

Pollution atmosphérique, inégalités sociales et exacerbation de l'asthme dans la Communauté Urbaine de Strasbourg

D. Bard¹, O. Laurent^{1,2}, S. Havard^{1,3}, S. Deguen¹, G. Pedrono⁴, L. Filleul⁵, C. Segala⁴, A. Lefranc⁶, C. Schillinger⁷, E. Rivière⁷

¹ Département d'Epidémiologie et de Recherche Clinique, École des Hautes Études en Santé Publique, Rennes

² LEPID, Institut de Radioprotection et de Sécurité Nucléaire, Fontenay aux Roses

³ INSERM U 707, Paris

⁴ SEPIA-santé, Baud

⁵ CIRE La Réunion, Institut national de Veille Sanitaire

⁶ DSE, Institut national de Veille Sanitaire, Saint Maurice

⁷ Association pour la Surveillance et l'Étude de la Pollution Atmosphérique en Alsace, Schiltigheim

Contact : denis.bard@ehesp.fr

INTRODUCTION

De nombreux travaux ont étudié les facteurs explicatifs de l'évolution de la morbidité asthmatique^{1,2} et de sa distribution au sein des populations³. Parmi ceux-ci, l'existence dans les pays industrialisés d'une association entre niveau socio-économique (NSE) des populations et prévalence « globale » de l'asthme (sans considérer les stades de sévérité de la maladie) reste actuellement controversée. Certaines études indiquent que le sens de cette association pourrait varier selon que l'on considère les asthmes allergiques (touchant davantage les sujets socio-économiquement favorisés) ou non allergiques (plus prévalentes chez les sujets défavorisés)^{4,5}. En revanche, la prévalence des formes sévères de l'asthme (toutes formes confondues) est plus importante chez les populations défavorisées que chez les populations aisées⁶⁻⁸. Compte tenu de ces divergences de résultats sur les associations entre prévalence des formes sévères de l'asthme et niveau socio-économique des populations, on peut formuler l'hypothèse que certains facteurs contribuent à exacerber davantage l'asthme chez les populations socio-économiquement défavorisées que chez les populations plus aisées³. Par ailleurs, la pollution atmosphérique ambiante (PA) est un facteur de risque démontré d'exacerbation de l'asthme⁹.

Les études menées sur des indicateurs d'exacerbation de l'asthme (EA) disponibles en routine rapportent des résultats cohérents avec les précédents. Ainsi les hospitalisations^{7,10} et les visites aux départements d'urgence pour asthme^{11,12} sont plus fréquentes chez les populations défavorisées que chez les populations aisées. Ces indicateurs concernent cependant des crises d'asthme présentant une certaine gravité. Afin d'obtenir une image plus complète de la distribution des crises d'asthme selon le NSE des populations, un indicateur intégrant également des événements moins sévères, tels que les appels téléphoniques pour crises d'asthme aux services mobiles de prise en charge des urgences médicales, mérite également d'être étudié. Compte tenu des tendances récentes à la diminution du nombre d'hospitalisations pour asthme observées en France métropolitaine¹³ et à l'augmentation du volume d'activité des services mobiles de prise en charge des urgences médicales, tous motifs d'appels confondus¹⁴, cet indicateur apparaît de plus en plus pertinent pour étudier l'activité sanitaire relative aux crises d'asthme et ses déterminants.

Par ailleurs, la littérature montre que les ventes de médicaments β_2 -stimulants d'action brève (β -SAB) peuvent être des indicateurs intéressants pour étudier la relation entre pollution de l'air et morbidité asthmatique¹⁵⁻¹⁸. Ces médicaments peuvent raisonnablement être considérés comme spécifiques de l'asthme chez le sujet de moins de 40 ans¹⁹.

Ce travail vise donc à décrire les relations entre d'une part 1) les appels pour EA aux services d'urgence médicale; 2) les délivrances de β -SAB ; d'autre part le NSE mesuré à une fine échelle géographique ; enfin les niveaux de pollution atmosphérique.

MATERIEL ET METHODES

La zone d'étude est la Communauté Urbaine de Strasbourg (CUS), environ 450,000 habitants répartis sur une superficie de 316 km², partagée entre 28 communes (recensement général de la population, 1999). L'unité statistique est l'IRIS (2000 habitants en moyenne), unité géographique la plus fine pour laquelle l'INSEE diffuse des données sur les caractéristiques socio-économiques des populations. La CUS comporte 190 IRIS.

Données

Démographie et niveau socioéconomique

Pour chaque IRIS, des dénombrements de population et de nombreuses variables socioéconomiques sont disponibles par tranches d'âge de 5 ans. A partir de cette information, nous avons construit un indice de NSE spécifique aux IRIS de la CUS²⁰. En bref, 52 variables ont été sélectionnées afin de refléter les différentes dimensions du NSE (revenus, niveau de formation, emploi, caractéristiques du logement, etc). Une démarche d'analyse en composantes principales (ACP) a permis de retenir un axe expliquant 66% de l'inertie des variables initiales. Cet axe, défini par 19 variables, constitue notre indice de NSE. Les IRIS les plus défavorisés sont caractérisés par les valeurs d'indice les plus élevées et inversement.

Appels d'urgence pour exacerbation de l'asthme

Le SAMU du Bas-Rhin (SAMU67) et SOS Médecins Strasbourg ont fourni leurs données d'appel pour crise d'asthme (codé selon la Classification Internationale des Soins Primaires) du 1^{er} janvier 2000 au 31 décembre 2005. Les doublons ont été exclus. Chaque appel a été géoréférencé à l'IRIS dans lequel se trouvait le patient au moment de l'appel, à partir de l'adresse postale correspondante. Seuls 2% des appels n'ont pu être géoréférencés ; l'âge du patient était inconnu pour 0,9 % des appels. Ces appels ont été exclus des analyses. Le SAMU a également fourni les diagnostics finaux rapportés par les médecins intervenants. Cette information a permis d'estimer la spécificité du motif d'appel « crise d'asthme » tel qu'il est notifié par les régulateurs du SAMU (proportion d'appels notifiés crise d'asthme par le régulateur pour lesquels le médecin intervenant rapporte effectivement un diagnostic de crise d'asthme).

Délivrance de médicaments β_2 -stimulants d'action brève

Les données de délivrance de β -SAB (code R3A4 de la nomenclature EPhMRA) aux personnes résidant dans la CUS durant l'année 2004 ont été obtenues de 4 régimes d'assurance maladie : Union Régionale des Caisses d'Assurance Maladie (régime général des salariés et bénéficiaires de la Couverture Maladie Universelle), Mutualité Sociale Agricole (agriculteurs et assimilés), Régime Social des Indépendants (artisans, commerçants, etc) et Mutuelle Générale des Etudiants de Lorraine. A eux quatre, ces régimes couvrent plus de 90% de la population locale²¹. Pour chacune des délivrances a été fournie la date de la délivrance, le groupe d'âge (0-9, 10-19, 20-39 ans), le genre et l'IRIS de résidence de l'ayant droit concerné.

Pollution de l'air ambiant

Les niveaux ambiants de PM₁₀, NO₂, et O₃ au niveau de chaque IRIS ont été estimés sur une base horaire à partir des inventaires d'émissions et mesures de l'association strasbourgeoise de surveillance de la qualité de l'air (ASPA), à l'aide du modèle déterministe ADMS-Urban. Les coefficients de corrélation entre les données de la modélisation et celles d'une campagne de mesure de validation sont de 0,73 ; 0,87 et 0,84 pour les PM₁₀, le NO₂ et l'O₃, respectivement.

Facteurs de confusion de la relation entre pollution de l'air ambiant et exacerbations de l'asthme

Les données météorologiques (température, pression atmosphérique, humidité relative) ont été obtenues de Météo-France. Les comptes polliniques quotidiens pour la zone ont été fournis par le Réseau National de Surveillance Aérobiologique, les profils épidémiologiques hebdomadaires de la grippe par le réseau sentinelle de l'INSERM.

Analyses

Un lissage empirique bayésien²² a été mis en œuvre afin de stabiliser les taux des IRIS peu peuplés. Des autocorrélations spatiales positives et statistiquement significatives ont été observées pour l'indice socioéconomique ($I = 0,54$, $p < 0,01$), les taux et SIR d'appels d'urgence pour asthme (I de 0,67 à 0,77 selon les tranches d'âge, $p < 0,01$). Les associations entre NSE des IRIS et taux (ou SIR) d'événements sanitaires ont été quantifiées par coefficients de corrélation de Pearson. La significativité de ces associations a été évaluée à l'aide du test de Student modifié proposé par Clifford *et al.* (1989)²³, pour tenir compte de l'autocorrélation spatiale des variables entre IRIS voisins.

Les associations entre événements sanitaires (appels d'urgence pour EA ou délivrances de β -SAB) et niveaux de pollution de l'air ont été estimées par analyse cas-croisés. Cette approche, similaire à l'analyse cas-témoins, est pertinente pour étudier les effets d'une exposition ponctuelle sur le risque d'événements sanitaires rares et aigus. Le sujet est cas au moment de l'événement de santé et témoin les jours où il en est indemne. Nous avons utilisé une approche stratifiée sur le temps, les jours témoins étant les mêmes jours de la semaine (par exemple les mercredi si le cas survient un mercredi) au cours du mois durant lequel est survenu l'évènement de santé. L'analyse statistique a été conduite par régression logistique conditionnelle.

Les associations entre survenue de l'évènement de santé et niveau de pollution ambiante (moyenne des 24h pour les PM_{10} et le NO_2 , valeur maximale quotidienne des moyennes mobiles sur 8 heures pour O_3 et uniquement pour la période d'avril à septembre (les concentrations d' O_3 sont trop faibles en saison froide), ont d'abord été testées sans différenciation selon le NSE afin de d'évaluer le temps de latence²⁴ entre exposition et événement. Les associations ont été estimées avec ajustement sur les facteurs de confusion. Le NSE a ensuite été introduit en tant que variable discrète (modèle de base) en 5 classes, les Odds Ratio (OR) ont été estimés pour chaque strate. Alternativement, le NSE a été introduit en tant que variable continue, en construisant un modèle cas-croisé pour chacun des 174 IRIS.

RESULTATS

La figure 1 présente la cartographie de l'indice de NSE sur la zone d'étude. Elle montre que les IRIS les plus favorisés se situent en périphérie. La figure 2 présente les cartographies des SIR lissés des EA. Ces SIR sont eux aussi plus élevés vers le centre de la CUS qu'en périphérie.

Exacerbation de l'asthme

On compte sur la période d'étude 4.677 cas d'EA. Le tableau I présente la distribution des cas par quintile de NSE et les concentrations de polluants moyennes sur la période²⁵.

Les associations les plus fortes (pour une augmentation de $10 \mu g/m^3$) s'observent pour le temps de latence 0-1 jour dans le cas des EA pour les PM_{10} (OR 1,035 ; intervalle de confiance à 95% [0,997-1,075], du jour même pour le NO_2 (OR : 1,025 [0,990-1,032]). Il n'a pas été observé d'association pour l' O_3 . Les interactions avec le NSE ont été testées pour ces temps de latence. Les analyses cas-croisés ajustées montrent une association positive mais non significative entre les appels pour EA et les niveaux de polluants : pour une augmentation de $10 \mu g/m^3$ des concentrations ambiantes, les OR sont de 1,035 [0,997-1,075] pour les PM_{10} et de 1,025 [0,990-1,062] pour le NO_2 . Il n'y a pas d'association pour l'ozone (OR=0,998 ; [0,965-1,032]). Le NSE n'avait pas d'influence significative sur ces associations (figure 3), que le NSE soit traité comme variable discrète ou continue et dans ce cas, qu'il s'agisse d'un modèle à effet fixe ou aléatoire²⁶.

Délivrance de médicaments β_2 -stimulants d'action brève

Pour la période d'étude (2004), on enregistre 15.121 délivrances de β -SAB sur la CUS chez les moins de 40 ans. Les SIR et taux de délivrances augmentaient modestement en relation inverse avec le NSE. Les temps de latence devenaient significatifs pour les 3 polluants à partir de 5 jours ($p < 0,05$). On observe, pour une augmentation de $10 \mu g/m^3$ des concentrations ambiantes, des accroissements de délivrance statistiquement significatifs, de 7,5 % (4-11,2%) pour les PM_{10} et de 8,4 % (5-11,9 %) pour le NO_2 , mais pas d'association pour l' O_3 . Il n'y a pas non d'influence significative du NSE sur la relation entre pollution ambiante et délivrances²⁷.

DISCUSSION

Nous avons utilisé un indice de NSE construit à partir de nombreuses variables socio-économiques²⁰. Les valeurs de cet indice sont fortement corrélées avec celles de deux indices de NSE fréquemment utilisés dans la littérature, ceux de Townsend²⁸ ($r = 0.96$, $p < 0.01$) et une transposition de l'indice de Carstairs au contexte français proposée par Challier et Viel²⁹(25) ($r = 0.97$, $p < 0.01$). Nos résultats sont donc peu sensibles à la méthode employée pour caractériser le NSE des IRIS.

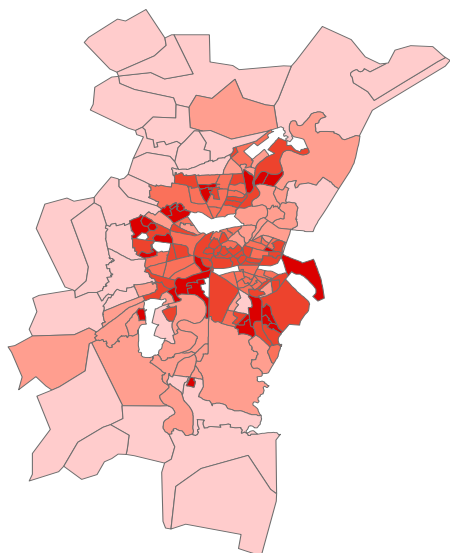


Figure 1. Indice de niveau socio-économique par IRIS, Communauté Urbaine de Strasbourg (les IRIS les plus défavorisés sont les plus foncés)

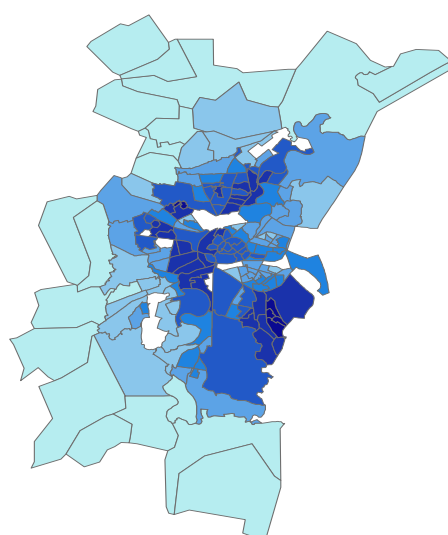


Figure 2. Lissage empirique bayésien des SIR d'appels pour exacerbation de l'asthme (croissants du clair au foncé)

Tableau I. Appels pour exacerbation de l'asthme par quintile de NSE et concentrations de polluants moyennes ($\mu\text{g}/\text{m}^3$) pour la Communauté Urbaine de Strasbourg, 2000-2005

Quintile*	Population	Appels, tous âges	Appels, 0-19 ans	Appels, 19-64 ans	Appels, 64+	PM ₁₀ $\mu\text{g}/\text{m}^3$	NO ₂ $\mu\text{g}/\text{m}^3$	O ₃ § $\mu\text{g}/\text{m}^3$
1	80.917	313	70	125	118	21,0	30,2	63,4
2	92.534	784	159	300	325	22,1	35,0	58,6
3	93.392	959	169	384	406	23,2	39,0	55,0
4	105.367	1.243	226	574	443	23,0	38,3	55,5
5	74.695	1.378	330	703	345	22,5	35,7	58,0
TOTAL	446.905	4.677	954	2.086	1.637	22,6	36,0	57,7

* Le quintile 1 correspond au NSE le plus élevé, le quintile 5 aux populations les plus défavorisées

§ Valeur maximale quotidienne des moyennes mobiles sur 8 heures, moyenne du 1^{er} avril-30 septembre

Les appels d'urgence étaient géoréférencés à l'adresse de localisation du patient au moment de l'appel, qui n'était pas nécessairement son adresse de résidence. Sur un sous-ensemble de 533 cas d'asthme confirmés par le SAMU pour lesquelles ces deux adresses étaient disponibles, l'adresse d'appel correspondait bien à l'adresse de résidence des patients pour 77% des cas. Les caractéristiques sociodémographiques (âge, NSE de l'IRIS d'appel) de ce sous-ensemble de données étaient très proches de celles de l'ensemble des appels pour asthme et de l'ensemble des cas confirmés par le SAMU et concorde avec les déclarations de SOS-Médecins Strasbourg. Considérant la netteté des

gradients socioéconomiques observés, on peut raisonnablement penser que ceux-ci auraient également été observés (atténués ou accentués) si le géoréférencement avait exclusivement été basé sur des adresses de résidence confirmées.

Spécificité des appels d'urgence pour asthme

Cette spécificité était de 60 à 65% d'après le SAMU 67, sans variation significative selon le NSE des IRIS (résultats non présentés). Ce résultat est proche de la spécificité des appels pour asthme (68 %) observée dans une étude conduite à Bordeaux pour SOS-Médecins³⁰. La différence entre la spécificité de l'asthme auto-déclaré (95 %) de l'enquête ESPS 1998²¹ et celle des études citées ci-dessus pourrait s'expliquer par le fait que les appelants au SAMU n'étaient pas les patients eux-mêmes que dans 13% des cas. La spécificité du motif d'appel reste suffisante pour suggérer qu'une part importante des gradients socioéconomiques observés pour celui-ci est effectivement due à l'asthme, d'autant plus que des gradients socioéconomiques de même sens ont été observés pour les cas d'asthme confirmés par le SAMU.

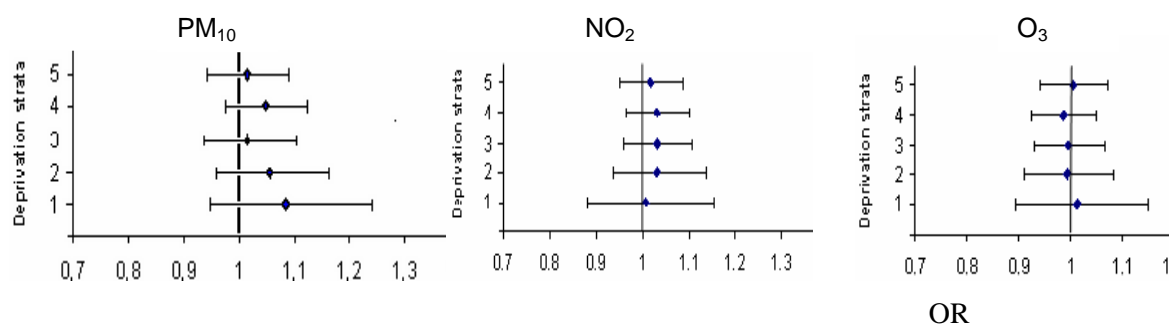


Figure 3. Odds Ratio (OR) des appels d'urgence pour asthme pour une augmentation de concentration des polluants de 10 µg/m³, selon le niveau socio économique. La strate 1 est la plus favorisée, la strate 5 la moins favorisée.

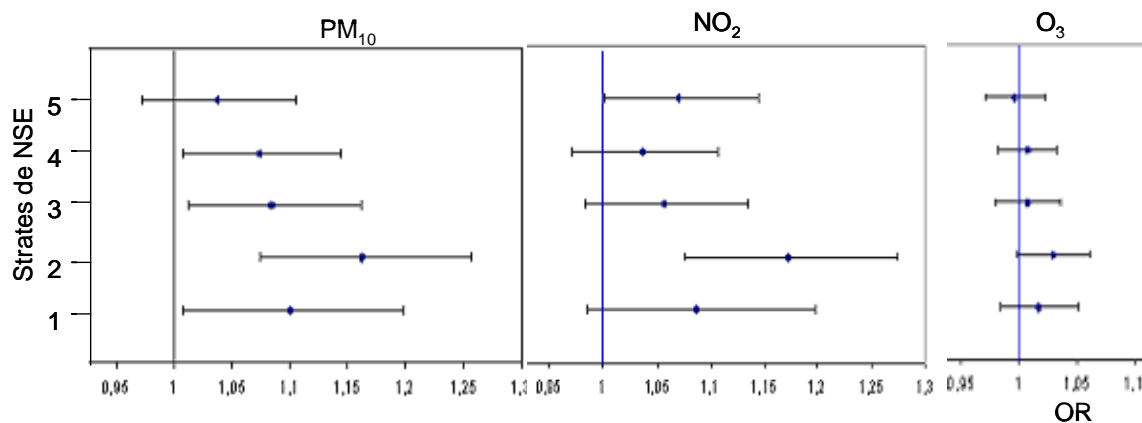


Figure 4. Odds Ratio (OR) des délivrances de β₂-stimulants d'action brève sur la Communauté Urbaine de Strasbourg chez les moins de 40 ans (2004) pour une augmentation de concentration des polluants de 10 µg/m³, selon le niveau socio économique. La strate 1 est la plus favorisée, la strate 5 la moins favorisée.

Facteurs à l'origine des gradients socioéconomiques pour exacerbation de l'asthme

Des disparités de fréquence ou de gravité des crises d'asthme selon le NSE ont fait l'objet de plusieurs publications^{6 10 31}. Elles pourraient résulter d'expositions plus importantes dans les quartiers moins favorisés à certains facteurs de risque psychosociaux et environnementaux pouvant induire ou exacerber l'asthme. Parmi ceux-ci figurent notamment le stress, le tabagisme (actif et passif), les expositions professionnelles, les allergènes d'origine intérieure (animaux domestiques, acariens,

cafards, moisissures) ou extérieure (pollens), et la pollution atmosphérique ambiante³. Ces disparités pourraient aussi provenir d'un contrôle médicamenteux de l'asthme plus ou moins adapté selon le SES des quartiers. De telles disparités pourraient résulter de recours trop rares aux consultations médicales de routine³² ou de moins bonnes observances des prescriptions chez les populations moins favorisées³³. Une prise en charge globalement moins adaptée dans les quartiers les moins favorisés pourrait ainsi y favoriser la survenue de crises.

Les distances géographiques d'accès aux soins n'ont pu influencer de manière forte sur le mode de recours aux soins, vu la superficie modeste de la CUS, et les IRIS où sont observés les plus forts taux d'appels se situent dans la commune de Strasbourg, où la densité de médecins généralistes (1,24/1000 habitants) est légèrement plus élevée que dans le reste de la CUS (1,19/1000 habitants) et où sont concentrés les services d'urgences hospitalières de l'agglomération. Par ailleurs, l'accès financier aux soins semble lui aussi peu susceptible d'expliquer une part significative des gradients socioéconomiques observés. L'appel au SAMU n'engage aucun frais de la part des patients et l'intégration dans une même base de données des appels passés à SOS Médecins et au SAMU visait à nous affranchir d'éventuels biais relatifs à un recours préférentiel au SAMU plutôt qu'à SOS Médecins en raison de l'avance de frais.

En conclusion, dans la CUS, les taux d'appels pour asthme auprès des services mobiles de prise en charge des urgences médicales augmentent régulièrement des quartiers les plus favorisés vers les plus défavorisés. Ces associations sont statistiquement significatives, même après prise en compte l'autocorrélation spatiale entre IRIS voisins et lorsque seuls les cas confirmés par le SAMU sont pris en compte. Cette tendance est en accord avec celles rapportées dans la littérature pour les hospitalisations pour asthme. Une tendance de même sens mais moins nette a été également observée pour les délivrances de β -SAB

Nous n'observons pas d'effet du NSE sur les relations entre pollution ambiante et indicateurs d'exacerbation de l'asthme, qu'il s'agisse des appels pour EA ou des délivrances de β -SAB. Dans le cas des EA, deux articles sont comparables aux nôtres, quoique les niveaux de polluants (niveaux de NO₂ et d'O₃ similaires aux nôtres) y soient évalués niveau des villes de Vancouver³⁴ ou de Toronto³⁵ plutôt qu'à petite échelle. Lin *et al.* concluent à l'existence d'un tel effet pour le NO₂ mais pas, comme nous-mêmes, pour l'ozone. Cette divergence de résultats peut s'expliquer par les spécificités socio-géographiques locales et/ou par un manque de puissance de notre étude.

Remerciements

Ce travail a été financé par l'Agence Nationale de la Recherche (ANR), et réalisé avec l'accord de la Commission Nationale de l'Informatique et des Libertés. Il a donné lieu à la publication de 5 articles et 10 communications.

REFERENCES

1. Asher MI, Montefort S, Bjorksten B, Lai CK, Strachan DP, Weiland SK, *et al.* Worldwide time trends in the prevalence of symptoms of asthma, allergic rhinoconjunctivitis, and eczema in childhood: ISAAC phases one and three repeat multicountry cross-sectional surveys. *Lancet* 2006;**368**(9537):733-43.
2. Chinn S, Jarvis D, Burney P, Luczynska C, Ackermann-Liebrich U, Anto JM, *et al.* Increase in diagnosed asthma but not in symptoms in the European community respiratory health survey. *Thorax* 2004;**59**(8):646-51.
3. Gold DR, Wright R. Population disparities in asthma. *Annu.Rev.Public Health* 2005;**26**:89-113.
4. Braback L, Hjern A, Rasmussen F. Social class in asthma and allergic rhinitis: A national cohort study over three decades. *Eur.Respir.J.* 2005;**26**(6):1064-68.
5. Chen JT, Krieger N, Van Den Eeden SK, Quesenberry CP. Different slopes for different folks: Socioeconomic and racial/ethnic disparities in asthma and hay fever among 173,859 U.S. men and women. *Environ Health Perspect* 2002;**110 Suppl 2**:211-16.
6. Blanc PD, Yen IH, Chen H, Katz PP, Earnest G, Balmes JR, *et al.* Area-level socio-economic status and health status among adults with asthma and rhinitis. *Eur.Respir.J.* 2006;**27**(1):85-94.
7. Cesaroni G, Farchi S, Davoli M, Forastiere F, Perucci CA. Individual and area-based indicators of socioeconomic status and childhood asthma. *Eur.Respir.J.* 2003;**22**(4):619-24.
8. Mielck A, Reitmeir P, Wjst M. Severity of childhood asthma by socioeconomic status. *Int.J.Epidemiol.* 1996;**25**(2):388-93.
9. Samet J, Krewski D. Health effects associated with exposure to ambient air pollution. *J Toxicol Environ Health A* 2007;**70**(3-4):227-42.

10. Claudio L, Tulton L, Doucette J, Landrigan PJ. Socioeconomic factors and asthma hospitalization rates in New York City. *J.Asthma* 1999;**36**(4):343-50.
11. Pines JM, Buford K. Predictors of frequent emergency department utilization in Southeastern Pennsylvania. *J.Asthma* 2006;**43**(3):219-23.
12. Stingone JA, Claudio L. Disparities in the use of urgent health care services among asthmatic children. *Ann.Allergy Asthma Immunol.* 2006;**97**(2):244-50.
13. Institut National de Veille Sanitaire, editor. Hospitalisations pour asthme en France métropolitaine, 1998-2002. Evaluation à partir des données du pmsi *Journées de Veille sanitaire*; 2007; St Maurice.
14. Fédération Nationale des Observatoires Régionaux de la Santé. La santé observée dans les régions de France. Chapitre 2.4., les urgences, 2000.
15. Naureckas ET, Dukic V, Bao X, Rathouz P. Short-acting beta-agonist prescription fills as a marker for asthma morbidity. *Chest* 2005;**128**(2):602-8.
16. Pitard A, Zeghnoun A, Courseaux A, Lamberty J, Delmas V, Fossard JL, *et al.* Short-term associations between air pollution and respiratory drug sales. *Environ Res* 2004;**95**(1):43-52.
17. von Klot S, Wolke G, Tuch T, Heinrich J, Dockery DW, Schwartz J, *et al.* Increased asthma medication use in association with ambient fine and ultrafine particles. *Eur Respir J* 2002;**20**(3):691-702.
18. Zeghnoun A, Beaudeau P, Carrat F, Delmas V, Boudhabhay O, Gayon F, *et al.* Air pollution and respiratory drug sales in the city of Le Havre, France, 1993-1996. *Environ Res* 1999;**81**(3):224-30.
19. Viegi G, Pistelli F, Sherrill DL, Maio S, Baldacci S, Carrozzi L. Definition, epidemiology and natural history of copd. *Eur Respir J* 2007;**30**(5):993-1013.
20. Havard S, Deguen Sv, Bodin J, Louis K, Laurent O, Bard D. A small-area index of socioeconomic deprivation to capture health inequalities in France. *Soc Sci Med* 2008;**67**(12):2007-16.
21. Com-Ruelle L, Crestin B, Dumesnil S. L'asthme en france selon les stades de sévérité, 2002.
22. Marshall RJ. Mapping disease and mortality rates using empirical Bayes estimators. *J R Stat Soc Ser C Appl Stat* 1991;**40**(2):283-94.
23. Clifford P, Richardson S, Hemon D. Assessing the significance of the correlation between two spatial processes. *Biometrics* 1989;**45**(1):123-34.
24. McConnochie KM, Russo MJ, McBride JT, Szilagyi PG, Brooks AM, Roghmann KJ. Socioeconomic variation in asthma hospitalization: Excess utilization or greater need? *Pediatrics* 1999;**103**(6):e75.
25. Laurent O, Filleul L, Havard S, Deguen S, Declercq C, Bard D. Asthma attacks and deprivation: Gradients in use of mobile emergency medical services. *J Epidemiol Community Health* 2008;**62**:1014-6.
26. Laurent O, Pedrono G, Segala C, Filleul L, Havard S, Deguen S, *et al.* Air pollution, asthma attacks and socioeconomic deprivation: A small-area case-crossover study. *Am J Epidemiol* 2008;**168**:58-65.
27. Laurent O, Pedrono G, Filleul L, Segala C, Lefranc A, Schillinger C, *et al.* Influence of socioeconomic deprivation on the relation between air pollution and beta-agonist sales for asthma. *Chest* 2009;**135**(3):717-23.
28. Townsend P. Deprivation. *J Soc Pol* 1987;**16**:125-46.
29. Challier B, Viel JF. Relevance and validity of a new French composite index to measure poverty on a geographical level. *Rev.Epidemiol.Sante Publique* 2001;**49**(1):41-50.
30. Filleul L, Provost D, Léglise B, Jouves B, Jossieran L. Comparaison des motifs d'appel aux diagnostics établis après chaque visite à partir des données de l'association SOS Médecins Bordeaux, 2003. In VS, editor. Bordeaux: CIRE Aquitaine, 2005.
31. Basagana X, Sunyer J, Kogevinas M, Zock JP, Duran-Tauleria E, Jarvis D, *et al.* Socioeconomic status and asthma prevalence in young adults: The European Community respiratory health survey. *Am.J.Epidemiol.* 2004;**160**(2):178-88.
32. Corsico AG, Cazzoletti L, de Marco R, Janson C, Jarvis D, Zoia MC, *et al.* Factors affecting adherence to asthma treatment in an international cohort of young and middle-aged adults. *Respir Med* 2007;**101**(6):1363-7.
33. Rona RJ. Asthma and poverty. *Thorax* 2000;**55**(3):239-44.
34. Lin CA, Amador Pereira LA, Souza Conceicao GM, Kishi HS, Milani R, Jr., Ferreira Braga AL, *et al.* Association between air pollution and ischemic cardiovascular emergency room visits. *Environ.Res.* 2003;**92**(1):57-63.
35. Burra TA, Moineddin R, Agha MM, Glazier RH. Social disadvantage, air pollution, and asthma physician visits in Toronto, Canada. *Environ Res* 2009;**109**(5):567-74.