajustement sur l'ozone⁵.

L'observation d'un effet plus important pendant l'été est cohérent avec les données de la littérature en Europe^{4,6-9} et en Amérique du Nord^{10,11}.

Les variables retenues dans la méta-régression n'expliquent pas l'hétérogénéité, par ailleurs faible, observée entre les différentes villes. Une meilleure caractérisation des sources d'émission et de la composition chimique des PM₁₀ permettrait de mieux appréhender les causes possibles de cette hétérogénéité et de mieux comprendre les variations saisonnières observées. De telles analyses seront réalisées lorsque des séries de données journalières suffisamment longues (plus de 3 ans) seront disponibles.

Cette étude confirme les effets à court terme des PM₁₀ sur la mortalité, même à des concentrations conformes à la réglementation de l'Union européenne (40 µg.m⁻³ en moyenne annuelle) et proches des valeurs guides de l'OMS (20 µg.m⁻³), et souligne la nécessité d'agir pour diminuer les niveaux de particules en France. Cette action doit concerner tant les pics que les niveaux de fond. Le projet Aphekom avait par ailleurs montré que les niveaux trop élevés de PM₁₀ (comparés au seuil recommandé par l'OMS) étaient responsables de près de 1 000 hospitalisations pour causes cardiovasculaires dans neuf villes françaises¹². Les niveaux trop élevés de PM_{2,5} sont quant à eux responsables de plus de 2 900 décès anticipés par an dans ces mêmes villes. ■

Remerciements

Nous remercions Météo-France et les Associations agréées de surveillance de la qualité de l'air (AASQA) pour les données environnementales et le Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès (CépiDc-Inserm) pour les données de mortalité.

Références

- [1] Touloumi G, Samoli E, Pipikou M, Le TA, Atkinson R, Katsouyanni K. Seasonal confounding in air pollution and health time-series studies : effect on air pollution effect estimates. *Stat Med*. 2006 ;25(24) :4164-78.
- [2] Jackson D, White IR, Thompson SG. Extending DerSimonian and Laird's methodology to perform multivariate random effects meta-analyses. *Stat Med*. 2010 ;29(12) :1282-97.
- [3] Ung A, Pascal M, Corso M, Chanel O, Declercq C. Comment réaliser une évaluation de l'impact sanitaire de la

pollution atmosphérique urbaine ? Saint-Maurice : Institut de veille sanitaire ; 2013. 47 p. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=11327

[4] Samoli E, Stafoggia M, Rodopoulou S, Ostro B, Declercq C, Alessandrini E, et al ; MED-PARTICLES Study group. Associations between fine and coarse particles and mortality in Mediterranean cities : results from the MED-PARTICLES Project. *Environ Health Perspect*. 2013 ;121(8) :932-8.

[5] Pascal M, Falq G, Wagner V, Chatignoux E, Corso M, Blanchard M, et al. Short-term impacts of particulate matter (PM10, PM10-2.5, PM2.5) on mortality in nine French cities. *Atmos Environ*. 2014 ;95 :175-84.

[6] Nawrot TS, Torfs R, Fierens F, De HS, Hoet PH, Van KG, et al. Stronger associations between daily mortality and fine particulate air pollution in summer than in winter: evidence from a heavily polluted region in western Europe. *J Epidemiol Community Health*. 2007 ;61(2) :146-9.

[7] Biggeri A, Baccini M, Bellini P, Terracini B. Meta-analysis of the Italian studies of short-term effects of air pollution (MISA), 1990-1999. *Int J Occup Environ Health*. 2005 ;11(1) :107-22.

[8] Katsouyanni K, Samet JM, Anderson HR, Atkinson R, Le Tertre A, Medina S, et al. Air pollution and health : a European and North American approach (APHENA). HEI research report n° 142. Boston : Health Effects Institute; 2009. 120 p. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=755

[9] Stafoggia M, Schwartz J, Forastiere F, Perucci CA ; SISTI Group. Does temperature modify the association between air pollution and mortality? A multicity case-crossover analysis in Italy. *Am J Epidemiol*. 2008 ;167(12) :1476-85.

[10] Ito K, Mathes R, Ross Z, Nadas A, Thurston G, Matte T. Fine particulate matter constituents associated with cardiovascular hospitalizations and mortality in New York City. *Environ Health Perspect*. 2011 ;119(4) :467-73.

[11] Peng RD, Dominici F, Pastor-Barriuso R, Zeger SL, Samet JM. Seasonal analyses of air pollution and mortality in 100 US cities. *Am J Epidemiol*. 2005 ;161(6) :585-94.

[12] Declercq C, Pascal M, Chanel O, Corso M, Ung A, Pascal L, et al. Impact sanitaire de la pollution atmosphérique dans neuf villes françaises. Résultats du projet Aphekom. Saint-Maurice : Institut de veille sanitaire ; 2012. 33 p. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=10948

Citer cet article

Corso M, Pascal M, Wagner V, Blanchard M, Blateau A, Cochet A, et al. Impact à court terme des particules en suspension (PM10) sur la mortalité dans 17 villes françaises, 2007-2010. *Bull Epidemiol Hebd*. 2015 ;(1-2):14-20. http://www.invs.sante.fr/beh/2015/1-2/2015_1-2_3.html