

Programme de surveillance air et santé (Psas)

**Relations à court terme entre les niveaux
de pollution atmosphérique et les admissions
à l'hôpital dans huit villes françaises**

1	Contexte et objectifs	p 5
1.1	Quels liens à court terme entre les niveaux de pollution atmosphérique et les admissions à l'hôpital	p 5
1.2	Pourquoi une nouvelle étude ?	p 6
1.3	Quels objectifs ?	p 7
2	Méthodes	p 8
2.1	Schéma d'étude	p 8
2.2	Zones d'étude	p 8
2.3	Périodes d'étude	p 8
2.4	Indicateurs d'exposition et facteurs de confusion	p 9
2.5	Indicateurs sanitaires : admissions à l'hôpital	p 10
2.6	Analyses statistiques	p 12
3	Résultats	p 13
3.1	Caractérisation des zones d'étude	p 13
3.2	Description des indicateurs	p 13
3.3	Liens à court terme entre la pollution atmosphérique et les admissions à l'hôpital	p 17
4	Discussion	p 27
4.1	Rappel des résultats	p 27
4.2	Choix méthodologiques	p 27
4.3	Limites	p 29
4.4	Cohérence avec la littérature	p 30
4.5	Propositions d'études et orientations	p 32
5	Conclusion	p 33
6	Références	p 34
7	Annexes	p 40

Programme de surveillance air et santé (Psas)

Relations à court terme entre les niveaux de pollution atmosphérique et les admissions à l'hôpital dans huit villes françaises

Rédacteurs

Agnès Lefranc¹, Myriam Blanchard¹, David Borelli¹, Benoît Chardon², Christophe Declercq³, Pascal Fabre¹, Jean-François Jusot¹, Sophie Larrieu¹, Alain Le Tertre¹, Laurence Pascal¹, Hélène Prouvost³, Stéphanie Rivière¹, Véréne Wagner¹, Sylvie Cassadou¹, Daniel Eilstein¹

¹ Institut de veille sanitaire, Département santé-environnement

² Observatoire régional de santé Île-de-France

³ Observatoire régional de santé Nord – Pas-de-Calais

Remerciements

Nous tenons à remercier :

- les Associations agréées de surveillance de la qualité de l'air (Aasqa) dans les huit agglomérations : Airaq (Bordeaux), Atmo Nord-Pas de Calais (Lille), Coparly (Lyon), Airmaraix (Marseille), Airparif (Paris), Air Normand (Rouen, Le Havre), Oramip (Toulouse) ;
- les établissements hospitaliers, et plus particulièrement les départements d'information médicale, ayant accepté le recueil des données d'hospitalisations dans les sept agglomérations de province (voir liste complète en Annexe D, p. 54) ;
- le Département de l'information médicale de l'Assistance publique – Hôpitaux de Paris (Direction de la politique médicale) ;
- Météo-France ;
- le Réseau national de surveillance aérobiologique ;
- Edwige Bertrand (documentaliste InVS) ;

ainsi que l'ensemble des personnes, notamment les médecins cliniciens, ayant participé aux réunions préparatoires à la mise au point du protocole.

Acronymes

Aasqa : Association agréée de surveillance de la qualité de l'air

APHEA : Air Pollution and Health, a European Approach

Drass : Direction régionale des affaires sanitaires et sociales

Grog : Groupe régional d'observation de la grippe

Insee : Institut national de la statistique et des études économiques

Psas : Programme de surveillance air et santé

Liste des sigles utilisés

AVC : Accident vasculaire cérébral

BPCO : Broncho-pneumopathie chronique obstructive

CIM : Classification internationale des maladies

DA : Diagnostic associé

DIM : Département d'information médicale

DP : Diagnostic principal

EIS : Évaluation d'impact sanitaire

ER : Excès de risque relatif

NO₂ : Dioxyde d'azote

O₃ : Ozone

PM₁₀ : Particules de diamètre aérodynamique inférieur à 10 µm

PM_{2,5} : Particules de diamètre aérodynamique inférieur à 2,5 µm

PMSI : Programme de médicalisation des systèmes d'information

PSPH : Participant au service public hospitalier

RR : Risque relatif

RSS : Résumé de sortie standardisé

RSA : Résumé de sortie anonyme

RUM : Résumé d'unité médicale

SO₂ : Dioxyde de soufre

Définitions

P5 : 5^{ème} percentile, valeur à laquelle sont inférieures 5 % des valeurs observées

P50 : 50^{ème} percentile ou médiane, valeur à laquelle sont inférieures 50 % des valeurs observées

P95 : 95^{ème} percentile, valeur à laquelle sont inférieures 95 % des valeurs observées

Résumé

Contexte et objectifs

Le Programme de surveillance air & santé – 9 villes (Psas-9) a pour objectifs à la fois de quantifier les risques sanitaires liés à l'exposition atmosphérique urbaine, de surveiller leur évolution et de permettre la réalisation d'évaluations d'impact sanitaire de la pollution atmosphérique en recourant à des relations exposition/risque établies à partir de données françaises. En 2002, le Psas-9 avait publié les résultats d'une première étude utilisant les données concernant les admissions à l'hôpital pour causes respiratoires et cardio-vasculaires. Cette étude avait montré l'existence de fortes incertitudes entourant les résultats concernant les liens entre les niveaux de pollution atmosphérique et les admissions à l'hôpital. Afin de réduire ces sources d'incertitudes, il avait été recommandé d'allonger les périodes d'étude, de définir des tranches d'âges et des indicateurs plus pertinents et d'améliorer l'exhaustivité en étendant ce travail aux hospitalisations dans les établissements privés. L'étude présente a pour objectif l'analyse des liens à court terme entre les niveaux de 4 indicateurs de pollution atmosphérique (NO₂, O₃, PM₁₀ et PM_{2,5}) et les admissions hospitalières pour causes respiratoires et cardio-vasculaires, dans 8 agglomérations françaises (Bordeaux, Le Havre, Lille, Lyon, Marseille, Paris, Rouen et Toulouse) en tenant compte de ces recommandations.

Méthodes

Le type d'approche retenu dans ce programme est celui des études de séries temporelles, qui consiste à relier les variations à court terme d'un indicateur de l'état de santé d'une population (admissions hospitalières) à celles d'un indicateur d'exposition de cette population à la pollution atmosphérique. La modélisation et l'identification de ces relations prennent en compte les paramètres temporels et les cofacteurs pouvant biaiser les estimations : tendances à long et moyen terme des indicateurs, paramètres météorologiques, épidémies saisonnières (grippe), comptes polliniques, jour de la semaine, jours fériés, vacances scolaires, etc. Pour chaque ville, une zone d'étude a été définie de telle sorte que l'exposition de sa population à la pollution atmosphérique puisse y être considérée comme homogène. Les données de morbidité ont été obtenues par extraction à partir de la base du Programme de médicalisation des systèmes d'information (PMSI) des établissements hospitaliers publics participant au service public ou de statut privé. La construction des différents indicateurs a été effectuée sur le DP du premier RUM constituant le RSS groupé en fonction du code postal de résidence du patient et en excluant les services de gynécologie, les hospitalisations de jour et les transferts entre services ou établissements. Selon les agglomérations, la période étudiée compte entre 31 et 71 mois compris dans la période 1998 – 2003 en fonction de la disponibilité des différentes données. Les indicateurs d'exposition à la pollution atmosphérique - dioxyde d'azote, ozone, PM₁₀ et PM_{2,5} - ont été construits à partir des valeurs journalières (concentration moyenne sur 24 h pour NO₂, PM₁₀, et PM_{2,5}, maximum des concentrations moyennes sur 8 h glissantes pour O₃) mesurées sur la zone d'étude par les stations urbaines et péri-urbaines des Associations agréées de surveillance de la qualité de l'air (Aasqa). L'analyse statistique est basée sur un modèle additif généralisé avec une distribution poissonnienne de la variable sanitaire. Pour chaque indicateur sanitaire, les risques ont été estimés en prenant en compte l'exposition du jour de l'événement et de la veille (exposition 0-1 jours). Pour chaque relation exposition/risque, une analyse combinée des résultats obtenus localement a permis d'estimer un risque relatif combiné.

Résultats

Nous avons pu observer des relations significatives entre les niveaux de PM₁₀, de PM_{2,5} et de NO₂ et les variations du nombre journalier d'hospitalisations pour causes cardio-vasculaires. Ces relations sont plus importantes pour les personnes âgées de 65 ans et plus. Elles sont également plus élevées pour les causes cardiaques, en particulier les cardiopathies ischémiques, alors qu'elles ne sont pas significatives pour les maladies cérébrovasculaires.

En effet, les excès de risque combinés concernant les admissions pour cause cardio-vasculaire sur l'ensemble de la population associés aux PM₁₀ (0,7 %) et au NO₂ (0,5 %) sont significatifs. Chez les personnes âgées, les excès de risque combinés sont plus élevés qu'en population générale et sont significatifs pour les PM₁₀, les PM_{2,5} et le NO₂, (1,1 %, 1,8 %, 1,2 %, respectivement).

Pour les admissions pour causes cardiaques, l'excès de risque combiné sur l'ensemble de la population est significatif : 0,8 %, 1,4 %, et 1,0 % pour les PM₁₀, les PM_{2,5} et le NO₂ respectivement. Chez les

personnes âgées, les excès de risque combinés sont en général plus élevés que pour les admissions cardio-vasculaires et sont significatifs : 1,5 %, 2,3 % et 1,6 % pour les PM₁₀, les PM_{2,5} et le NO₂, respectivement

Pour les admissions pour cardiopathies ischémiques, quelle que soit la tranche d'âge, les tendances sont similaires à celles observées pour l'ensemble des pathologies cardio-vasculaires mais avec un excès de risque combiné plus élevé. Pour les personnes âgées de 65 ans et plus, les tendances sont similaires.

Concernant les admissions hospitalières pour causes respiratoires, les excès de risque relatif associés à une augmentation de 10 µg/m³ de NO₂, PM₁₀ et PM_{2,5} sont hétérogènes entre les zones d'études. Pour ces mêmes indicateurs de pollution, les excès de risque combiné sur les 8 villes sont positifs mais non significatifs pour les trois classes d'âge (0-14 ans, 15-64 ans et 65 et plus) et varient entre 0,4 % et 1,1 %. Les niveaux d'ozone sont significativement associés à une augmentation de 1,1 % des admissions pour cause respiratoire chez les personnes âgées de 65 ans et plus uniquement

Discussion

Cette étude a été réalisée suivant une méthodologie standardisée dans les 8 pôles participants à la fois en termes de recueil des données et de construction des indicateurs d'analyses statistiques. Cependant, le PMSI, qui demeure avant tout un système d'information à but médico-économique, représente la limite principale de cette étude. En effet, les données contenues dans le PMSI ne permettent pas de faire la distinction entre les admissions programmées et les admissions en urgence, et cette absence d'information explique certainement une part importante de l'incertitude dans l'estimation des relations exposition-risque. De plus, la non-conservation dans certains établissements de santé des RUM ou de RSS groupés produits par les DIM sur plus de 3 années a conduit dans certaines agglomérations à raccourcir la période d'étude.

En conséquence, un manque de spécificité de certains indicateurs sanitaires (notamment respiratoires) et le faible effectif des hospitalisations prises en compte peuvent expliquer les larges intervalles de confiance entourant les estimations des excès de risque relatif observés.

Conclusion

Les résultats obtenus ici semblent robustes et valides pour ce qui concerne les hospitalisations pour maladies de l'appareil cardio-vasculaire. Pour ce qui concerne les hospitalisations pour causes respiratoires, le manque de spécificité de l'indicateur sanitaire utilisé et le manque de puissance des analyses expliquent certainement les incertitudes qui entourent encore les résultats obtenus. Dans ce contexte, la possibilité de construire des indicateurs plus spécifiques (distinction des admissions après passage par un service d'urgence des autres admissions) grâce aux modifications survenues au sein du PMSI offre des perspectives intéressantes. L'allongement de la durée de conservation des données du PMSI représenterait également un atout pour ce type d'étude.

1. Contexte et objectifs

Les effets sanitaires à court terme de la pollution atmosphérique ont été largement étudiés au cours des dernières années. Ainsi, en Europe et aux États-Unis, de nombreuses études associant les niveaux journaliers de différents indicateurs de pollution à la mortalité respiratoire ou cardio-vasculaire ont été conduites. Les liens entre les niveaux de pollution atmosphérique et des indicateurs de morbidité tels que les admissions à l'hôpital, les consultations dans les services d'urgence ou encore les consultations médicales à domicile ont également été étudiées dans certains pays.

1.1. Quels liens à court terme entre les niveaux de pollution atmosphérique et les admissions à l'hôpital ?

1.1.1. Les études épidémiologiques

En raison du contact direct des polluants présents dans l'air avec les cellules épithéliales des voies respiratoires, de nombreuses études épidémiologiques ont porté sur les liens entre la pollution atmosphérique et les admissions à l'hôpital pour causes respiratoires, notamment depuis l'utilisation de modèles de séries temporelles.

Ces études se sont surtout intéressées aux effets des particules (PM_{10} , particules d'un diamètre aérodynamique inférieur à $10\ \mu m$) et de l'ozone (O_3), mais aussi à d'autres indicateurs classiques de la pollution atmosphérique urbaine : dioxyde d'azote (NO_2), dioxyde de soufre (SO_2) et monoxyde de carbone (CO). Les indicateurs sanitaires les plus utilisés sont les admissions faisant suite à un recours au service des urgences ou les admissions hospitalières totales, en ciblant des pathologies spécifiques (broncho-pneumopathies chroniques obstructives – BPCO –, asthme, infection des voies respiratoires, pneumonie) ou plus rarement l'ensemble des admissions pour pathologies respiratoires. Les études s'intéressaient généralement à des tranches d'âges spécifiques (moins de 15 ans, plus de 65 ans). Leurs résultats sont variables avec cependant, dans l'ensemble, des associations positives mais pas toujours significatives. Les relations significatives les plus souvent retrouvées concernaient des pathologies spécifiques telles que la BPCO chez les personnes âgées et l'asthme chez l'enfant. Ainsi, par exemple, des liens ont été observés entre la BPCO et l'ozone, le NO_2 et les PM_{10} observés dans les études européennes du programme APHEA (Air Pollution and Health: A European Approach) [1-3], et avec l'ozone à Valence en Espagne [4]. Des associations ont également été retrouvées entre les admissions pour asthme et les PM_{10} dans l'étude APHEA 2 [2;3] et à Madrid avec l'ozone [5]. Dans quelques cas pourtant, des associations négatives ont été observées : entre les niveaux d'ozone et l'asthme aigu chez les enfants [6], entre les niveaux de PM_{10} et la BPCO [7]. En ce qui concerne les admissions pour pathologies respiratoires considérées dans leur ensemble, les études sont moins nombreuses. Cependant, quelques relations significatives ont été observées : dans les études APHEA 2 avec les niveaux PM_{10} [2;3], à Rome avec les niveaux de NO_2 et CO dans la population totale et chez les enfants, alors qu'il n'y avait pas d'association avec le SO_2 et les PM_{10} [8], et en Norvège en lien avec le SO_2 mais pas avec les PM_{10} et l'ozone [9;10].

En France, les résultats d'une première étude utilisant les données concernant les admissions à l'hôpital pour causes respiratoires ont été publiés en 2002 dans le cadre du Programme de surveillance air et santé (Psas) [11]. Les relations exposition-risque obtenues dans le cadre de cette étude étaient entourées de fortes incertitudes (voir paragraphe 1.2 p.6).

Plus récemment, les études ont intégré d'autres polluants gazeux (toluène, benzène, formaldéhyde) et les particules fines ($PM_{2,5}$, particules d'un diamètre aérodynamique inférieur à $2,5\ \mu m$) présentant aussi des associations avec les admissions à l'hôpital pour causes respiratoires globalement positives mais pas toujours significatives. Deux études ont mis en évidence une association significative entre les admissions pour BPCO et les niveaux de $PM_{2,5}$ [12;13]. D'autres études ont mis en évidence un lien positif mais non significatif entre les niveaux de $PM_{2,5}$ et les admissions pour causes respiratoires dans leur ensemble [14;15], les admissions pour asthme [15;16] ou pour BPCO [15]. Enfin, deux études menées à Drammen, en Norvège, sur les hospitalisations pour pathologies respiratoires ont montré que l'association la plus forte était obtenue avec le benzène, mais des associations significatives ont été également observées avec le toluène et le formaldéhyde [9;10].

Cependant, les effets de la pollution atmosphérique ne se limitent pas aux pathologies respiratoires. Pendant les épisodes de pollution aigus à Londres (1952) ou en Allemagne [17], la surmortalité pour causes cardio-vasculaires a été aussi, voire plus, importante que celle pour causes respiratoires. Ainsi,

de nombreuses études épidémiologiques ont montré l'existence de liens significatifs à court terme entre les niveaux de pollution atmosphérique et les admissions à l'hôpital pour pathologies cardio-vasculaires.

Ces résultats concernent non seulement les admissions à l'hôpital pour toutes pathologies cardio-vasculaires [18-26], mais aussi pour des pathologies plus spécifiques comme l'insuffisance cardiaque [27;28], les cardiopathies ischémiques [18], l'infarctus du myocarde [29;30] ou les maladies cérébrovasculaires [31]. Plus récemment, des études épidémiologiques se sont également intéressées aux PM_{2,5}, suggérant une association significative entre ces dernières et les admissions pour pathologies cardio-vasculaires [32;33]. Une étude a d'ailleurs suggéré que l'effet des PM_{2,5} serait plus conséquent que celui des PM₁₀ [34].

Les effets des polluants gazeux ont également été étudiés. Ainsi, le NO₂ et le CO ont été associés aux admissions pour maladies cardio-vasculaires [35] et à un risque accru d'admissions pour pathologies cardiaques [18;33;34;36]. Plusieurs études ont également suggéré leur effet sur le risque de réadmission à l'hôpital chez des sujets présentant des antécédents d'insuffisance cardiaque, d'infarctus du myocarde ou d'arythmie [23;37]. Pour l'ozone, les résultats semblent plus controversés et les études aboutissant à des associations significatives sont moins nombreuses que pour les autres polluants. Néanmoins, certaines études suggèrent que ce polluant pourrait favoriser les réadmissions pour cardiopathie ischémique, infarctus et arythmie chez les sujets ayant déjà présenté un infarctus [23] et être un facteur de risque d'admissions pour infarctus, cardiopathie ischémique, insuffisance cardiaque et maladie cardio-pulmonaire chez les plus de 65 ans au cours des périodes estivales [36]. A l'inverse, d'autres études n'ont montré aucun effet de l'ozone sur les pathologies cardio-vasculaires, ou au contraire un risque diminué d'admission et de réadmission pour ces maladies lorsque les concentrations augmentent [21]. Le SO₂, beaucoup moins étudié, semble néanmoins associé aux admissions pour pathologies cardio-vasculaires [22] ou arythmie [36] ; il était même le seul polluant associé aux admissions pour cardiopathie ischémique, insuffisance cardiaque et arythmie dans une récente étude prenant en compte également les PM₁₀, le NO₂ et le CO [38].

En France, les liens entre niveaux de pollution atmosphérique et admissions pour pathologies cardio-vasculaires ont également été étudiés précédemment dans le cadre du Psas, et les résultats ont été publiés en 2002 [11]. Les résultats concernant les admissions pour causes cardio-vasculaires présentaient des limites identiques à celles qui concernaient les pathologies respiratoires.

1.1.2. Les études toxicologiques et biologiques

Bien que les études épidémiologiques mettent bien en évidence le lien entre la pollution atmosphérique et les admissions hospitalières, les mécanismes biologiques conduisant à la survenue ou à la décompensation d'une maladie respiratoire et/ou cardio-vasculaire ne sont pas clairement élucidés et font l'objet de nombreuses investigations clinico-biologiques [39]. Les études biologiques se sont particulièrement intéressées à deux mécanismes : le stress oxydatif et la variabilité de la fréquence cardiaque. Certaines études suggèrent un rôle délétère des particules ultrafines sur les mécanismes de stress oxydatif, ainsi que sur le système nerveux autonome [40;41]. Les mécanismes de stress oxydatif entraînent des lésions de l'arbre respiratoire par le biais de réactions inflammatoires qui conduisent à l'hypoxie. Or, cette dernière a un retentissement cardio-vasculaire [42]. Lorsqu'elle est combinée à une élévation de la viscosité sanguine et à une diminution de la variabilité du rythme cardiaque, le risque de décès par maladie cardiaque est augmenté [43;44]. La diminution de la variabilité de la fréquence cardiaque est un bon facteur de prédiction de l'augmentation de la mortalité et de la morbidité cardio-vasculaire, y compris en l'absence d'hypoxie ou de détresse respiratoire [42;45]. Ces effets sur la variabilité de la fréquence cardiaque ont été mis en évidence pour la pollution particulaire [41;42], et également pour l'ozone [46].

1.2. Pourquoi une nouvelle étude ?

Les résultats concernant les liens entre les niveaux de pollution atmosphérique et les admissions à l'hôpital obtenus dans le cadre du Psas en 2002 montraient l'existence de relations exposition-risque significatives pour les hospitalisations pour causes respiratoires des enfants de moins de 15 ans. Cependant, l'existence de fortes incertitudes avait amené à leur préférer les relations établies dans le cadre du programme européen APHEA pour la réalisation en routine d'Évaluations de l'impact sanitaire (EIS) de la pollution atmosphérique [47].

Les sources potentielles des incertitudes entourant les relations exposition-risque obtenues dans le cadre de la phase II du Psas ont été discutées dans le rapport publié en 2002 [11]. L'une des hypothèses était qu'elles provenaient - au moins en partie - des caractéristiques intrinsèques du Programme de

médicalisation des systèmes d'informations (PMSI) qui est la source de données utilisées dans le cadre de ces analyses. Il s'agit en effet d'un outil médico-économique destiné à évaluer l'activité hospitalière et à moduler l'allocation des ressources budgétaires aux différents établissements de soins, au sein d'une région. Cet outil n'a donc pas été construit dans l'optique d'une utilisation à des fins épidémiologiques.

Parmi les moyens pouvant permettre la réduction de ces biais et incertitudes, les possibilités suivantes ont été identifiées :

- conduire l'analyse sur des périodes suffisamment longues : de durée supérieure à 3 - 4 ans, durée qui s'est avérée suffisante dans le cadre des études concernant la mortalité ;
- définir des indicateurs sanitaires sur des tranches d'âge adaptées aux pathologies étudiées. Notamment parmi les résultats publiés passés en revue, concernant les maladies cardio-vasculaires dans leur ensemble, une étude incluant toutes les classes d'âge semble préférable à la sélection de tranches d'âge particulières. Concernant les maladies respiratoires, les études chez les moins de 15 ans mettent plus fréquemment en évidence des liens entre admissions à l'hôpital et niveaux de pollution atmosphérique [11] ;
- comme cela est le cas dans les études publiées par ailleurs, construire des indicateurs sanitaires intégrant des classes entières de pathologies ;
- débiter la période de recueil des données à distance de la mise en place locale du PMSI et du passage du codage des pathologies de la 9^{ème} (CIM-9) à la 10^{ème} (CIM-10) révision de la Classification internationale des maladies. En effet, lors de la première analyse des données hospitalières, dans certaines villes le recueil a concerné des périodes proches de la date de mise en place du PMSI. Une mauvaise qualité des données dans les premiers mois de la période d'étude, liée au démarrage du PMSI, peut être une hypothèse pour expliquer les incertitudes, de même que des problèmes de transcodage entre CIM-9 et CIM-10 liés au passage progressif de l'une à l'autre dans l'ensemble des établissements au cours des années 1996-1997 ;
- améliorer l'exhaustivité des indicateurs construits à partir des données du PMSI en tirant partie de sa généralisation à l'ensemble des établissements hospitaliers à partir de 1997. En effet, l'extension du PMSI aux établissements privés à partir de 1997, en permettant d'améliorer l'exhaustivité des données utilisées pour la construction des indicateurs sanitaires, laisse espérer la possibilité de diminuer les incertitudes entourant les relations exposition-risque.

Concernant les indicateurs d'exposition à la pollution atmosphérique, le développement des réseaux de mesure de la pollution atmosphérique particulaire (PM₁₀ et PM_{2,5}) dans les agglomérations participant au programme Psas rendait possible l'étude des liens entre ces indicateurs et les admissions à l'hôpital.

Compte tenu des très faibles niveaux de dioxyde de soufre (SO₂), parfois en limite de détection, observés dans la majorité des agglomérations participant au Psas au cours des années les plus récentes, cet indicateur de pollution n'a pas été retenu dans la présente étude. En effet, dans ces conditions, l'analyse des liens entre niveaux de SO₂ et admissions à l'hôpital n'aurait été pertinente que dans quelques agglomérations, ce qui ne semblait pas compatible avec le schéma d'étude multicentrique retenu ici.

L'indicateur de pollution particulaire "fumées noires" n'a également pas été retenu. En effet, certaines agglomérations du Psas n'ont jamais disposé d'un réseau de mesure des niveaux de fond de cet indicateur, tandis que dans certaines d'entre elles, le nombre de stations a très fortement diminué. Au final, cet indicateur n'aurait pu être construit que dans un nombre restreint d'agglomérations.

1.3. Quels objectifs ?

La présente étude avait pour objectif l'analyse des liens à court terme entre les niveaux de 4 indicateurs de pollution atmosphérique (NO₂, O₃, PM₁₀ et PM_{2,5}) et les admissions hospitalières pour causes respiratoires et cardio-vasculaires, dans 8 agglomérations françaises (Bordeaux, Le Havre, Lille, Lyon, Marseille, Paris, Rouen et Toulouse).

2. Méthodes

2.1. Schéma d'étude

Le protocole mis en œuvre est, dans son principe général, identique à celui déjà appliqué lors des phases I et II du Psas, ainsi que pour l'étude des relations entre température, pollution atmosphérique et mortalité pendant la vague de chaleur de l'été 2003 [11;48;49].

Il s'agissait d'étudier les liens pouvant exister entre les variations journalières des niveaux de certains indicateurs de pollution atmosphérique et les variations journalières du nombre d'hospitalisations pour causes respiratoires ou cardio-vasculaires. Ce type d'étude repose sur des données agrégées à l'échelle de chaque agglomération, et son unité d'observation est le jour.

2.2. Zones d'étude

Les données nécessaires ont pu être recueillies dans huit des neuf villes participant au Psas. Les critères qui avaient motivé l'inclusion de ces huit villes dans le programme Psas en 1997 [48] restent d'actualité : elles disposent de réseaux de surveillance de la qualité de l'air enregistrant les niveaux de pollution atmosphérique et leur taille permet d'obtenir un nombre journalier suffisant d'événements sanitaires pour permettre la modélisation des données.

Les huit agglomérations françaises concernées (Bordeaux, Le Havre, Lille, Lyon, Marseille, Paris, Rouen et Toulouse) comptent un total d'environ 11 millions d'habitants, dont six pour la zone d'étude de Paris. Ces huit agglomérations représentent un échantillon de la diversité climatique française (climats océanique, méditerranéen et continental), et de la diversité de la pollution atmosphérique urbaine.

Dans chacune des agglomérations, la zone d'étude est construite de telle sorte que l'exposition de la population à la pollution urbaine puisse y être considérée comme homogène. Dans cette optique, la définition de cette zone prend en compte des critères démographiques (dernier recensement de la population en 1999), topographiques, climatiques (vents dominants), de déplacements domicile-travail de la population et de couverture de la zone par les stations de mesure de la qualité de l'air. Cela permet ensuite de construire, pour chaque polluant, un indicateur unique d'exposition pour l'ensemble de la zone. L'hypothèse sous-jacente à cette approche est la suivante : les variations journalières de l'indicateur d'exposition représentent de façon non biaisée les variations journalières de la moyenne des expositions individuelles. La composition communale des zones d'étude ainsi définies est présentée en Annexe A, p.40.

2.3. Périodes d'étude

En fonction de la disponibilité des différentes données nécessaires à l'analyse, la période étudiée compte entre 31 et 71 mois compris dans la période 1998 - 2003, selon les agglomérations et les indicateurs de pollution (Tableau 1 p.9). Par rapport à la phase II du Psas [11], la longueur de la période d'étude a été augmentée de 2,5 ans pour Le Havre et d'une année à Lille, Lyon, Paris et Rouen. Pour Bordeaux et Toulouse, la durée de la période d'étude était inchangée, tandis qu'elle était diminuée d'une année à Marseille.

Tableau 1 : Périodes d'étude pour chaque agglomération et chaque indicateur de pollution

	Période d'étude NO ₂ et O ₃	Période d'étude PM _{2,5}	Période d'étude PM ₁₀
Bordeaux	01/01/2000 - 30/11/2003	-	01/01/2000 - 30/11/2003
Le Havre	01/01/1998 - 30/11/2003	13/04/2001 - 30/11/2003	01/01/1999 - 30/11/2003
Lille	01/01/1999 - 30/11/2003	01/01/2001 - 30/11/2003	01/01/1999 - 30/11/2003
Lyon	01/01/1999 - 30/11/2003	-	01/01/1999 - 30/11/2003
Marseille	01/07/2000 - 30/11/2003	01/07/2000 - 28/08/2003	01/07/2000 - 30/11/2003
Paris	01/01/2000 - 31/12/2003	01/01/2000 - 31/12/2003	01/01/2000 - 31/12/2003
Rouen	01/01/1999 - 30/11/2003	22/03/2001 - 30/11/2003	01/01/1999 - 30/11/2003
Toulouse	01/01/2000 - 30/11/2003	01/01/2000 - 30/11/2003	01/01/2000 - 30/11/2003

Les liens entre les niveaux de PM_{2,5} et les indicateurs sanitaires n'ont été analysés ni à Lyon ni à Bordeaux. En effet, dans ces villes, l'indicateur d'exposition aux PM_{2,5} ne pouvait être construit avant juin 2001 et juillet 2001, respectivement, ce qui conduisait à une disponibilité conjointe des données sanitaires et des données d'exposition inférieure à 2,5 ans, et donc à une période d'étude de durée insuffisante pour la réalisation dans des conditions acceptables d'une analyse de séries temporelles.

2.4. Indicateurs d'exposition et facteurs de confusion

2.4.1. Indicateurs d'exposition à la pollution atmosphérique

Les stations de fond situées à l'intérieur de chacune des zones d'études ont été sélectionnées avec l'aide des Associations agréées de surveillance de la qualité de l'air (Aasqa) sur la base du classement en station urbaine ou péri-urbaine de fond selon la nomenclature de l'Ademe [50] et de la représentativité géographique des stations. Pour chaque indicateur de pollution, les niveaux horaires (en µg/m³) mesurés par ces stations ont été transmis par les Aasqa.

Pour chaque polluant et chaque station de mesure, des valeurs journalières ont été calculées, dès lors que 75 % des valeurs horaires étaient présentes : concentration moyenne sur 24 h pour NO₂, PM₁₀, et PM_{2,5}, maximum des concentrations moyennes sur 8 h glissantes pour O₃.

Pour chaque zone d'étude, les stations retenues pour la construction de l'indicateur final étaient celles dont les valeurs journalières présentent les caractéristiques suivantes sur la période d'étude :

- un chevauchement de l'étendue des interquartiles et une différence entre les moyennes n'excédant pas 15 µg/m³. Dans le cas où ces critères n'étaient pas strictement respectés pour une station, mais où d'autres informations (campagnes de mesures spécifiques par exemple) montraient que les niveaux au sein de la zone d'étude pouvaient être proches de ceux observés au niveau de cette station, elle était conservée pour la construction de l'indicateur ;
- un coefficient de corrélation supérieur à 0,6 entre les séries.

Le nombre de stations retenues pour la construction des indicateurs d'exposition dans chaque zone d'étude est détaillé en Annexe B, p.51. Un indicateur global journalier correspondant à la moyenne arithmétique des niveaux journaliers des stations retenues a ensuite été construit pour chaque polluant et chaque zone d'étude. Les valeurs manquantes ont été remplacées selon les méthodes décrites précédemment [11;48].

2.4.2. Indicateurs météorologiques

Pour chaque agglomération, les données concernant les températures minimales et maximales journalières ont été obtenues auprès de Météo-France.

2.4.3. Indicateurs d'activité grippale

Les périodes d'épidémie grippale ont été obtenues auprès du Réseau Sentinelles (réseau de médecins généralistes) (bilans annuels Réseau Sentinelles 1998, 1999, 2000, 2001, 2002, 2003) [51-56] pour les sept villes de province. Pour Paris, les périodes d'épidémie sont celles définies par le Groupe régional d'observation de la grippe (Grog).

2.4.4. Pollens

Les comptes journaliers de grains de pollen produits par les différents taxons représentés dans chaque zone d'étude ont été fournis par le Réseau national de surveillance aérobiologique (RNSA). Pour chaque zone d'étude, après consultation du correspondant local du RNSA, un à trois taxons ont été sélectionnés pour l'analyse en fonction de leur abondance et de leur allergénicité. Les taxons ainsi sélectionnés pour chaque ville sont présentés en Annexe C p.51.

2.4.5. Vacances scolaires

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

2.5. Indicateurs sanitaires : admissions à l'hôpital

2.5.1. Le Programme de médicalisation des systèmes d'information (PMSI) : source de données concernant les hospitalisations

Le Programme de médicalisation des systèmes d'information (PMSI) est un outil à but médico-économique qui a été mis en place progressivement à partir de 1990, tout d'abord dans les unités de court séjour des établissements publics ou participant au service public hospitalier (PSPH), puis à partir de 1997 dans les établissements privés.

Chaque unité médicale accueillant un patient au cours de son séjour hospitalier code, à la fin de son passage dans l'unité, un Résumé d'unité médicale (RUM) contenant des informations médico-administratives standardisées. La partie administrative comprend, entre autres, la date de naissance et le sexe du patient, le code postal de résidence, ainsi que la date et le mode d'entrée et de sortie dans l'unité médicale. La partie médicale comprend, entre autres, un diagnostic principal (DP) correspondant en principe à la pathologie qui a mobilisé le plus de ressources médicales (qui n'est pas nécessairement le diagnostic d'admission) et, le cas échéant, un ou plusieurs diagnostics associés (DA) correspondant aux affections associées au diagnostic principal, aux complications, aux antécédents ou aux traitements liés à celui-ci.

Depuis 1997, le codage de ces diagnostics est établi à partir de la classification internationale des maladies 10^{ème} révision (CIM-10). A la fin de l'hospitalisation, le Département d'information médicale (DIM) produit un Résumé de sortie standardisé (RSS) constitué d'un ou plusieurs RUM. Le RSS est produit en deux étapes : la première réalise un chaînage de l'ensemble des RUM d'un même séjour et produit le RSS non groupé ; la seconde agrège ces RUM sous un même diagnostic principal afin de classer le séjour dans un groupe homogène de malades permettant l'attribution de ressources, c'est le RSS groupé. Afin de respecter le principe de confidentialité, seules des données agrégées ou anonymes sont transmises par le DIM à l'Agence régionale d'hospitalisation. Le RSS est ainsi transformé en Résumé de sortie anonyme (RSA) dans lequel ne figure plus la date d'entrée, notamment.

Le PMSI représente aujourd'hui une source de données exhaustives et standardisées concernant les hospitalisations dans les unités de court séjour. Il s'agit par ailleurs du seul système d'information hospitalière généralisé disponible à ce jour en France.

2.5.2. Construction des indicateurs sanitaires à partir des données du PMSI

La sélection des séjours retenus pour la construction des différents indicateurs a été effectuée sur le DP du premier RUM constituant le RSS groupé. Ce DP, codé lors de la sortie du patient du premier service où il a été admis, est en effet l'information disponible dans le PMSI la plus proche du motif d'admission. Différents codes CIM-10 ont été retenus afin de construire les indicateurs sanitaires étudiés ici. Les RSS contiennent également l'âge du patient hospitalisé, ce qui a permis la construction d'indicateurs par tranche d'âge (Tableau 2).

Tableau 2 : Codes CIM-10 des DP et tranches d'âge retenus pour la construction des différents indicateurs

Indicateur	Codes CIM-10 du DP du 1 ^{er} RUM	Tranches d'âge étudiées
Admissions pour causes respiratoires	J00-J99	- 0-14 ans - 15-64 ans - 65 ans et plus
Admissions pour causes cardio-vasculaires	I00-I99	- Tous âges - 65 ans et plus
Admissions pour causes cardiaques	I00-I52	- Tous âges - 65 ans et plus
Admissions pour cardiopathies ischémiques	I20-I25	- Tous âges - 65 ans et plus
Admissions pour maladies cérébrovasculaires	I60-I64 et G45-G46	- Tous âges - 65 ans et plus

En outre, les critères suivants ont également été pris en compte pour la sélection des séjours retenus pour la construction de l'indicateur :

- les admissions sélectionnées devaient concerner des patients exposés à la pollution atmosphérique mesurée par ailleurs sur la zone d'étude : seuls les séjours pour lesquels le code postal de résidence du patient appartenait à la zone d'étude ont été sélectionnés ;
- les patientes hospitalisées dans les services de gynécologie obstétrique étant spécifiquement admises pour une pathologie liée à la grossesse ou pour une pathologie gynécologique, ces unités d'hospitalisation ont été exclues de la sélection ;
- le caractère non programmé des admissions ne figurant pas en clair dans le PMSI, les séjours sélectionnés devaient correspondre « au mieux » à ce type d'hospitalisation. Ainsi, les unités d'hospitalisation de jour ont été exclues de la base de sélection car elles reçoivent essentiellement des admissions programmées pour la réalisation de bilans ou de traitements médicaux. De même, les admissions par transfert et mutation d'un autre établissement ou d'un autre service ont été exclues : seules les admissions en provenance directe du domicile ont été sélectionnées. Il n'est pas apparu possible de mettre en place d'autres critères de sélection applicables sur l'ensemble des établissements hospitaliers. Le passage préalable aux urgences par exemple n'est pas systématiquement enregistré dans tous les établissements et ne peut être utilisé comme critère de sélection. La sélection sur le passage préalable dans une unité de soins intensifs sous-estimerait sans doute largement le nombre d'admissions non programmées.

Les RSS, seuls éléments du PMSI comprenant les informations concernant la date d'admission dans l'établissement, ne sont disponibles qu'auprès des Départements d'information médicale (DIM) de chacun des établissements. Dans chaque zone d'étude, l'ensemble des établissements susceptibles de recevoir des patients pour causes respiratoires et cardio-vasculaires a donc été sollicité. Lorsque les établissements acceptaient que le recueil des données soit effectué, celui-ci était réalisé sur place au moyen d'un logiciel *ad-hoc* permettant de garantir la préservation de l'anonymat des patients concernés : logiciel Epi-PMSI [49]. Les données recueillies dans les établissements ont ensuite été agrégées pour chaque zone d'étude afin d'obtenir, par groupe de code CIM-10 et par tranche d'âge, un compte journalier d'admissions à l'hôpital, qui constitue l'indicateur sanitaire étudié. Pour la zone de Paris, les nombres journaliers d'admissions dans l'ensemble des établissements de l'Assistance

publique - Hôpitaux de Paris (AP-HP) situés dans la zone d'étude ont été fournies directement par l'AP-HP (DIM, Direction de la politique médicale).

Au final, la liste des établissements dans lesquels les données ont été recueillies est présentée pour chaque zone d'étude en Annexe D, p.52.

2.6. Analyses statistiques

Pour chaque zone d'étude, les séries journalières ont été analysées au moyen de méthodes d'analyse de séries temporelles faisant appel à des régressions de Poisson prenant en compte la sur-dispersion des données. Les facteurs de confusion potentiels, tendance à long terme, saisonnalité, jour de la semaine, jours fériés, vacances scolaires, comptes polliniques, épidémies de grippe, température minimale du jour et température maximale de la veille ont été pris en compte selon la méthode décrite dans le cadre de l'étude APHEA 2 [57] et fondée sur des modèles additifs généralisés (Gam). La saisonnalité a été prise en compte au moyen d'une fonction *spline* pénalisée de degré 3. Les paramètres de lissage de cette fonction *spline* ont été sélectionnés afin de s'affranchir de la saisonnalité et de la tendance à long terme, et de minimiser l'autocorrélation des résidus. La température et les épidémies de grippe [51-56] ont été introduites dans le modèle sous forme de *natural splines* à 3 degrés de liberté.

Les comptes polliniques n'étaient pris en compte que pour les analyses concernant les hospitalisations pour causes respiratoires et n'étaient conservés dans le modèle que s'ils diminuaient la valeur du critère d'information d'Akaike [58]. Des variables qualitatives indépendantes représentant le jour de la semaine, les jours fériés et les vacances scolaires ont également été introduites dans le modèle.

Les indicateurs de pollution atmosphérique ont été introduits séparément dans le modèle (modèles mono-polluant), sous forme d'un terme linéaire correspondant au niveau moyen du polluant le jour même et la veille (indicateur 0-1 jour).

Pour l'ozone, afin de prendre en compte la forte saisonnalité de ce polluant secondaire produit au cours de réactions photochimiques dans l'atmosphère, un terme d'interaction entre les niveaux d'ozone 0-1 jours et la saison (été du 1^{er} avril au 30 septembre, hiver du 1^{er} octobre au 31 mars) a également été introduit dans le modèle.

Pour chaque zone d'étude, le coefficient issu du modèle pour un indicateur sanitaire et un indicateur de pollution donnés a permis de calculer l'excès de risque relatif associé à une augmentation de $10 \mu\text{g}/\text{m}^3$ du niveau du polluant. A des fins de comparaison avec les résultats antérieurs, l'excès de risque combiné [59] pour l'ensemble des huit (ou six, selon l'indicateur de pollution considéré) villes a également été calculé pour ce même différentiel. Ce risque combiné a été obtenu à partir d'un modèle à effet aléatoire permettant d'introduire une variabilité inter-villes en plus de la variabilité intra-villes.

L'ensemble des analyses a été réalisé au moyen du logiciel R (version 2.2.0) [60], en utilisant le package mgcv [61].

3. Résultats

3.1. Caractérisation des zones d'étude

La surface des zones d'étude varie entre 183 km² pour la zone comprenant le Havre et 17 communes périphériques, et 762 km² pour la zone comprenant Paris et les trois départements de proche couronne (soit 124 communes).

Deux zones d'étude présentent des densités de plus de 4 000 habitants par km² (Paris et Lyon). Les autres zones d'étude ont des densités comprises entre 1 000 et 2 500 habitants par km² (Tableau 3).

Tableau 3 : Description des zones d'étude

Zone	Communes (nombre)	Surface (km ²)	Population (effectif)	Proportion âgée de moins de 15 ans (%)	Proportion âgée de 65 ans et plus (%)
Bordeaux	22	334	604 238	15,5	15,7
Le Havre	18	183	254 653	19,4	15,1
Lille	87	612	1 090 151	21,7	12,2
Lyon	19	230	963 248	17,3	15,1
Marseille	8	442	910 307	17,0	18,6
Paris	124	762	6 164 418	17,3	13,8
Rouen	43	356	447 661	18,0	15,1
Toulouse	51	530	670 713	15,9	13,7

Source : Insee, RP 1999.

Les 65 ans et plus représentent selon les villes, et de Lille à Marseille, entre 12,2 % et 18,6 % de la population générale. La proportion des moins de 15 ans est comparable d'une ville à l'autre, sauf pour Lille où l'on observe une population un peu plus jeune que dans les autres villes (21,7 % de la population totale).

3.2. Description des indicateurs

3.2.1. Indicateurs d'exposition à la pollution atmosphérique

Tableau 4 : Distribution des niveaux des indicateurs de pollution particulaire (en µg/m³)

Zone	PM ₁₀				PM _{2,5}			
	P5	P50	P95	Moyenne	P5	P50	P95	Moyenne
Bordeaux	10,0	18,8	38,5	21,0	-	-	-	-
Le Havre	11,7	19,3	41,3	22,0	6,0	11,0	30,5	14,0
Lille	10,8	19,8	41,2	22,1	6,9	13,7	31,4	15,8
Lyon	11,3	22,0	45,8	24,6	-	-	-	-
Marseille	14,3	27,7	47,7	28,9	8,0	20,0	37,0	20,8
Paris	11,3	21,0	41,9	23,1	6,5	12,9	28,8	14,7
Rouen	11,3	19,3	38,0	21,2	7,0	12,5	28,0	14,4
Toulouse	11,0	20,5	36,5	21,8	8,0	13,3	25,0	14,6

Les niveaux de PM₁₀ et de PM_{2,5} sont comparables d'une zone à l'autre, à l'exception de Marseille où l'on observe les niveaux moyens les plus élevés : respectivement 28,9 µg/m³ et 20,7 µg/m³ pour les PM₁₀ et les PM_{2,5} (Tableau 4). Dans toutes les zones d'études, pour les périodes concernées, les niveaux

moyens de PM₁₀ sont inférieurs à la valeur limite annuelle pour la protection de la santé humaine en vigueur depuis 2005 (40 µg/m³).

Tableau 5 : Distribution des niveaux des indicateurs de pollution NO₂ et O₃ (en µg/m³)

Zone	NO ₂				O ₃ en été (1 ^{er} avril – 30 septembre)			
	P5	P50	P95	Moyenne	P5	P50	P95	Moyenne
Bordeaux	8,5	20,8	40,6	22,3	53,1	85,0	130,7	87,6
Le Havre	8,3	22,6	55,5	26,2	24,1	66,6	106,0	80,0
Lille	17,4	32,5	50,0	32,7	25,6	65,9	121,6	68,4
Lyon	21,9	44,9	78,4	46,8	50,9	89,3	146,4	93,5
Marseille	15,9	35,1	61,5	36,4	69,8	103,6	151,6	106,1
Paris	23,2	43,6	69,7	44,4	38,1	74,6	138,9	79,2
Rouen	13,3	28,3	54,3	30,4	47,6	79,3	131,6	81,8
Toulouse	12,0	24,0	46,5	26,0	61,9	93,0	140,1	96,6

Pour le NO₂, les niveaux moyens sont les plus élevés à Paris et à Lyon (Tableau 5), et pour les périodes concernées, dépassent la valeur limite annuelle pour la protection de la santé humaine prévue par la Communauté européenne (40 µg/m³).

Les niveaux moyens de l'indicateur ozone (maximum des moyennes glissantes sur 8 h) pendant les périodes estivales concernées s'échelonnent entre 68,4 et 106,1 µg/m³, et semblent globalement suivre un gradient nord-sud.

3.2.2. Indicateurs de morbidité : nombres journaliers d'admissions à l'hôpital

Compte tenu d'un certain nombre de difficultés rencontrées au moment du recueil des données d'hospitalisation (refus de participation, absence des données nécessaires, impossibilité d'accéder aux données du fait de changements dans les systèmes d'information utilisés, etc.), tous les établissements sollicités n'ont pas pu être inclus dans l'étude. Ainsi, l'ajout des données des établissements privés n'a pu être effectif que dans quatre zones d'étude. Cependant, les données ainsi recueillies ont permis la construction d'indicateurs prenant en compte entre 52 % et 84 % des séjours de patients demeurant au sein des zones d'études selon le groupe de pathologies considéré et la zone d'étude (Annexe E p. 55).

Tableau 6 : Nombre moyen (et écart-type) d'hospitalisations par jour pour causes respiratoires (CIM-10 : J00-J99)

Zone	Moins de 15 ans		15-64 ans		65 ans et plus	
	Nombre moyen	Écart-type	Nombre moyen	Écart-type	Nombre moyen	Écart-type
Bordeaux	3,0	2,5	3,4	2,3	3,4	2,2
Le Havre	1,8	1,7	1,1	1,1	1,3	1,3
Lille	10,3	5,4	7,2	3,6	7,6	4,0
Lyon	3,9	3,0	4,7	3,0	5,7	3,5
Marseille	6,1	4,2	8,3	4,4	8,2	3,9
Paris	21,8	12,1	22,5	8,0	20,7	8,1
Rouen	2,5	2,5	2,4	1,6	3,8	2,3
Toulouse	4,4	3,0	6,4	3,6	5,2	2,9

Le nombre moyen d'admissions pour causes respiratoires par jour pendant les périodes étudiées varie entre 1,8 et 21,8 pour les enfants de moins de 15 ans, entre 1,1 et 22,5 pour les 15-64 ans, et entre 1,3 et 20,7 pour les personnes âgées de 65 ans et plus (Tableau 6, p.14). Ainsi, les enfants de moins de 15 ans représentent entre 27 % et 43 % du total des hospitalisations pour causes respiratoires, alors que la part de ce groupe d'âge dans la population est inférieure à 22 %, quelle que soit la zone d'étude. De même, les personnes âgées de plus de 65 ans représentent entre 30 % et 44 % du total des hospitalisations pour causes respiratoires, alors que leur part au sein de la population des zones étudiées est bien inférieure.

Le nombre journalier d'hospitalisations pour causes respiratoires varie nettement selon le jour de la semaine et selon le mois de l'année (Annexe F, p.55). Quelles que soient la ville et la classe d'âge considérées, il y a moins d'admissions hospitalières le samedi et durant le mois d'août. D'autre part, dans certaines villes (Marseille, Bordeaux, Le Havre), il y a moins d'admissions d'enfants de moins de 15 ans pour causes respiratoires le mercredi.

Tableau 7 : Nombre journalier moyen (et écart-type) d'hospitalisations pour causes cardio-vasculaires (CIM-10 : I00-I99)

Zone	Tous âges		65 ans et plus	
	Nombre moyen	Écart-type	Nombre moyen	Écart-type
Bordeaux	18,2	8,2	10,9	4,8
Le Havre	3,9	2,6	2,5	1,8
Lille	29,5	11,5	16,8	6,2
Lyon	25,2	12,1	13,1	6,2
Marseille	42,7	19,7	26,0	11,2
Paris	91,9	34,4	52,3	18,4
Rouen	14,8	6,0	10,1	4,3
Toulouse	26,3	11,7	14,8	6,3

Selon la zone d'étude, le nombre moyen d'hospitalisations par jour pour causes cardio-vasculaires s'échelonne entre 3,9 et 91,9 dans la population générale, et entre 2,5 et 52,3 pour les 65 ans et plus (Tableau 7).

Tableau 8 : Nombre moyen (et écart-type) d'hospitalisations par jour pour causes cardiaques (CIM-10 : I00-I52)

Zone	Tous âges		65 ans et plus	
	Nombre moyen	Écart-type	Nombre moyen	Écart-type
Bordeaux	10,4	4,7	6,7	3,2
Le Havre	2,8	2,0	1,9	1,6
Lille	18,9	7,5	11,4	4,7
Lyon	16,2	8,0	10,8	5,3
Marseille	24,3	10,5	16,3	7,1
Paris	63,9	24,7	36,8	13,6
Rouen	9,4	4,1	6,7	3,2
Toulouse	15,1	6,6	9,6	4,3

Le nombre moyen d'hospitalisations par jour pour causes cardiaques varie de 2,8 à 63,9 selon la zone d'étude. En ce qui concerne la population âgée de 65 ans et plus, le nombre moyen d'hospitalisations varie selon la ville entre 1,8 et 36,8 (Tableau 8). Par ailleurs, les hospitalisations pour causes cardiaques représentent entre 56 % et 71 % de la totalité des hospitalisations pour causes cardio-vasculaires.

Le nombre journalier d'hospitalisations pour causes cardio-vasculaires ou cardiaques varie nettement selon le jour de la semaine et selon le mois de l'année (Annexe F, p.55). Quelles que soient la ville et la tranche d'âge considérées, les admissions pour causes cardio-vasculaires ou cardiaques sont moins nombreuses les samedis et au mois d'août, et plus nombreuses les lundis.

Tableau 9 : Nombre moyen (et écart-type) d'hospitalisations par jour pour cardiopathies ischémiques (CIM-10 : I23-I25)

Zone	Tous âges		65 ans et plus	
	Nombre moyen	Écart-type	Nombre moyen	Écart-type
Bordeaux	2,7	1,9	1,5	1,3
Le Havre	0,8	1,0	0,5	0,8
Lille	5,1	2,8	2,8	1,9
Lyon	5,1	3,0	3,2	2,1
Marseille	7,6	4,0	4,7	2,9
Paris	17,9	7,6	9,6	4,6
Rouen	2,7	1,8	1,8	1,4
Toulouse	3,3	2,0	1,9	1,5

Le nombre moyen journalier d'hospitalisations pour cardiopathies ischémiques varie entre 0,8 et 17,9 selon la zone d'étude. Pour les personnes âgées de plus de 65 ans, il varie entre 0,5 et 9,6 (Tableau 9). Les hospitalisations pour cardiopathies ischémiques représentent entre 22 % et 31 % de la totalité des hospitalisations pour causes cardiaques.

Les variations du nombre journalier d'admissions pour cardiopathies ischémiques selon le jour de la semaine et le mois de l'année sont moins marquées que pour les autres causes d'hospitalisation (Annexe F, p.55). La relative faiblesse du nombre d'hospitalisations pour cardiopathies ischémiques dans certaines zones d'étude pourrait expliquer cela. Cependant, comme pour les autres indicateurs précédemment cités, on observe un plus faible nombre d'admissions pour cardiopathies ischémiques les samedis, et au mois d'août.

Tableau 10 : Nombre moyen (et écart-type) d'hospitalisations par jour pour maladies cérébrovasculaires (CIM-10 : I60-I64 et G45-G46)

Zone	Tous âges		65 ans et plus	
	Nombre moyen	Écart-type	Nombre moyen	Écart-type
Bordeaux	3,0	1,8	2,3	1,5
Le Havre	0,9	1,0	0,7	0,9
Lille	4,3	2,3	3,1	1,8
Lyon	3,5	2,0	2,7	1,7
Marseille	4,4	2,2	3,4	1,9
Paris	12,6	4,2	8,6	3,2
Rouen	2,7	1,7	2,1	1,5
Toulouse	3,1	1,8	2,2	1,5

Le nombre moyen d'hospitalisations pour maladies cérébrovasculaires varie entre 0,9 et 12,6 selon la zone d'étude dans la population générale, et entre 0,7 et 8,6 pour les plus de 65 ans (Tableau 10).

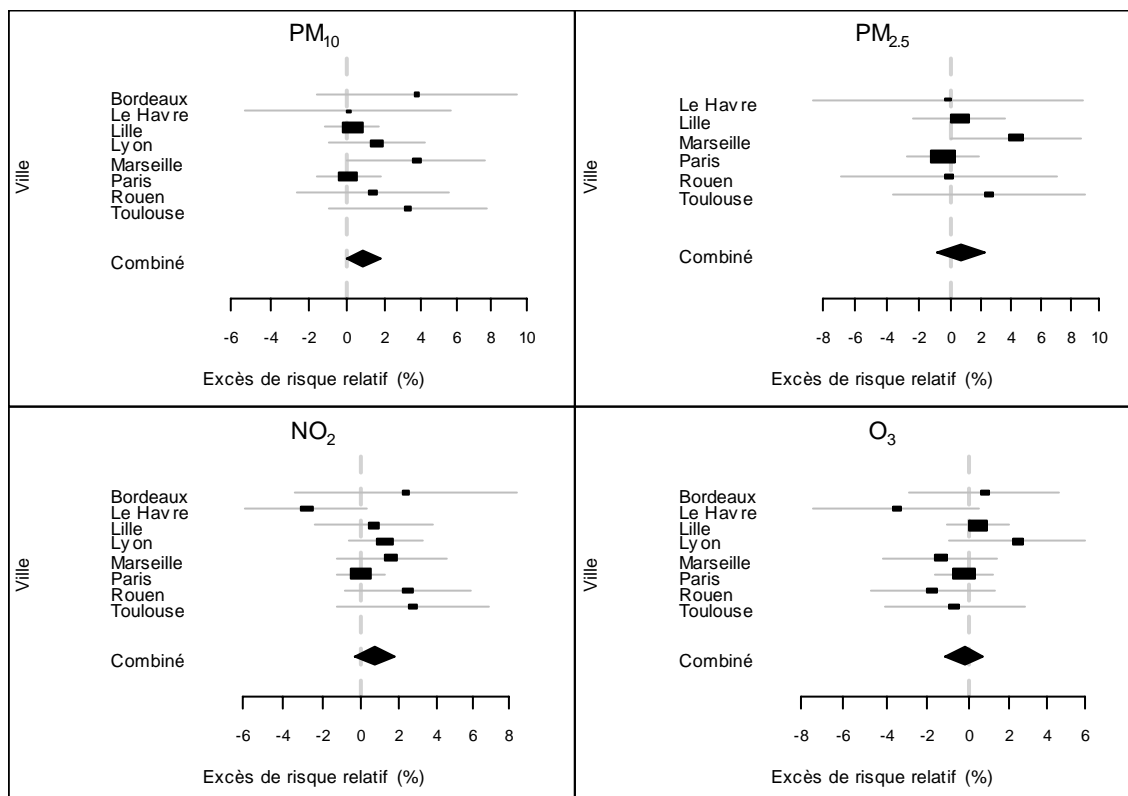
Les variations du nombre d'hospitalisations selon le jour de la semaine et le mois de l'année sont moins marquées que pour les autres causes d'hospitalisation (Annexe F, p.56).

Globalement, et quelle que soit la pathologie cardio-vasculaire étudiée, les hospitalisations des 65 ans et plus représentent, selon la zone d'étude, entre 55 % et 75 % du total des hospitalisations pour la pathologie étudiée, alors que les 65 ans et plus représentent au maximum 19 % de la population générale.

3.3. Liens à court terme entre la pollution atmosphérique et les admissions à l'hôpital

3.3.1. Liens à court terme entre pollution atmosphérique et admissions pour causes respiratoires (CIM-10 : J00-J99)

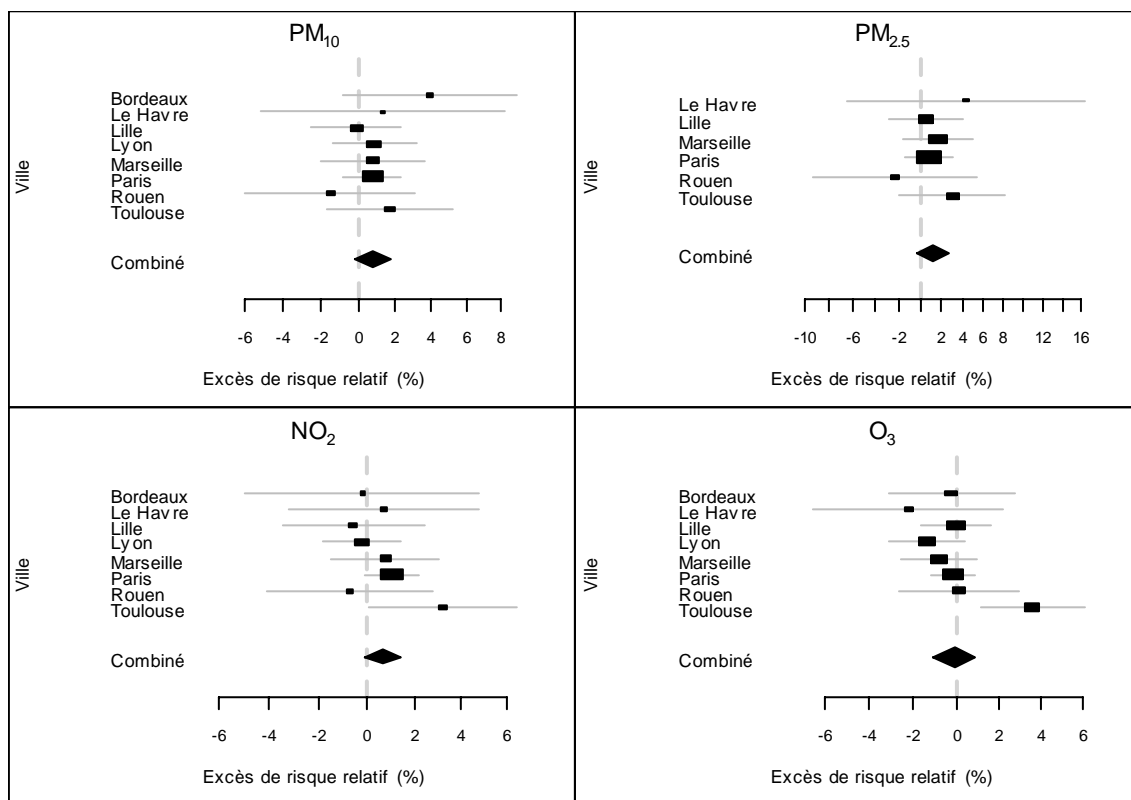
Figure 1 : Excès de risque relatif et intervalles de confiance à 95 % par ville, et excès de risque combiné pour les admissions respiratoires des 0-14 ans pour une augmentation de $10 \mu\text{g}/\text{m}^3$ du niveau de l'indicateur de pollution



Pour les PM₁₀, les excès de risque relatif varient entre 0,05 % et 3,8 % selon la zone d'étude. Seul l'excès de risque relatif pour Marseille est significatif. Pour les PM_{2,5}, les excès de risque relatif sont plus hétérogènes et varient entre -0,5 % et 4,3 %. Comme précédemment, seul ce dernier excès de risque relatif, observé à Marseille, est significatif.

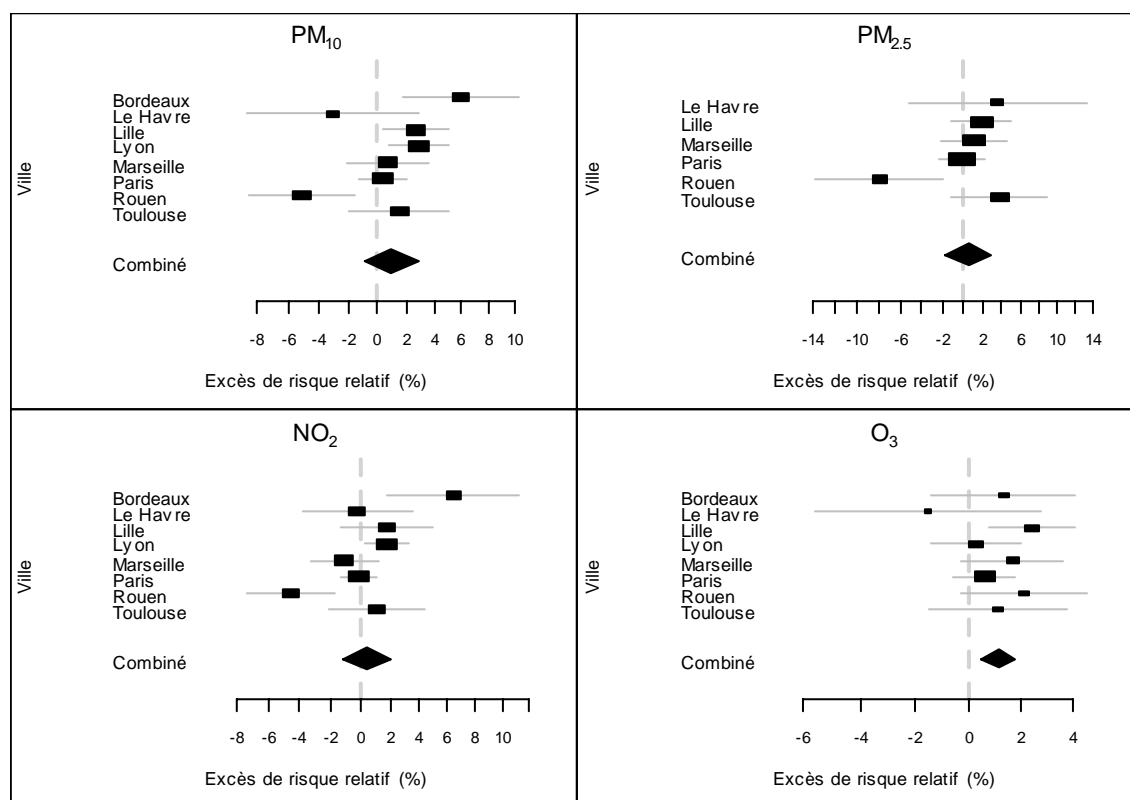
Les indicateurs de pollution gazeux ne sont pas associés significativement aux admissions respiratoires chez les moins de 15 ans. Les excès de risque relatif varient entre -2,9 % et 2,7 % pour le NO₂ et entre -3,5 % et 2,5 % pour l'O₃ (Figure 1 et Annexe G, p.62).

Figure 2 : Excès de risque relatif et intervalles de confiance à 95 % par ville, et excès de risque combiné pour les admissions respiratoires des 15-64 ans pour une augmentation de 10 µg/m³ du niveau de l'indicateur de pollution



Les associations entre indicateurs de pollution et admissions respiratoires pour les 15-64 ans ne sont globalement pas significatives, à l'exception de celle observée pour la zone de Toulouse et le NO₂. Pour ce qui concerne les indicateurs de pollution particulaire, les excès de risque relatif calculés varient entre -1,5 % et 4,0 % selon la zone d'étude pour les PM₁₀, et entre -2,3 % et 4,3 % pour les PM_{2.5}. Pour les autres indicateurs de pollution, les excès de risque relatif varient entre -0,7 % et 3,2 % pour le NO₂, et entre -2,2 % et 3,6 % pour l'O₃ (Figure 2 et Annexe G, p.62).

Figure 3 : Excès de risque relatif et intervalles de confiance à 95 % par ville, et excès de risque combiné pour les admissions respiratoires des 65 ans et plus pour une augmentation de 10 µg/m³ du niveau de l'indicateur de pollution



Pour les personnes âgées de 65 ans et plus, les excès de risque relatif sont un peu plus fréquemment significatifs que pour les enfants et les adultes de moins de 65 ans.

Concernant les particules, les excès de risque relatif calculés varient entre -5,1 % et 5,9 % pour les PM₁₀. Ils sont significatifs et positifs à Bordeaux, Lille et Lyon. Pour les PM_{2,5}, aucune association positive significative n'a été retrouvée. Les excès de risque relatif varient entre -8,0 % et 3,8 %. Les relations avec les indicateurs de pollution particulaire sont significativement négatives à Rouen.

Pour le NO₂, les excès de risque relatif varient entre -4,5 % et 6,4 %. Ils sont significativement positifs pour Bordeaux et Lyon, et significativement négatifs à Rouen.

Pour l'ozone, les excès de risque relatif sont positifs, excepté au Havre, et varient entre -1,5 % et 2,4 %, seul ce dernier étant significatif à Lille (Figure 3 et Annexe G, p.62).

Tableau 11 : Excès de risque combiné (%) et intervalle de confiance à 95 % pour les admissions pour causes respiratoires associés à une augmentation de 10 µg/m³ du niveau de l'indicateur de pollution

	0-14 ans		15-64 ans		65 ans et plus	
	ER	IC _{95 %}	ER	IC _{95 %}	ER	IC _{95 %}
PM ₁₀	0,8	[-0,1 ; 1,8]	0,8	[-0,2 ; 1,7]	1,0	[-0,8 ; 2,9]
PM _{2,5}	0,6	[-0,9 ; 2,2]	1,1	[-0,4 ; 2,6]	0,6	[-1,7 ; 2,9]
NO ₂	0,6	[-0,4 ; 1,7]	0,7	[-0,1 ; 1,4]	0,4	[-1,2 ; 1,9]
O ₃	-0,2	[-1,1 ; 0,7]	-0,1	[-1,1 ; 0,8]	1,1	[0,4 ; 1,8]

Les excès de risque combinés d'admissions hospitalières pour causes respiratoires associés à une augmentation de 10 µg/m³ de NO₂, PM₁₀ et PM_{2,5} sont positifs mais non significatifs pour l'ensemble des classes d'âge (Tableau 11). Pour ces indicateurs de pollution, les excès de risque combiné sont similaires pour les trois classes d'âge et varient entre 0,4 % et 1,1 %. Les excès de risque combinés pour les admissions respiratoires des enfants de moins de 15 ans associés aux niveaux de PM₁₀ et de NO₂ sont à la limite de la significativité.

En ce qui concerne l'ozone, les excès de risques combinés sont proches de zéro pour les enfants et les adultes de 15 à 64 ans. Par contre, les niveaux d'ozone sont significativement associés à une augmentation de 1,1 % du risque relatif d'admission à l'hôpital pour causes respiratoires chez les personnes âgées de 65 ans et plus.

3.3.2. Liens à court terme entre pollution atmosphérique et admissions à l'hôpital pour causes cardio-vasculaires (CIM-10 : I00-I99)

Figure 4 : Excès de risque relatif et intervalles de confiance à 95 % par ville, et excès de risque combiné pour les admissions cardio-vasculaires en population générale pour une augmentation de 10 µg/m³ du niveau de l'indicateur de pollution

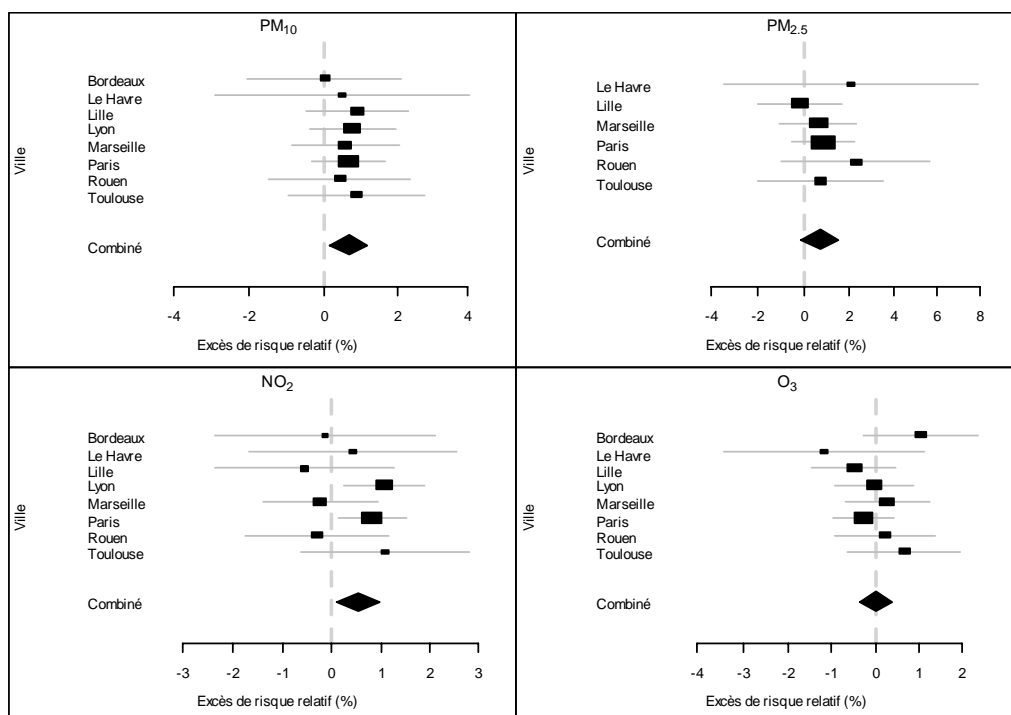
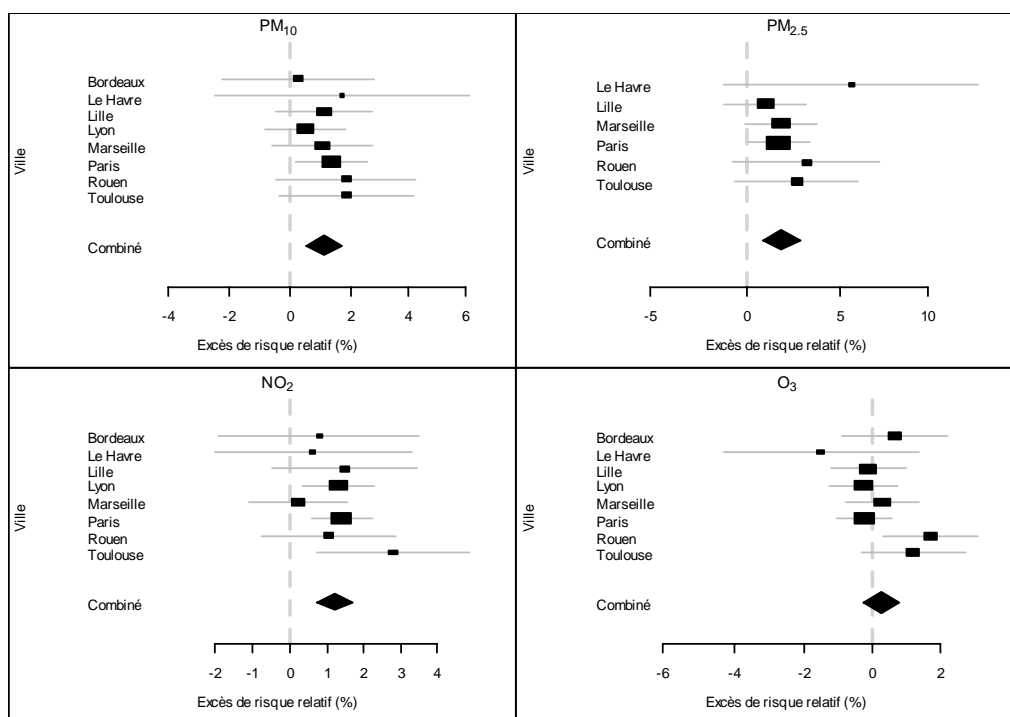


Figure 5 : Excès de risque relatif et intervalles de confiance à 95 % par ville, et excès de risque combiné pour les admissions cardio-vasculaires chez les 65 ans et plus pour une augmentation de 10 µg/m³ du niveau de l'indicateur de pollution



En population générale, les seuls excès de risque relatif significatifs concernent le NO₂ dans les villes de Paris et Lyon. Les excès de risque relatif varient de 0,0 % à 0,9 % pour les PM₁₀, de -0,2 % à 2,3 % pour les PM_{2,5}, de -0,3 % à 1,1 % pour le NO₂ et de -1,2 % à 1,0 % pour l'O₃ (Figure 4 et Annexe H, p.63). Lorsque seules les personnes âgées de plus de 65 ans sont considérées, les excès de risque relatif sont tous plus élevés qu'en population générale, et sont également significatifs pour les PM₁₀ et les PM_{2,5} à Paris, et pour l'O₃ à Rouen (Figure 5 et Annexe H, p.63).

Tableau 12 : Excès de risque combinés (%) et intervalle de confiance à 95 % pour les admissions cardio-vasculaires associés à une augmentation de 10 µg/m³ du niveau de l'indicateur de pollution

	Tous âges		65 ans et plus	
	ER	IC ₉₅ %	ER	IC ₉₅ %
PM ₁₀	0,7	[0,1 ; 1,2]	1,1	[0,5 ; 1,7]
PM _{2,5}	0,7	[-0,1 ; 1,5]	1,8	[0,8 ; 2,8]
NO ₂	0,5	[0,1 ; 1,0]	1,2	[0,7 ; 1,7]
O ₃	0,0	[-0,3 ; 0,4]	0,2	[-0,3 ; 0,8]

Sur l'ensemble de la population, une augmentation de 10 µg/m³ des niveaux de PM₁₀ ou de NO₂ est associée à un excès de risque relatif d'hospitalisation pour pathologies cardio-vasculaires significatif sur l'ensemble des huit villes, de 0,7 % pour les PM₁₀ et 0,5 % pour le NO₂. Une tendance similaire proche de la significativité est observée pour les PM_{2,5}, avec un excès de risque de 0,7 % (Tableau 12).

Lorsque l'on s'intéresse plus spécifiquement aux personnes âgées, les excès de risque combinés sont plus élevés qu'en population générale et sont significatifs pour les PM₁₀, les PM_{2,5} et le NO₂, malgré des intervalles de confiance plus étendus qu'en population générale.

En revanche, aucun excès de risque relatif associé à l'augmentation des niveaux d'ozone n'a été mis en évidence.

3.3.3. Liens à court terme entre pollution atmosphérique et admissions à l'hôpital pour causes cardiaques (CIM-10 : I00-I52)

Figure 6 : Excès de risque relatif et intervalles de confiance à 95 % par ville, et excès de risque combiné pour les admissions cardiaques en population générale pour une augmentation de 10 µg/m³ du niveau de l'indicateur de pollution

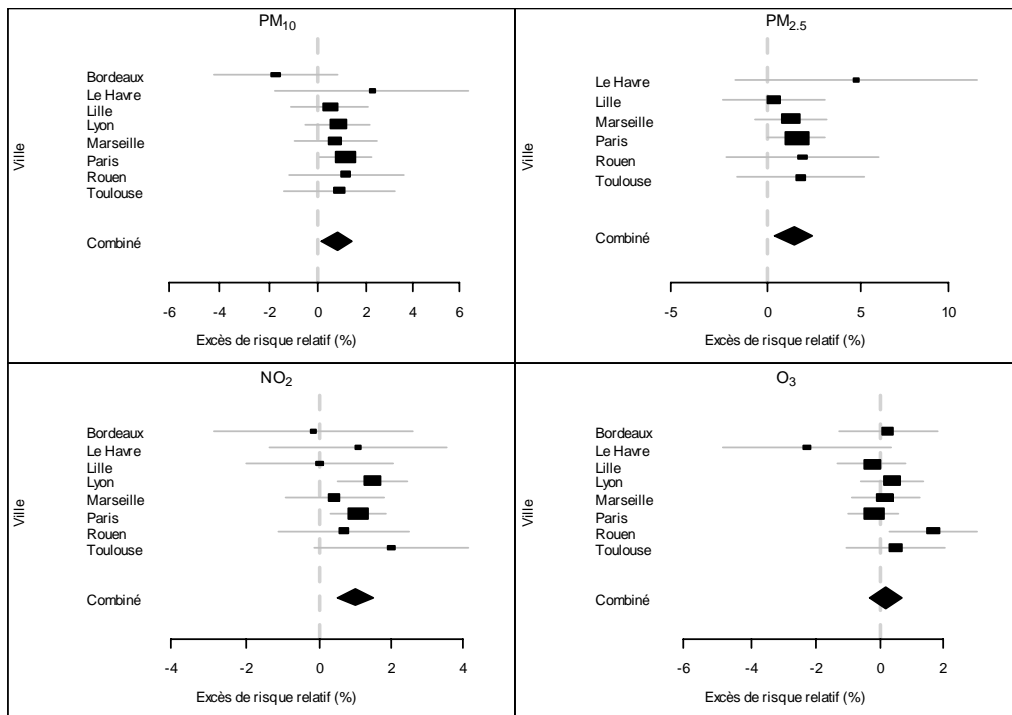
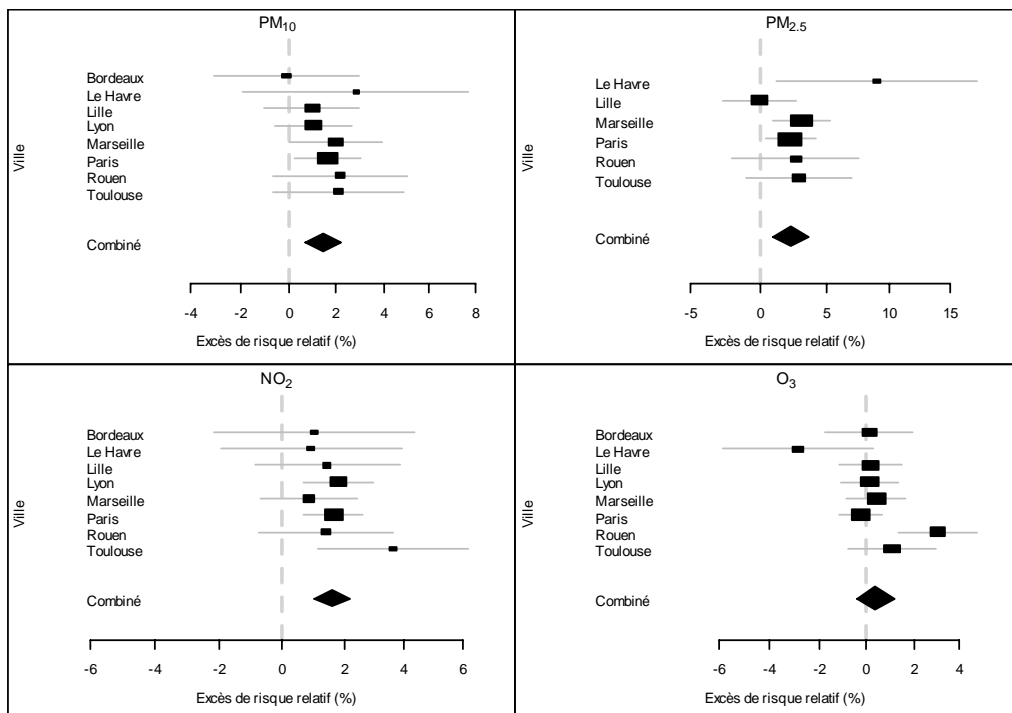


Figure 7 : Excès de risque relatif et intervalles de confiance à 95 % par ville, et excès de risque combiné pour les admissions cardiaques chez les 65 ans et plus pour une augmentation de 10 µg/m³ du niveau de l'indicateur de pollution



Pour les trois polluants significativement associés aux admissions pour motifs cardiaques sur l'ensemble des huit villes (PM₁₀, PM_{2,5} et NO₂), les excès de risque relatif sont tous positifs – à l'exception de Bordeaux – et significatifs pour plusieurs villes. Ils varient de -1,7 % à 2,3 % pour les PM₁₀, de 0,3 % à 4,8 % pour les PM_{2,5} et de -0,2 % à 2,0 % pour le NO₂ (Figure 6 et Annexe I, p.64). L'excès de risque relatif associé à une augmentation des niveaux d'O₃ n'est significatif que pour Rouen où il est de 1,7 % sur l'ensemble de la population et de 3,0 % chez les personnes âgées (Figure 7 et Annexe I, p.64).

Tableau 13 : Excès de risque combinés (%) et intervalle de confiance à 95 % pour les admissions cardiaques associés à une augmentation de 10 µg/m³ du niveau de l'indicateur de pollution

	Tous âges		65 ans et plus	
	ER	IC ₉₅ %	ER	IC ₉₅ %
PM ₁₀	0,8	[0,2 ; 1,4]	1,5	[0,7 ; 2,2]
PM _{2,5}	1,4	[0,4 ; 2,4]	2,3	[1,0 ; 3,7]
NO ₂	1,0	[0,5 ; 1,5]	1,6	[1,0 ; 2,2]
O ₃	0,2	[-0,3 ; 0,7]	0,4	[-0,4 ; 1,2]

L'augmentation des niveaux de PM₁₀, de PM_{2,5} ou de NO₂ est associée à un excès de risque combiné significatif sur l'ensemble de la population. Les excès de risque associés à une augmentation du niveau de ces trois polluants sont plus importants et toujours significatifs chez les 65 ans et plus malgré des intervalles de confiance plus larges. De même que pour la morbidité cardio-vasculaire, aucune association n'a été mise en évidence entre la morbidité cardiaque et l'indicateur O₃ (Tableau 13).

3.3.4. Liens à court terme entre pollution atmosphérique et admissions à l'hôpital pour cardiopathies ischémiques (CIM-10 : I20-I25)

Figure 8 : Excès de risque relatif et intervalles de confiance à 95 % par ville, et excès de risque combiné pour les admissions pour cardiopathies ischémiques en population générale pour une augmentation de 10 µg/m³ du niveau de l'indicateur de pollution

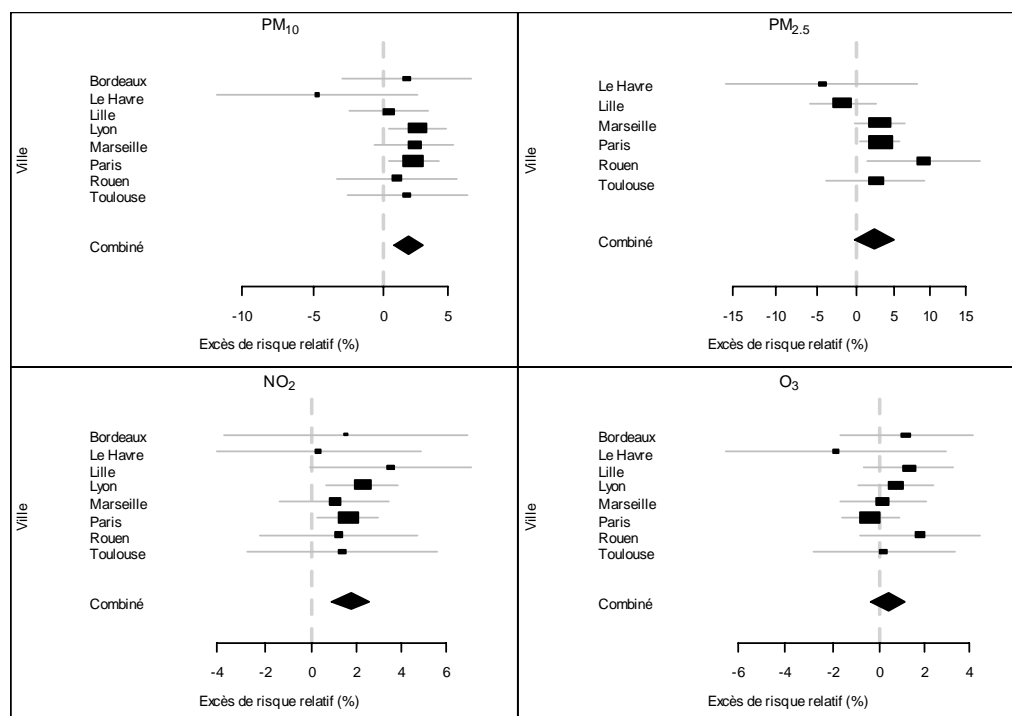
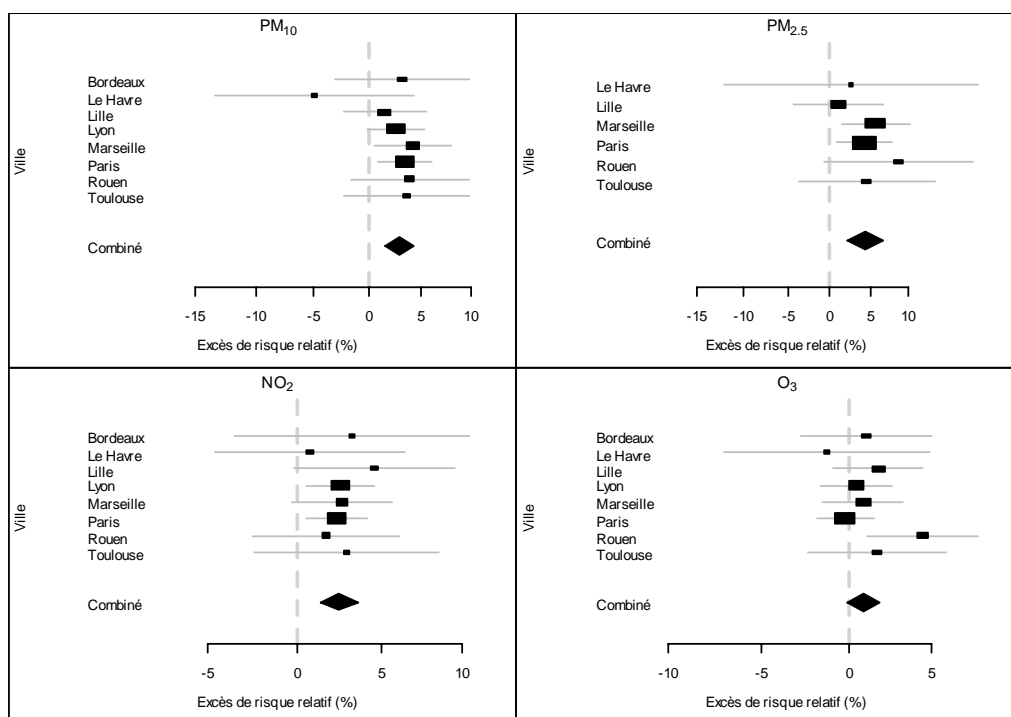


Figure 9 : Excès de risque relatif et intervalles de confiance à 95 % par ville, et excès de risque combiné pour les admissions pour cardiopathies ischémiques chez les 65 ans et plus pour une augmentation de 10 µg/m³ du niveau de l'indicateur de pollution



Les excès de risque relatif associés à une augmentation de PM₁₀, PM_{2,5} et NO₂ sont tous positifs – excepté pour les PM₁₀ au Havre – et relativement importants. Ils varient de -4,8 % (au Havre) à 2,6 % pour les PM₁₀, de 0,3 % à 3,5 % pour les PM_{2,5} et le NO₂. Ces excès de risque sont significatifs à Paris pour les PM₁₀, et à Lyon et Paris pour le NO₂ (Figure 8 et Annexe J, p.65). Pour les personnes âgées de plus de 65 ans, les tendances sont similaires, avec des excès de risque systématiquement plus élevés et significatifs pour les PM_{2,5} à Marseille et à Paris (Figure 9 et Annexe J, p.65).

Pour l'O₃, les résultats sont plus hétérogènes puisque les excès de risque estimés sont négatifs à Paris et au Havre et proches de 0 dans plusieurs villes ; la seule association significative observée concerne la ville de Rouen (ER=1,8 % en population générale et 4,4 % chez les personnes âgées).

Tableau 14 : Excès de risque combiné (%) et intervalle de confiance à 95 % pour les admissions pour cardiopathies ischémiques associé à une augmentation de 10 µg/m³ du niveau de l'indicateur de pollution

	Tous âges		65 ans et plus	
	ER	IC _{95%}	ER	IC _{95%}
PM ₁₀	1,9	[0,8 ; 3,0]	2,9	[1,5 ; 4,3]
PM _{2,5}	2,3	[-0,1 ; 4,7]	4,4	[2,2 ; 6,7]
NO ₂	1,7	[0,9 ; 2,6]	2,4	[1,4 ; 3,5]
O ₃	0,4	[-0,3 ; 1,1]	0,9	[-0,1 ; 1,8]

Quelle que soit la tranche d'âge, les associations ou tendances sont similaires à celles observées pour l'ensemble des pathologies cardio-vasculaires mais avec un excès de risque plus élevé pour les cardiopathies ischémiques.

Aucune association significative n'a été mise en évidence entre les niveaux de l'indicateur O₃ et le risque relatif d'admission pour cardiopathies ischémiques, malgré un excès de risque combiné positif (0,9 %) proche de la significativité chez les 65 ans et plus (Tableau 14).

3.3.5. Liens à court terme entre pollution atmosphérique et admissions à l'hôpital pour maladies cérébrovasculaires (CIM-10 : I60-I64 et G45-G46)

Figure 10 : Excès de risque relatif et intervalles de confiance à 95 % par ville, et excès de risque combiné pour les admissions pour maladies cérébrovasculaires en population générale pour une augmentation de $10 \mu\text{g}/\text{m}^3$ du niveau de l'indicateur de pollution

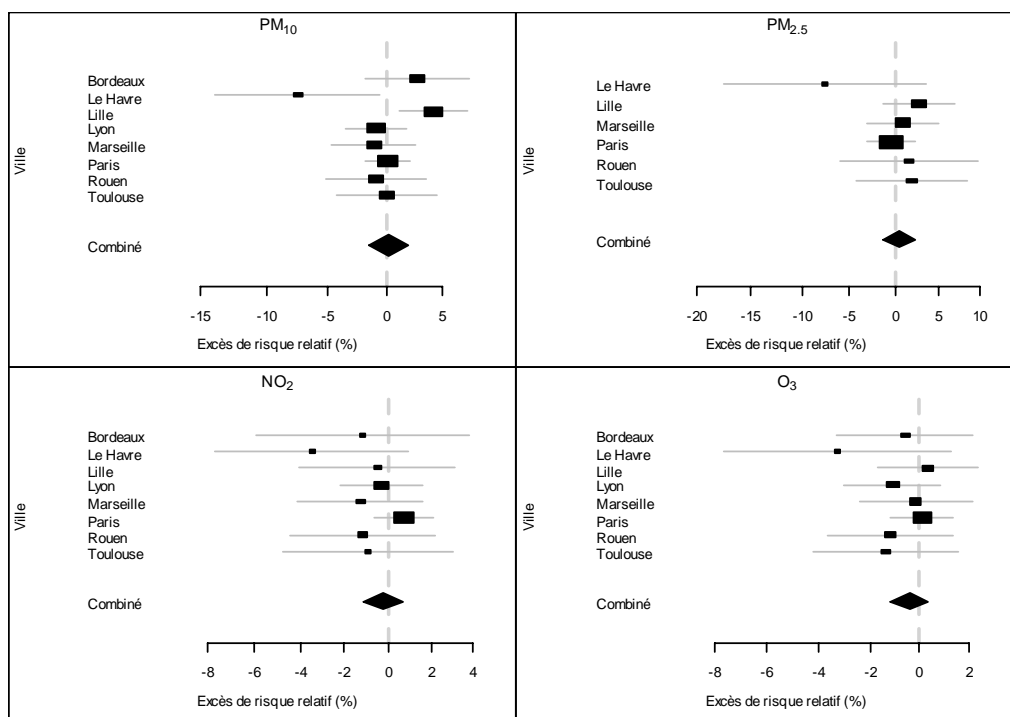
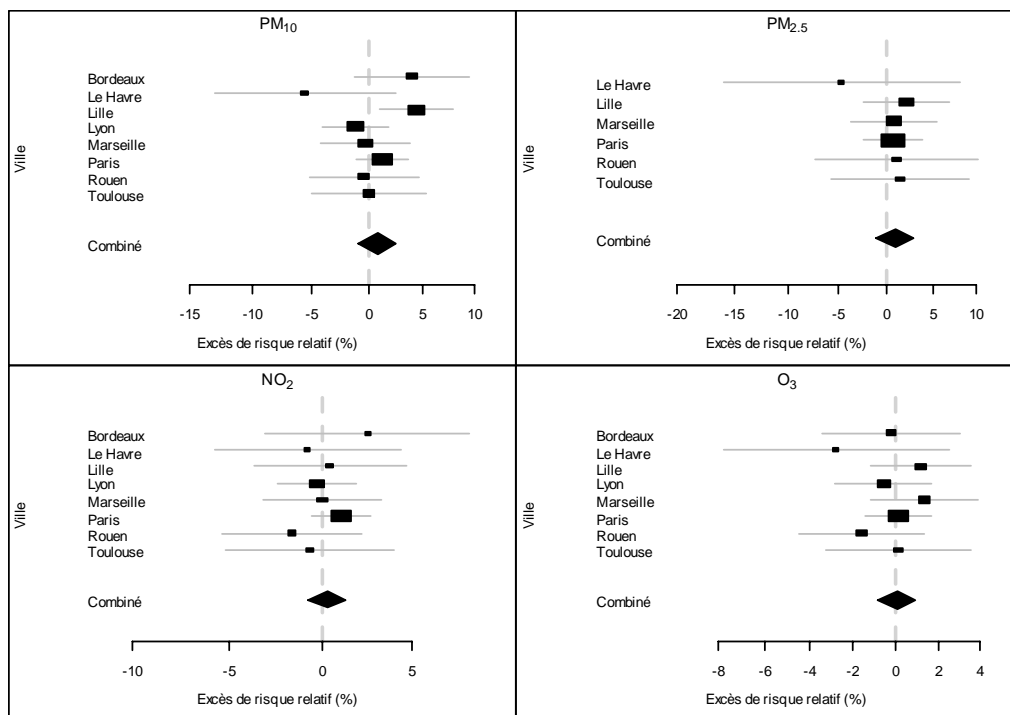


Figure 11 : Excès de risque relatif et intervalles de confiance à 95 % par ville, et excès de risque combiné pour les admissions pour maladies cérébrovasculaires chez les 65 ans et plus pour une augmentation de $10 \mu\text{g}/\text{m}^3$ du niveau de l'indicateur de pollution



Les excès de risque relatif obtenus sont très hétérogènes et souvent négatifs pour l'ensemble des polluants, allant de -7,5 % à 2,7 % pour les PM₁₀, de -7,6 % à 2,7 % pour les PM_{2,5}, de -3,5 % à 0,7 % pour le NO₂ et de -3,3 % à 0,3 % pour l'O₃ (Figure 10, Figure 11 et Annexe K, p.66)

Tableau 15 : Excès de risque combinés (%) et intervalle de confiance à 95 % pour les admissions pour maladies cérébrovasculaires associés à une augmentation de 10 µg/m³ du niveau de l'indicateur de pollution

	Tous âges		65 ans et plus	
	ER	IC _{95 %}	ER	IC _{95 %}
PM ₁₀	0,2	[-1,6 ; 1,9]	0,8	[-0,9 ; 2,5]
PM _{2,5}	0,5	[-1,3 ; 2,3]	0,8	[-1,2 ; 2,9]
NO ₂	-0,2	[-1,1 ; 0,7]	0,2	[-0,8 ; 1,3]
O ₃	-0,4	[-1,2 ; 0,3]	0,0	[-0,9 ; 0,9]

Aucune association significative n'a été mise en évidence sur l'ensemble des huit villes entre les différents indicateurs de pollution atmosphérique considérés et les admissions pour maladies cérébrovasculaires, que ce soit en population générale ou chez les personnes âgées (Tableau 15).

4. Discussion

4.1. Rappel des résultats

Nous avons analysé les relations à court terme entre pollution atmosphérique et admissions hospitalières dans huit villes françaises, en utilisant les mesures de qualité de l'air des Aasqa et les données du PMSI. Nous avons pu ainsi observer des relations significatives entre les niveaux de PM_{10} , de $PM_{2,5}$ et de NO_2 et les variations du nombre journalier d'hospitalisations pour causes cardio-vasculaires. Ces relations sont plus importantes pour les 65 ans et plus (Tableau 12, p.21). D'autre part, ces relations sont également plus élevées pour les causes cardiaques (Tableau 13, p.23) et en particulier les cardiopathies ischémiques (Tableau 14, p.24), alors qu'elles ne sont pas significatives pour les maladies cérébrovasculaires (Tableau 15, p.9). En ce qui concerne les causes respiratoires, seul le niveau d'ozone est associé de manière significative avec les variations du nombre journalier d'hospitalisations, et cela uniquement pour les hospitalisations de patients âgés de 65 ans et plus (Tableau 11, p.20).

4.2. Choix méthodologiques

Les méthodes de recueil des données, de construction des indicateurs et d'analyses statistiques ont été standardisées dans les huit pôles participants. L'approche multicentrique et l'analyse combinée des résultats sous forme de risques relatifs combinés ont permis d'augmenter la puissance statistique de l'étude. Cependant, ces résultats peuvent être affectés par différents biais liés notamment aux choix méthodologiques effectués quant aux indicateurs d'exposition à la pollution atmosphérique et aux indicateurs sanitaires. Les différents choix méthodologiques réalisés vont donc être passés en revue de façon détaillée.

4.2.1. Indicateurs d'exposition à la pollution atmosphérique

Les biais liés à la définition des indicateurs d'exposition à la pollution atmosphérique ont été largement discutés lors de la phase II du Psas [11;59]. La méthode mise en œuvre ici est une méthode standardisée, mise au point en collaboration avec les experts locaux de la pollution atmosphérique. Les indicateurs ainsi construits avaient été précédemment utilisés dans des études analysant la mortalité comme indicateur sanitaire, et les résultats obtenus étaient satisfaisants en termes de fiabilité et de précision [11;48;49].

Lors de l'analyse, le choix a été fait d'utiliser systématiquement le niveau moyen de polluant du jour et de la veille. Cela a pu limiter la mise en évidence de certains effets retardés de la pollution, qui se produiraient au delà de 2 jours. Cependant, cela a permis d'éviter l'augmentation de l'erreur de 1^{ère} espèce liée à la réalisation de tests multiples (la réalisation de tests multiples augmente la probabilité de mettre en évidence « à tort » une relation significative), ainsi qu'un éventuel biais lié à la sélection des coefficients les plus élevés.

4.2.2. Facteurs de confusion potentiels

Les épidémies de grippe ont été prises en compte, y compris pour l'analyse des hospitalisations pour causes cardio-vasculaires. Leur rôle en tant que facteur de confusion potentiel est relativement évident dans le cas des admissions pour causes respiratoires. Pour les admissions pour causes cardio-vasculaires, s'il est moins direct, ce lien peut cependant exister. Les effets pro-thrombotiques et pro-inflammatoire de l'infection par le virus de la grippe peuvent représenter un facteur de risque pour le développement de l'athérosclérose et de ses complications telles que l'infarctus du myocarde ou les maladies cérébro-vasculaires ischémiques. De plus, une analyse de sensibilité a été conduite sur les admissions pour causes cardio-vasculaires afin d'étudier l'influence de la prise en compte des épidémies de grippe dans le modèle sur les estimations des risques relatif produites. Cette analyse a permis de montrer que les résultats n'étaient pas sensiblement modifiés par l'introduction des épidémies de grippe dans le modèle.

Les variables météorologiques (température minimale, maximale et humidité relative) ont également été prises en compte pour l'ensemble des analyses, afin de s'affranchir des éventuels effets des conditions climatiques sur les admissions à l'hôpital pour les causes étudiées.

4.2.3. Indicateurs sanitaires

Dans cette étude, les données du PMSI ont été utilisées afin d'estimer les liens à court terme entre les niveaux de pollution atmosphérique et les hospitalisations pour causes respiratoires et cardio-vasculaires. Le PMSI présente un certain nombre d'avantages intéressants dans le cadre d'études épidémiologiques. C'est un système diffusé au plan national qui repose sur un recueil exhaustif des données d'hospitalisation, sur une standardisation des méthodes et outils mis en œuvre, et qui représente un volume important de données. Cependant, le PMSI demeure avant tout un système d'information à but médico-économique, et cette fonctionnalité même peut être source de biais dans le cadre d'études épidémiologiques.

Dans le cadre des séries temporelles, la longueur de la période d'étude influence la précision observée dans l'estimation de la relation exposition-risque. Si les données anonymes (RSA) sont conservées au plan national depuis la mise en place du PMSI, ce n'est pas toujours le cas des fichiers de RUM ou de RSS groupés produits par les DIM dont la durée minimale de conservation légale est de cinq ans [62]. Cette disposition rend difficile le recueil rétrospectif de données auprès des établissements et elle a conduit, dans certains cas, à raccourcir la période d'étude pour permettre d'augmenter le nombre d'établissements inclus. Cependant, la longueur de la période d'étude a été augmentée dans la plupart des villes par rapport aux analyses précédentes [11], ce qui représente un gain potentiel en terme de puissance statistique.

Un autre facteur intervenant dans la précision des relations exposition-risque est le nombre d'événements journaliers considérés dans l'analyse. Le choix d'analyser les hospitalisations pour causes respiratoires selon trois tranches d'âge (moins de 15 ans, 15-64 ans, plus de 65 ans) afin de rendre compte de leurs caractéristiques différentes en terme de physiopathologie respiratoire a logiquement entraîné une diminution du nombre journalier d'événements pour chacune des tranches d'âge. Au contraire, dans les villes où cela a été possible, l'inclusion des principaux établissements privés a permis d'obtenir une meilleure exhaustivité des données recueillies à l'échelle de la zone d'étude, par rapport à la phase II du Psas, et a donc contribué à augmenter le nombre d'événements journalier considéré pour l'analyse, ce qui représente également un gain potentiel de puissance statistique.

En ce qui concerne les admissions hospitalières, il peut exister des biais liés soit à la qualité et à la fiabilité des données, soit à la définition des indicateurs. La qualité des données est en grande partie liée aux pratiques de codage, qui peuvent être différentes d'un établissement à l'autre, et donc d'une ville à l'autre, malgré des règles établies au plan national. Ainsi, l'objectif budgétaire du PMSI peut induire des codages visant à obtenir une meilleure valorisation des séjours. Il se peut par exemple que des décompensations aiguës de BPCO soient codées "insuffisance respiratoire aiguë associée à une BPCO", notamment si le patient est admis en réanimation, car le séjour sera ainsi mieux valorisé. Un indicateur construit à partir des seuls diagnostics principaux de BPCO représenterait donc ainsi une sous-estimation du nombre de patients réellement hospitalisés pour BPCO.

Indépendamment de choix budgétaires, d'autres facteurs influent sur la qualité du codage des diagnostics. Les difficultés diagnostiques entre pathologies qui peuvent provoquer des symptômes proches, bronchiolite et asthme chez le jeune enfant par exemple, peuvent conduire à des erreurs de classification. Il est également possible que certains séjours soient mal classifiés à cause des difficultés de hiérarchisation des différents diagnostics. En effet, chez les patients fragilisés souffrant de pathologies multiples, les pathologies respiratoires et cardio-vasculaires sont souvent associées et le choix du diagnostic principal entre causes respiratoires et cardio-vasculaires s'avère plus difficile.

Enfin, le codage des pathologies réalisé par un praticien spécialisé connaissant parfaitement la pathologie et les codes des diagnostics et des actes qui y sont rattachés devrait être *a priori* plus précis. Cette précision du codage pourrait en partie expliquer le fait que les résultats obtenus avec les indicateurs cardiovasculaires soient plus satisfaisants. En effet, les patients souffrant de pathologies cardiaques ou ischémiques seront *a priori* plus souvent admis en service de cardiologie. Cependant, aucune étude en France n'a été menée pour valider cette hypothèse.

Les données du PMSI sont soumises annuellement à des contrôles de qualité des données réalisés en interne aux DIM ou en externe par les organismes de tutelle. La mise en place de ces contrôles de qualité internes et externes a permis une amélioration de la qualité du codage [63-65]. Cependant, ces contrôles n'ont comme objectif que la vérification des erreurs ayant un impact en terme de point Isa (Indice synthétique d'activité). Ainsi, la plupart des études s'intéressant à la qualité du codage analysent les erreurs qui peuvent avoir un impact économique. Mais le PMSI étant de plus en plus souvent détourné de son objectif tarifaire pour être utilisé dans un objectif de planification, de comparaison de performances ou à des fins épidémiologiques, il semble indispensable de favoriser une évolution simultanée de la qualité économique et épidémiologique des données du PMSI [66]. Certains auteurs

insistent sur la nécessité de mettre en place des contrôles de qualité ponctuels et ciblés sur certaines pathologies ou certaines pratiques [67].

Le caractère médico-économique du PMSI est retrouvé également dans d'autres systèmes de recueils aux États-Unis ou en Europe car la plupart de ces systèmes d'informations hospitaliers sont adaptés du système des « Diagnosis related groups » établis par Fetter aux USA dont l'objectif initial était d'évaluer l'activité des établissements. Ce système a ensuite été utilisé par l'administration américaine pour procéder au paiement forfaitaire des séjours hospitaliers des personnes âgées et handicapées prises en charge par le programme Medicare. Le biais lié à l'objectif tarifaire des différents systèmes d'information hospitalier est certainement présent, de façon plus ou moins marquée, dans les différentes études utilisant ce type de données.

Par ailleurs, la construction, à partir des données du PMSI, d'un indicateur de pathologies aiguës pour lesquelles les patients sont admis en urgence reste difficile. En effet, les données contenues dans le PMSI ne présentaient pas, pour la période étudiée, certaines informations importantes nécessaires pour analyser les effets de la pollution atmosphérique. Il s'agit notamment de la distinction entre les admissions programmées et les admissions en urgence. En effet, l'occurrence temporelle des premières n'a *a priori* aucun lien avec les niveaux de pollution atmosphérique, et leur prise en compte dans les indicateurs sanitaires étudiés ici d'une part diminue leur spécificité et, d'autre part, est susceptible d'augmenter les incertitudes dans l'estimation des relations exposition-risque et d'entraîner une sous-estimation des liens avec les niveaux de pollution atmosphérique.

Bien que des critères permettant d'éliminer un certain nombre d'admissions programmées aient été pris en compte lors de la construction des indicateurs utilisés (élimination des séjours faisant suite à un transfert ou dans des unités de jour), les admissions programmées représentent encore sans doute une part non négligeable des séjours pris en compte dans ces indicateurs. La variabilité hebdomadaire ainsi que la très grande variabilité mensuelle du nombre d'admissions, avec notamment une diminution importante du nombre d'admissions au mois d'août, quelle que soit la zone d'étude, représente un argument en ce sens.

Il est, de plus, parfois difficile de séparer les pathologies aiguës des pathologies chroniques car cette distinction n'existe pas toujours dans la CIM-10 : c'est le cas, par exemple, pour l'asthme. Au contraire, l'indicateur "admissions pour cardiopathies ischémiques" fait référence principalement à des pathologies aiguës et est donc certainement plus proche d'admissions en urgence. De plus, l'ajout, à partir de 2001, d'un quatrième chiffre aux codes de la série I21 permettant de préciser la phase aiguë de l'infarctus du myocarde a certainement permis d'améliorer la spécificité de cet indicateur.

Enfin, indépendamment des biais liés à la qualité du codage et à la construction des indicateurs sanitaires, il peut exister des biais liés au système de soins qui peuvent modifier le nombre moyen d'admissions. En effet les admissions hospitalières dépendent entre autres, de l'accessibilité aux structures de soins et des pratiques médicales en termes de recours à l'hospitalisation.

4.3. Limites des résultats obtenus

Les relations exposition-risque concernant les liens à court terme entre la pollution atmosphérique et les admissions à l'hôpital pour causes respiratoires n'ont pas été améliorées par rapport à la première étude du Psas-9 [11]. Les risques relatifs sont du même ordre de grandeur que ceux observés pour la mortalité dans le cadre du Psas [11]. De ce point de vue, ces résultats sont semblables à ceux observés dans le cadre de l'étude européenne APHEA, où les relations observées entre les niveaux de PM₁₀ et les hospitalisations respiratoires des personnes âgées de 65 ans et plus [2] étaient également du même ordre de grandeur que celles observées concernant la mortalité respiratoire pour la même tranche d'âge [68;69]. En revanche, ces résultats ne confirment pas l'hypothèse d'une relation risque-gravité. Selon cette hypothèse [68], l'indicateur sanitaire "hospitalisations" correspondant à des événements sanitaires moins graves que l'indicateur "mortalité", les risques relatifs associés aux hospitalisations devraient être plus élevés que ceux associés à la mortalité.

De plus, les intervalles de confiance entourant les estimations des excès de risque relatif étaient larges, ce qui suggère un manque de spécificité des indicateurs sanitaires étudiés, des périodes d'études encore trop courtes, et/ou un manque de puissance lié aux faibles effectifs d'hospitalisations prises en compte pour certains indicateurs, comme ceux concernant les pathologies respiratoires. Au contraire, dans le cas des admissions pour causes cardio-vasculaires, les deux indicateurs les plus génériques (maladies cardio-vasculaires et maladies cardiaques) correspondent à un nombre d'hospitalisations plus élevé, même lorsque seuls les 65 ans et plus sont pris en compte. Lorsque des motifs d'hospitalisation cardio-vasculaires plus ciblés sont analysés (hospitalisations pour cardiopathies ischémiques ou pour maladies cérébro-vasculaires), le nombre d'hospitalisations pris en compte pour la construction des indicateurs

diminue, et devient dans certains cas inférieur à celui pris en compte pour la construction des indicateurs concernant les pathologies respiratoires. Conjointement, la taille des intervalles de confiance entourant l'estimation des excès de risque relatif associés aux niveaux de pollution atmosphérique augmente pour ces indicateurs cardio-vasculaires spécifiques. Cependant, dans le cas des cardiopathies ischémiques, un certain nombre d'excès de risque relatif sont significatifs, malgré la grande taille des intervalles de confiance qui les entourent. Dans ce cas, on peut émettre l'hypothèse que la perte de puissance liée à la diminution du nombre d'hospitalisations prises en compte est en partie contrebalancée par la plus grande spécificité de cet indicateur.

En effet, pour ce qui concerne les pathologies cardio-vasculaires, quelles que soient les tranches d'âges considérées, les associations sont d'autant plus importantes que les indicateurs sont spécifiques : les excès de risque obtenus pour l'indicateur "cardiopathies ischémiques" sont plus élevés que ceux obtenus pour l'indicateur "pathologies cardiaques", qui sont eux-mêmes plus élevés que ceux obtenus pour l'indicateur "pathologies cardio-vasculaires". Enfin, les associations significatives observées sont systématiquement plus élevées chez les personnes âgées de plus de 65 ans qu'en population générale. Ces résultats concernant les liens entre la pollution atmosphérique et les hospitalisations pour maladies cardio-vasculaires montrent donc une certaine cohérence interne, dans la mesure où l'on s'attend effectivement à ce que les indicateurs plus spécifiques (concernant des pathologies et des tranches d'âge ciblées) montrent des liens plus forts avec les niveaux de pollution atmosphérique, en raison d'une moins grande dispersion des données et d'une sensibilité plus élevée de certaines sous-populations vis-à-vis de la pollution atmosphérique.

4.4. Cohérence avec la littérature

En ce qui concerne la cohérence avec les autres travaux publiés par ailleurs, peu d'études se sont intéressées aux admissions pour l'ensemble des pathologies respiratoires, la majorité s'intéressant aux pathologies spécifiques (asthme et BPCO). Les résultats de ces études présentent en outre une très grande variabilité. A Atlanta, Peel et al. [14] observent des liens significatifs entre un indicateur d'admissions pour causes respiratoires globales (somme des admissions pour BPCO, asthme, pneumonie et infections des voies respiratoires inférieures) et l'O₃ (ER pour une augmentation de 10 µg/m³ : 0,5 %), le NO₂ (0,4 %) et les PM₁₀ (1,3 %), mais pas pour les PM_{2,5}. Concernant les admissions pour pathologies respiratoires chez les personnes âgées de 65 ans et plus, les programmes APHEA 1 et 2 [1-3] montrent, pour une augmentation de 10 µg/m³ des niveaux de polluants, un excès de risque de 1 % pour les PM₁₀ et l'O₃ et 0,4 % pour le NO₂. Les résultats obtenus ici sont très proches, voire identiques (excès de risque relatif de 1,0 % en relation avec les PM₁₀, 1,1 % en relation avec O₃, et 0,4 % en relation avec NO₂) mais non significatifs, en raison sans doute d'une trop faible puissance statistique.

Qui plus est, la plus grande sensibilité des personnes les plus âgées et des enfants, constatée par ailleurs dans des études épidémiologiques et toxicologiques, n'est pas retrouvée dans la présente étude. Les études épidémiologiques qui ont analysé les relations entre hospitalisations pour causes respiratoires et niveaux de pollution atmosphérique pour plusieurs tranches d'âges sont peu nombreuses. Cependant, elles observent majoritairement des relations plus fortes (quoique parfois non significatives) chez les enfants que pour les autres tranches d'âge [8;15]. En revanche, en ce qui concerne les personnes âgées de 65 ans et plus, les résultats publiés par ailleurs montrent parfois une sensibilité moindre de cette tranche d'âge [70].

Enfin, plusieurs études de séries temporelles à Windsor [70], Manchester et Portland aux Etats-Unis [71] et à Vancouver [72] n'observent pas de résultats significatifs quelles que soient les classes d'âges (tous âges, 0-14 ans, 15-64 ans et 65 ans et plus) ou le polluant étudié. A Rome, Fusco et al. [8] ont étudié la relation entre, d'une part admissions respiratoires chez les 0-14 ans et en population générale et d'autre part les indicateurs PM₁₀, O₃, NO₂. Ils n'observent de relations significatives qu'avec l'ozone chez les 0-14 ans et le NO₂ en population générale. Les relations sont négatives et non significatives avec les PM₁₀ chez les 0-14 ans et en population générale. Hagen et Oftedal [9;10] en Norvège observent un lien significatif uniquement entre les admissions tous âges et les niveaux de NO₂ mais non pas pour les PM₁₀. En ce qui concerne l'O₃, l'excès de risque relatif observé dans cette étude est négatif. Anderson [15] dans la "West Midlands conurbation" au Royaume-Uni observe un ER significatif chez les 0-14 ans pour les PM₁₀ et O₃ mais négatif chez les 65 ans et plus pour les PM₁₀. Quant aux PM_{2,5}, la relation n'était pas significative.

Au final, il semble qu'il soit difficile d'établir un lien significatif entre les admissions pour causes respiratoires dans leur ensemble et la pollution, sans doute du fait d'un manque de spécificité de l'indicateur sanitaire, alors que pour des indicateurs plus spécifiques comme l'asthme chez l'enfant ou les BPCO chez les personnes âgées, les relations sont plus faciles à établir, bien que la faiblesse du nombre

d'hospitalisation pour ces pathologies ciblées puisse limiter la puissance des analyses. Pourtant, les études toxicologiques montrent bien l'existence d'effets des polluants atmosphériques, notamment particules et ozone, sur les fonctions respiratoires, avec une inflammation des voies aériennes. L'exposition des cellules épithéliales bronchiques aux particules diesel entraîne expérimentalement la sécrétion de cytokines [73], tandis que l'ozone provoque un stress oxydant par son action sur les lipides de la membrane cellulaire ainsi que sur les biomolécules présentes dans le surfactant pulmonaire [74], qui conduit à l'activation des cellules inflammatoires. Les études toxicologiques observent également une plus grande sensibilité des enfants et des personnes âgées [75;76], du fait de leur fragilité respiratoire. Ainsi, on peut penser que la taille importante des intervalles de confiance entourant les estimations centrales des excès de risque produites ici, ainsi que l'absence de relations significatives observée entre hospitalisations pour causes respiratoires et niveaux de pollution atmosphérique, peuvent être expliquées, au moins en partie, par un manque de spécificité de l'indicateur sanitaire utilisé et un manque de puissance lié aux faibles effectifs disponibles.

Concernant les liens observés entre la pollution atmosphérique et les hospitalisations pour maladies de l'appareil cardio-vasculaire, les résultats obtenus ici pour les particules et le NO₂ sont cohérents avec ceux qui ont été publiés dans la littérature en Amérique du Nord, en Europe, en Australie ou en Asie. L'absence de relations significatives entre les niveaux d'ozone et les admissions à l'hôpital pour causes cardio-vasculaires a également été observée par ailleurs [18;34;77-79].

La plus grande sensibilité des personnes âgées, observée dans la présente étude, est cohérente avec ce qui est rapporté dans la littérature, tant pour les admissions à l'hôpital que pour la mortalité. Ainsi, les effets de la pollution atmosphérique sur les admissions pour pathologies cardio-vasculaires sont généralement plus marqués chez les sujets âgés [21;28;29;33;80-82], ils ont souvent été étudiés en se limitant à ce sous-groupe spécifique de la population [25;27;30;83;84].

Plusieurs hypothèses ont été avancées pour expliquer ce phénomène, et des incertitudes demeurent quant au fait que cette plus grande sensibilité soit due à l'âge en tant que tel, ou que des facteurs associés au vieillissement en soient responsables. En effet, bien que les mécanismes physiopathologiques reliant l'exposition à la pollution atmosphérique aux pathologies cardio-vasculaires n'aient pas été totalement démêlés, un certain nombre d'études biologiques et épidémiologiques montrent la plausibilité de cette relation. Tout d'abord, l'exposition à la pollution atmosphérique pourrait être associée à des réactions inflammatoires et à une progression de l'athérosclérose susceptibles d'augmenter le risque de dysfonctionnements coronaires aigus. En effet, des études montrent que l'exposition à la pollution atmosphérique, particulière notamment, est associée avec des réactions inflammatoires locales [85-87] et systémiques [88], des modifications au niveau des cellules souches sanguines [89], une augmentation de la viscosité plasmatique [90;91], une dysfonction endothéliale et des vasoconstrictions artérielles [92], et finalement avec le déclenchement d'infarctus du myocarde [93]. L'exposition à la pollution atmosphérique pourrait également entraîner, par le biais des réactions inflammatoires précédemment évoqués, des modifications de la fonction cardiaque autonome [94], avec notamment des changements de la fréquence cardiaque et de sa variabilité, particulièrement chez les personnes âgées [41;42;46;95]. De telles modifications ont été associées avec un risque accru de survenue d'accidents cardiaques [43;96]. Enfin, des effets directs concernant plutôt les polluants gazeux et les particules ultrafines pourraient être dus à la circulation systémique de ces polluants après passage de la barrière alvéolaire. Il est également probable que la pollution atmosphérique exacerbe des pathologies cardio-vasculaires préexistantes, qui sont plus fréquentes chez les personnes âgées. Qui plus est, le vieillissement est associé à une diminution des défenses anti-oxydantes de l'organisme, et les personnes âgées pourraient donc constituer un groupe plus "à risque" d'être atteint par les phénomènes de stress oxydatif induits par la pollution atmosphérique. Ces éléments pourraient expliquer, au moins en partie, les relations plus fortes observées ici et dans les études concernant les liens entre les niveaux de pollution atmosphérique et les admissions pour pathologies cardio-vasculaires chez les personnes âgées. Cependant, quelques études épidémiologiques n'observent pas d'effets plus importants dans cette tranche d'âge [35;97].

Les résultats observés ici montrent une certaine hétérogénéité entre villes en ce qui concerne les liens à court terme entre les niveaux de pollution atmosphérique et les admissions à l'hôpital pour maladies du système circulatoire. Une étude concernant Londres et HongKong a rapporté des associations similaires dans ces deux villes très différentes à la fois géographiquement et culturellement [18;24]. Par contre, une étude concernant 90 villes nord-américaines montre une grande hétérogénéité des risques entre les villes [13]. Ainsi, dans cette dernière étude, comme parmi les huit villes considérées ici, d'autres éléments pourraient être responsables d'une hétérogénéité inter-villes : variabilité des pratiques médicales, variation dans le comportement face à la maladie, dans le taux de remplissage des hôpitaux, variabilité des modes de vie, des conditions climatiques, variations qualitatives et quantitatives de la pollution atmosphérique, etc.

L'absence de relations significatives entre les niveaux des indicateurs de pollution atmosphérique et les hospitalisations pour maladies cérébro-vasculaires peut être liée à certaines limites de la présente étude, en particulier à un manque de puissance dû au très faible nombre d'hospitalisations pour maladies cérébro-vasculaires observé dans certaines zones d'étude. Certains résultats publiés par ailleurs montrent que les admissions pour accidents vasculaires cérébraux (AVC) sont associées à différents polluants, avec une composante saisonnière [78]. Des liens sont ainsi observés entre les AVC et les PM₁₀ et le SO₂ [98], ou les PM₁₀ et le NO₂ [31]. Lorsque seuls les AVC ischémiques sont pris en compte, des liens sont observés avec les PM₁₀ [99], les NO_x [100], et [101]. Il est ainsi possible que seuls les accidents vasculaires ischémiques soient associés avec la pollution atmosphérique et, dans ce cas, l'indicateur construit pour la présente étude, qui prend en compte à la fois les accidents vasculaires ischémiques et hémorragiques pourrait manquer de spécificité. Enfin, d'autres études ne trouvent pas, comme c'est le cas ici, de lien entre pollution atmosphérique et admissions pour AVC [19;28].

4.5. Propositions d'études et orientations

Cette étude souligne les limites inhérentes à l'utilisation, dans le cadre d'une analyse épidémiologique, des données du PMSI. Cependant, à la suite des résultats obtenus, plusieurs orientations d'études complémentaires fondées sur ces mêmes données peuvent être proposées :

- la réalisation d'analyses concernant les liens entre les niveaux de pollution atmosphérique et des pathologies ciblées, correspondant plus nettement à un contexte de recours non programmé aux services hospitaliers. En ce qui concerne les pathologies respiratoires, l'indicateur retenu dans la présente étude englobe la totalité des pathologies respiratoires énumérées dans la CIM-10, ce qui est similaire à ce qui a été fait par de nombreux auteurs, mais qui peut représenter une source potentielle de perte de spécificité pour l'indicateur ainsi construit. Plus récemment, d'autres auteurs [13] ont étudié des pathologies respiratoires plus spécifiques, notamment les infections respiratoires (CIM-9 : 464-466 et 480-487). L'étude des liens entre les niveaux de pollution atmosphérique et un indicateur sanitaire similaire pourra donc être envisagée à partir des données du PMSI ;
- la prise en compte d'un délai plus long entre l'exposition et les effets sanitaires : ici, les niveaux de pollution pris en compte dans l'analyse sont ceux du jour de l'événement sanitaire et de la veille. La prise en compte d'un décalage plus important entre l'exposition et l'effet sanitaire pourrait permettre de mettre en évidence des effets significatifs pour certains polluants et certains indicateurs sanitaires pour lesquels les liens étaient à la limite de la significativité lorsque le délai pris en compte était plus restreint.

Enfin, en ce qui concerne le PMSI lui-même, le codage de la provenance notifiant le passage par les urgences dont la mise en place devait être effective en 2005 [102] pour les séjours en provenance du domicile devrait permettre d'améliorer la distinction entre séjours programmés et non programmés et ainsi permettre, à terme, la construction d'indicateurs beaucoup plus spécifiques pour l'analyse des liens entre pollution atmosphérique et morbidité. On peut, d'ici là, envisager également la réalisation d'études visant à explorer les caractéristiques du PMSI proprement dit en tant qu'indicateur de morbidité respiratoire et cardio-vasculaire. Ces études pourraient notamment viser à :

- confronter les données issues du PMSI à celles provenant d'autres sources, concernant la morbidité (registres des maladies cardio-ischémiques notamment) ;
- évaluer la part des admissions enregistrées dans le PMSI faisant suite à un passage aux urgences, dans les établissements disposant d'un système de recueil en routine des motifs de consultation aux urgences. Cela afin d'évaluer la part des admissions en urgence parmi l'ensemble des admissions comptabilisées dans l'indicateur construit à partir des données du PMSI.

Ce type d'étude, visant à confronter les données du PMSI à d'autres sources de données épidémiologiques, a déjà été réalisé par l'InVS pour d'autres pathologies (mésothéliome, cancer de la thyroïde, malformations congénitales), avec des résultats variables selon les pathologies, leurs caractéristiques intrinsèques et leur prise en charge médicale.

5. Conclusion

La quantification des liens entre les niveaux de pollution atmosphérique et les admissions à l'hôpital en France présente un intérêt, notamment en vue de la réalisation d'EIS de la pollution atmosphérique urbaine, évaluations préconisées par la Loi sur l'air et l'utilisation rationnelle de l'énergie.

Les résultats obtenus ici semblent robustes et valides en ce qui concerne les hospitalisations pour maladies de l'appareil cardio-vasculaire, ce qui permet d'envisager l'utilisation de ces relations exposition-risque pour la réalisation d'évaluations de l'impact sanitaire de la pollution atmosphérique. En ce qui concerne les hospitalisations pour causes respiratoires, le manque de spécificité de l'indicateur sanitaire utilisé et le manque de puissance des analyses, lié notamment à la longueur des périodes qui ont pu être étudiées et au nombre d'hospitalisations enregistrées dans les populations étudiées, augmentent les incertitudes qui entourent les résultats obtenus.

Dans ce contexte la possibilité, grâce aux modifications survenues au sein du PMSI, de s'affranchir, lors de la construction des indicateurs, des séjours programmés ne présentant *à priori* aucun rapport avec les niveaux de pollution atmosphérique, offre des perspectives intéressantes. L'allongement de la durée de conservation des données du PMSI représenterait également un atout pour ce type d'étude.

Références

- [1] Anderson HR, Spix C, Medina S, Schouten JP, Castellsague J, Rossi G, et al. Air pollution and daily admissions for chronic obstructive pulmonary disease in 6 European cities: results from the APHEA project. *Eur Respir J* 1997 May;10(5):1064-71.
- [2] Atkinson RW, Anderson HR, Sunyer J, Ayres J, Baccini M, Vonk JM, et al. Acute effects of particulate air pollution on respiratory admissions: results from APHEA 2 project. *Air Pollution and Health: a European Approach. Am J Respir Crit Care Med* 2001 Nov 15;164(10 Pt 1):1860-6.
- [3] Atkinson RW. Acute effects of air pollution on admissions: reanalysis of APHEA 2. *Am J Respir Crit Care Med* 2004 Jun 1;169(11):1257-8.
- [4] Tenias JM, Ballester F, Perez-Hoyos S, Rivera ML. Air pollution and hospital emergency room admissions for chronic obstructive pulmonary disease in Valencia, Spain. *Arch Environ Health* 2002 Jan;57(1):41-7.
- [5] Galan I, Tobias A, Banegas JR, Aranguiz E. Short-term effects of air pollution on daily asthma emergency room admissions. *Eur Respir J* 2003 Nov;22(5):802-8.
- [6] Thompson AJ, Shields MD, Patterson CC. Acute asthma exacerbations and air pollutants in children living in Belfast, Northern Ireland. *Arch Environ Health* 2001 May;56(3):234-41.
- [7] Moolgavkar SH. Air pollution and hospital admissions for chronic obstructive pulmonary disease in three metropolitan areas in the United States. *Inhal Toxicol* 2000;12 Suppl 4:75-90.
- [8] Fusco D, Forastiere F, Michelozzi P, Spadea T, Ostro B, Arca M, et al. Air pollution and hospital admissions for respiratory conditions in Rome, Italy. *Eur Respir J* 2001 Jun;17(6):1143-50.
- [9] Hagen JA, Nafstad P, Skrondal A, Bjorkly S, Magnus P. Associations between outdoor air pollutants and hospitalization for respiratory diseases. *Epidemiology* 2000 Mar;11(2):136-40.
- [10] Oftedal B, Nafstad P, Magnus P, Bjorkly S, Skrondal A. Traffic related air pollution and acute hospital admission for respiratory diseases in Drammen, Norway 1995-2000. *Eur J Epidemiol* 2003;18(7):671-5.
- [11] 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>.
- [12] Chen B, Hong C, Kan H. Exposures and health outcomes from outdoor air pollutants in China. *Toxicology* 2004 May 20;198(1-3):291-300.
- [13] Dominici F, Peng RD, Bell ML, Pham L, McDermott A, Zeger SL, et al. Fine particulate air pollution and hospital admission for cardiovascular and respiratory diseases. *JAMA* 2006 Mar 8;295(10):1127-34.
- [14] Peel JL, Tolbert PE, Klein M, Metzger KB, Flanders WD, Todd K, et al. Ambient air pollution and respiratory emergency department visits. *Epidemiology* 2005 Mar;16(2):164-74.
- [15] Anderson HR, Bremner SA, Atkinson RW, Harrison RM, Walters S. Particulate matter and daily mortality and hospital admissions in the west midlands conurbation of the United Kingdom: associations with fine and coarse particles, black smoke and sulphate. *Occup Environ Med* 2001 Aug;58(8):504-10.
- [16] Lin M, Chen Y, Burnett RT, Villeneuve PJ, Krewski D. The influence of ambient coarse particulate matter on asthma hospitalization in children: case-crossover and time-series analyses. *Environ Health Perspect* 2002 Jun;110(6):575-81.

- [17] Wichmann HE, Mueller W, Allhoff P, Beckmann M, Bocter N, Csisaky MJ, et al. Health effects during a smog episode in West Germany in 1985. *Environ Health Perspect* 1989;79:89-99.
- [18] Atkinson RW, Bremner SA, Anderson HR, Strachan DP, Bland JM, de Leon AP. Short-term associations between emergency hospital admissions for respiratory and cardiovascular disease and outdoor air pollution in London. *Arch Environ Health* 1999 Nov;54(6):398-411.
- [19] Jalaludin B, Morgan G, Lincoln D, Sheppard V, Simpson R, Corbett S. Associations between ambient air pollution and daily emergency department attendances for cardiovascular disease in the elderly (65+ years), Sydney, Australia. *J Expo Sci Environ Epidemiol* 2006 May;16(3):225-37.
- [20] Morris RD. Airborne particulates and hospital admissions for cardiovascular disease: a quantitative review of the evidence. *Environ Health Perspect* 2001 Aug;109 Suppl 4:495-500.
- [21] Prescott GJ, Cohen GR, Elton RA, Fowkes FG, Agius RM. Urban air pollution and cardiopulmonary ill health: a 14.5 year time series study. *Occup Environ Med* 1998 Oct;55(10):697-704.
- [22] Sunyer J, Ballester F, Tertre AL, Atkinson R, Ayres JG, Forastiere F, et al. The association of daily sulfur dioxide air pollution levels with hospital admissions for cardiovascular diseases in Europe (The APHEA-II study). *Eur Heart J* 2003 Apr;24(8):752-60.
- [23] von Klot S, Peters A, Aalto P, Bellander T, Berglind N, D'Ippoliti D, et al. Ambient air pollution is associated with increased risk of hospital cardiac readmissions of myocardial infarction survivors in five European cities. *Circulation* 2005 Nov 15;112(20):3073-9.
- [24] Wong CM, Atkinson RW, Anderson HR, Hedley AJ, Ma S, Chau PY, et al. A tale of two cities: effects of air pollution on hospital admissions in Hong Kong and London compared. *Environ Health Perspect* 2002 Jan;110(1):67-77.
- [25] Zanobetti A, Schwartz J, Gold D. Are there sensitive subgroups for the effects of airborne particles? *Environ Health Perspect* 2000 Sep;108(9):841-5.
- [26] Chang CC, Tsai SS, Ho SC, Yang CY. Air pollution and hospital admissions for cardiovascular disease in Taipei, Taiwan. *Environ Res* 2005 May;98(1):114-9.
- [27] Wellenius GA, Schwartz J, Mittleman MA. Particulate air pollution and hospital admissions for congestive heart failure in seven United States cities. *Am J Cardiol* 2006 Feb 1;97(3):404-8.
- [28] Wong TW, Lau TS, Yu TS, Neller A, Wong SL, Tam W, et al. Air pollution and hospital admissions for respiratory and cardiovascular diseases in Hong Kong. *Occup Environ Med* 1999 Oct;56(10):679-83.
- [29] D'Ippoliti D, Forastiere F, Ancona C, Agabiti N, Fusco D, Michelozzi P, et al. Air pollution and myocardial infarction in Rome: a case-crossover analysis. *Epidemiology* 2003 Sep;14(5):528-35.
- [30] Zanobetti A, Schwartz J. The effect of particulate air pollution on emergency admissions for myocardial infarction: a multicity case-crossover analysis. *Environ Health Perspect* 2005 Aug;113(8):978-82.
- [31] Tsai SS, Goggins WB, Chiu HF, Yang CY. Evidence for an association between air pollution and daily stroke admissions in Kaohsiung, Taiwan. *Stroke* 2003 Nov;34(11):2612-6.
- [32] Metzger KB, Tolbert PE, Klein M, Peel JL, Flanders WD, Todd K, et al. Ambient air pollution and cardiovascular emergency department visits. *Epidemiology* 2004 Jan;15(1):46-56.
- [33] Morgan G, Corbett S, Wlodarczyk J. Air pollution and hospital admissions in Sydney, Australia, 1990 to 1994. *Am J Public Health* 1998 Dec;88(12):1761-6.
- [34] Morris RD, Naumova EN, Munasinghe RL. Ambient air pollution and hospitalization for congestive heart failure among elderly people in seven large US cities. *Am J Public Health* 1995 Oct;85(10):1361-5.

- [35] Hinwood AL, De KN, Rodriguez C, Jacoby P, Runnion T, Rye P, et al. The relationship between changes in daily air pollution and hospitalizations in Perth, Australia 1992-1998: a case-crossover study. *Int J Environ Health Res* 2006 Feb;16(1):27-46.
- [36] Koken PJ, Piver WT, Ye F, Elixhauser A, Olsen LM, Portier CJ. Temperature, air pollution, and hospitalization for cardiovascular diseases among elderly people in Denver. *Environ Health Perspect* 2003 Aug;111(10):1312-7.
- [37] Mann JK, Tager IB, Lurmann F, Segal M, Quesenberry CP, Jr., Lugg MM, et al. Air pollution and hospital admissions for ischemic heart disease in persons with congestive heart failure or arrhythmia. *Environ Health Perspect* 2002 Dec;110(12):1247-52.
- [38] Fung KY, Luginaah I, Gorey KM, Webster G. Air pollution and daily hospital admissions for cardiovascular diseases in Windsor, Ontario. *Can J Public Health* 2005 Jan;96(1):29-33.
- [39] Pope CA, III. Epidemiology of fine particulate air pollution and human health: biologic mechanisms and who's at risk? *Environ Health Perspect* 2000 Aug;108 Suppl 4:713-23.
- [40] Donaldson K, Stone V, Seaton A, MacNee W. Ambient particle inhalation and the cardiovascular system: potential mechanisms. *Environ Health Perspect* 2001 Aug;109 Suppl 4:523-7.
- [41] Liao D, Creason J, Shy C, Williams R, Watts R, Zweidinger R. Daily variation of particulate air pollution and poor cardiac autonomic control in the elderly. *Environ Health Perspect* 1999 Jul;107(7):521-5.
- [42] Pope CA, III, Verrier RL, Lovett EG, Larson AC, Raizenne ME, Kanner RE, et al. Heart rate variability associated with particulate air pollution. *Am Heart J* 1999 Nov;138(5 Pt 1):890-9.
- [43] Nolan J, Batin PD, Andrews R, Lindsay SJ, Brooksby P, Mullen M, et al. Prospective study of heart rate variability and mortality in chronic heart failure: results of the United Kingdom heart failure evaluation and assessment of risk trial (UK-heart). *Circulation* 1998 Oct 13;98(15):1510-6.
- [44] Seaton A, MacNee W, Donaldson K, Godden D. Particulate air pollution and acute health effects. *Lancet* 1995 Jan 21;345(8943):176-8.
- [45] Tsuji H, Larson MG, Venditti FJ, Jr., Manders ES, Evans JC, Feldman CL, et al. Impact of reduced heart rate variability on risk for cardiac events. The Framingham Heart Study. *Circulation* 1996 Dec 1;94(11):2850-5.
- [46] Gold DR, Litonjua A, Schwartz J, Lovett E, Larson A, Nearing B, et al. Ambient pollution and heart rate variability. *Circulation* 2000 Mar 21;101(11):1267-73.
- [47] Institut de veille sanitaire. Evaluation de l'impact sanitaire de la pollution atmosphérique urbaine. Actualisation du guide méthodologique. Saint Maurice 2003, 32 pages. <http://www.invs.sante.fr>. 2003.
- [48] 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 - Rapport de l'étude. Saint Maurice 1999. 150 pages. <http://www.invs.sante.fr>. 1999.
- [49] Institut de veille sanitaire. Vague de chaleur de l'été 2003: relations entre températures, pollution atmosphérique et mortalité dans 9 villes françaises - Rapport d'étude. Saint Maurice 2004, 44 pages. <http://www.invs.sante.fr>. 2004.
- [50] ADEME. Classification et critères d'implantation des stations de surveillance de la qualité de l'air. 2000.
- [51] Réseau sentinelles. Bilan annuel 1998 du réseau Sentinelles - Surveillance épidémiologique. <http://rhone.b3e.jussieu.fr/senti/docs/bilans/1998/first1998.html>.
- [52] Réseau sentinelles. Bilan annuel 1999 du réseau Sentinelles - Surveillance épidémiologique. <http://rhone.b3e.jussieu.fr/senti/docs/bilans/1999/first1999.html>.

- [53] Réseau sentinelles. Bilan annuel 2000 du réseau Sentinelles - Surveillance épidémiologique. <http://rhone.b3e.jussieu.fr/senti/docs/bilans/2000/first2000.html>.
- [54] Réseau sentinelles. Bilan annuel 2001 du réseau Sentinelles - Surveillance épidémiologique. <http://rhone.b3e.jussieu.fr/senti/docs/bilans/2001/first2001.html>.
- [55] Réseau sentinelles. Bilan annuel 2002 du réseau Sentinelles - Surveillance épidémiologique. <http://rhone.b3e.jussieu.fr/senti/docs/bilans/2002/first2002.html>.
- [56] Réseau sentinelles. Bilan annuel 2003 du réseau Sentinelles - Surveillance épidémiologique. <http://rhone.b3e.jussieu.fr/senti/docs/bilans/2003/first2003.html>.
- [57] Touloumi G, Atkinson R, Le Tertre A. Analysis of health outcome time series data in epidemiological studies. *Environmetrics* 2004;15:101-17.
- [58] Akaike H. Information Theory and an extension of the maximum likelihood principal. 1973.
- [59] DerSimonian R, Laird N. Meta-analysis in clinical trials. *Control Clin Trials* 1986 Sep;7(3):177-88.
- [60] R Development Core Team R: A language and environment for statistical computing R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. 2004.
- [61] Wood SN. mgcv: GAMs with GCV smoothness estimation and GAMMs by REML/PQL. 2005.
- [62] Arrêté du 31 décembre 2003 (JO du 11 février 2004) relatif au recueil et au traitement des données d'activité médicale des établissements de santé publics ou privés ayant une activité en médecine, chirurgie ou obstétrique et à la transmission d'informations issues de ce traitement dans les conditions définies à l'article L. 6113-8 du code de la santé publique. 2003.
- [63] Vergnon P, Morgon E, Dargent S. Evaluation de la qualité de l'information médicale des Résumés de Sortie Standardisés. *Rev Epidémiol Santé Publique* 46, 24-33. 2006.
- [64] D'alche-Gauthier MJ, Hamon-Poupinel V, Henriet. La qualité des informations médicales du PMSI: comparaison de deux enquêtes à deux ans d'intervalle. *J Econ Méd* 17[1], 29-36. 1999.
- [65] Jimeno MT, Eynaud Bo L, Di Falco D. Contrôle de qualité: la chasse aux erreurs de codage. *J Econ Méd* 6, 315-332. 1995.
- [66] Holstein J, Taright N, Lepage E, Razafimamonjy J, Duboc D, Feldman L, et al. Qualité du recueil PMSI pour la valorisation par point ISA du modèle GHM. *Rev Epidémiol Santé Publique* 50, 593-603. 2002.
- [67] Lahmek P, Adotti F, Frocrain-Herchkovitch C. Un contrôle de qualité ciblé des données du PMSI permettrait-il d'optimiser l'information médicale? Journées Emois 1999, Nancy mars 1999.
- [68] Dockery DW, Pope CAI. Acute respiratory effects of particulate air pollution. *Annu Rev Public Health* 1994 1994;15:107-32.
- [69] Zanobetti A, Schwartz J, Samoli E, Gryparis A, Touloumi G, Peacock J, et al. The temporal pattern of respiratory and heart disease mortality in response to air pollution. *Environ Health Perspect* 2003 Jul;111(9):1188-93.
- [70] Luginaah IN, Fung KY, Gorey KM, Webster G, Wills C. Association of ambient air pollution with respiratory hospitalization in a government-designated "area of concern": the case of Windsor, Ontario. *Environ Health Perspect* 2005 Mar;113(3):290-6.
- [71] Wilson AM, Wake CP, Kelly T, Salloway JC. Air pollution, weather, and respiratory emergency room visits in two northern New England cities: an ecological time-series study. *Environ Res* 2005 Mar;97(3):312-21.

- [72] Yang Q, Chen Y, Shi Y, Burnett RT, McGrail KM, Krewski D. Association between ozone and respiratory admissions among children and the elderly in Vancouver, Canada. *Inhal Toxicol* 2003 Nov;15(13):1297-308.
- [73] Bonvallot V, Baeza-Squiban A, Baulig A, Brulant S, Boland S, Muzeau F, et al. Organic compounds from diesel exhaust particles elicit a proinflammatory response in human airway epithelial cells and induce cytochrome p450 1A1 expression. *Am J Respir Cell Mol Biol* 2001 Oct;25(4):515-21.
- [74] Putman E, Liese W, Voorhout WF, van BL, van Golde LM, Haagsman HP. Short-term ozone exposure affects the surface activity of pulmonary surfactant. *Toxicol Appl Pharmacol* 1997 Feb;142(2):288-96.
- [75] Kelly FJ, Dunster C, Mudway I. Air pollution and the elderly: oxidant/antioxidant issues worth consideration. *Eur Respir J Suppl* 2003 May;40:70s-5s.
- [76] Hoppe P, Peters A, Rabe G, Praml G, Lindner J, Jakobi G, et al. Environmental ozone effects in different population subgroups. *Int J Hyg Environ Health* 2003 Oct;206(6):505-16.
- [77] Schwartz J. Short term fluctuations in air pollution and hospital admissions of the elderly for respiratory disease. *Thorax* 1995 May;50(5):531-8.
- [78] Linn WS, Szlachcic Y, Gong H, Jr., Kinney PL, Berhane KT. Air pollution and daily hospital admissions in metropolitan Los Angeles. *Environ Health Perspect* 2000 May;108(5):427-34.
- [79] Burnett RT, Smith-Doiron M, Stieb D, Cakmak S, Brook JR. Effects of particulate and gaseous air pollution on cardiorespiratory hospitalizations. *Arch Environ Health* 1999 Mar;54(2):130-9.
- [80] Kunzli N, Jerrett M, Mack WJ, Beckerman B, LaBree L, Gilliland F, et al. Ambient air pollution and atherosclerosis in Los Angeles. *Environ Health Perspect* 2005 Feb;113(2):201-6.
- [81] Simpson R, Williams G, Petroeschovsky A, Best T, Morgan G, Denison L, et al. The short-term effects of air pollution on hospital admissions in four Australian cities. *Aust N Z J Public Health* 2005 Jun;29(3):213-21.
- [82] Sunyer J, Atkinson R, Ballester F, Le Tertre A, Ayres JG, Forastiere F, et al. Respiratory effects of sulphur dioxide: a hierarchical multicity analysis in the APHEA 2 study. *Occup Environ Med* 2003 Aug;60(8):e2.
- [83] Janssen NA, Schwartz J, Zanobetti A, Suh HH. Air conditioning and source-specific particles as modifiers of the effect of PM(10) on hospital admissions for heart and lung disease. *Environ Health Perspect* 2002 Jan;110(1):43-9.
- [84] Arena VC, Mazumdar S, Zborowski JV, Talbott EO, He S, Chuang YH, et al. A retrospective investigation of PM10 in ambient air and cardiopulmonary hospital admissions in Allegheny County, Pennsylvania: 1995-2000. *J Occup Environ Med* 2006 Jan;48(1):38-47.
- [85] Ghio AJ, Devlin RB. Inflammatory lung injury after bronchial instillation of air pollution particles. *Am J Respir Crit Care Med* 2001;164:704-8.
- [86] Souza MB, Saldiva PH, Pope CAI, Capelozzi VL. Respiratory changes due to long-term exposure to urban levels of air pollution: a histopathologic study in humans. *Chest* 1998;113:1312-8.
- [87] van Eeden SF, Hogg JC. Systemic inflammatory response induced by particulate matter air pollution: the importance of bone-marrow stimulation. *J Toxicol Environ Health A* 2002 Oct 25;65(20):1597-613.
- [88] Peters A, Dockery DW, Muller JE, Mittleman MA. Increased particulate air pollution and the triggering of myocardial infarction. *Circulation* 2001 Jun 12;103(23):2810-5.

- [89] Tan WC, Qiu D, Liam BL, Ng TP, Lee SH, van Eeden SF, et al. The human bone marrow response to acute air pollution caused by forest fires. *Am J Respir Crit Care Med* 2000 Apr;161(4 Pt 1):1213-7.
- [90] Pekkanen J, Brunner EJ, Anderson HR, Tiittanen P, Atkinson RW. Daily concentrations of air pollution and plasma fibrinogen in London. *Occup Environ Med* 2000 Dec;57(12):818-22.
- [91] Peters A, Doring A, Wichmann HE, Koenig W. Increased plasma viscosity during an air pollution episode: a link to mortality? *Lancet* 1997 May 31;349(9065):1582-7.
- [92] Brook RD, Brook JR, Urch B, Vincent R, Rajagopalan S, Silverman F. Inhalation of fine particulate air pollution and ozone causes acute arterial vasoconstriction in healthy adults. *Circulation* 2002 Apr 2;105(13):1534-6.
- [93] Peters A, Frohlich M, Doring A, Immervoll T, Wichmann HE, Hutchinson WL, et al. Particulate air pollution is associated with an acute phase response in men; results from the MONICA-Augsburg Study. *Eur Heart J* 2001 Jul;22(14):1198-204.
- [94] Godleski JJ, Verrier RL, Koutrakis P, Catalano P, Coull BA, Reinisch U, et al. Mechanisms of morbidity and mortality from exposure to ambient air particles. *Res Rep Health Eff Inst* 2000;5-88.
- [95] Peters A, Perz S, Doring A, Stieber J, Koenig W, Wichmann HE. Increases in heart rate during an air pollution episode. *Am J Epidemiol* 1999 Nov 15;150(10):1094-8.
- [96] Singh JP, Larson MG, Tsuji H, Evans JC, O'Donnell CJ, Levy D. Reduced heart rate variability and new-onset hypertension: insights into pathogenesis of hypertension: the Framingham Heart Study. *Hypertension* 1998 Aug;32(2):293-7.
- [97] Atkinson RW, Anderson HR, Strachan DP, Bland JM, Bremner SA, Ponce dL. Short-term associations between outdoor air pollution and visits to accident and emergency departments in London for respiratory complaints. *Eur Respir J* 1999 Feb;13(2):257-65.
- [98] Low RB, Bielory L, Qureshi AI, Dunn V, Stuhlmiller DF, Dickey DA. The relation of stroke admissions to recent weather, airborne allergens, air pollution, seasons, upper respiratory infections, and asthma incidence, September 11, 2001, and day of the week. *Stroke* 2006 Apr;37(4):951-7.
- [99] Wellenius GA, Schwartz J, Mittleman MA. Air pollution and hospital admissions for ischemic and hemorrhagic stroke among medicare beneficiaries. *Stroke* 2005 Dec;36(12):2549-53.
- [100] Maheswaran R, Haining RP, Brindley P, Law J, Pearson T, Fryers PR, et al. Outdoor air pollution and stroke in Sheffield, United Kingdom: a small-area level geographical study. *Stroke* 2005 Feb;36(2):239-43.
- [101] Henrotin JB, Besancenot JP, Giroud M. Association entre accidents vasculaires cérébraux et pollution atmosphérique à l'ozone. Communication orale 25/11/05 Journées scientifiques d'Epiter. 2006.
- [102] Institut de veille sanitaire. Programme de surveillance air et santé 9 villes. Morbidité hospitalière et pollution atmosphérique : utilisation du programme de médicalisation des systèmes d'information (PMSI) pour la construction d'indicateurs. 40 pages. <http://www.invs.sante.fr>. 2004.

Annexes

Annexe A : Composition communale des zones d'études

Communes de la zone d'étude de Bordeaux

Communes	Code Insee	Code postal
Artigues-près-Bordeaux	33013	33370
Bassens	33032	33530
Bègles	33039	33130
Bordeaux	33063	33000
Bordeaux	33063	33100
Bordeaux	33063	33200
Bordeaux	33063	33300
Bordeaux	33063	33800
Bouliac	33065	33270
Le Bouscat	33069	33110
Bruges	33075	33520
Cadaujac	33080	33140
Carbon-Blanc	33096	33560
Cenon	33119	33150
Eysines	33162	33320
Floirac	33167	33270
Gradignan	33192	33170
Le Haillan	33200	33185
Le Taillan Médoc	33519	33320
Lormont	33249	33310
Mérignac	33281	33700
Pessac	33318	33600
Sainte Eulalie	33397	33560
Talence	33522	33400
Tresses	33535	33370
Villenave-d'Ornon	33550	33140

Communes de la zone d'étude du Havre

Communes	Code Insee	Code postal
Epouville	76238	76133
Fontaine-la-Mallet	76270	76290
Fontenay	76275	76290
Gainneville	76296	76700
Gonfreville-l'Orcher	76305	76700
Harfleur	76341	76700
Le Havre	76351	76600 à 76620
Manéglise	76404	76133
Montivilliers	76447	76290
Notre-Dame du Bec	76477	76133
Octeville-sur-Mer	76481	76930
Rogerville	76533	76700
Rolleville	76534	76133
Sainte-Adresse	76552	76310
Saint-Laurent-de-Brèvedent	76596	76700
Saint-Martin-du-Manoir	76616	76290

Communes de la zone d'étude de Lille (la zone d'étude est composée de deux groupes de communes disjointes)

Communes	Code Insee	Code postal
Anstaing	59013	59152
Armentières	59017	59280
Baisieux	59044	59780
Beaucamps Ligny	59056	59134
Bondues	59090	59910
Bousbecque	59098	59166
Bouvines	59106	59870
Bouvines	59106	59830
Capinghem	59128	59160
Chereng	59146	59152
Comines	59152	59560
Croix	59163	59170
Deulemont	59173	59890
Don	59670	59272
Emmerin	59193	59320
Englos	59195	59320
Ennetières en Weppes	59196	59320
Erquinghem le Sec	59201	59320
Erquinghem Lys	59202	59193

Communes	Code Insee	Code postal
Escobecques	59208	59320
Faches Thumesnil	59220	59155
Forest sur Marque	59247	59510
Fournes en Weppes	59250	59134
Frelinghien	59252	59236
Fretin	59256	59273
Gruson	59275	59152
Hallennes Lez Haubourdin	59278	59320
Halluin	59279	59250
Hantay	59281	59496
Haubourdin	59286	59320
Hem	59299	59510
Herlies	59303	59134
Houplin Ancoisne	59316	59263
Houplines	59317	59116
Illies	59320	59480
La Bassee	59051	59480
La Chapelle d'Armentieres	59143	59930
La Madeleine	59368	59110
Lambersart	59328	59130
Lambersart	59328	59237
Lannoy	59332	59390
Leers	59339	59115
Lesquin	59343	59810
Lezennes	59346	59260
Lille	59350	59000
Lille - Hellemmes	59298	59800
Linselles	59352	59126
Lomme	59355	59160
Lompret	59356	59840
Loos	59360	59120
Lys Lez Lannoy	59367	59390
Marcq en Baroeul	59378	59700
Marquette Lez Lille	59386	59520
Marquillies	59388	59274
Mons en Baroeul	59410	59370
Mouvaux	59421	59420
Neuville en Ferrain	59426	59960
Noyelles les Seclin	59437	59139
Perenchies	59457	59840

Communes	Code Insee	Code postal
Peronne en Melantois	59458	59273
Premesques	59470	59840
Quesnoy sur Deule	59482	59890
Ronchin	59507	59790
Roncq	59508	59223
Roubaix	59512	59100
Sailly Lez Lannoy	59522	59390
Sainghin en Melantois	59523	59262
Sainghin en Weppes	59524	59184
Saint André lez Lille	59550	59530
Salome	59530	59496
Santes	59553	59211
Seclin	59560	59113
Sequedin	59566	59320
Templemars	59585	59175
Toufflers	59598	59390
Tourcoing	59599	59200
Tressin	59602	59152
Vendeville	59609	59175
Verlinghem	59611	59237
Villeneuve d'Ascq	59009	59650
Villeneuve d'Ascq	59009	59491
Villeneuve d'Ascq	59009	59493
Wambrechies	59636	59118
Warneton	59643	59560
Wasquehal	59646	59290
Wattignies	59648	59139
Wattrelos	59650	59150
Wavrin	59653	59136
Wervicq Sud	59656	59117
Wicres	59658	59134
Willems	59660	59780

Communes de la zone d'étude de Lyon

Communes	Code Insee	Code PMSI
Bron	69029	69500
Caluire et Cuire	69034	69300
Collonges-au-Mont-d'Or	69063	69660
Ecully	69081	69130
Fontaine-sur-Saone	69088	69270
Irigny	69100	69540
La Mulatière	69142	69350
Lyon	69123	69001 à 69009
Oullins	69149	69600
Pierre Bénite	69152	69310
Rillieux-La-Pape	69286	69140
Saint Fons	69199	69190
Sainte Foy les Lyon	69202	69110
Saint-Genis-Laval	69204	69230
Saint-Priest	69290	69800
Tassin-la-Demi-Lune	69244	69160
Vaulx-en-Velin	69256	69120
Vénissieux	69259	69200
Villeurbanne	69266	69100

Communes de la zone d'étude de Marseille

Communes	Code Insee	Code postal
Allauch	13002	13190
Aubagne	13005	13400
Gémenos	13042	13420
Marseille	13055	13001 à 13016
Les Pennes-Mirabeau	13071	13170
La Penne-sur-Huveaune	13070	13821
Plan-de-Cuques	13075	13380

Communes de la zone d'étude de Paris

Communes	Code Insee	Code postal
Ablon-sur-Seine	94001	94480
Alfortville	94002	94140
Antony	92002	92160
Arcueil	94003	94110
Asnières-sur-Seine	92004	92600
Aubervilliers	93001	93300
Aulnay-sous-Bois	93005	93600
Bagneux	92007	92220
Bagnolet	93006	93170
Bobigny	93008	93000
Bois-Colombes	92009	92270
Boissy-Saint-Léger	94004	94470
Bondy	93010	93140
Bonneuil-sur-Marne	94011	94380
Boulogne-Billancourt	92012	92100
Bourg-la-Reine	92014	92340
Bry-sur-Marne	94015	94360
Cachan	94016	94230
Champigny-sur-Marne	94017	94500
Charenton-le-Pont	94018	94220
Châtenay-Malabry	92019	92290
Châtillon	92020	92320
Chaville	92022	92370
Chennevières-sur-Marne	94019	94430
Cheville-Larue	94021	94550
Choisy-le-Roi	94022	94600
Clamart	92023	92140
Clichy	92024	92110
Clichy-sous-Bois	93014	93390
Colombes	92025	92700
Coubron	93015	93470
Courbevoie	92026	92400
Créteil	94028	94000
Drancy	93029	93700
Dugny	93030	93440
Épinay-sur-Seine	93031	93800
Fontenay-aux-Roses	92032	92260
Fontenay-sous-Bois	94033	94120
Fresnes	94034	94260

Communes	Code Insee	Code postal
Gagny	93032	93220
Garches	92033	92380
Gennevilliers	92036	92230
Gentilly	94037	94250
Gournay-sur-Marne	93033	93460
Issy-les-Moulineaux	92040	92130
Ivry-sur-Seine	94041	94200
Joinville-le-Pont	94042	94340
L' Haÿ-les-Roses	94038	94240
L' Île-Saint-Denis	93039	93450
La Courneuve	93027	93120
La Garenne-Colombes	92035	92250
La Queue-en-Brie	94060	94510
Le Blanc-Mesnil	93007	93150
Le Bourget	93013	93350
Le Kremlin-Bicêtre	94043	94270
Le Perreux-sur-Marne	94058	94170
Le Plessis-Robinson	92060	92350
Le Plessis-Trévisé	94059	94420
Le Pré-Saint-Gervais	93061	93310
Le Raincy	93062	93340
Les Lilas	93045	93260
Les Pavillons-sous-Bois	93057	93320
Levallois-Perret	92044	92300
Limeil-Brévannes	94044	94450
Livry-Gargan	93046	93190
Maisons-Alfort	94046	94700
Malakoff	92046	92240
Mandres-les-Roses	94047	94520
Marnes-la-Coquette	92047	92430
Marolles-en-Brie	94048	94440
Meudon	92048	92190
Montfermeil	93047	93370
Montreuil	93048	93100
Montrouge	92049	92120
Nanterre	92050	92000
Neuilly-Plaisance	93049	93360
Neuilly-sur-Marne	93050	93330
Neuilly-sur-Seine	92051	92200
Nogent-sur-Marne	94052	94130

Communes	Code Insee	Code postal
Noiseau	94053	94880
Noisy-le-Grand	93051	93160
Noisy-le-Sec	93053	93130
Orly	94054	94310
Ormesson-sur-Marne	94055	94490
Pantin	93055	93500
Paris	75056	75001 à 75116
Périgny	94056	94520
Pierrefitte-sur-Seine	93059	93380
Puteaux	92062	92800
Romainville	93063	93230
Rosny-sous-Bois	93064	93110
Rueil-Malmaison	92063	92500
Rungis	94065	94150
Saint-Cloud	92064	92210
Saint-Denis	93066	93200
Saint-Mandé	94067	94160
Saint-Maur-des-Fossés	94068	94100
Saint-Maurice	94069	94410
Saint-Ouen	93070	93400
Santeny	94070	94440
Sceaux	92071	92330
Sevran	93071	93270
Sèvres	92072	92310
Stains	93072	93240
Sucy-en-Brie	94071	94370
Suresnes	92073	92150
Thiais	94073	94320
Tremblay-en-France	93073	93290
Valenton	94074	94460
Vanves	92075	92170
Vaucresson	92076	92420
Vaujours	93074	93410
Villecresnes	94075	94440
Ville-d'Avray	92077	92410
Villejuif	94076	94800
Villemomble	93077	93250
Villeneuve-la-Garenne	92078	92390
Villeneuve-le-Roi	94077	94290
Villeneuve-Saint-Georges	94078	94190

Communes	Code Insee	Code postal
Villepinte	93078	93420
Villetaneuse	93079	93430
Villiers-sur-Marne	94079	94350
Vincennes	94080	94300
Vitry-sur-Seine	94081	94400

Communes de la zone d'étude de Rouen

Communes	Code Insee	Code postal
Amfreville-la-Mi-Voie	76005	76920
Les Authieux-sur-le-Port-Saint-Ouen	76039	76520
Belbeuf	76069	76240
Bihorel	76095	76420
Bonsecours	76103	76240
Bois-Guillaume	76108	76230
Boos	76116	76520
Canteleu	76157	76380
Caudebec-lès-Elbeuf	76165	76320
Cléon	76178	76410
Darnétal	76212	76160
Déville-lès-Rouen	76216	76250
Elbeuf	76231	76500
Fontaine-sous-Préaux	76273	76160
Gouy	76313	76520
Grand-Couronne	76319	76530
Le Grand-Quevilly	76322	76120
Le Houlme	76366	76770
Malaunay	76402	76770
Maromme	76410	76150
Le Mesnil-Esnard	76429	76240
Montigny	76446	76380
Mont-Saint-Aignan	76451	76130
Montville	76452	76710
Moulineaux	76457	76530
Notre-Dame-de-Bondeville	76474	76960
Franqueville-Saint-Pierre	76475	76520
Oissel	76484	76350
Orival	76486	76500
Petit-Couronne	76497	76650
Le Petit-Quevilly	76498	76140
Roncherolles-sur-le-Vivier	76536	76160

Communes	Code Insee	Code postal
Rouen	76540	76000
Rouen	76540	76100
Saint-Aubin-Épinay	76560	76160
Saint-Aubin-lès-Elbeuf	76561	76410
Saint-Etienne-du-Rouvray	76575	76800
Saint-Léger-du-Bourg-Denis	76599	76160
Saint-Martin-du-Vivier	76617	76160
Saint-Pierre-lès-Elbeuf	76640	76320
Sotteville-lès-Rouen	76681	76300
Tourville-la-Rivière	76705	76410
Val-de-la-Haye	76717	76380
La Vaupalière	76728	76150

Communes de la zone d'étude de Toulouse

Communes	Code Insee	Code postal
Aucamville	31022	31140
Aureville	31025	31320
Auzeville-Tolosane	31035	31320
Auzielle	31036	31650
Balma	31044	31130
Beaupuy	31053	31850
Beauzelle	31056	31700
Blagnac	31069	31700
Castanet-Tolosan	31113	31320
Castelginest	31116	31780
Colomiers	31149	31770
Cornebarrieu	31150	31700
Cugnaux	31157	31270
Daux	31160	31700
Escalquens	31169	31750
Flourens	31184	31130
Fonbeauzard	31186	31140
Frouzins	31203	31270
Goyrans	31227	31120
La Salvetat-Saint-Gilles	31526	31880
Labege	31254	31670
Lacroix-Falgarde	31259	31120
Launaguet	31282	31140
Lauzerville	31284	31650
L'Union	31561	31240

Communes	Code Insee	Code postal
Mervilla	31340	31320
Mondonville	31351	31700
Mondouzil	31352	31850
Montberon	31364	31140
Montrabe	31389	31850
Pechabou	31409	31320
Pechbonnieu	31410	31140
Pechbusque	31411	31320
Pin-Balma	31418	31130
Pinsaguel	31420	31120
Plaisance-Du-Touch	31424	31830
Portet-Sur-Garonne	31433	31120
Quint-Fonsegrives	31445	31130
Ramonville-Saint-Agne	31446	31520
Rebigue	31448	31320
Roques	31458	31120
Roquettes	31460	31120
Saint-Alban	31467	31140
Saint-Jean	31488	31240
Saint-Loup-Cammas	31497	31140
Saint-Orens-De-Gameville	31506	31650
Toulouse	31555	31000
Tournefeuille	31557	31170
Vieille-Toulouse	31575	31320
Vigoulet-Auzil	31578	31320
Villeneuve-Tolosane	31588	31270

Annexe B : Nombre minimum et nombre maximum de stations prises en compte pour la construction des indicateurs d'exposition à la pollution atmosphérique, par zone d'étude et par polluant indicateur

Indicateur	PM ₁₀		PM _{2,5}		NO ₂		O ₃	
	Nb. mini	Nb. maxi	Nb. mini	Nb. maxi	Nb. mini	Nb. maxi	Nb. mini	Nb. maxi
Bordeaux	4	4	-	-	4	4	7	7
Le Havre	2	3	2	2	2	3	2	3
Lille	5	6	2	2	4	5	5	6
Lyon	2	3	-	-	3	4	3	4
Marseille	3	3	1	2	6	6	6	6
Paris	7	9	1	4	12	15	8	11
Rouen	1	2	2	2	3	4	5	6
Toulouse	1	2	1	2	3	5	3	5

Annexe C : Taxons polliniques sélectionnés, par zone d'étude

Taxons	
Bordeaux	Platane, Chêne, Graminées, Urticacées
Le Havre	Bouleau, Chêne, Graminées
Lille	Frêne, Graminées
Lyon	Bouleau, Platane, Frêne, Peuplier, Chêne, Graminées, Ambroisie
Marseille	Cyprès, Chêne, Platane, Graminées, Herbacées
Paris	Graminées, Bouleau, Platane, Frêne
Rouen	Bouleau, Chêne, Graminées
Toulouse	Graminées, Bouleau, Cyprès

Annexe D : établissements hospitaliers ayant fourni des données

Établissements de la zone de Bordeaux ayant fourni les données

Établissements	N° Finess	Type
Hôpitaux de Bordeaux et Talence	330781196	Public
Clinique mutualiste de Pessac	330780529	PSPH*
Clinique des quatre pavillons	330780263	Privé
Fondation maison de santé protestante	330780552	PSPH
Hôpital suburbain du Bouscat	330780545	PSPH
Polyclinique Bordeaux nord Aquitaine	330780479	Privé

*PSPH : Etablissements privés participant au service public hospitalier

Établissements de la zone du Havre ayant fourni les données

Établissements	N° Finess	Type
Hôpital Gustave Flaubert, Centre Hospitalier Le Havre	760000356	Public
Hôpital Jacques Monod, Centre Hospitalier Le Havre	760805770	Public

Établissements de la zone de Lille ayant fourni les données

Établissements	N° Finess	Type
CHRU Lille	2590780193	Public
Centre Hospitalier Seclin	2590780227	Public
Centre Hospitalier Tourcoing	2590781902	Public
Centre Hospitalier Roubaix	2590782421	Public
Groupe Hospitalier Institut Catholique Lille	2590800009	PSPH

Établissements de la zone de Lyon ayant fourni les données

Établissements	N° Finess	Type
Centre hospitalier Saint Joseph Saint Luc	690805361	PSPH
Clinique Charcot – Sainte Foy Les Lyon	690780366	Privé
Clinique de la sauvegarde	690780648	Privé
Clinique mutualiste de Lyon	690781836	PSPH
Hospices civils de Lyon	690781810	Public

Établissements de la zone de Marseille ayant fourni les données

Établissements	N° Finess	Type
Hôpital de la Timone Adultes*	130786049	Public
Hôpital de la Timone Enfants*	130786049	Public
Hôpital de la Conception*	130786049	Public
Hôpital Ste Marguerite*	130786049	Public
Hôpital Nord*	130786049	Public
Hôpital Aubagne	130781446	Public
Hôpital St Joseph	130785652	PSPH
Clinique Bonneveine	130783665	PSPH
Hôpital du Camas	130783228	PSPH
Hôpital Ambroise Paré	130785355	PSPH
Hôpital Desbieff	130785363	PSPH
Hôpital privé Beauregard	130784713	Privé
Hôpital privé Clairval	130784051	Privé
Clinique Vert Coteau	130785678	Privé

* :Hôpitaux de l'Assistance publique de Marseille

Établissements de la zone de Paris ayant fourni les données

Établissements	N° Finess	Type
Hôpital Bretonneau	750041543	AP-HP
Hôpital Hôtel-Dieu	750100018	AP-HP
Hôpital Laennec	750100034	AP-HP
Hôpital Lariboisière	750100042	AP-HP
Hôpital Fernand Widal	750100067	AP-HP
Hôpital Saint Louis	750100075	AP-HP
Hôpital Rothschild	750100083	AP-HP
Hôpital Saint-Antoine	750100091	AP-HP
Hôpital Trousseau	750100109	AP-HP
Groupe hospitalier Pitié-Salpêtrière	750100125	AP-HP
Hôpital Broussais	750100141	AP-HP
Hôpital Cochin	750100166	AP-HP
Hôpital Saint Vincent de Paul	750100182	AP-HP
Hôpital Boucicaut	750100190	AP-HP
Hôpital Necker – Enfants malades	750100208	AP-HP
Hôpital Vaugirard	750100216	AP-HP
G.I.H. Bichat / Claude Bernard	750100232	AP-HP
Hôpital Tenon	750100273	AP-HP
Groupe hospitalier Sainte Perrine / Lagache	750100299	AP-HP
Hôpital Broca	750801441	AP-HP
Hôpital européen Georges Pompidou	750803447	AP-HP

Établissements	N° Finess	Type
Hôpital Robert Debré	750803454	AP-HP
Hôpital Ambroise Paré	920100013	AP-HP
Hôpital Antoine Béchère	920100021	AP-HP
Hôpital Beaujon	920100039	AP-HP
Hôpital Louis Mourier	920100047	AP-HP
Hôpital Raymond Poincaré	920100054	AP-HP
Hôpital Corentin Celton	920100062	AP-HP
Hôpital René Muret	930100011	AP-HP
Hôpital Avicenne	930100037	AP-HP
Hôpital Jean Verdier	930100045	AP-HP
Hôpital Albert Chenevier	940100019	AP-HP
Hôpital Henri Mondor	940100027	AP-HP
Hôpital Charles Foix	940100035	AP-HP
Hôpital de Bicêtre	940100043	AP-HP
Hôpital Émile Roux	940100050	AP-HP
Hôpital Paul Brousse	940100068	AP-HP
Hôpital Jean Rostand	940100076	AP-HP

Établissements de la zone de Rouen ayant fourni les données

Établissements	N° Finess	Type
Hôpital Charles Nicolle – CHU Rouen	760000158	Public
Hôpital de Bois-Guillaume – CHU Rouen	760783522	Public
Hôpital Saint Julien – CHU Rouen	760000141	Public
Centre hospitalier les Feugrais, CHI d'Elbeuf	760000463	Public

Établissements de la zone de Toulouse ayant fourni les données

Établissements	N° Finess	Type
Clinique Sarrus	310780135	Privé
Clinique du Château	310780192	Privé
Clinique Pasteur	310780259	Privé
Clinique Ambroise Paré	310780382	Privé
Clinique des Cèdres	310781000	Privé
Hôpital Joseph Ducuing	310781067	PSPH*
CHU Toulouse	310781406	Public

Annexe E : Représentativité des données recueillies dans les établissements hospitaliers

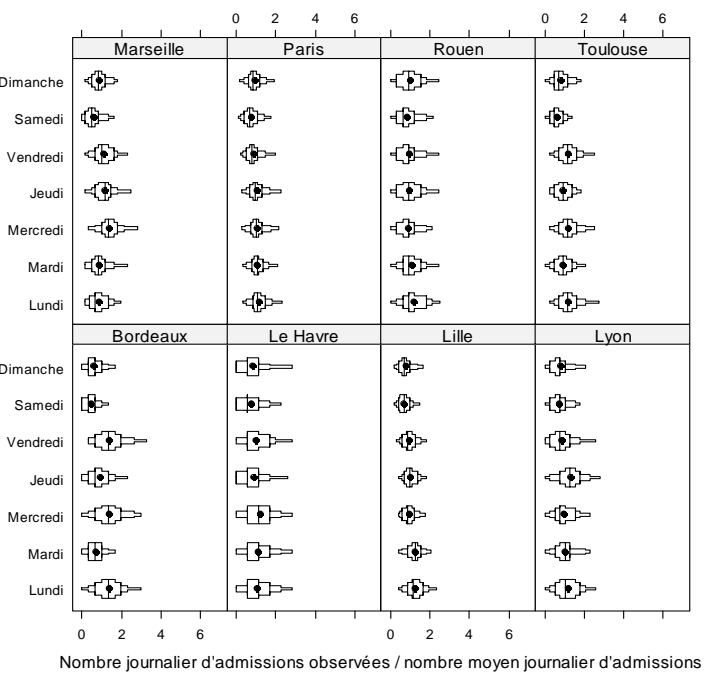
La représentativité est calculée à partir des données contenues dans les RSA pour les années 1999-2002. Pour les patients demeurant dans chacune des zones d'étude et pour chaque groupe de pathologies étudié (sélection portant sur le DP des RSA), la représentativité est le pourcentage de séjours effectués dans les établissements sollicités ou ayant fourni des données, par rapport au nombre total de séjours dans des établissements de la zone d'étude.

Groupe de pathologies (code CIM-10 du DP des RSA)	Respiratoire (J00-J99)		Cardio-vasculaire (I00-I99)	
	Établissements sollicités	Établissements ayant fourni des données	Établissements sollicités	Établissements ayant fourni des données
Bordeaux	87 %	59 %	97 %	63 %
Le Havre	91 %	49 %	86 %	58 %
Lille	79 %	69 %	81 %	61 %
Lyon	87 %	76 %	90 %	69 %
Marseille	91 %	84 %	96 %	76 %
Paris	52 %	52 %	56 %	56 %
Rouen	74 %	66 %	83 %	63 %
Toulouse	96 %	76 %	95 %	78 %

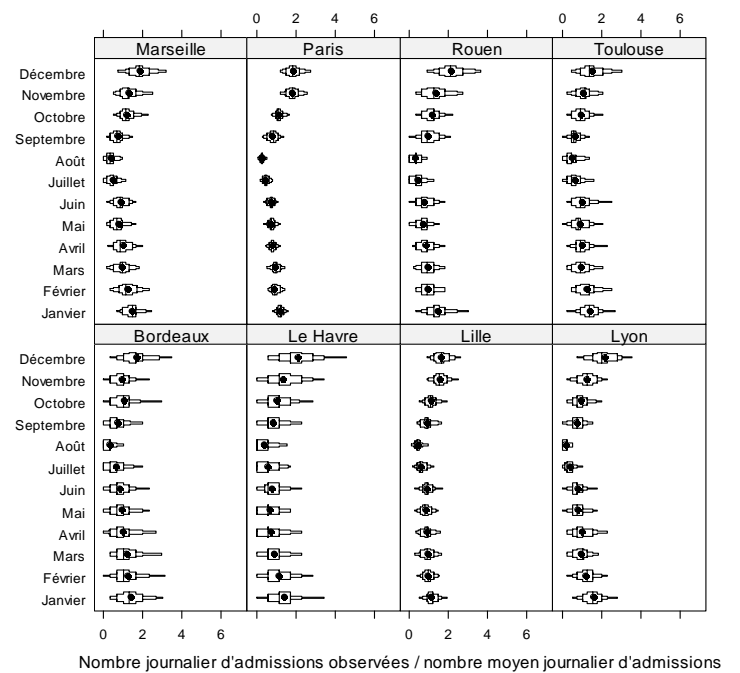
Annexe F : Distribution du rapport entre le nombre d'hospitalisations observées par jour et le nombre moyen journalier d'hospitalisations sur l'ensemble de la période d'étude

Hospitalisations pour maladies respiratoires (CIM-10 : J00-J99)

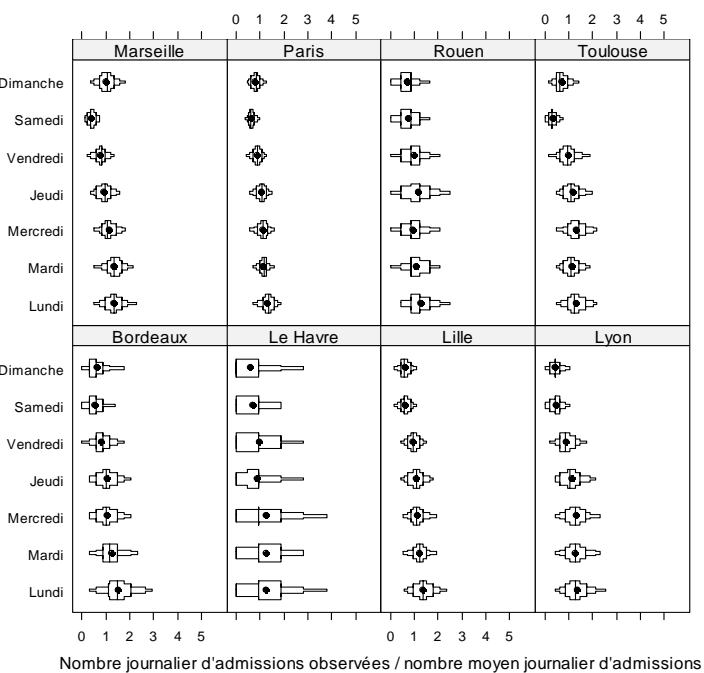
Par jour, enfants de moins de 15 ans



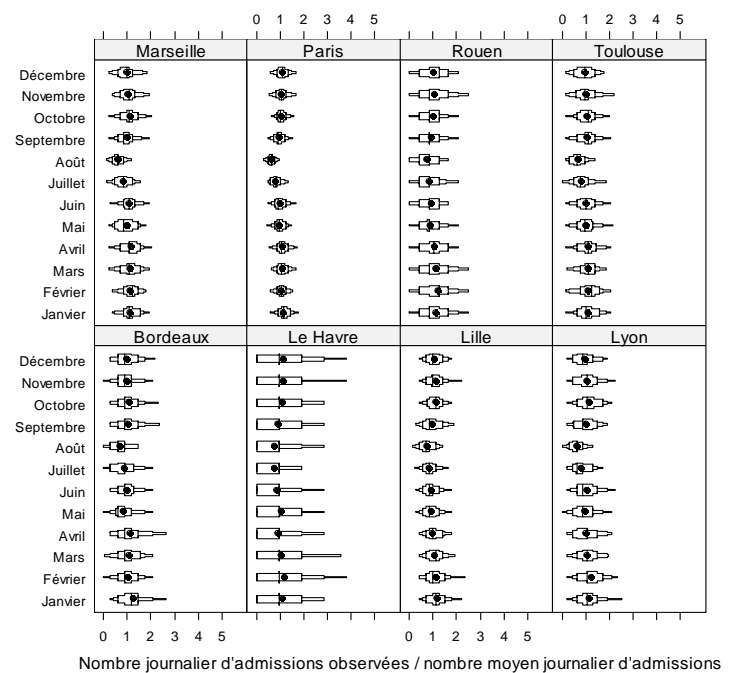
Par mois, enfants de moins de 15 ans



Par jour, 15-64 ans

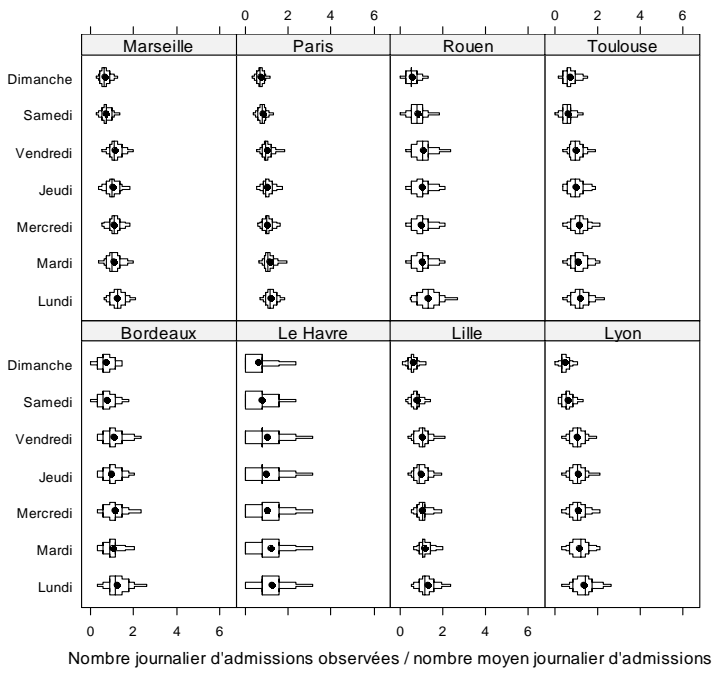


Par mois, 15-64 ans

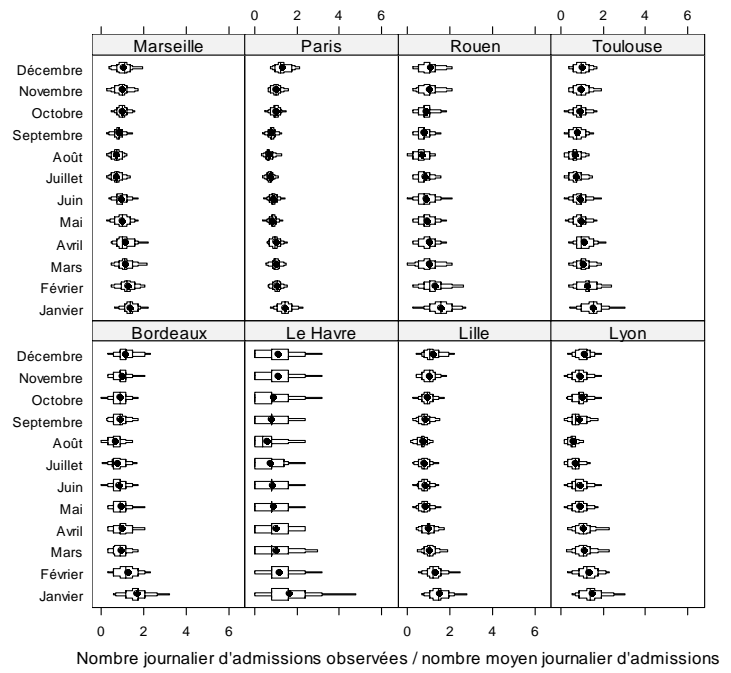


Hospitalisations pour maladies respiratoires (CIM-10 : J00-J99)

Par jour, 65 ans et plus

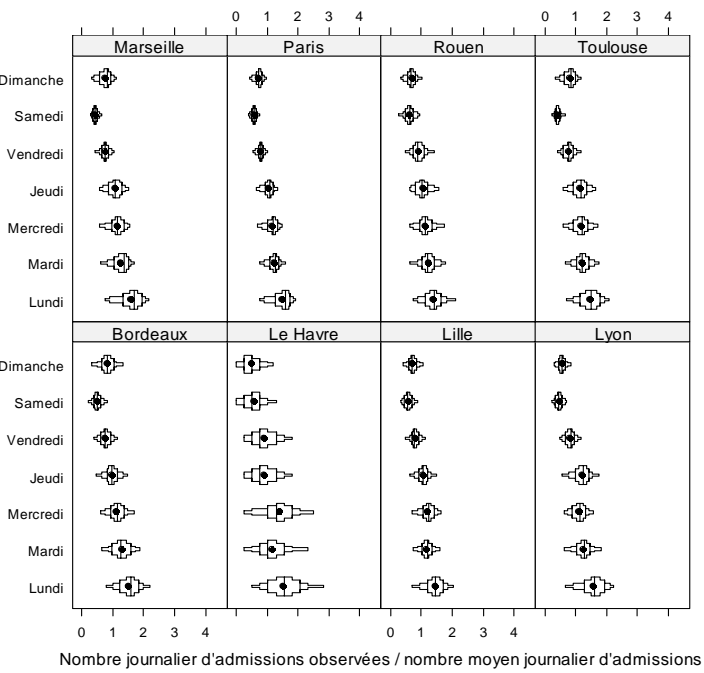


Par mois, 65 ans et plus

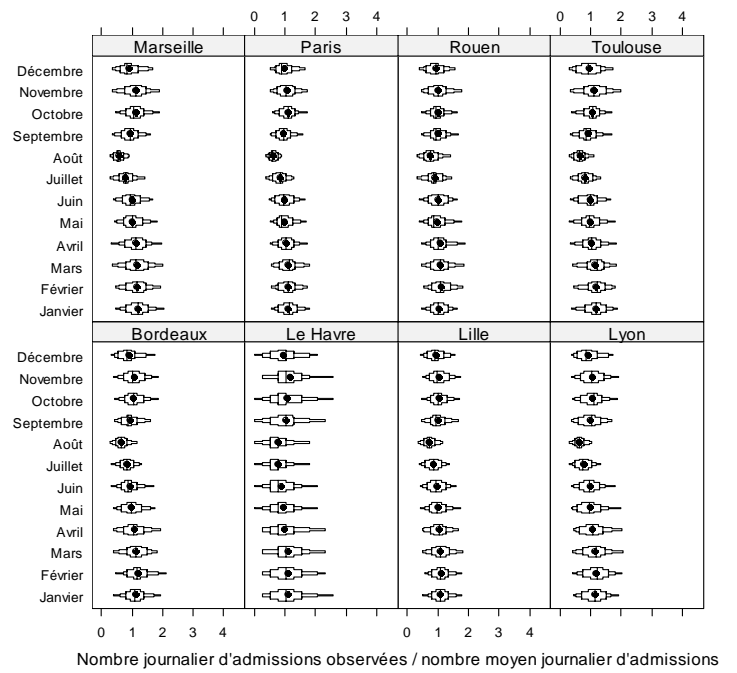


Hospitalisations pour maladies cardio-vasculaires (CIM-10 : I00-I99)

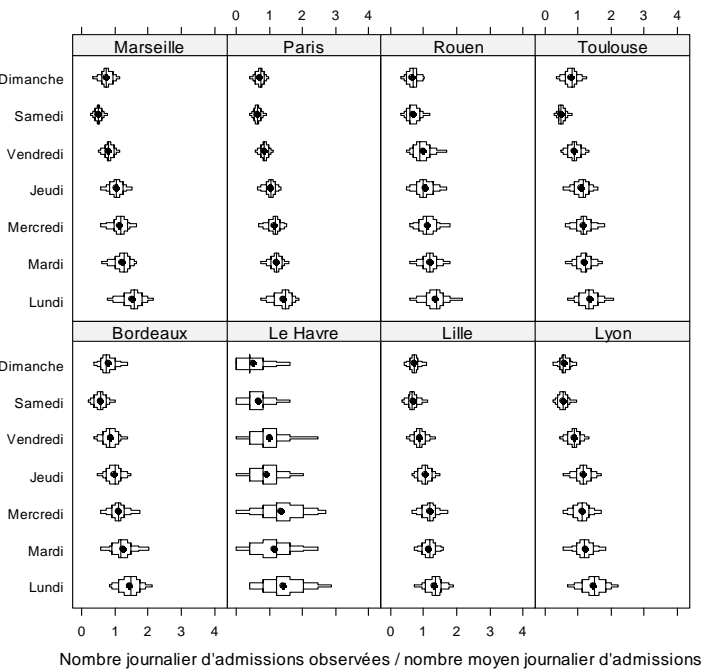
Par jour de la semaine, tous âges



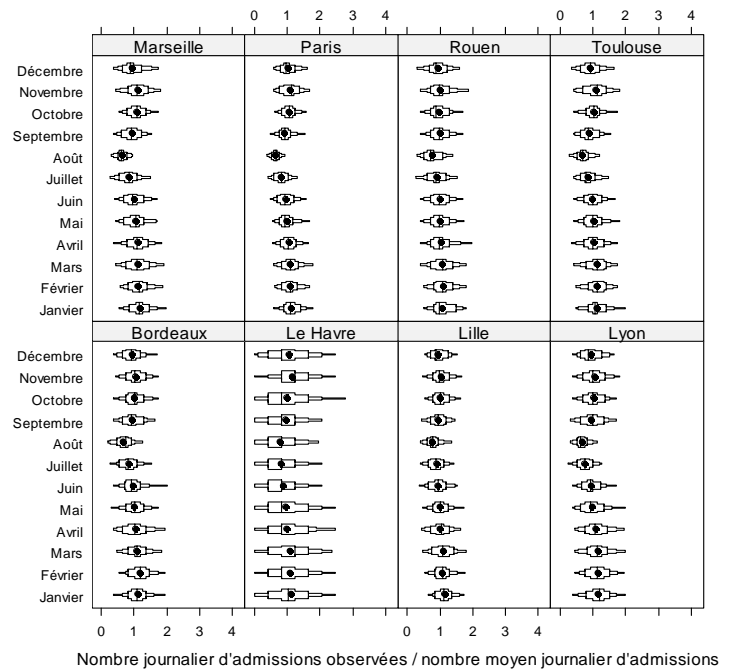
Par mois de l'année, tous âges



Par jour de la semaine, 65 ans et plus

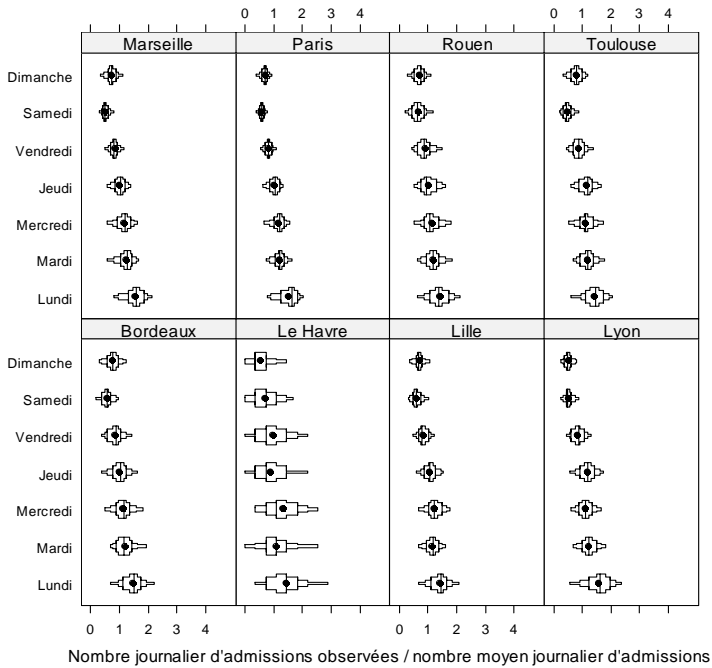


Par mois de l'année, 65 ans et plus

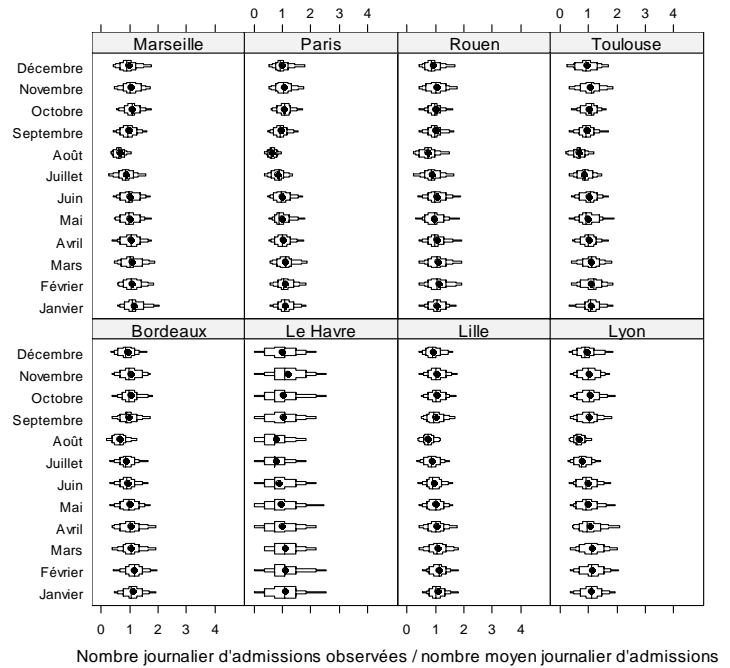


Hospitalisations pour maladies cardiaques (CIM-10 : I00-I52)

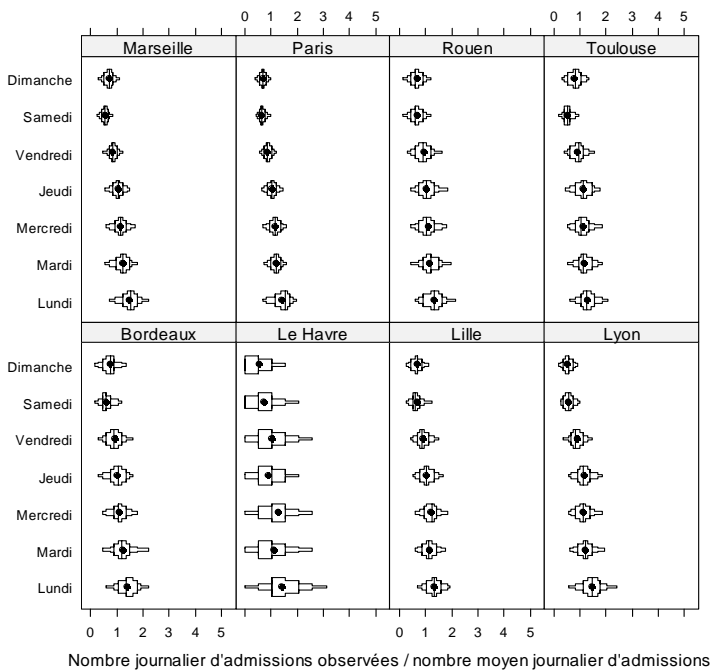
Par jour de la semaine, tous âges



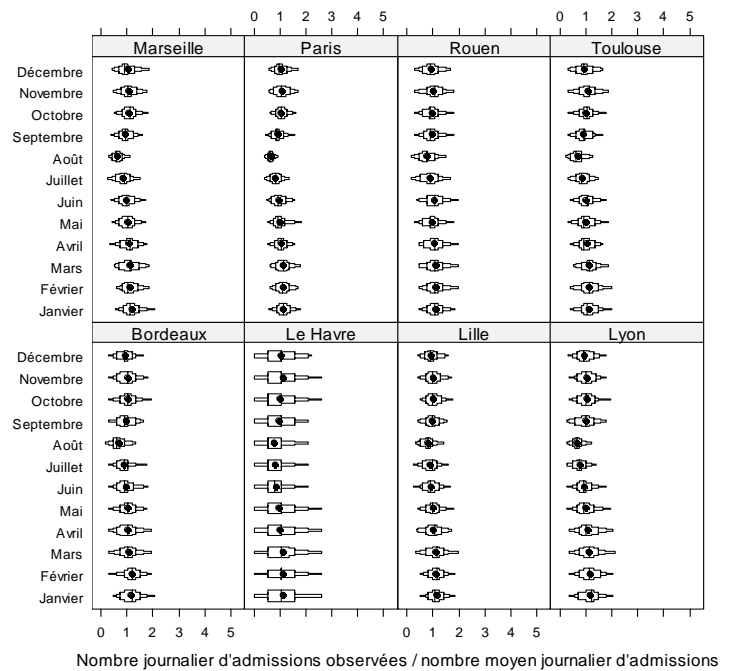
Par mois de l'année, tous âges



Par jour de la semaine, 65 ans et plus

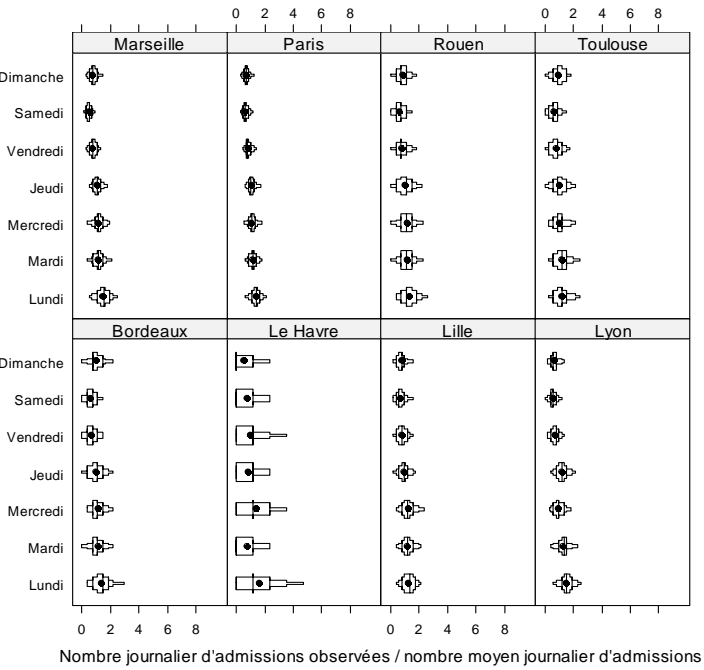


Par mois de l'année, 65 ans et plus

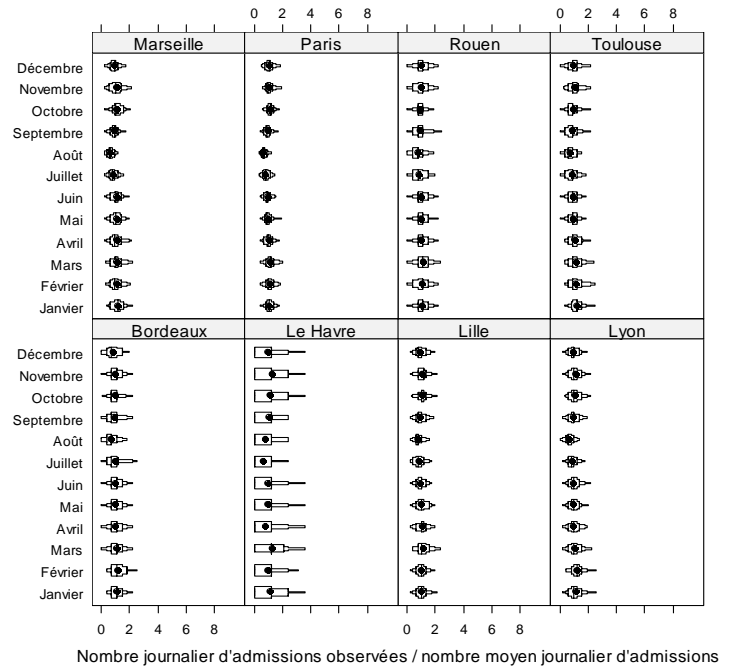


Hospitalisations pour cardiopathies ischémiques (CIM-10 : I23-I25)

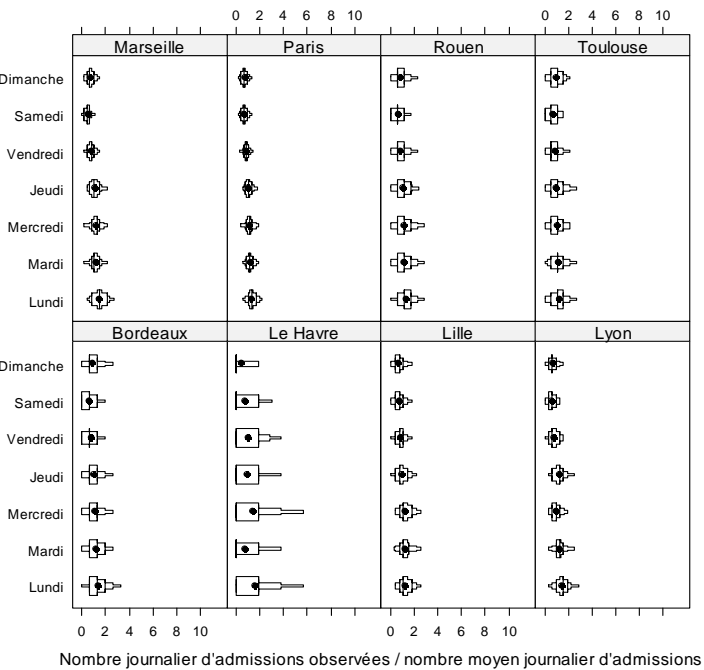
Par jour de la semaine, tous âges



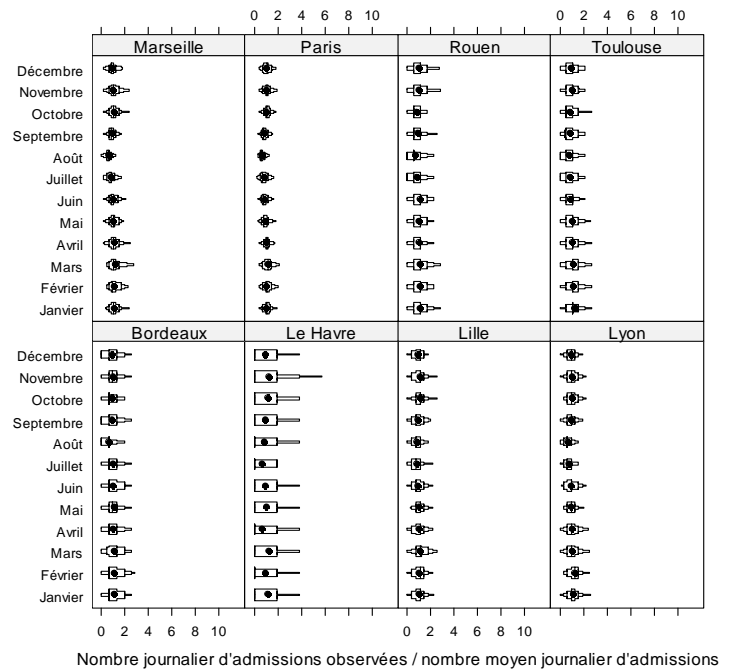
Par mois de l'année, tous âges



Par jour de la semaine, 65 ans et plus

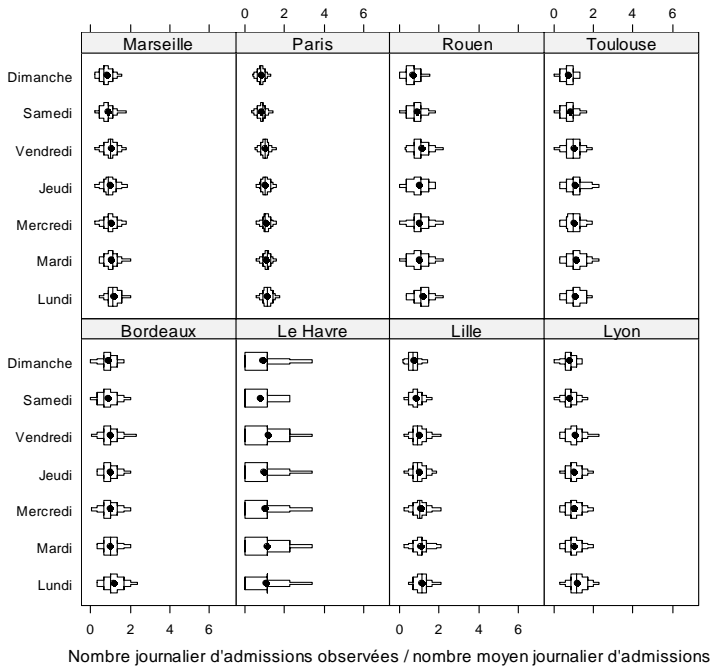


Par mois de l'année, 65 ans et plus

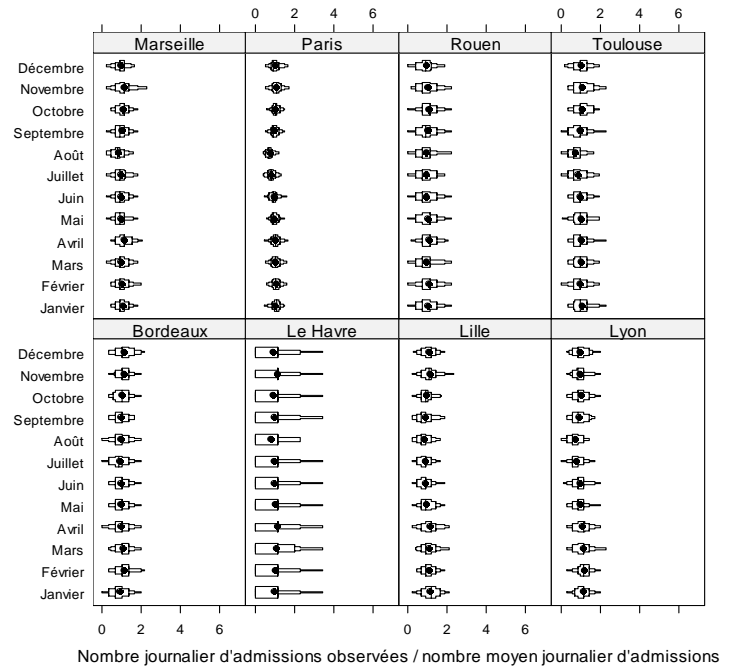


Hospitalisations pour maladies cérébrovasculaires (CIM-10 : I60-I64 et G45-G46)

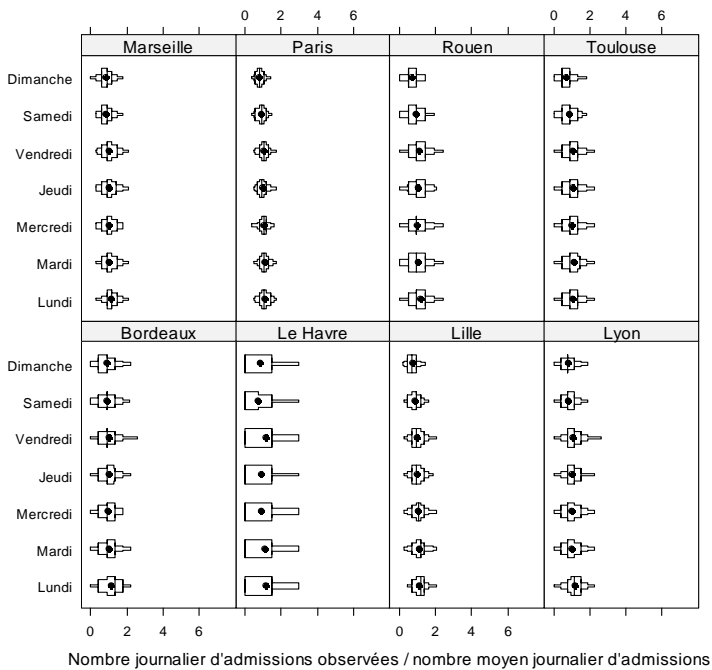
Par jour de la semaine, tous âges



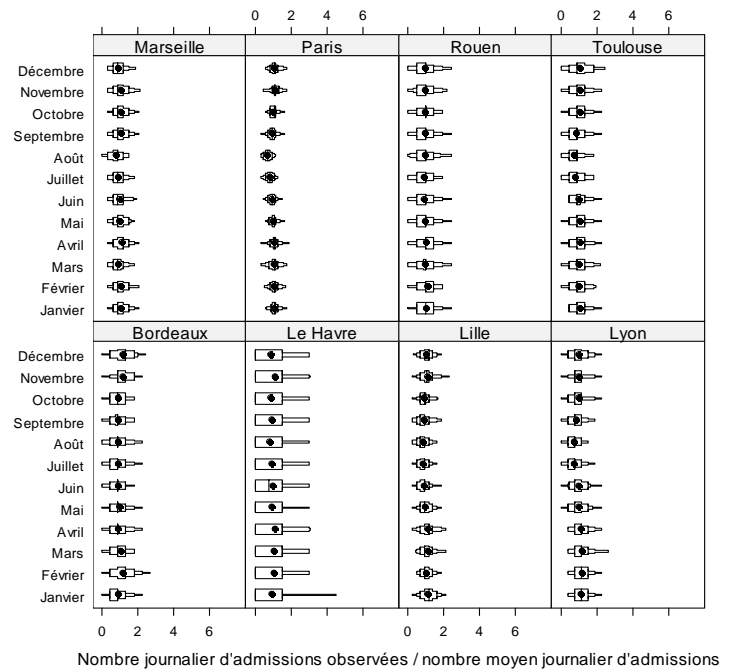
Par mois de l'année, tous âges



Par jour de la semaine, 65 ans et plus



Par mois de l'année, 65 ans et plus



Annexe G : excès de risque concernant les admissions pour causes respiratoires, détail des résultats par ville

Excès de risque (%) et intervalle de confiance à 95 % pour les admissions respiratoires des 0-14 ans pour une augmentation de 10 µg/m³ du niveau de polluants, par ville

Villes	PM ₁₀		PM _{2,5}		NO ₂		O ₃	
	ER	IC _{95 %}	ER	IC _{95 %}	ER	IC _{95 %}	ER	IC _{95 %}
Bordeaux	3,8	[-1,6 ; 9,4]			2,3	[-3,5 ; 8,5]	0,8	[-2,9 ; 4,6]
Le Havre	0,1	[-5,3 ; 5,7]	-0,1	[-8,5 ; 9,0]	-2,9	[-5,9 ; 0,3]	-3,5	[-7,4 ; 0,6]
Lille	0,2	[-1,2 ; 1,7]	0,5	[-2,4 ; 3,6]	0,7	[-2,4 ; 3,8]	0,5	[-1,1 ; 2,1]
Lyon	1,6	[-1,0 ; 4,2]			1,3	[-0,7 ; 3,3]	2,5	[-0,9 ; 5,9]
Marseille	3,7	[0,02 ; 7,6]	4,3	[0,04 ; 8,8]	1,6	[-1,3 ; 4,5]	-1,4	[-4,1 ; 1,5]
Paris	0,05	[-1,6 ; 1,8]	-0,5	[-2,8 ; 1,8]	-0,04	[-1,3 ; 1,2]	-0,2	[-1,6 ; 1,2]
Rouen	1,4	[-2,7 ; 5,6]	-0,1	[-6,8 ; 7,1]	2,4	[-0,9 ; 5,9]	-1,8	[-4,8 ; 1,3]
Toulouse	3,3	[-1,0 ; 7,8]	2,5	[-3,7 ; 9,0]	2,7	[-1,3 ; 6,9]	-0,7	[-4,1 ; -2,8]

Excès de risque (%) et intervalle de confiance à 95 % pour les admissions respiratoires des 15-64 ans pour une augmentation de 10 µg/m³ du niveau de polluants, par ville

Villes	PM ₁₀		PM _{2,5}		NO ₂		O ₃	
	ER	IC _{95 %}	ER	IC _{95 %}	ER	IC _{95 %}	ER	IC _{95 %}
Bordeaux	4,0	[-0,8 ; 8,9]			-0,2	[-4,9 ; 4,8]	-0,3	[-3,1 ; 2,7]
Le Havre	1,3	[-5,1 ; 8,2]	4,3	[-6,6 ; 16,3]	0,7	[-3,2 ; 4,8]	-2,2	[-6,4 ; 2,1]
Lille	-0,1	[-2,5 ; 2,4]	0,6	[-2,8 ; 4,0]	-0,6	[-3,5 ; 2,4]	-0,04	[-1,7 ; 1,6]
Lyon	0,8	[-1,4 ; 3,2]			-0,2	[-1,8 ; 1,4]	-1,4	[-3,1 ; 0,4]
Marseille	0,8	[-0,2 ; 3,7]	1,7	[-1,5 ; 4,9]	0,8	[-1,5 ; 3,1]	-0,8	[-2,6 ; 1,0]
Paris	0,7	[-0,8 ; 2,4]	0,9	[-1,3 ; 3,1]	1,0	[-0,1 ; 2,2]	-0,2	[-1,2 ; 0,9]
Rouen	-1,5	[-5,9 ; 3,1]	-2,3	[-9,3 ; 5,4]	-0,7	[-4,1 ; 2,8]	0,1	[-2,7 ; 2,9]
Toulouse	1,7	[-1,7 ; 5,2]	3,1	[-1,9 ; 8,2]	3,2	[0,1 ; 6,4]	3,6	[-1,1 ; 6,1]

Excès de risque (%) et intervalle de confiance à 95 % pour les admissions respiratoires des 65 ans et plus pour une augmentation de 10 µg/m³ du niveau de polluants, par ville

Villes	PM ₁₀		PM _{2,5}		NO ₂		O ₃	
	ER	IC _{95 %}	ER	IC _{95 %}	ER	IC _{95 %}	ER	IC _{95 %}
Bordeaux	5,9	[1,8 ; 10,3]			6,4	[1,8 ; 11,2]	1,3	[-1,4 ; 4,1]
Le Havre	-3,0	[-8,6 ; 2,9]	3,6	[-5,3 ; 13,3]	-0,2	[-3,8 ; 3,5]	-1,5	[-5,6 ; 2,8]
Lille	2,7	[0,4 ; 5,0]	1,9	[-1,2 ; 5,1]	1,8	[-1,4 ; 5,0]	2,4	[0,7 ; 4,1]
Lyon	2,9	[0,8 ; 5,1]			1,8	[0,3 ; 3,4]	0,3	[-1,4 ; 2,0]
Marseille	0,7	[-2,1 ; 3,7]	1,2	[-2,1 ; 4,6]	-1,1	[-3,3 ; 1,2]	1,6	[-0,3 ; 3,6]
Paris	0,4	[-1,3 ; 2,1]	-0,06	[-2,3 ; 2,3]	0,04	[-1,3 ; 1,2]	0,6	[-0,6 ; 1,8]
Rouen	-5,1	[-8,5 ; -1,6]	-8,0	[-13,7 ; -1,9]	-4,5	[-7,3 ; 1,7]	2,1	[-0,3 ; 4,5]
Toulouse	1,5	[-1,9 ; 5,1]	3,8	[-1,1 ; 9,0]	1,1	[-2,0 ; 4,4]	1,1	[-1,5 ; 3,7]

Annexe H : excès de risque concernant les admissions pour causes cardio-vasculaires, détail des résultats par ville

Excès de risque combiné (%) et intervalle de confiance à 95 % pour les admissions pour maladies cardio-vasculaires associé à une augmentation de 10 µg/m³ du niveau de l'indicateur de pollution

	PM ₁₀		PM _{2,5}		NO ₂		O ₃	
	ER	IC _{95 %}	ER	IC _{95 %}	ER	IC _{95 %}	ER	IC _{95 %}
Tous âges								
Bordeaux	0,0	[-2,1 ; 2,1]			-0,1	[-2,4 ; 2,1]	1,0	[-0,3 ; 2,4]
Le Havre	0,5	[-2,9 ; 4,0]	2,1	[-3,4 ; 7,9]	0,4	[-1,7 ; 2,6]	-1,2	[-3,4 ; 1,1]
Lille	0,9	[-0,5 ; 2,3]	-0,2	[-2,0 ; 1,7]	-0,6	[-2,3 ; 1,3]	-0,5	[-1,4 ; 0,5]
Lyon	0,8	[-0,4 ; 2,0]			1,1	[0,2 ; 1,9]	0,0	[-0,9 ; 0,9]
Marseille	0,6	[-0,9 ; 2,1]	0,6	[-1,1 ; 2,4]	-0,2	[-1,4 ; 0,9]	0,3	[-0,7 ; 1,2]
Paris	0,7	[-0,3 ; 1,7]	0,8	[-0,5 ; 2,2]	0,8	[0,1 ; 1,5]	-0,3	[-1,0 ; 0,4]
Rouen	0,4	[-1,5 ; 2,4]	2,3	[-1,0 ; 5,7]	-0,3	[-1,8 ; 1,2]	0,2	[-0,9 ; 1,4]
Toulouse	0,9	[-1,0 ; 2,8]	0,7	[-2,0 ; 3,5]	1,1	[-0,6 ; 2,8]	0,7	[-0,6 ; 2,0]
65 ans et plus								
Bordeaux	0,3	[-2,2 ; 2,8]			0,8	[-1,9 ; 3,5]	0,6	[-0,9 ; 2,2]
Le Havre	1,7	[-2,5 ; 6,1]	5,6	[-1,2 ; 12,9]	0,6	[-2,0 ; 3,3]	-1,5	[-4,3 ; 1,3]
Lille	1,1	[-0,5 ; 2,8]	1,0	[-1,2 ; 3,2]	1,5	[-0,5 ; 3,4]	-0,1	[-1,2 ; 1,0]
Lyon	0,5	[-0,9 ; 1,8]			1,3	[0,4 ; 2,3]	-0,3	[-1,3 ; 0,7]
Marseille	1,1	[-0,6 ; 2,8]	1,8	[-0,1 ; 3,8]	0,2	[-1,1 ; 1,5]	0,3	[-0,8 ; 1,4]
Paris	1,3	[0,2 ; 2,5]	1,7	[0,1 ; 3,3]	1,4	[0,6 ; 2,2]	-0,3	[-1,1 ; 0,5]
Rouen	1,9	[-0,5 ; 4,2]	3,2	[-0,7 ; 7,3]	1,0	[-0,8 ; 2,9]	1,7	[0,3 ; 3,1]
Toulouse	1,9	[-0,4 ; 4,2]	2,6	[-0,6 ; 6,0]	2,8	[0,7 ; 4,9]	1,2	[-0,4 ; 2,8]

Annexe I : excès de risque concernant les admissions pour causes cardiaques, détail des résultats par ville

Excès de risque combiné (%) et intervalle de confiance à 95 % pour les admissions pour pathologies cardiaques associé à une augmentation de 10 µg/m³ du niveau de l'indicateur de pollution

	PM ₁₀		PM _{2,5}		NO ₂		O ₃	
	ER	IC _{95 %}	ER	IC _{95 %}	ER	IC _{95 %}	ER	IC _{95 %}
Tous âges								
Bordeaux	-1,7	[-4,2 ; 0,8]			-0,2	[-2,9 ; 2,6]	0,2	[-1,3 ; 1,8]
Le Havre	2,3	[-1,7 ; 6,4]	4,8	[-1,7 ; 11,7]	1,1	[-1,4 ; 3,6]	-2,3	[-4,8 ; 0,4]
Lille	0,5	[-1,1 ; 2,1]	0,3	[-2,4 ; 3,1]	0,0	[-2,0 ; 2,1]	-0,3	[-1,3 ; 0,8]
Lyon	0,8	[-0,5 ; 2,2]			1,5	[0,5 ; 2,4]	0,4	[-0,6 ; 1,4]
Marseille	0,7	[0,0 ; 2,4]	1,2	[-0,7 ; 3,2]	0,4	[-0,9 ; 1,8]	0,2	[-0,9 ; 1,3]
Paris	1,2	[0,0 ; 2,3]	1,5	[0,0 ; 3,1]	1,1	[0,3 ; 1,8]	-0,2	[-1,0 ; 0,6]
Rouen	1,2	[-1,2 ; 3,6]	1,8	[-2,2 ; 6,0]	0,7	[-1,1 ; 2,5]	1,7	[0,3 ; 3,1]
Toulouse	0,9	[-1,4 ; 3,2]	1,7	[-1,6 ; 5,2]	2,0	[-0,2 ; 4,2]	0,5	[-1,0 ; 2,1]
65 ans et plus								
Bordeaux	-0,1	[-3,1 ; 3,0]			1,0	[-2,2 ; 4,3]	0,1	[-1,7 ; 2,0]
Le Havre	2,8	[-1,9 ; 7,7]	8,9	[1,1 ; 17,3]	0,9	[-2,0 ; 3,9]	-2,9	[-5,9 ; 0,3]
Lille	1,0	[-1,0 ; 3,0]	-0,1	[-2,7 ; 2,7]	1,4	[-0,9 ; 3,8]	0,2	[-1,1 ; 1,5]
Lyon	1,0	[-0,5 ; 2,7]			1,8	[0,7 ; 2,9]	0,1	[-1,1 ; 1,3]
Marseille	2,0	[0,0 ; 3,9]	3,0	[0,9 ; 5,3]	0,9	[-0,7 ; 2,4]	0,4	[-0,8 ; 1,7]
Paris	1,6	[0,2 ; 3,0]	2,2	[0,3 ; 4,1]	1,7	[0,7 ; 2,6]	-0,3	[-1,2 ; 0,7]
Rouen	2,1	[-0,7 ; 5,0]	2,6	[-2,1 ; 7,6]	1,4	[-0,8 ; 3,6]	3,0	[1,3 ; 4,8]
Toulouse	2,1	[-0,6 ; 4,9]	2,9	[-1,1 ; 7,0]	3,6	[1,1 ; 6,2]	1,1	[-0,8 ; 3,0]

Annexe J : excès de risque concernant les admissions pour cardiopathies ischémiques, détail des résultats par ville

Excès de risque combiné (%) et intervalle de confiance à 95 % pour les admissions pour cardiopathies ischémiques associé à une augmentation de 10 µg/m³ du niveau de l'indicateur de pollution

	PM ₁₀		PM _{2,5}		NO ₂		O ₃	
	ER	IC _{95 %}	ER	IC _{95 %}	ER	IC _{95 %}	ER	IC _{95 %}
Tous âges								
Bordeaux	1,8	[-3,0 ; 6,9]			1,5	[-3,7 ; 6,9]	1,2	[-1,7 ; 4,2]
Le Havre	-4,8	[-11,7 ; 2,6]	-4,5	[-15,7 ; 8,2]	0,3	[-4,0 ; 4,8]	-1,9	[-6,5 ; 3,0]
Lille	0,5	[-2,5 ; 3,5]	-1,9	[-6,1 ; 2,5]	3,5	[0,0 ; 7,1]	1,3	[-0,7 ; 3,3]
Lyon	2,6	[0,4 ; 4,9]			2,2	[0,7 ; 3,8]	0,7	[-0,9 ; 2,4]
Marseille	2,4	[-0,6 ; 5,4]	3,0	[-0,4 ; 6,5]	1,0	[-1,4 ; 3,4]	0,2	[-1,7 ; 2,1]
Paris	2,3	[0,4 ; 4,3]	3,0	[0,4 ; 5,7]	1,6	[0,3 ; 3,0]	-0,4	[-1,6 ; 0,9]
Rouen	1,1	[-3,4 ; 5,8]	9,0	[1,4 ; 17,3]	1,2	[-2,2 ; 4,7]	1,8	[-0,8 ; 4,5]
Toulouse	1,8	[-2,7 ; 6,6]	2,4	[-3,9 ; 9,2]	1,3	[-2,7 ; 5,6]	0,2	[-2,8 ; 3,3]
65 ans et plus								
Bordeaux	3,1	[-3,1 ; 9,8]			3,2	[-3,6 ; 10,4]	1,1	[-2,7 ; 5,0]
Le Havre	-5,0	[-13,5 ; 4,4]	2,6	[-12,2 ; 19,8]	0,7	[-4,7 ; 6,4]	-1,3	[-7,0 ; 4,9]
Lille	1,5	[-2,4 ; 5,5]	1,1	[-4,3 ; 6,8]	4,5	[-0,2 ; 9,5]	1,7	[-0,9 ; 4,4]
Lyon	2,6	[-0,2 ; 5,4]			2,5	[0,5 ; 4,5]	0,4	[-1,6 ; 2,6]
Marseille	4,2	[0,6 ; 8,0]	5,7	[1,5 ; 10,2]	2,6	[-0,3 ; 5,6]	0,9	[-1,5 ; 3,3]
Paris	3,4	[0,9 ; 6,0]	4,3	[0,8 ; 8,0]	2,3	[0,5 ; 4,1]	-0,2	[-1,9 ; 1,5]
Rouen	3,9	[-1,7 ; 9,8]	8,7	[-0,8 ; 19,2]	1,6	[-2,6 ; 6,1]	4,4	[1,1 ; 7,9]
Toulouse	3,6	[-2,4 ; 9,9]	4,5	[-3,8 ; 13,6]	2,9	[-2,4 ; 8,5]	1,7	[-2,3 ; 5,9]

Annexe K : excès de risque concernant les admissions pour maladies cérébro-vasculaires, détail des résultats par ville

Excès de risque combiné (%) et intervalle de confiance à 95 % pour les admissions pour maladies cérébro-vasculaires associé à une augmentation de 10 µg/m³ du niveau de l'indicateur de pollution

	PM ₁₀		PM _{2,5}		NO ₂		O ₃	
	ER	IC _{95 %}	ER	IC _{95 %}	ER	IC _{95 %}	ER	IC _{95 %}
Tous âges								
Bordeaux	2,7	[-1,8 ; 7,5]			-1,2	[-5,9 ; 3,8]	-0,6	[-3,3 ; 2,2]
Le Havre	-7,5	[-14,0 ; -0,5]	-7,6	[-17,5 ; 3,6]	-3,5	[-7,7 ; 1,0]	-3,3	[-7,7 ; 1,3]
Lille	4,2	[1,2 ; 7,3]	2,7	[-1,4 ; 6,9]	-0,5	[-4,0 ; 3,2]	0,3	[-1,7 ; 2,4]
Lyon	-0,9	[-3,5 ; 1,7]			-0,3	[-2,2 ; 1,6]	-1,1	[-3,0 ; 0,9]
Marseille	-1,1	[-4,7 ; 2,6]	0,8	[-3,2 ; 5,0]	-1,3	[-4,1 ; 1,6]	-0,1	[-2,4 ; 2,2]
Paris	0,1	[-1,8 ; 2,1]	-0,5	[-3,1 ; 2,2]	0,7	[-0,7 ; 2,1]	0,1	[-1,2 ; 1,4]
Rouen	-0,9	[-5,1 ; 3,5]	1,6	[-6,0 ; 9,7]	-1,2	[-4,4 ; 2,2]	-1,2	[-3,7 ; 1,4]
Toulouse	0,0	[-4,3 ; 4,6]	1,9	[-4,3 ; 8,4]	-0,9	[-4,8 ; 3,1]	-1,4	[-4,2 ; 1,6]
65 ans et plus								
Bordeaux	4,0	[-1,3 ; 9,5]			2,5	[-3,1 ; 8,4]	-0,2	[-3,4 ; 3,0]
Le Havre	-5,7	[-13,0 ; 2,4]	-4,7	[-16,0 ; 8,0]	-0,8	[-5,8 ; 4,4]	-2,8	[-7,8 ; 2,5]
Lille	4,3	[0,9 ; 7,9]	2,0	[-2,6 ; 6,9]	0,4	[-3,8 ; 4,7]	1,1	[-1,2 ; 3,6]
Lyon	-1,2	[-4,2 ; 1,8]			-0,4	[-2,5 ; 1,8]	-0,6	[-2,8 ; 1,7]
Marseille	-0,3	[-4,2 ; 3,9]	0,7	[-3,7 ; 5,3]	0,0	[-3,2 ; 3,2]	1,3	[-1,2 ; 3,9]
Paris	1,2	[-1,1 ; 3,6]	0,6	[-2,6 ; 3,8]	1,0	[-0,7 ; 2,6]	0,1	[-1,4 ; 1,6]
Rouen	-0,5	[-5,3 ; 4,6]	1,0	[-7,4 ; 10,1]	-1,7	[-5,4 ; 2,1]	-1,6	[-4,5 ; 1,3]
Toulouse	0,0	[-5,1 ; 5,3]	1,4	[-5,8 ; 9,1]	-0,7	[-5,2 ; 4,0]	0,1	[-3,3 ; 3,6]

Réalisée dans le cadre du Programme de surveillance air et santé (Psas), la présente étude a pour objectif l'analyse des liens à court terme entre les niveaux de quatre indicateurs de pollution atmosphérique (dioxyde d'azote - NO₂, ozone - O₃, particules - PM₁₀ et PM_{2.5}) et les admissions hospitalières pour causes respiratoires et cardio-vasculaires, dans 8 agglomérations françaises (Bordeaux, Le Havre, Lille, Lyon, Marseille, Paris, Rouen et Toulouse).

Les données de morbidité ont été obtenues par extraction à partir de la base du Programme de médicalisation des systèmes d'information (PMSI) des établissements hospitaliers publics, participant au service public ou de statut privé. Les indicateurs journaliers d'exposition à la pollution atmosphérique - NO₂, O₃, PM₁₀ et PM_{2.5} - ont été construits à partir des concentrations mesurées sur chaque zone d'étude par les stations urbaines et péri-urbaines des Associations agréées de surveillance de la qualité de l'air. Pour chaque motif d'admission à l'hôpital étudié, les risques ont été estimés en prenant en compte l'exposition du jour de l'événement et de la veille (exposition 0-1 jours). Pour chaque relation exposition/risque, une analyse combinée des résultats obtenus localement a permis d'estimer un risque relatif combiné. Nous avons pu observer des relations significatives entre les niveaux de pollution particulaire (PM₁₀, PM_{2.5}) et de NO₂ et le nombre journalier d'hospitalisations pour causes cardio-vasculaires. Ces relations sont plus importantes pour les 65 ans et plus. Elles sont également plus élevées pour les causes cardiaques, en particulier les cardiopathies ischémiques, alors qu'elles ne sont pas significatives pour les maladies cérébrovasculaires.

Concernant les admissions hospitalières pour causes respiratoires, les excès de risque relatif associés à une augmentation des niveaux de NO₂, PM₁₀ et PM_{2.5} sont hétérogènes entre les zones d'études. Pour ces trois indicateurs de pollution, les excès de risque combiné sur les 8 villes sont positifs mais non significatifs. Les niveaux d'ozone sont significativement associés au risque relatif d'admission à l'hôpital pour causes respiratoires chez les personnes âgées de 65 ans et plus uniquement.

Cette étude a été réalisée suivant une méthodologie standardisée dans les huit pôles participants à la fois en termes de recueil des données, de construction des indicateurs et d'analyses statistiques. Cependant, le PMSI, qui demeure avant tout un système d'information à but médico-économique, représente la limite principale de cette étude. En effet, les données qu'il contient ne permettent pas de faire la distinction entre les admissions programmées et les admissions en urgence. De plus, la non-conservation dans certains établissements de santé des données au delà de trois années a conduit dans certaines agglomérations à raccourcir la période d'étude.

Ainsi, le manque de spécificité de certains indicateurs sanitaires (notamment respiratoires) et le faible effectif des hospitalisations prises en compte peuvent expliquer les larges intervalles de confiance entourant les estimations des excès de risque relatif observés.

Les résultats obtenus ici semblent robustes et valides pour ce qui concerne les hospitalisations pour maladies de l'appareil cardio-vasculaire. Pour ce qui concerne les hospitalisations pour causes respiratoires, le manque de spécificité de l'indicateur sanitaire utilisé et le manque de puissance des analyses expliquent certainement les incertitudes qui entourent les résultats obtenus. Dans ce contexte, la possibilité de construire des indicateurs plus spécifiques (distinction des admissions après passage par un service d'urgence des autres admissions) grâce aux modifications survenues au sein du PMSI offre des perspectives intéressantes. L'allongement de la durée de conservation des données du PMSI représenterait également un atout pour ce type d'étude.

This study is part of the French air pollution and health surveillance program. It aims at analyzing the short-term links between four air pollution indicators (NO₂, O₃, PM₁₀ et PM_{2.5}) and hospital admissions in eight French metropolitan areas (Bordeaux, Le Havre, Lille, Lyon, Marseille, Paris, Rouen et Toulouse).

Morbidity data were extracted from the French hospital information system (PMSI). Daily air pollution exposure indicators were constructed based on the values recorded by the background stations of the local air pollution monitoring networks. For each cause of hospital admission, relative risks were estimated taking into account exposure on the day of the event and on the day before (lag 0-1 days). For each exposure-response relationship, a combined analysis of local results was conducted, in order to estimate a combined relative risk.

We found significant links between the levels of particulate air pollution (PM₁₀, PM_{2.5}) and NO₂, and the number of hospital admissions for cardio-vascular causes. These relationships were stronger among the elderly (65 years old and more). They were also stronger when only hospital admissions for cardiac causes or ischemic heart diseases were taken into account. However, no significant link was observed between hospital admissions for cerebrovascular diseases and air pollution indicators.

Concerning hospital admissions for respiratory causes, there was a large heterogeneity among metropolitan areas in the relative risks estimates for NO₂, PM₁₀ and PM_{2.5}. For these three air pollution indicators, the combined relative risks were positive however non-significant. Ozone levels were significantly associated with the relative risk of hospital admission for respiratory causes in the elderly.

In this study, standardized methodologies were applied for data collection, indicators construction and statistical analysis in the eight participating metropolitan areas. However, the characteristics of the PMSI represent the main limit of this study. Data included in the PMSI, primarily collected for medico-economic purposes, do not allow distinguishing between scheduled and emergency hospital admissions. What is more, in some hospitals, PMSI data are not kept for longer than three years, which induced shortening of the study period in some areas. Hence, a lack of specificity of some of the morbidity indicators, together with the small number of hospital admissions observed in some cities, may explain the large confidence intervals surrounding some of the relative risks estimates.

The results obtained in this study concerning hospital admissions for cardio-vascular diseases seem robust and valid. Concerning hospital admissions for respiratory causes, the lack of specificity of the morbidity indicator, together with the lack of statistical power of the analysis, are certainly responsible for the uncertainties surrounding the results. In this context, the recent modifications of the PMSI, that should now allow distinguishing between scheduled and emergency hospital admissions, may offer interesting perspectives. Lengthening of the period during which PMSI data are kept in the hospitals would also be helpful for epidemiological studies such as this one.



**INSTITUT
DE VEILLE SANITAIRE**

Département santé-environnement

ISBN : 978-2-11-096469-4

Tirage : 120 exemplaires

Dépôt légal : Novembre 2006

Imprimé par FRANCE REPRO - Maisons-Alfort

12, rue du Val d'Osne - 94415 Saint-Maurice cedex

Tél. : 33(0) 1 41 79 67 00 - Fax : 33(0) 1 41 79 67 67

<http://www.invs.sante.fr>