

Agence
de développement
de réseaux locaux
de services de santé
et de services sociaux

Québec
Montréal



Santé publique

Étude de la variation géographique de l'asthme pédiatrique sur le territoire de l'île de Montréal entre 1995 et 2000.

Une analyse spatiale des données d'hospitalisation

Khalid Berrada

Marie-Claude Boivin

Isabel Fortier

Avril 2005

**LA PRÉVENTION
EN ACTIONS**

*Garder notre
monde en santé*

Étude de la variation géographique de l'asthme pédiatrique sur le territoire de l'île de Montréal entre 1995 et 2000.

Une analyse spatiale des données d'hospitalisation

Khalid Berrada, B.Sc.

Marie-Claude Boivin, M.Sc.

Isabel Fortier, Ph.D.

Avril 2005

Une réalisation de l'unité Santé au travail et environnementale
Hôpital Maisonneuve-Rosemont, mandataire

© Direction de santé publique
Agence de développement de réseaux locaux de services de santé
et de services sociaux de Montréal (2005)
Tous droits réservés

ISBN : 2-89494-450-0

Dépôt légal : Bibliothèque nationale du Québec, 2005
Dépôt légal : Bibliothèque nationale du Canada, 2005

REMERCIEMENTS

Nous tenons à remercier les personnes suivantes pour leur collaboration durant la réalisation de ce projet :

Céline Boucherie, stagiaire universitaire de l'Université de Bretagne-Sud.

Nathalie Gravel, technicienne de recherche, Direction de santé publique de Montréal

France Labrèche, agent de recherche, Direction de santé publique de Montréal

Maryse Arpin, secrétariat et mise en page, Direction de santé publique de Montréal

AVANT-PROPOS

L'asthme pédiatrique est un important problème de santé publique. D'ailleurs, le Programme national de santé publique du Québec (2003-2012) présente une série d'actions en vue d'inverser les tendances actuellement à la hausse. Depuis plusieurs années, la Direction de santé publique de Montréal (DSP) est impliquée dans une série d'activités destinées à la réduction de l'asthme sur son territoire. À cet égard, le Plan d'action montréalais en santé publique 2003-2006 prévoit notamment le développement d'un plan de surveillance de l'asthme chez les enfants. Une enquête épidémiologique incluant 1 000 enfants montréalais sera également réalisée dans le but d'investiguer divers facteurs de risque en lien avec la maladie.

Comme plusieurs études mettent en cause des facteurs personnels et environnementaux dans la genèse et l'exacerbation de l'asthme, nous croyons qu'une meilleure connaissance de la situation et des variations locales de la maladie et des facteurs associés (exposition aux allergènes, aux irritants et aux polluants atmosphériques à l'intérieur et à l'extérieur, statut socio-économique...) sur le territoire favorisera la mise en place d'actions ciblées plus efficaces en vue d'en réduire les impacts.

En 2002, la DSP publiait une étude portant sur la pertinence d'utiliser des données administratives aux fins de surveillance de l'asthme pédiatrique (*Surveillance de l'asthme pédiatrique sur la base des fichiers administratifs : évaluation des bases de données*). S'inscrivant dans la continuité de ces travaux, la présente étude a été réalisée dans le but de mieux circonscrire les secteurs de l'île les plus affectés par la maladie et d'examiner certains paramètres socio-économiques classiquement associés à l'asthme pédiatrique, en utilisant les méthodes statistiques de recherches d'agrégats spatiaux développées au cours des dernières années.

Ces méthodes, en décrivant la variation spatiale de l'asthme, non plus sur la base de grands territoires administratifs prédéfinis (par ex. CLSC) mais à partir d'unités géographiques contextuelles de faible étendue, permettent d'établir une cartographie plus fine et de vérifier l'existence d'un patron spatial au sein des données.

L'exploration et l'exploitation de nouvelles méthodes visant à améliorer la surveillance de l'état de santé de la population et de ses déterminants s'inscrivent parfaitement dans le mandat du directeur de santé publique.

Il nous fait donc plaisir de vous présenter les résultats de cette étude.



Richard Lessard, M.D.
Directeur
Direction de santé publique de Montréal



Louis Drouin, M.D., M.P.H.
Responsable
Secteur Environnement urbain et santé

SOMMAIRE

L'asthme constitue un problème majeur de santé publique, particulièrement chez les jeunes enfants, au Canada tout comme en Amérique du Nord et en Europe.

Sur le territoire de l'île de Montréal, des variations des taux d'hospitalisation pour asthme selon les CLSC ont été constatées. Avec le développement de nouvelles méthodes de statistiques spatiales, nous nous sommes demandés s'il ne serait pas possible d'identifier à une échelle plus fine les agrégats d'hospitalisations de manière à assurer une surveillance plus localisée de ce problème de santé.

Le but de notre étude était donc d'explorer certaines méthodes de recherche d'agrégats, de les appliquer pour analyser les variations géographiques au sein des données d'hospitalisation pour asthme chez les enfants de 6 mois à 12 ans entre le 1^{er} avril 1995 et le 31 mars 2000, et de décrire les caractéristiques socio-économiques des éventuelles zones d'agrégation identifiées.

La méthode retenue pour identifier les agrégats est une approche d'analyse exploratoire de données spatiales s'appuyant sur le test local de Moran ou LISA (Local Indicators of Spatial Association) de Luc Anselin et la statistique de balayage spatial (SATSCAN) développée par Martin Kulldorff.

Les résultats des analyses ont permis de mettre en évidence cinq agrégats d'hospitalisations statistiquement significatifs situés dans différents quartiers de l'île. Nous avons ainsi pu identifié un agrégat à Côte-des-Neiges ($RTS^1=1,79$), Verdun/Pointe-St-Charles ($RTS=1,63$), Mercier-Est/Pointe-aux-Trembles ($RTS=1,42$), Hochelaga-Maisonneuve ($RTS=1,41$) et enfin Parc-Extension ($RTS=1,32$). Quatre secteurs affichant de faibles taux d'hospitalisation ont été également identifiés, un à Outremont ($RTS=0,42$), un dans Rivière-des-Prairies ($RTS=0,52$), un autre dans le West-Island ($RTS=0,57$) et un dernier à Ville Saint-Laurent ($RTS=0,70$).

Tous les agrégats d'hospitalisations montrent une similarité exprimant une certaine défavorisation par rapport au reste de l'île, pour les variables socio-économiques suivantes : le taux de chômage, le revenu moyen des familles, la proportion de mères faiblement scolarisées, la proportion de familles monoparentales, le pourcentage d'ouvriers et la valeur moyenne du logement. Pour les autres variables observées, i.e. pourcentage d'immigrants, proportion de locataires et loyer moyen, il existe des disparités entre les différentes zones d'agrégation.

Mais il faut demeurer prudent dans l'interprétation de ces résultats. Les associations sont basées sur des données de niveau géographique différent, les données sanitaires étant établies à l'échelle de l'individu alors que les données socio-économiques correspondent à celles du groupe (secteur de dénombrement où se trouve l'individu). On infère donc à un niveau d'analyse des observations établies à un autre niveau.

Il n'en reste pas moins que l'identification d'agrégats à l'aide de ces nouvelles méthodes d'analyse spatiale apporte une information additionnelle. Par conséquent, ces outils devraient être exploités plus intensivement aux fins de surveillance de divers problèmes de santé. Les informations obtenues permettraient ainsi de mieux circonscrire les secteurs prioritaires lors de la mise en oeuvre de programmes de recherche et d'intervention auprès d'une population à risque.

¹ Rapport de Taux Standardisé

TABLE DES MATIÈRES

1.	MISE EN CONTEXTE.....	1
2.	BUTS ET OBJECTIFS DE L'ÉTUDE.....	2
3.	MÉTHODOLOGIE.....	3
3.1	MÉTHODES D'ANALYSE SPATIALE.....	3
3.1.1	Avantages et limites de l'approche cartographique.....	3
3.1.2	Avantages de l'approche par agrégats.....	4
3.1.3	Méthodes retenues dans le cadre de l'étude.....	4
3.2	RÉGRESSION LINÉAIRE MULTIPLE.....	5
3.3	VARIABLES ET SOURCES DE DONNÉES.....	6
3.3.1	Données sanitaires et géographiques.....	6
3.3.1.1	Descriptif du fichier des hospitalisations.....	6
3.3.1.2	Descriptif des fichiers de conversion des codes postaux et de pondération.....	7
3.3.2	Données démographiques et socio-économiques.....	9
3.3.2.1	Variables socio-économiques.....	9
3.4	CALCUL DES POPULATIONS DE RÉFÉRENCE ET POLITIQUE DE CONFIDENTIALITÉ.....	10
3.5	VALIDATION DES DONNÉES D'HOSPITALISATION.....	10
3.5.1	Validation des codes postaux des adresses de résidence des patients hospitalisés.....	11
3.5.2	Géocodage des hospitalisations et regroupement par secteur de dénombrement.....	11
3.5.3	Vérification de la cohérence entre les chiffres de population et le nombre d'hospitalisations.....	12
3.5.4	Élimination des doublons du fichier des hospitalisations.....	12
3.6	CONSTITUTION DE LA BASE DE DONNÉES FINALE.....	13
4.	ANALYSE DES AGRÉGATS SPATIAUX.....	13
4.1	MESURES D'AUTOCORRÉLATION SPATIALE.....	13
4.2	RÉSULTATS DU TEST GLOBAL DE MORAN.....	14
4.3	RÉSULTATS DU TEST LOCAL DE MORAN.....	19
4.4	RECHERCHE D'AGRÉGATS PAR LA MÉTHODE DE KULLDORFF.....	29
4.3.1	Résultats de la recherche de sous-agrégats.....	33
4.3.2	Recherche de regroupements de secteurs à faible taux.....	37

5.	ÉTUDE DE LA RELATION DES AGRÉGATS AVEC LES INDICATEURS SOCIO-ÉCONOMIQUES.	41
5.1	PROFILS SOCIO-ÉCONOMIQUES DES AGRÉGATS.....	41
5.3	MODÈLE DE RÉGRESSION LINÉAIRE.....	44
6.	DISCUSSION.....	45
7.	CONCLUSION.....	47
	ANNEXES.....	51

INDEX DES FIGURES

Figure 1 :	Les différents types de structures spatiales	14
Figure 2 :	Carte des rapports de taux d'hospitalisation par secteur de dénombrement	17
Figure 3 :	Distribution théorique de l'indice I de Moran sans ajustement	19
Figure 4 :	Distribution théorique de l'indice I de Moran avec ajustement	19
Figure 5 :	Carte de signification statistique du Test local de Moran	23
Figure 6 :	Diagramme de Moran d'ordre 1	25
Figure 7 :	Carte des agrégats de secteurs significatifs par le test du LISA	28
Figure 8 :	Carte des agrégats d'hospitalisations par la méthode de Kulldorff (Population maximale de 50%)	31
Figure 9 :	Carte des sous-agrégats constituant l'agrégat principal	35
Figure 10 :	Carte des zones de faible taux d'hospitalisation identifiées par la méthode de Kulldorff	39

INDEX DES TABLEAUX

Tableau 1 :	Variables exploitées dans le fichier Med-Écho	6
Tableau 2 :	Variables exploitées dans le fichier FCCP	8
Tableau 3 :	Variables exploitées dans le fichier de pondération des codes postaux	9
Tableau 4 :	Tableau des regroupements de voisins similaires de type Bas-Bas (rapport de taux faible)	27
Tableau 5 :	Tableau des regroupements de voisins similaires de type Haut-Haut (rapport de taux élevé)	27
Tableau 6 :	Résultats du test de Kulldorff pour une fenêtre maximale de 50%	30
Tableau 7 :	Résultats de la partition de l'agrégat principal	33
Tableau 8 :	Caractéristiques des zones de faible taux identifiées par SatScan	37
Tableau 9 :	Portrait socio-économique des agrégats d'hospitalisations	42
Tableau 10 :	Résultats de l'application de l'algorithme de recherche de modèles de régression ..	44

1. MISE EN CONTEXTE

L'asthme constitue actuellement un problème majeur de santé publique puisque sa prévalence a plus que doublé au cours des vingt dernières années dans les pays industrialisés (Burr, 1993). Les enquêtes nationales sur la santé réalisées au Canada entre 1974 et 1995 révèlent une augmentation prononcée de la prévalence de l'asthme surtout chez l'enfant de 0 à 14 ans (Millar et al., 1998), aussi bien dans les régions urbaines que dans les régions rurales. Si seulement 2,5 % des enfants de moins de 15 ans en souffraient en 1978, ils étaient plus de 11,2 % en 1995.

L'étiologie de l'asthme demeure complexe. Mais l'hérédité semble y jouer un rôle important. Ainsi l'enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes de 1995 indique qu'il existe une forte prévalence chez les enfants dont les parents sont asthmatiques (Johansen et al., 1992). Cela dit, l'hérédité ne suffit pas à expliquer l'augmentation observée.

Beaucoup d'études épidémiologiques montrent en effet de façon cohérente que les facteurs environnementaux jouent également un rôle prépondérant dans la susceptibilité vis à vis de cette affection (Neukirch, 1998). Les facteurs les plus couramment cités sont :

- L'exposition à des allergènes (animaux domestiques, acariens de la poussière domestique, coquerelles, moisissures).
- L'isolation des habitations qui entraîne une humidité et température plus élevées.
- L'exposition aux polluants chimiques de l'environnement intérieur (exemple : oxydes d'azote) ou extérieur.
- Le tabagisme de la mère pendant la grossesse ainsi que le nombre de fumeurs à la maison.

Par ailleurs, la relation entre les infections virales respiratoires de l'enfance et la survenue de l'asthme est bien connue, de même que le rôle des rhinovirus dans les exacerbations de la maladie (Busse et al., 1997).

L'impact du statut socio-économique sur l'asthme et son aggravation semble moins consensuel. Il existe à ce titre plusieurs études aux résultats contradictoires, rapportant tantôt des associations positives tantôt des associations négatives (Hancox et al., 1995). La généralisation des résultats à des populations dont les conditions sociales diffèrent grandement n'est pas chose aisée. Néanmoins, le statut socio-économique représente un indicateur indirect des conditions d'hygiène dans les logements pouvant favoriser la prolifération des facteurs de risque (moisissures, présence d'acariens et de blattes) associés à l'aggravation de l'asthme. De plus, la compréhension de la maladie, la perception de la sévérité des symptômes, le respect de la médication et la fidélité au traitement varient en fonction de la scolarité des parents et de leur statut socio-économique.

Au vu de ce qui précède, on constate donc qu'il est peu probable qu'un seul facteur puisse suffire à lui seul à expliquer la survenue ou l'exacerbation de l'asthme pédiatrique. Ce problème sanitaire dépend plutôt de l'interaction entre plusieurs facteurs causals dont certains demeurent probablement encore inconnus.

2. BUTS ET OBJECTIFS DE L'ÉTUDE

Le but de cette étude est d'évaluer les variations spatiales de l'asthme pédiatrique sur le territoire montréalais entre le 1^{er} avril 1995 et le 30 mars 2000 afin d'identifier les zones géographiques où l'on constate un taux d'hospitalisation plus élevé de l'asthme et pour lesquelles la mise en place de programmes de recherche et d'intervention à vocation éducative ou préventive, serait justifiée. Des interventions plus ciblées au sein des groupes les plus vulnérables sont en effet plus susceptibles d'atteindre des objectifs de réduction de la prévalence de la maladie. Cette étude permettra en outre de faciliter l'arrimage entre les équipes de « Recherche et surveillance » et de « Prévention, promotion » en santé environnementale de la Direction de santé publique de Montréal (DSP) par le biais du transfert des résultats de recherche vers une application en promotion-prévention.

L'analyse repose sur des données d'hospitalisation pour asthme. Bien que ces données à elles seules ne permettent pas d'établir l'incidence réelle de l'asthme, elles ont le mérite de considérer les cas les plus graves et donc de garantir la fiabilité du diagnostic (ce qui est plus problématique pour les données de consultation médicale).

Afin d'identifier les secteurs où les taux d'hospitalisation pour asthme sont anormalement élevés, nous avons choisi une approche de plus en plus utilisée en santé publique dans le cadre du processus d'investigation épidémiologique. Il s'agit de l'analyse exploratoire de données basée sur les méthodes de recherche d'agrégats spatiaux. Celles-ci peuvent servir à générer des hypothèses en préambule aux études étiologiques (Jacquez et al., 1996).

Un agrégat est un regroupement inhabituel de cas observés par rapport au nombre de cas attendus, dans un groupe de personnes ou une population, pendant une certaine durée ou dans un espace géographique circonscrit (Thouez, 2000). L'agrégation peut survenir simultanément dans l'espace et le temps. C'est le cas par exemple d'une contamination environnementale où les populations ou régions voisines les plus proches sont souvent exposées en même temps.

Dans un passé récent, l'investigation des agrégats a permis de répondre à diverses interrogations en santé publique. Et devant le nombre grandissant d'agrégats rapportés aux organismes de santé publique aux États-Unis et partout ailleurs dans le monde, le Centers of Disease Control and Prevention (CDC) a décidé de publier en 1990 des « *Directives pour l'investigation d'agrégats de maladies* ».

Dans le cadre de sa mission de surveillance, la DSP de Montréal a identifié des secteurs géographiques où le taux d'hospitalisation pour asthme était anormalement élevé. Des écarts dans les taux d'hospitalisations ont été également observés entre les régions socio-sanitaires du Québec et les territoires de CLSC (Laberge et al., 2000). Et au vu de ces informations, il s'est avéré nécessaire de poursuivre les investigations afin d'identifier plus précisément le ou les agrégats d'hospitalisations pour asthme.

De façon spécifique, cette recherche vise à :

- Explorer les méthodes de recherche d'agrégats spatiaux.
- Appliquer certaines méthodes pour analyser les variations spatiales au sein des hospitalisations pour asthme à Montréal chez les enfants de 6 mois à 12 ans entre 1995 et 2000.

- Interpréter les agrégats où on observe des taux d'hospitalisations élevés.
- Décrire les caractéristiques socio-économiques des éventuelles zones d'agrégation identifiées.

3. MÉTHODOLOGIE

3.1 Méthodes d'analyse spatiale

Pour explorer des données spatiales, qu'elles soient discrètes ou continues, l'approche analytique doit souvent combiner plusieurs techniques. Il existe un large consensus dans la littérature spécialisée pour décomposer ce processus en trois étapes distinctes (Thyrsfield et al., 2000) :

- La visualisation pour **montrer** l'organisation spatiale. Elle s'appuie sur une combinaison de techniques simples (cartographie) et d'autres plus élaborées comme le modèle empirique bayésien ou l'interpolation.
- L'exploration qui vise à **trouver** et à mettre en évidence les **structures** et les formes d'organisation spatiale récurrentes. Elle fait appel notamment à des méthodes de statistique spatiale, à la statistique inférentielle et aux tests d'hypothèses.
- La modélisation dont l'objectif est d'**expliquer** et de prédire les **structures** spatiales. Il s'agit essentiellement de tester les relations de cause à effet en utilisant des modèles statistiques.

3.1.1 Avantages et limites de l'approche cartographique

La cartographie des taux d'incidence ou de mortalité standardisés par unité surfacique est populaire et très largement utilisée. Pour ce type de données **quantitatives** et **relatives**, la relation d'ordre est transcrite par des **plages ordonnées suivant la valeur** (Gimeno R, 2001). C'est le principe des cartes choroplèthes. À chaque unité surfacique est affectée une couleur dont la clarté est fonction de la valeur du taux : couleurs pâles pour les valeurs faibles et plus sombres pour les valeurs élevées.

Ce type de représentation cartographique est très utile en tant qu'outil de communication et de présentation. Outre leur capacité à rendre immédiatement accessible et facilement mémorisable l'information représentée (Gimeno et al., 2001), ces documents peuvent permettre de mettre en évidence l'existence d'un patron ou d'une structure spatiale.

Cela dit, l'information visuelle contenue dans ces documents peut être biaisée par un certain nombre de facteurs. On citera à ce titre la fausse impression de changement abrupt au niveau des frontières de zones et le rôle trompeur de la taille, une unité plus large « paraissant » plus importante et donc prépondérante.

Ces cartes peuvent souffrir également du problème des unités surfaciques interchangeables (Roy, 2001). Le choix à dessein d'un découpage géographique peut en effet aboutir à la création de cartes thématiques illustrant au mieux les relations spatiales de voisinage que l'on souhaiterait délibérément faire ressortir. Si l'emploi de grandes unités d'agrégation réduit la variabilité apparente des taux calculés, l'usage de petites zones d'agrégation aboutit au calcul de taux très instables pour les unités peu peuplées. La cartographie de ces taux est alors marquée par une variabilité locale exacerbée.

3.1.2 Avantages de l'approche par agrégats

Contrairement aux outils cartographiques qui s'appuient sur l'approche visuelle et cognitive, les méthodes de recherche d'agrégats sont des tests d'inférence statistique visant à décrire la structure spatiale des semis de points et à caractériser les relations de voisinage entre les points (Goreaud et Pélissier, 2000). Elles permettent ainsi de tester la propriété de deuxième ordre d'un processus ponctuel (indépendance de la localisation d'un point par rapport à celle des voisins) tout en tenant compte de celle de premier ordre (variation de la densité de points dans le territoire). Dans le cas de données sanitaires, elles permettent de différencier un grand nombre de groupements dû aux fluctuations du hasard d'un petit nombre statistiquement significatif, qui présente un vrai risque étiologique.

Cette démarche intrinsèque d'analyse spatiale permet :

- d'utiliser lorsque cela est possible, l'unité géographique la plus fine (codes postaux, aire de diffusion, secteur de dénombrement) comme donnée de base. On s'affranchit ainsi des contraintes inhérentes aux grands découpages géographiques ou administratifs prédéfinis;
- de délimiter au mieux et le plus précisément possible les zones d'agrégation et
- d'obtenir la puissance et la signification statistique recherchées.

Par ailleurs, l'emploi de l'échelle la moins agrégée, donc celle révélant le plus de détails et correspondant aux données démographiques et socio-économiques les plus homogènes, permet de mieux caractériser les populations vivant dans les agrégats.

3.1.3 Méthodes retenues dans le cadre de l'étude

Il existe une grande variété de méthodes statistiques de recherche d'agrégats spatiaux. Celles-ci ont été regroupées en trois catégories (Getis et al., 1992) :

- les méthodes **globales** qui visent à vérifier si le patron spatial des données est aléatoire dans l'ensemble de la zone d'étude. Ces méthodes s'intéressent moins à la localisation des agrégats qu'à la justification statistique de leur existence;
- les méthodes **locales** qui tentent de répondre à la question suivante : « *Peut-on identifier un agrégat formé par un regroupement anormal de voisins identiques ?* ». La détermination de la taille et des limites géographiques de l'agrégat est explicite dans ce cas;
- les méthodes **focales**. Ce sont des variantes des méthodes locales qui testent l'impact d'un foyer source, une usine par exemple, sur la formation d'un agrégat.

Les analyses spatiales menées en épidémiologie adoptent souvent une approche univariée qui utilise une seule technique locale pour identifier les agrégats spatiaux. Cependant, dans une étude menée récemment à Long Island dans l'état de New York sur les agrégats de cancer (Jacquez et al., 2003), les auteurs ont proposé une nouvelle approche s'appuyant sur l'utilisation simultanée de deux méthodes locales de recherche d'agrégats spatiaux, en l'occurrence le test local de Moran ou **LISA** (Local Indicators of Spatial Association) développé par Luc Anselin, Ph.D (*University of Illinois at Urbana-Champaign*) et la statistique de balayage spatial (**SATSCAN**) développée par Martin Kulldorff, Ph.D (*Harvard Medical School and Harvard Pilgrim Health Care*).

Dans une consultation financée en 2003 par le North American Association of Central Cancer Registries, Inc (NAACCR), Luc Anselin préconisait également l'emploi simultané des deux méthodes.

L'originalité de cette approche réside dans le fait qu'elle permet de comparer et de corroborer les résultats de deux techniques dont la sensibilité² varie grandement en fonction de la taille et la forme du patron spatial qui caractérise les données étudiées ainsi que de l'échelle de variation spatiale.

L'indicateur local de Moran, qui s'appuie sur les principes de l'adjacence ou la proximité spatiale (partage de frontière commune ou voisins les plus proches) pour définir les relations de voisinage entre les secteurs géographiques, est plus sensible aux fluctuations locales et permet ainsi d'identifier les patrons spatiaux à des échelles fines. Son utilisation dans le cadre de notre étude devait permettre de révéler les agrégats significatifs de voisins similaires **contigus**.

La méthode de Kulldorff, du fait de son mode opératoire ne tenant compte que de la distance entre les centroïdes des unités d'agrégation, a plutôt tendance à identifier des agrégats dont les frontières sont plus larges. L'emploi de fenêtres circulaires fait que l'adjacence géographique n'est pas requise pour associer plusieurs secteurs parfois éloignés au sein du même agrégat. L'emploi de fenêtres de recherche de forme circulaire constitue paradoxalement une des limitations de la méthode dans la mesure où les agrégats spatiaux potentiels peuvent présenter des formes autres que circulaires (Jacquez et al., 2003).

En l'absence de connaissances préalables sur la taille et la forme des agrégats potentiels au sein des données d'hospitalisation pour asthme pédiatrique, il nous a semblé opportun d'adopter la même approche car l'utilisation combinée de ces deux méthodes permet d'explorer plusieurs échelles d'agrégation, d'identifier des agrégats de formes différentes et d'améliorer le niveau de confiance accordé aux deux tests en cas de concordance des résultats.

3.2 Régression linéaire multiple

Afin de compléter notre étude exploratoire des données d'hospitalisation pour asthme pédiatrique sur le territoire de l'île de Montréal, nous avons essayé d'élaborer un modèle de régression linéaire multiple qui permette de trouver les variables ou facteurs qui sont les plus fortement associés au risque d'hospitalisation.

Rappelons que la régression linéaire multiple est une généralisation naturelle de la régression simple qui peut être utilisée entre autres, pour estimer la contribution relative de deux ou plusieurs variables explicatives sur une variable à expliquer; déceler l'effet complémentaire ou au contraire antagoniste entre ces diverses variables.

Dans notre étude, nous avons cherché à élaborer un modèle descriptif entre le rapport de taux d'hospitalisation observé dans chaque unité géographique (variable dépendante) et les facteurs socio-économiques (variables indépendantes) qui y sont associés.

Différentes stratégies de sélection permettent de trouver le meilleur modèle descriptif au sens de critères statistiques. Étant donné que notre approche visait à obtenir un modèle descriptif nécessitant

² La sensibilité est définie comme étant la capacité d'une méthode à détecter des agrégats réels (vrais positifs). Concrètement, c'est le rapport entre le nombre de vrais positifs détectés et le nombre total d'agrégats.

au départ toutes les variables, nous avons choisi de faire appel à l'algorithme de *Furnival³ et Wilson*. Cet algorithme recherche la combinaison optimale parmi tous les modèles évalués en tentant d'optimiser l'un des critères suivants :

- Le coefficient de détermination R^2 qui est la part de variation de Y expliquée par le modèle de régression.
- Le coefficient de détermination R^2 ajusté qui permet de comparer des modèles de deux niveaux différents.
- le Cp de Mallows qui est l'erreur quadratique moyenne totale standardisée pour un modèle donné.

Nous avons préféré maximiser le R^2 ajusté car contrairement au R^2 , il permet de comparer des modèles ne comptant pas le même nombre de variables. La comparaison est complétée à l'aide du Cp de Mallows qu'il a fallu minimiser puisqu'il s'agit d'une erreur quadratique.

3.3 Variables et sources de données

3.3.1 Données sanitaires et géographiques

3.3.1.1 Descriptif du fichier des hospitalisations

Le fichier des hospitalisations pour cause d'asthme utilisé dans le cadre de cette étude est issu du fichier Med-Écho (Maintien et Exploitation des Données pour l'Étude de la Clientèle Hospitalière) du ministère de la Santé et des Services Sociaux. Il contient l'ensemble des hospitalisations pour asthme enregistrées entre 1995-2000, parmi les enfants âgés de 6 mois à 12 ans dont le lieu de résidence se situe sur le territoire de l'île de Montréal. Ce fichier comptait au départ 6 846 enregistrements. Le tableau ci-dessous décrit les différents champs contenus dans la table des hospitalisations.

Tableau 1 : Variables exploitées dans le fichier Med-Écho

Champ	Description
Période	Donne l'année fiscale (du 01/04 au 31/03) de l'hospitalisation. 9596 signifie par exemple l'année fiscale 1995 soit du 01/04/1995 au 31/03/1996.
CLSC	Indique le CLSC dont le territoire inclut le lieu de résidence.
Code Postal	Il s'agit du code postal à six caractères déclaré par le patient lors de son admission à l'hôpital et correspondant en principe à son adresse de résidence.
Sexe	Donne le sexe de la personne hospitalisée.
Centre Hospitalier	Il s'agit du code de l'établissement où a eu lieu l'hospitalisation.
Diagnostic	Il s'agit du code du diagnostic sur 3 positions issu de la classification mondiale des maladies.
Séjour	Donne le nombre de jours d'hospitalisation.
NAM	Il s'agit du numéro d'assurance maladie crypté. C'est normalement un numéro unique par personne. Pour les jeunes enfants ou immigrants n'ayant pas encore de carte Soleil, ce champ ne contient qu'une lettre.
Âge	Pour les enfants âgés de 1 an ou plus, l'âge est donné en année. Pour les enfants âgés de moins d'un an, il est donné en nombre de semaines et il est précédé du chiffre 2.

³ En évitant les modèles de certaines sous-branches de l'arborescence dont on peut savoir *a priori* qu'ils ne sont pas compétitifs, cet algorithme ne considère qu'une partie des combinaisons possibles d'où l'économie de temps de calcul.

3.3.1.2 Descriptif des fichiers de conversion des codes postaux et de pondération

Afin de pouvoir localiser géographiquement les données d'hospitalisation à partir du code postal à 6 positions, nous avons utilisé le fichier de conversion des codes postaux (**FCCP**) de novembre 2000 et le fichier des pondérations de 1996, tous deux fournis par Statistique Canada. Le fichier de conversion des codes postaux (**FCCP**) est un fichier numérique qui permet d'établir un lien entre les **codes postaux** à six caractères et les **unités géographiques normalisées** de Statistique Canada pour lesquelles les données du recensement et d'autres statistiques sont produites (Statistique Canada, 1996).

L'unité géographique retenue dans la cadre de cette étude est le secteur de dénombrement. Il s'agit de la plus petite région géographique pour laquelle des données de recensement sont consignées. Abritant entre 125 et 440 unités d'habitation, elle suit dans la limite du possible, des éléments visibles tel que des rues et des rivières.

Pour toutes les applications cartographiques, nous nous sommes servis du fichier numérique des limites cartographiques des secteurs de dénombrement de Statistique Canada. Cette couche polygonale contient les limites des 2 793 secteurs de dénombrement situés sur l'île de Montréal.

Le tableau 2 ci-dessous, décrit uniquement les champs utiles extraits à partir du FCCP de novembre 2000.

Tableau 2 : Variables exploitées dans le fichier FCCP

Champ	Description
Code postal	Le code postal canadien offre un système de référence unique qui permet d'identifier la destination du courrier. Le code se compose de six caractères dans le format ANA NAN où "A" représente une lettre de l'alphabet et "N" un chiffre.
Secteur de dénombrement (SD)	Identifie un secteur de dénombrement de façon unique. Il se compose du code de la province (2 chiffres), du code à trois chiffres désignant les circonscriptions électorales fédérales et d'un code de trois chiffres désignant le secteur de dénombrement.
Latitude	Ce champ contient la latitude (en degrés et décimales au nord de l'équateur) du point représentatif de SD ou de côté d'îlot.
Longitude	Ce champ contient la longitude (en degrés et décimales à l'ouest du plan méridien) du point représentatif de SD ou de côté d'îlot.
Indicateur de lien unique	L'indicateur du lien unique (ILU) est utilisé pour établir une relation "un pour un" entre les codes postaux et les secteurs de dénombrement ou côté d'îlot. L'indicateur du lien unique affiche les valeurs suivantes : "1" indique le "meilleur" (ou le seul) enregistrement pour un code postal; "0" indique un enregistrement supplémentaire pour le code postal.
Point représentatif	Permet de déterminer si le code postal est associé à un point représentatif de côté d'îlot ou à un point représentatif de secteur de dénombrement (SD). Dans les régions couvertes par un fichier de réseau routier (FRR), les points représentatifs de côtés d'îlot sont utilisés dans la mesure du possible. Lorsque les renseignements nécessaires sur les rues ne sont pas disponibles, le code postal est associé au point représentatif de secteur de dénombrement. L'identificateur du point représentatif peut prendre une des trois valeurs suivantes : 1 pour côtés d'îlot, 2 pour secteur de dénombrement et 4 pour côté d'îlot 'historique'.
Mode de livraison	Le mode de livraison défini par la Société canadienne des postes (SCP). Statistique Canada attribue le code ML "W" aux codes postaux ruraux (champ laissé blanc par la SCP).
Date de création	Date (AAAAMMJJ) de mise en vigueur du code postal. Tous les codes postaux créés avant le mois d'avril 1983 ont 19830401 comme date de création.
Date de retrait	Date (AAAAMMJJ) à laquelle un code postal a été retiré, c'est-à-dire n'est plus en vigueur selon la Société canadienne des postes. Tous les codes postaux retirés avant avril 1983 ont 19830401 comme date de retrait. Il faut prendre note que certains codes postaux ont été retirés puis réintroduits à une date ultérieure. Les codes postaux actifs ont 19000001 comme date de retrait.

Le tableau 3 décrit les champs contenus dans le fichier de pondération des codes postaux de 1996.

Tableau 3 : Variables exploitées dans le fichier de pondération des codes postaux

Champ	Description
Code Postal	Code postal sur six positions.
Secteur de dénombrement	Identificateur unique du secteur de dénombrement.
Pondération	Il s'agit de la pondération associée au code postal et au secteur de dénombrement. Un code postal peut être à cheval sur plusieurs secteurs de dénombrements. La pondération correspond à la proportion de population du code postal présente dans chaque secteur de dénombrement. La somme des pondérations pour chaque code postal est évidemment égale à 1.

3.3.2 Données démographiques et socio-économiques

Pour les portraits démographiques et socio-économiques des zones d'agrégation, nous avons fait appel aux fichiers des profils démographiques et socio-économiques par secteur de dénombrement issus du recensement de 1996 de Statistique Canada.

Les fichiers des profils socio-économiques par secteur de dénombrement compilés par Statistique Canada ont été créés à partir d'une base de données échantillon qui ne porte que sur 20 % de la population totale. Il est donc indéniable que la marge d'erreur est plus importante dans ces fichiers que dans celui des données démographiques établi à partir de données globales de population. Et ce d'autant plus que les répartitions en pourcentage et les taux sont basés sur des données arrondies aléatoirement (vers le haut ou le bas) au multiple de 5 le plus proche. L'annexe 1 donne le tableau des erreurs types approximatives dues à l'échantillonnage. La valeur réelle d'un paramètre socio-économique ne s'écarte pas de celle contenue dans une case dans une proportion de $\pm$ trois fois l'erreur type. À titre d'exemple, si pour une case de données, la valeur estimée à partir des données échantillon indique 200, Statistique Canada garantit que la valeur réelle se trouve à l'intérieur d'une fourchette de 200 ± 90 (Statistique Canada, 1997).

3.3.2.1 Variables socio-économiques

Les différentes variables que nous avons retenues sont les suivantes. :

- Le **taux de chômage** (Statistique Canada) : pourcentage de la population active en chômage par rapport à la population active totale.
- Le **revenu** (Statistique Canada) : revenu annuel moyen des familles de recensement (une famille de recensement est un couple marié avec ou sans enfants, couple en union libre avec ou sans enfants, famille monoparentale vivant avec un enfant jamais marié)
- Le **pourcentage de familles monoparentales** (Statistique Canada) : pourcentage de familles monoparentales parmi les familles de recensement.
- Le **pourcentage de locataires** (Statistique Canada) : pourcentage de ménages locataires.
- Le **loyer brut** (Statistique Canada) : total des montants mensuels moyens versés par les ménages locataires au titre de l'habitation.

- La **valeur moyenne du logement** (Statistique Canada) : moyenne des montants auxquels s'attendraient les propriétaires s'ils vendaient leur logement.
- Le **pourcentage d'immigrants** (Statistique Canada) : personnes ayant ou ayant eu le statut d'immigrant reçu au Canada.
- Le **pourcentage d'ouvriers**⁴ (Statistique Canada) : pourcentage de personnes occupant un poste d'ouvrier ou de métier. (voir annexe 4)

Une seconde source a été utilisée. Il s'agit du fichier des naissances qui a permis de définir la variable suivante :

- Le **pourcentage de mères faiblement scolarisées**. Il correspond au pourcentage de naissances entre 1995 et 2000 pour lesquelles la mère a un niveau scolaire inférieur à la 13^e année (fin du secondaire 5).

3.4 Calcul des populations de référence et politique de confidentialité

Le fichier des populations par secteur de dénombrement de Statistique Canada, basé sur le recensement de 1996, fournit les chiffres de population par sexe et par tranche d'âge de 5 ans. Ce fichier a été compilé à partir des données intégrales du recensement. Les classes d'âge prédéfinies ne coïncidaient pas parfaitement avec la tranche d'âge à laquelle nous nous intéressions. Il a été décidé d'appliquer une pondération sur les classes d'âge situées aux extrémités afin d'obtenir la population utile. Nous avons supposé que la population se répartissait de manière égale (20 % par année) entre les 5 âges constituant chaque tranche de 5 ans. Ainsi pour la classe d'âge 0-4ans, nous avons appliqué un coefficient de 0,9 pour ne pas tenir compte des enfants âgés entre 0 et 6 mois. De la même manière, nous avons estimé la population des 10-12 ans en appliquant une pondération de 0,6 sur la population de la tranche de 10-14ans.

Dans le cadre de sa politique de confidentialité, Statistique Canada applique sur ce genre de fichier une règle de suppression de régions. Elle consiste à éliminer toutes les données lorsque la population totale du secteur de dénombrement est inférieure à 40 personnes. Les chiffres de population n'étaient pas disponibles pour tous les secteurs de dénombrement.

En outre, pour les fichiers des profils socio-économiques, la règle de confidentialité est plus restrictive lorsqu'il s'agit de données sur le revenu et de statistiques connexes. Les données sont en effet supprimées pour les secteurs dont la population est inférieure à 250 personnes et ayant moins de 68 ménages, en excluant les pensionnaires institutionnels.

3.5 Validation des données d'hospitalisation

Plusieurs étapes de traitement et de validation ont été nécessaires afin de constituer le fichier définitif des hospitalisations devant servir aux différentes analyses.

⁴ La liste des professions définies par Statistique Canada pour le recensement de 1996 et considérées comme poste d'ouvrier ou de métier, a été établie par le groupe de travail de l'atlas du Québec.

3.5.1 Validation des codes postaux des adresses de résidence des patients hospitalisés

Cette étape procédait du souci de s'assurer que les codes postaux associés aux hospitalisations dans le fichier Med-Écho correspondaient exclusivement à des adresses résidentielles. Il s'agissait également de vérifier que le code postal était toujours valide au moment de l'hospitalisation.

Pour vérifier le caractère résidentiel des codes postaux, nous avons utilisé le champ *Mode de livraison* contenu dans le FCCP et qui renseigne sur la nature du code. Ainsi toutes les hospitalisations associées à des codes postaux non résidentiels ont été supprimées. Il s'agit notamment des immeubles à bureaux, des gros destinataires de courrier (immeuble commercial, entreprise) et bureaux de poste. Au total, 31 hospitalisations correspondant à des adresses non résidentielles plus une hospitalisation associée à un code postal inexistant ont été retirées du fichier initial.

L'étape suivante a consisté à vérifier la concordance entre la date d'hospitalisation et les périodes de validité des codes postaux. Les dates d'entrée en vigueur et de retrait des codes postaux provenaient du FCCP. Aucune hospitalisation n'a été enregistrée avant l'entrée en service du code postal de l'adresse du patient. Par contre, 29 hospitalisations étaient associées à des codes postaux déjà retirés du service au moment de leur enregistrement. Ces hospitalisations ont été éliminées.

Au total, 61 hospitalisations ont été supprimées du fichier originel. Le tableau 4 donne la ventilation de ces cas en fonction de la nature du code postal.

Tableau 4 : Ventilation des cas en fonction de la nature du code postal

Nature du code postal	Nombre d'hospitalisations supprimées
Code postal inexistant	1
Code postal attribué par défaut	2
Codes postaux d'immeubles à bureaux	9
Codes postaux de gros destinataires de courrier	13
Codes postaux de bureaux de poste	6
Codes postaux déjà retirés lors de l'hospitalisation	29
Codes postaux créés après la date des hospitalisations	1
Total	61

3.5.2 Géocodage des hospitalisations et regroupement par secteur de dénombrement

L'opération de géocodage a consisté à utiliser le code postal afin d'attribuer un secteur de dénombrement à chaque hospitalisation et ce à partir du Fichier de Conversion des Codes Postaux de Statistique Canada.

Lorsque l'appariement entre le code postal et le secteur de dénombrement est univoque et sans ambiguïté, l'association a été réalisée sans difficulté par simple appariement entre le fichier des hospitalisations et le FCCP.

Mais pour tous les codes postaux à cheval entre plusieurs secteurs de dénombrement, nous avons décidé de leur associer l'enregistrement correspondant à ILU=1. D'après Statistique Canada, ces codes postaux sont associés de manière partielle au point représentatif de l'unité de recensement dont la proportion de la population par rapport à la population globale ayant rapporté ce code est la plus élevée. Nous avons cependant pris le soin de vérifier que le fichier de pondération et le FCCP étaient cohérents. Autrement dit, nous nous sommes assurés que le secteur de dénombrement recevant la plus grande pondération correspondait bien à celui associé à ILU=1.

Le tableau 5 résume la ventilation des hospitalisations en fonction de la nature de l'appariement avec le secteur de dénombrement.

Tableau 5 : Appariement avec le secteur de dénombrement

Nature de l'appariement	Nombre d'hospitalisations	Pourcentage
Association avec un secteur unique	6 317	93,1 %
Association avec plusieurs secteurs	468	6,9 %

3.5.3 Vérification de la cohérence entre les chiffres de population et le nombre d'hospitalisations

Sur un total de 2 793 secteurs de dénombrement couvrant l'île de Montréal, 122 renfermaient moins de 40 personnes et étaient donc omis des tableaux de Statistique Canada. Dans ces secteurs, nous avons considéré en première approximation que la population des enfants de 6 mois à 12 ans était nulle, eu égard à la distribution moyenne de la population par âge dans les autres secteurs de dénombrement.

Ce qui nous a amené à vérifier si des hospitalisations ont été enregistrées dans ces secteurs sans population. Ce fut le cas de deux hospitalisations que nous avons donc supprimées. De la même manière, nous n'avons pas gardé les 11 hospitalisations enregistrées dans les 193 secteurs de dénombrement dont la population des 6 mois à 12 ans calculée à partir du fichier originel de Statistique Canada était nulle.

13 hospitalisations ont donc été supprimées du fichier des hospitalisations.

3.5.4 Élimination des doublons du fichier des hospitalisations

Un même enfant a pu être hospitalisé à plusieurs reprises entre 1995 et 2000. Il a donc fallu procéder à l'élimination des doublons afin de ne retenir qu'une seule hospitalisation par personne pendant toute la période de l'étude. Les hospitalisations afférentes à chaque doublon de NAM ont été classées dans l'ordre chronologique. Puis, seule la première hospitalisation, donc la moins récente, a été retenue.

Au total, le fichier a été purgé de 1 034 hospitalisations. Il ne restait donc plus que 5 738 enregistrements valides dans le fichier final des hospitalisations.

3.6 Constitution de la base de données finale

À partir du fichier nettoyé des hospitalisations, nous avons créé une table contenant pour chacun des 2 478⁵ secteurs de dénombrement de l'île de Montréal :

- le nombre d'hospitalisations valides enregistrées dans le secteur;
- la population des enfants de 6 mois à 12 ans estimée à partir des données de recensement de 1996 de Statistique Canada et
- le rapport de taux calculé sur la période 1995-2000.

Le calcul du **rapport de taux** mène à l'estimation d'un risque (Santé Canada) et repose sur la comparaison du nombre total d'hospitalisations enregistrées dans chaque secteur de dénombrement avec le nombre attendu si le taux d'hospitalisation pour l'asthme dans la population du secteur était identique à celui observé dans la population de référence, en l'occurrence celle de l'île de Montréal.

Le taux moyen se fonde sur les observations enregistrées sur l'ensemble de l'île entre 1995 et 2000 et a été obtenu en divisant le nombre total d'hospitalisations par la population totale des enfants de 6 mois à 12 ans sur l'île en 1996.

Le rapport de taux est exprimé en pourcentage. Un rapport de 100 correspond à un excès de risque nul alors qu'un rapport de 120 signifie qu'il y a un excès de risque de 20 % par rapport à la population de Montréal prise comme référence.

4. ANALYSE DES AGRÉGATS SPATIAUX

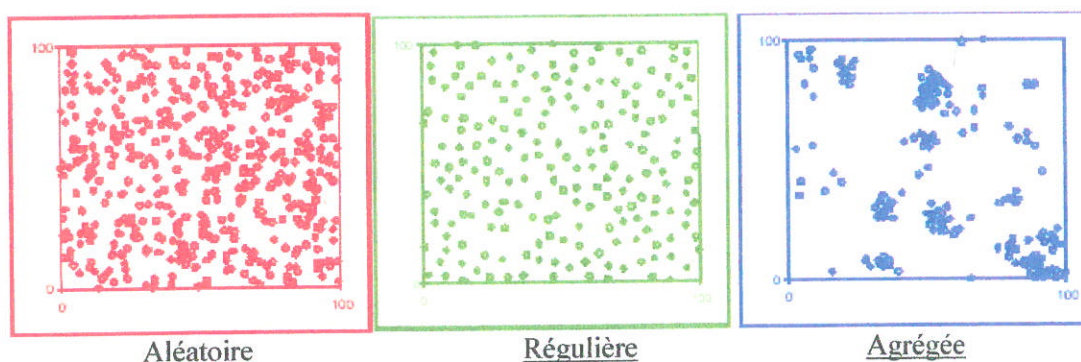
4.1 Mesures d'autocorrélation spatiale

L'autocorrélation spatiale est une des **lois à la base de la géographie**. Elle peut être définie comme étant « la **corrélation** d'une variable avec elle-même (**Auto**) provenant de l'ordonnancement géographique (**spatiale**) des données ». Il y a autocorrélation spatiale lorsque le patron de la variable étudiée n'est ni aléatoire, ni régulier. Au contraire, il est agrégé et possède une structure (Roy, 2001).

L'étude des structures spatiales consiste à quantifier l'autocorrélation spatiale au sein des données et à identifier la structuration géographique des données (figure 1) et leur organisation en entités voisines similaires.

⁵ 2 478 = 2 793 (nombre total des secteurs de Montréal) – 122 (secteurs sans données de population) – 193 (secteurs sans population de 6 mois à 12 ans)

Figure 1 : Les différents types de structures spatiales



Luc Anselin et son équipe ont développé un logiciel dédié à l'analyse exploratoire de données spatiales grâce au soutien de plusieurs organismes américains dont l'*U.S. National Science Foundation*. Appelé *GeoDa.0.9.5-i™* et disponible gratuitement sur le site du *Center for Spatially Integrated Social Science* au <http://www.csiss.org>, ce logiciel intègre plusieurs fonctionnalités de statistiques descriptives, d'analyse spatiale, d'édition et de visualisation. Et on y trouve également plusieurs tests d'autocorrélation spatiale.

Toutes les mesures d'autocorrélation spatiale au sein des données d'asthme ont été effectuées à l'aide de cet outil et ont nécessité la création de deux fichiers :

- Un fichier cartographique au format Shape d'ESRI contenant, outre les limites géographiques des secteurs de dénombrement, les données de population et d'hospitalisation.
- Un fichier de « pondérations » qui traduit le schéma spatial de voisinage privilégié. Pour cette étude, nous avons privilégié le principe de contiguïté d'ordre 1. Ainsi, deux secteurs sont considérés comme voisins s'ils partagent au moins une frontière **linéaire**. À partir de la fonction prévue à cet effet dans *GeoDa.0.9.5-i™*, nous avons construit la table d'adjacence qui contient pour chaque secteur les identificateurs des voisins contigus. La matrice des coefficients w_{ij} est construite ensuite par le logiciel à partir de cette table.



4.2 Résultats du test global de Moran

Avant d'utiliser la version locale de l'indice de Moran, nous avons tenu à mesurer l'autocorrélation spatiale globale au sein des données afin de vérifier la tendance se dégageant de la représentation cartographique des rapports de taux de l'asthme, qui montre l'existence de plusieurs regroupements de secteurs de dénombrement similaires en terme de rapport de taux d'hospitalisation (figure 2).

Pour ce faire, nous avons calculé l'indice global de Moran. Comme on peut le remarquer dans le tableau ci-dessous, l'indice I de Moran vaut **0,0921** (>0) et sa valeur p **0,001** (figure 3). L'hypothèse nulle est donc rejetée au seuil de 5 %. Il existe bel et bien une autocorrélation spatiale positive au sein des données, et des secteurs de dénombrement contigus ont donc plus fréquemment tendance à avoir des taux d'hospitalisation similaires.

Cela dit, ces rapports de taux ont été calculés à partir de chiffres de population compilés par secteur de dénombrement, que nous savons par ailleurs très disparates. Dans la base de données constituée, ces chiffres varient en effet entre 3 et 431. Les taux calculés à partir de petits chiffres de population sont alors très instables (grande variance).

L'indice de Moran originel ne tient pas compte de cette instabilité. Pour s'en affranchir, nous avons utilisé l'approche de Assuncao-Reis (Assuncao et al., 1999). C'est une version amendée de l'indice de Moran qui corrige pour l'instabilité de la variance en appliquant le principe d'ajustement bayésien empirique des taux par la méthode des moments. Cette variante est accessible dans *GeoDa.0.9.5-i*TM sous le nom de *Moran's I with EB Rate*.

Le nouvel indice calculé diffère sensiblement du précédent mais les conclusions sont identiques. L'indice calculé est toujours positif et significativement différent de zéro (figure 4). On peut remarquer à ce propos que ce nouvel indice est supérieur à l'indice de Moran classique car la variabilité des taux (valeurs extrêmes) est atténuée.

Voici donc les résultats des deux tests d'autocorrélation spatiale.

Méthode	Indice	Valeur p
Moran	0,0921	0,001
Moran's I with EB Rate	0,1450	0,001

Les figures 3 et 4 montrent les distributions théoriques obtenues par simulation de Monté-Carlo qui ont servi au calcul des valeurs p des indices de Moran.

Figure 2 : Rapports de taux d'hospitalisation par secteur de dénombrement

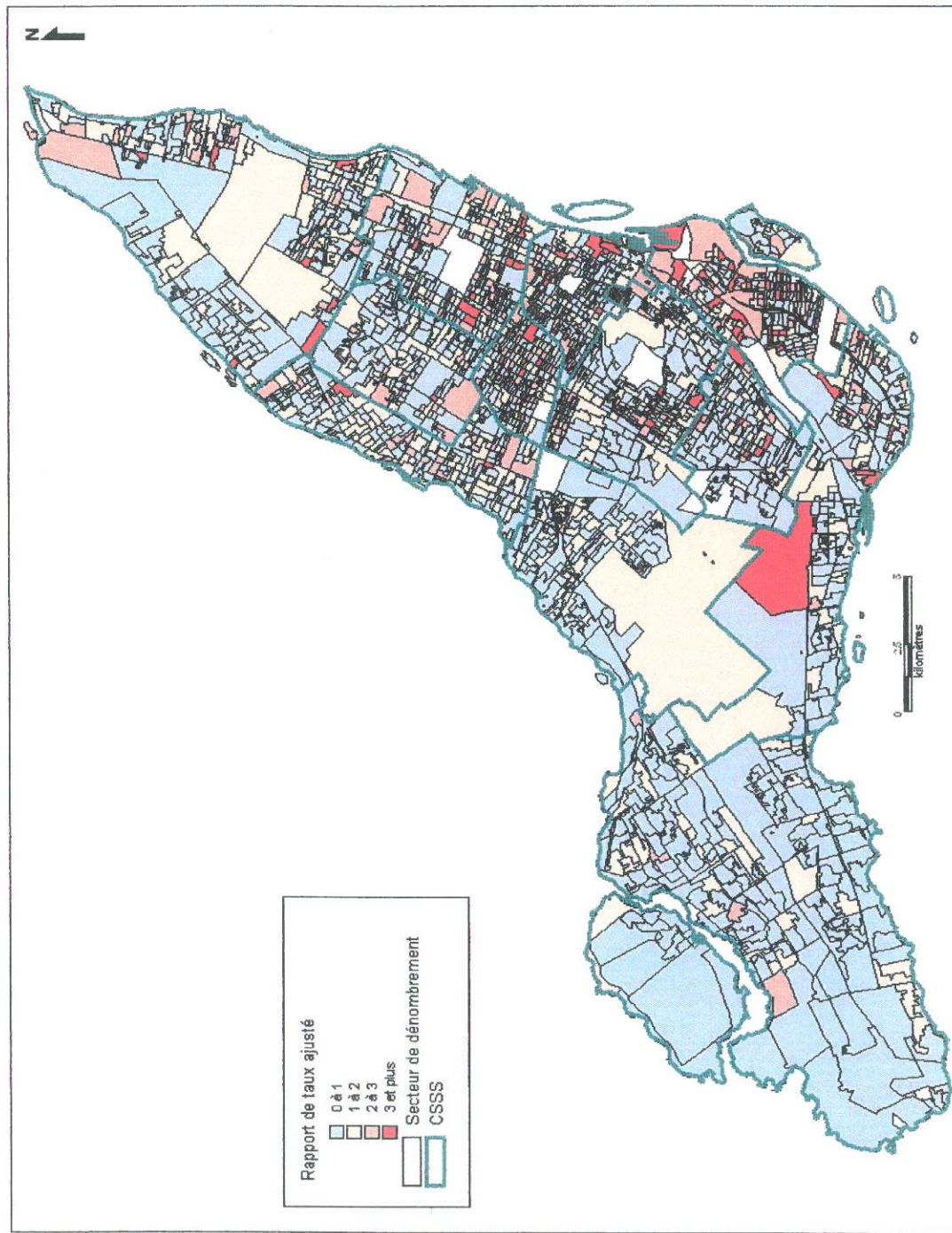


Figure 3 : Distribution théorique de l'indice I de Moran sans ajustement.

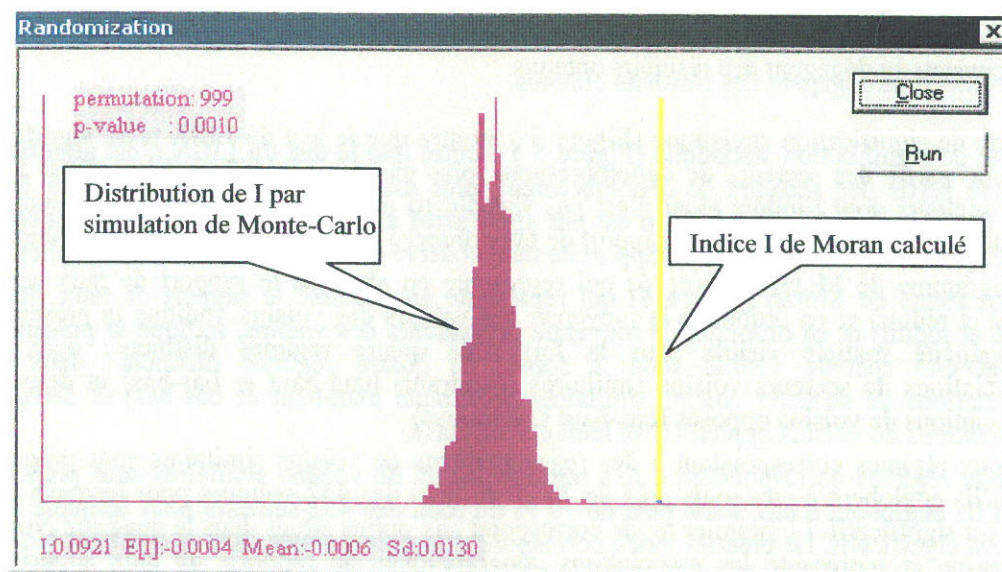
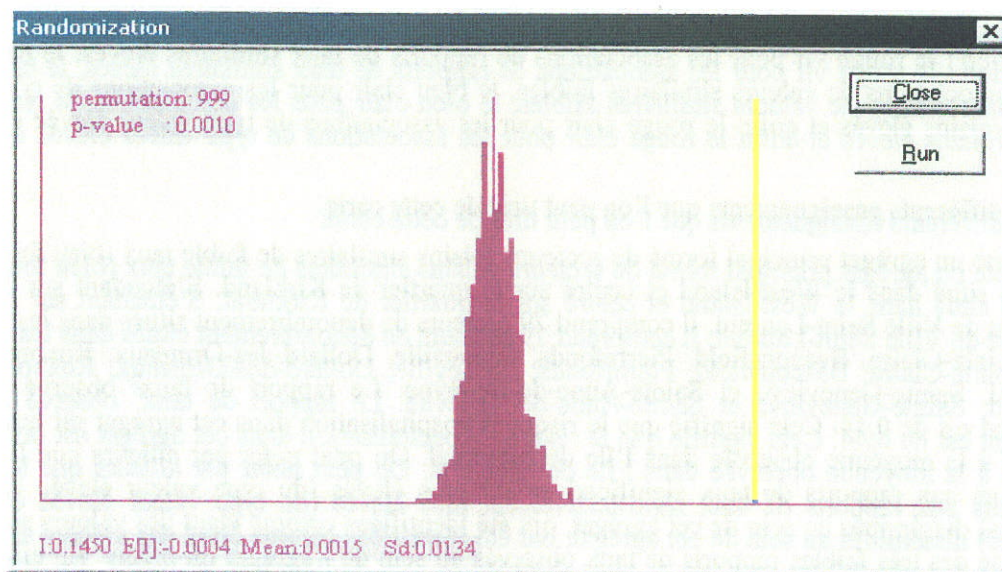


Figure 4 : Distribution théorique de l'indice I de Moran avec ajustement.



4.3 Résultats du test local de Moran

Le test global de Moran nous a fourni des renseignements précieux sur la présence d'autocorrélation spatiale positive au sein des données d'hospitalisation. Toutefois, il ne nous a pas permis d'identifier les zones géographiques correspondant à des concentrations de taux élevés ou des regroupements de valeurs faibles.

Pour mettre en évidence ces structures spatiales, nous avons utilisé le test Local de Moran (voir description en Annexe 2) dans sa version de Assuncao-Reis qui tient compte des petits chiffres de population.

Plusieurs constats se dégagent des résultats obtenus.

- La carte de signification statistique (Figure 5) montre que le test du LISA n'est significatif que pour une partie des secteurs de dénombrement, plus exactement 452 secteurs. Pour les 2 026 autres secteurs dont l'indice local n'est pas significatif au seuil de 5 %, on peut conclure qu'il n'existe pas d'association entre le rapport de taux observé et celui des voisins limitrophes.
- Le diagramme de Moran (Figure 6) qui représente en abscisse le rapport de taux standardisé (centré et réduit) et en ordonnée la moyenne des valeurs des voisins, indique la présence d'une hétérogénéité spatiale visible sous la forme de quatre régimes distincts : deux régimes d'associations de secteurs voisins similaires (quadrants haut-haut et bas-bas) et deux régimes d'associations de voisins opposés (bas-haut et haut-bas).
- Les deux régimes correspondant à des regroupements de voisins similaires sont prépondérants puisqu'ils englobent à eux seuls près de 70 % du total des 452 secteurs pour lesquels le test du LISA est significatif. Le premier mode correspond aux points situés dans le quadrant Nord-Est du diagramme et représente les associations géographiques de rapports de taux supérieurs à la moyenne, zones où il existe donc un excès de risque (haut-haut). Les secteurs situés dans le quadrant Sud-Ouest représentent quant à eux les concentrations de rapports de taux plus faibles que la moyenne (bas-bas).

Le test produit également une carte des agrégats (figure 7) où les secteurs de dénombrement associés à des valeurs significatives de l'indice local de Moran sont représentés en fonction du type d'association : le rouge vif pour les associations de rapports de taux similaires élevés, le bleu foncé pour les associations de valeurs similaires faibles, le bleu clair pour les associations de type valeur faible et voisins élevés et enfin le rouge clair pour les associations de type valeur élevée et voisins faibles.

Voici les différents enseignements que l'on peut tirer de cette carte.

- Il existe un agrégat principal formé de secteurs voisins similaires de faible taux (bleu foncé sur la carte) situé dans le West-Island et centré sur le quartier de Kirkland. S'étendant sur 16 Km à l'ouest de Ville Saint-Laurent, il comprend 79 secteurs de dénombrement situés dans les quartiers de Pointe-Claire, Beaconsfield, Pierrefonds, Senneville, Dollard-des-Ormeaux, Roxboro, L'Île-Bizard, Sainte-Genevieve et Sainte-Anne-de-Bellevue. Le rapport de taux⁶ observé dans cet agrégat est de 0,44. Cela signifie que le risque d'hospitalisation dans cet agrégat est inférieur de 56 % à la moyenne observée dans l'île de Montréal. On peut noter par ailleurs que les quinze secteurs aux rapports de taux significativement plus élevés (du type valeur élevée et voisins faibles) disséminés au sein de cet agrégat, ont été identifiées comme étant des valeurs singulières à cause des très faibles rapports de taux observés au sein de l'agrégat lui-même. En effet, parmi ces quinze secteurs, dix affichent un excès de risque inférieur à 20 % et deux seulement un excès supérieur à 50 % alors que tous les secteurs de l'agrégat affichent un rapport de taux plus petit que 1. En réalité, ces secteurs ne dévient que très peu du schéma global avoisinant qui se

⁶ Compte tenu de la présence de plusieurs secteurs sans aucun cas d'hospitalisation (rapport d'incidence nul), le rapport de taux moyen a été calculé à partir du nombre total d'hospitalisations enregistrées dans l'agrégat et de la population cumulée dans tous les secteurs de dénombrement constituant cet agrégat.

caractérise par un taux d'hospitalisation pour asthme inférieur à la moyenne observée dans l'île de Montréal chez les enfants de 6 mois à 12 ans entre 1995 et 2000.

- À l'est du des quartiers de Bois-Francs à Ville Saint-Laurent, il existe quatre autres agrégats. Le premier est localisé dans le quartier de Cartierville à la frontière avec celui de Nouveau-Bordeaux. Il est constitué de sept secteurs de dénombrement et on y observe un rapport de taux inférieur de 60 % à la moyenne de Montréal. Le deuxième agrégat se trouve dans le secteur Est de Ville Saint-Laurent. Constitué de 11 secteurs de dénombrement, il affiche un taux plus faible de 65 % par rapport à la moyenne de l'île. La troisième concentration représente un regroupement de 17 secteurs similaires situés dans les quartiers Côte-Saint-Luc et Hampstead. Le risque d'hospitalisation qu'on y observe est plus faible de 80 % par rapport à la moyenne de l'île. Situé à Outremont, le dernier cluster est formé par le regroupement de six secteurs de dénombrement affichant un rapport de taux de seulement 15 %.
- À l'est de l'île de Montréal, il existe deux autres agrégats relativement isolés de secteurs affichant de faibles rapports de taux. Le premier agrégat de 18 secteurs de dénombrement est situé dans le quartier de Rivières-des-Prairies. Dans cet agrégat, le rapport de taux calculé est de 51 %. Il est intéressant de noter que son étendue géographique tranche singulièrement avec celle de l'agrégat situé à l'ouest de l'île puisque son envergure ne dépasse guère 4 kilomètres. Le deuxième agrégat est quant à lui formé par un regroupement de 11 secteurs de dénombrement situés dans les quartiers de Nouveau-Rosemont et Saint-Léonard. On y observe un taux d'hospitalisations inférieur de 65% par rapport à la moyenne de l'île. Ces deux agrégats constituent une singularité dans cette partie de l'île marquée par des rapports de taux plus fréquemment supérieurs à 1.
- Il existe une large ceinture de secteurs voisins similaires de valeurs élevées (rouge foncé), s'étendant du quartier d'Hochelaga au nord jusqu'au quartier Sault-Saint-Louis au sud, comprenant les quartiers de Sainte-Marie, Petite-Bourgogne, Pointe-Saint-Charles, Saint-Henri, Côte-Saint-Paul, Verdun et Ville-Émard. La frontière ouest semble être constituée par l'arrondissement Lasalle où les rapports de taux sont majoritairement plus petits que 1. Cette concentration contient 94 secteurs de dénombrement, soit près de 70 % des secteurs de type Haut-Haut. Et on y observe un rapport de 212%, ce qui correspond à un taux d'hospitalisation supérieur au double du taux moyen de l'île.
- En dehors de cette ceinture, les seuls regroupements significatifs sont situés dans les quartiers de Côte-des-Neiges et Hochelaga. Le premier est délimité au nord par Ville Mont-Royal, au sud par l'arrondissement de Westmount, à l'est par Outremont et enfin à l'ouest par Hampstead. Il est intéressant de noter que cet agrégat constitue une exception au sein de la structure spatiale environnante qui est dominée par de faibles rapports de taux. On y observe un rapport de 175%. Constitué par une association de onze secteurs, le deuxième agrégat qui est situé dans le quartier Hochelaga, affiche quant à lui un rapport de taux de 200 %.

Figure 5 : Signification statistique de l'indice local de Moran par secteur de dénombrement

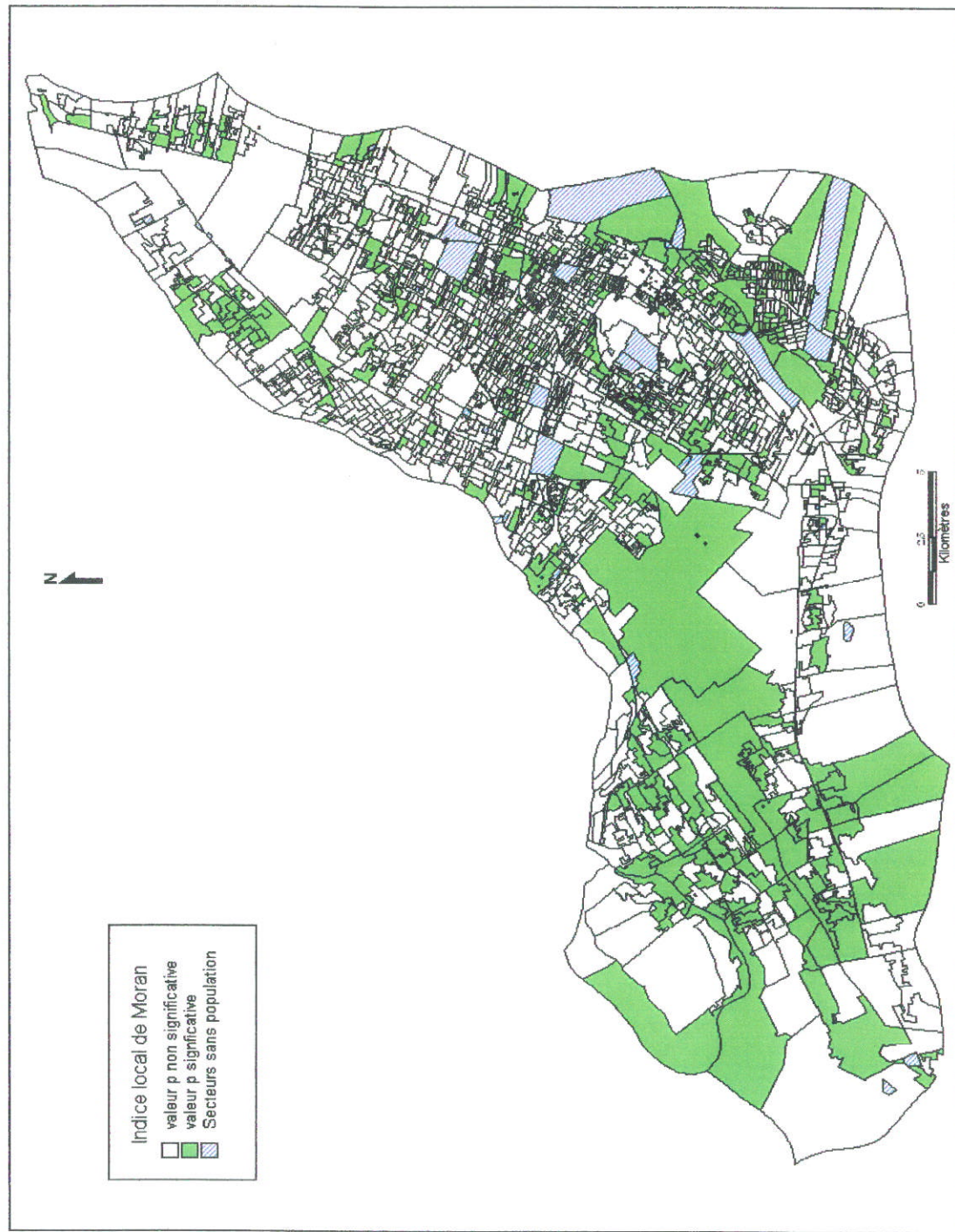


Figure 6 : Diagramme de Moran d'ordre 1

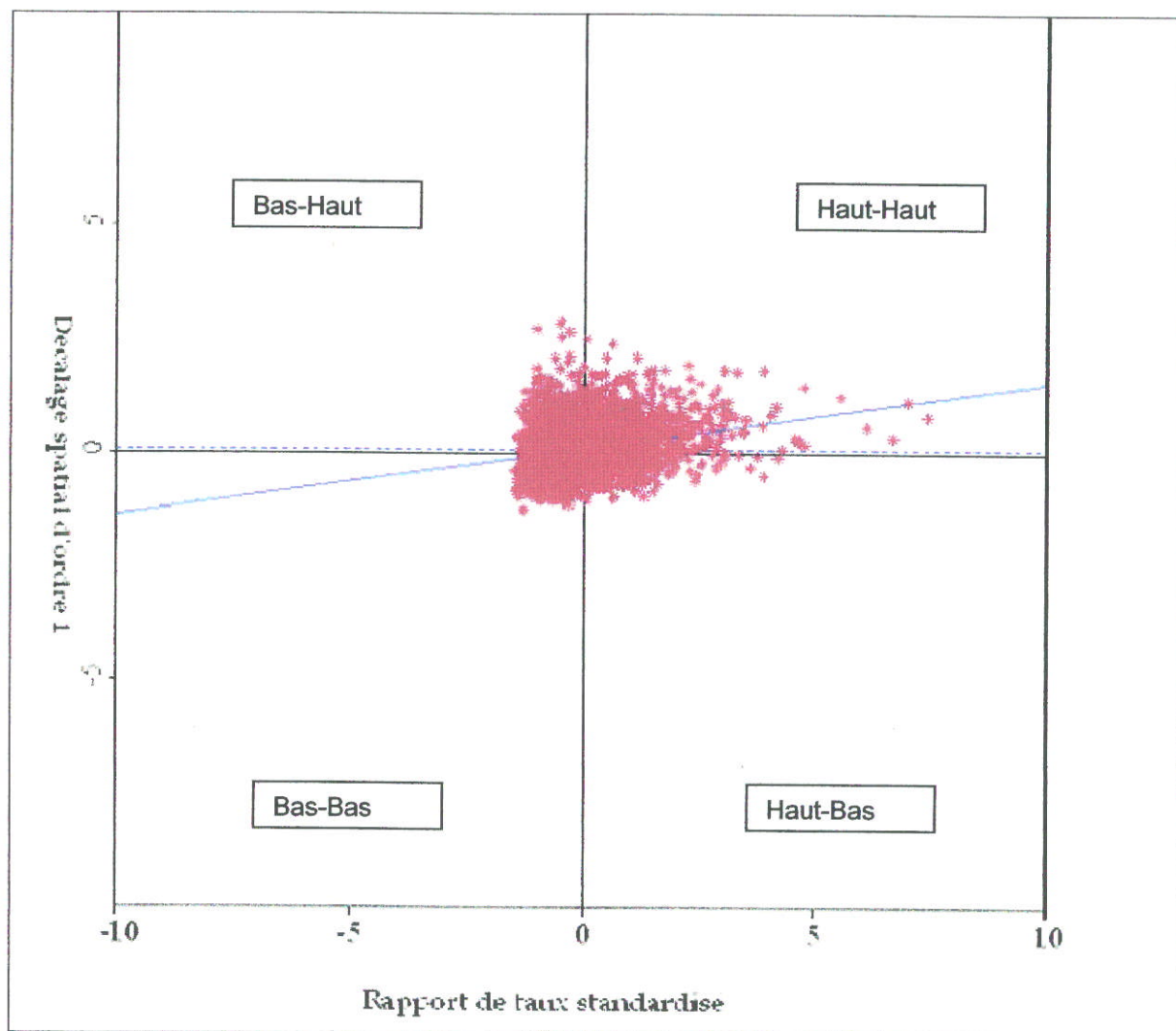


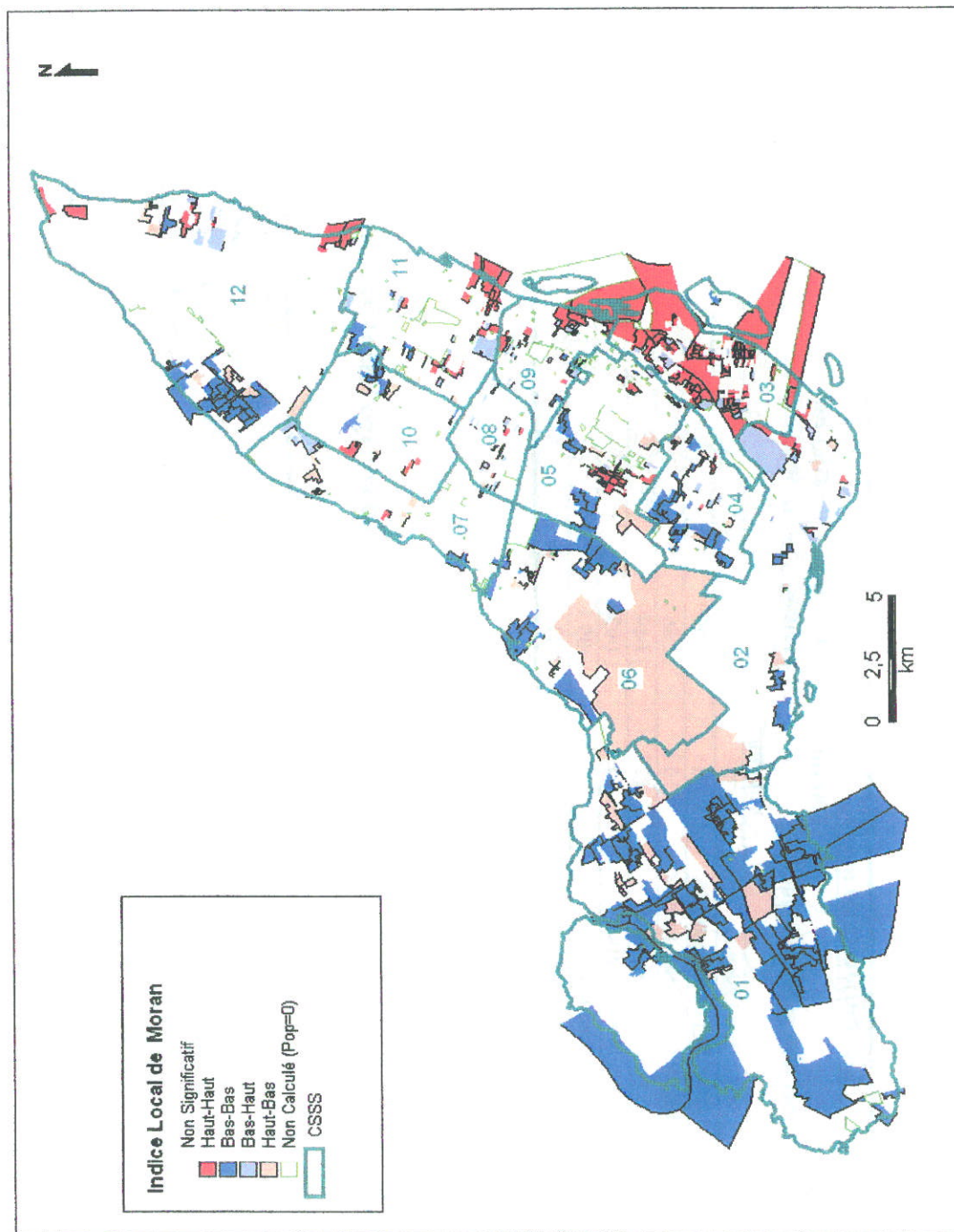
Tableau 4 : Tableau des regroupements de voisins similaires de type Bas-Bas (rapport de taux faible)

Identificateurs de l'agrégat		Population à risque	Nombre d'hospitalisations	Hospitalisations observées pour 10000 personnes	hospitalisations attendues pour 10000 personnes	Rapport de taux
Secteur géographique	Nombre de voisins					
West Island	78	14 824	153	103	236	44 %
Côte-St-Luc Hampstead	16	1 809	10	55	236	23 %
Mont-Royal Saint-Laurent	10	1 266	11	86	236	36 %
Rivière-des-Prairies	17	3 649	45	123	236	52 %
N-Rosemont	10	1 092	9	82	236	35 %
Outremont	6	905	3	33	236	15 %
Cartierville	6	839	8	95	236	40 %

Tableau 5: Tableau des regroupements de voisins similaires de type Haut-Haut (rapport de taux élevé)

Identificateurs de l'agrégat		Population à risque	Nombre d'hospitalisations	Hospitalisations observées pour 10000 personnes	Hospitalisations attendues pour 10000 personnes	Rapport de taux
Secteur géographique	Nombre de voisins					
Côtes-des-Neiges	10	2 021	83	411	236	174 %
Hochelaga	10	1 046	50	478	236	202 %
Verdun/Pte-St-Charles	95	8 477	426	502	236	212 %

Figure 7 : Agrégats d'hospitalisations par le test du LISA



4.4 Recherche d'agrégats par la méthode de Kulldorff

Pour cette analyse, nous avons utilisé le logiciel **SaTScan** dans sa version **4.0.3** de Février 2003. Développé par Martin Kulldorff, il est distribué gratuitement sur le site Internet suivant : <http://www.satscan.org>.

SaTScan permet d'effectuer des recherches d'agrégats spatiaux, temporels ou spatio-temporels. Il peut être utilisé dans différentes circonstances, dont notamment celle de la surveillance afin de détecter les zones de faible ou de forte incidence. Dans le cadre de notre étude, nous nous sommes intéressés uniquement à la recherche d'agrégats purement spatiaux.

Pour détecter l'agrégat le plus vraisemblable, la méthode de Kulldorff (voir description en Annexe 3) impose des fenêtres de recherche circulaires sur chaque centroïde de secteur de dénombrement puis change de rayon sans interruption. La taille maximale de ces cercles peut être choisie par l'utilisateur. Mais en l'absence d'a priori sur la taille des éventuels agrégats, nous avons choisi dans un premier temps l'option par défaut du logiciel, qui consiste à limiter la taille maximale de la population à risque d'un agrégat à 50 % de la population totale d'enfants de 6 mois à 14 ans de l'île. Ce choix de paramètre permet de détecter dans un premier temps l'agrégat le plus probable ayant la plus grande taille possible.

Le logiciel permet également d'identifier les agrégats secondaires significatifs. Nous avons choisi l'option qui permet d'identifier les agrégats secondaires significatifs sans aucun chevauchement géographique possible.

Comme le requiert le logiciel, nous avons créé trois fichiers :

- un fichier des coordonnées qui contient les coordonnées cartésiennes en X et Y des centroïdes de chaque secteur de dénombrement;
- un fichier des cas qui donne le nombre d'enfants hospitalisés pour asthme pendant la période de référence dans chaque secteur de dénombrement et
- un fichier des populations qui fournit pour chaque secteur le nombre d'enfants de 6 mois à 12 ans, calculé à partir des chiffres du Recensement de 1996 de Statistique Canada. Les secteurs sans population ⁷ (chiffre calculé ou considéré en tant que tel) ont été également consignés dans ce fichier.

Dans ces trois fichiers, les secteurs de dénombrement sont identifiés par l'identificateur unique attribué par Statistique Canada.

Voici les résultats obtenus illustrés au tableau 6 ci-dessous :

⁷ La création d'un quatrième fichier dit d'ajustement aurait été nécessaire en cas de données manquantes afin de s'affranchir du biais.

Tableau 6: Résultats du test de Kulldorff pour une fenêtre maximale de 50%

Données	Agrégat I	Agrégat II
Taille en Km	8,38	3,49
Nombre de cas observés	2 635	253
Nombre de cas attendus	2 106	178
Rapport de taux	1,251	1,418
Rapport de vraisemblance	101,941470	14,277331
valeur p	0,001	0,005
Population à risque	8 9333	7 568

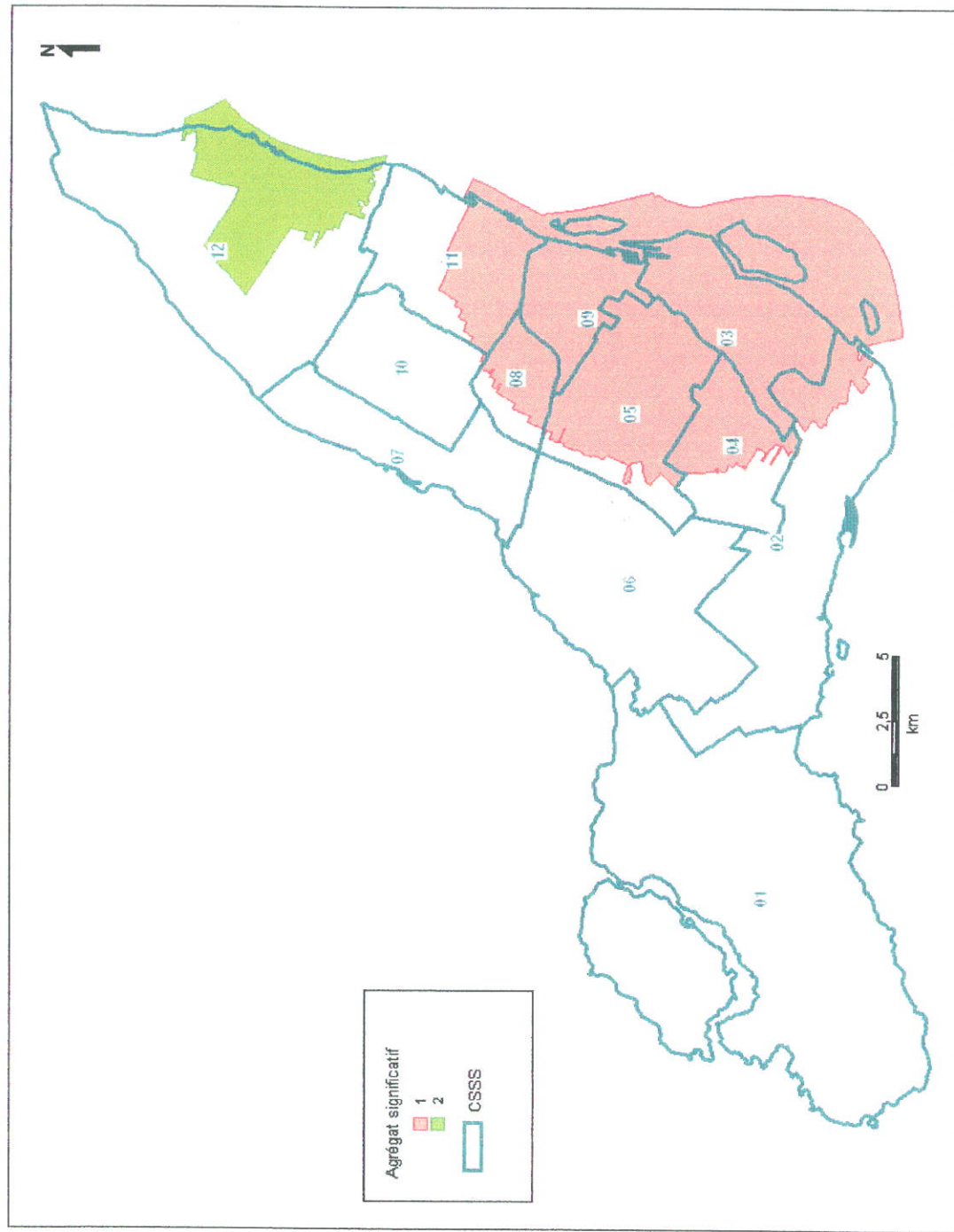
Deux agrégats significatifs d'hospitalisations ont été identifiés.

Le premier agrégat est centré sur un secteur de dénombrement situé dans le quartier de Pointe-Saint-Charles. S'étendant du quartier de Maisonneuve jusqu'à Ville Lasalle, cette large zone est délimitée au nord par le quartier de Parc Extension et l'arrondissement de Ville Mont-Royal. La population à risque dans cet agrégat représente plus de 35 % de la population globale et on y observe un rapport de taux de 125 %.

A l'inverse, le second agrégat est plus petit. Le secteur de dénombrement central est situé dans la partie ouest de Pointe-aux-Trembles. Cet agrégat englobe les quartiers de Beaurivage, Dupéré, Trétreaultville, tous situés dans l'arrondissement Mercier-Est ainsi que le secteur d'Anjou situé au sud de l'autoroute métropolitaine. Le taux observé est supérieur de 40 % au taux moyen.

Compte tenu de sa taille, il n'était pas exclu qu'au sein du premier agrégat, on puisse détecter de plus petits regroupements capables de rejeter par eux-mêmes l'hypothèse nulle. Ces sous-agrégats sont importants dans la mesure où ils apportent de l'information supplémentaire à une échelle plus fine.

Figure 8 : Agrégats d'hospitalisations par la méthode de Kulldorff (Population maximale de 50%)



4.3.1 Résultats de la recherche de sous-agrégats.

Afin de détecter les éventuels sous-agrégats que pouvait renfermer l'agrégat principal, nous avons adopté l'approche qui consiste à réduire de manière séquentielle la taille maximale de la population à risque jusqu'à ce qu'aucune partition additionnelle ne puisse être effectuée (Kulldorff et al., 1997).

Ce processus itératif a permis d'écarter l'agrégat principal en plusieurs agrégats de plus petites tailles, statistiquement significatifs et qui ne se chevauchent pas (tableau 7 et figure 9). Ces résultats ont été obtenus avec une taille maximale de la population à risque fixée à 10 % de la population totale. En deçà de ce chiffre, aucun nouvel agrégat significatif n'a été détecté par le test statistique.

Tableau 7: Résultats de la partition de l'agrégat principal

	Agrégat I-1	Agrégat I-2	Agrégat I-3	Agrégat I-4	Agrégat II
Secteur géographique	Verdun/Pointe-St-Charles	Hochelaga-Maisonneuve	Côtes-des-Neiges	Parc-Extension	Mercier-Est/PAT
Taille en Km	5,05	3,03	0,70	1,52	3,49
Nombre de secteurs	257	288	33	115	70
Nombre de cas observés pour 10000	385	331	421	310	334
Nombre de cas attendus pour 10000	236	236	236	236	236
Rapport de taux	1,635	1,405	1,786	1,316	1,418
Rapport de vraisemblance	87,56	31,21	24,72	12,38	14,27
valeur p	0,001	0,001	0,001	0,009	0,005
Population à risque	19 877	16 749	4 108	10 989	7 568

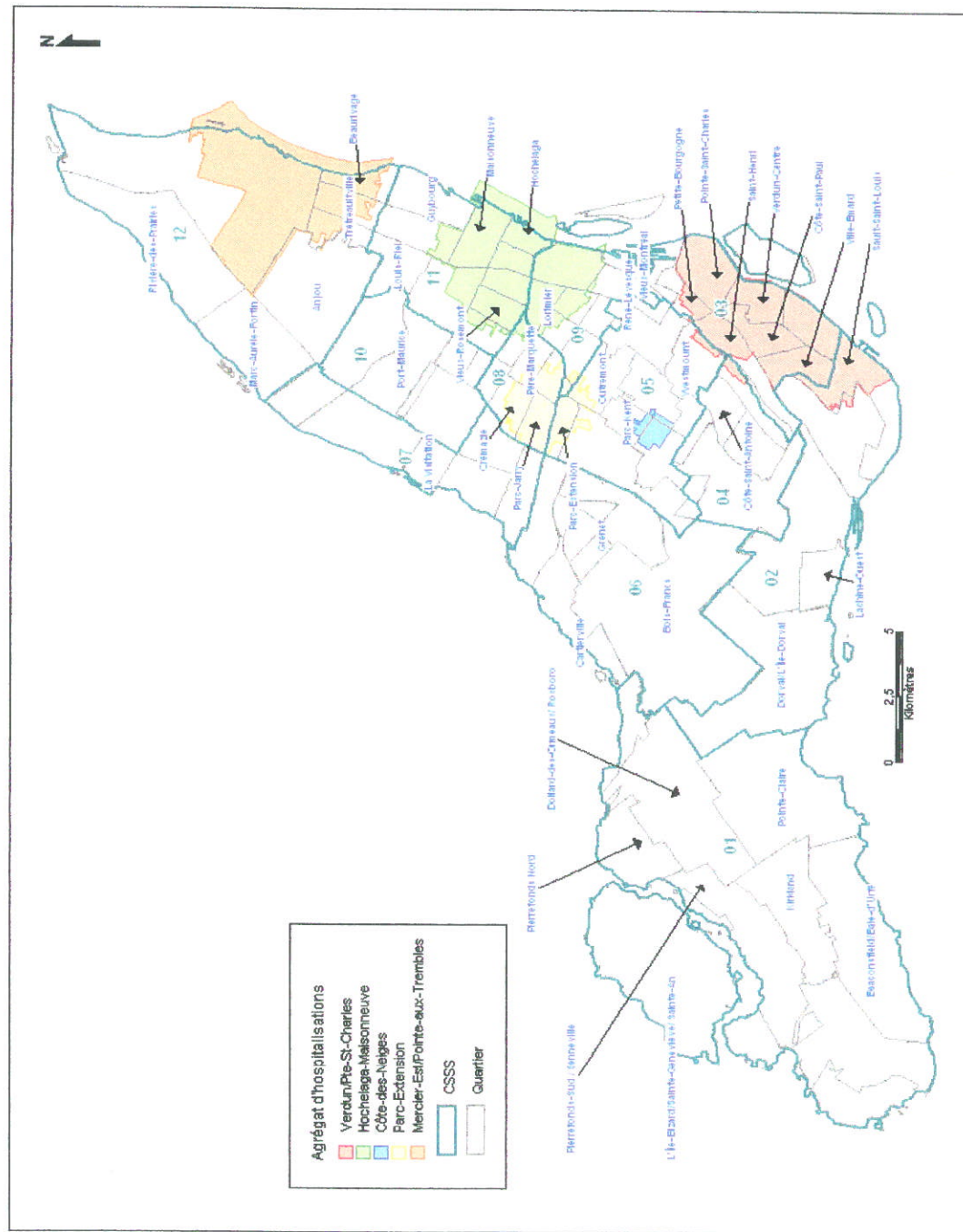
L'agrégat le plus vraisemblable couvre le territoire constitué des arrondissements de Verdun, du Sud-Ouest et de l'est de l'arrondissement de Lachine et on y observe un rapport de taux de 163,5 % (valeur $p = 0,001$). Les secteurs de dénombrement qui le forment sont situés dans les quartiers de Pointe-Saint-Charles, Petite-Bourgogne, Saint-Henri, Verdun, Côte-Saint-Paul, Sault-Saint-Louis et Ville-Emard.

Le second agrégat est centré sur le quartier Hochelaga et comprend également les quartiers de Maisonneuve, Vieux-Rosemont, de Lorimier et de Sainte-Marie. On y observe un taux supérieur de 40,5% au taux d'hospitalisation moyen. Il faut noter que cet agrégat constitue un continuum géographique du premier agrégat, les deux n'étant séparés que par le quartier du Vieux-Montréal.

Le troisième agrégat, le plus petit par la taille, est localisé dans l'arrondissement de Côtes-des-Neiges et on y observe un rapport de taux de 178%. Il s'agit d'un petit regroupement de 33 secteurs de dénombrement se trouvant dans les quartiers de Parc Kent et Savanne, entre les arrondissements de Mont-Royal et Westmount.

Le dernier agrégat est centré sur le quartier de Parc-Jarry Il est constitué de secteurs de dénombrement relevant des quartiers de Crémazie, Parc-Extension, et Saint-Edouard. Le taux d'hospitalisation observé est 1,32 fois plus élevé que le taux moyen.

Figure 9 : Agrégats d'hospitalisations par la méthode de Kulldorff (Population maximale de 10%)



4.3.2 Recherche de regroupements de secteurs à faible taux

L'identification des agrégats d'hospitalisations suffit rarement à elle seule. Afin de mieux appréhender les facteurs d'exposition et les éventuels déterminants, il est même souvent nécessaire de s'intéresser également aux zones de faible taux (Jacquez et al., 2003).

Puisque le test du LISA a permis d'identifier les associations de voisins « faibles », il nous a semblé opportun d'appliquer la méthode de Kulldorff pour identifier les regroupements de secteurs où l'on enregistre de faibles taux d'hospitalisation (option Low Rate). Cela nous permettra de dresser un portrait exhaustif du patron spatial des hospitalisations pour asthme pédiatrique en combinant les résultats des deux méthodes statistiques.

La même approche (taille maximale de 50 % puis partition progressive de l'agrégat principal en diminuant la taille de la population maximale) qui a servi à l'identification des agrégats d'hospitalisations a été adoptée pour la recherche des secteurs à faible taux. Quatre unités significatives ont été identifiées. Leurs positions respectives coïncident avec celles des agrégats obtenus par le test du LISA. À la seule différence que les limites géographiques et l'échelle des regroupements sont sensiblement différentes.

Ainsi, tous les secteurs situés à l'ouest de l'île formant l'association positive de voisins de type Bas-Bas se retrouvent dans le secteur de faible taux le plus vraisemblable détecté par SatScan. À l'instar de l'agrégat de Verdun/Pointe-Saint-Charles, ses contours sont toutefois plus larges et il contient quelques secteurs affichant un taux élevé (Tableau 8, figure 10)

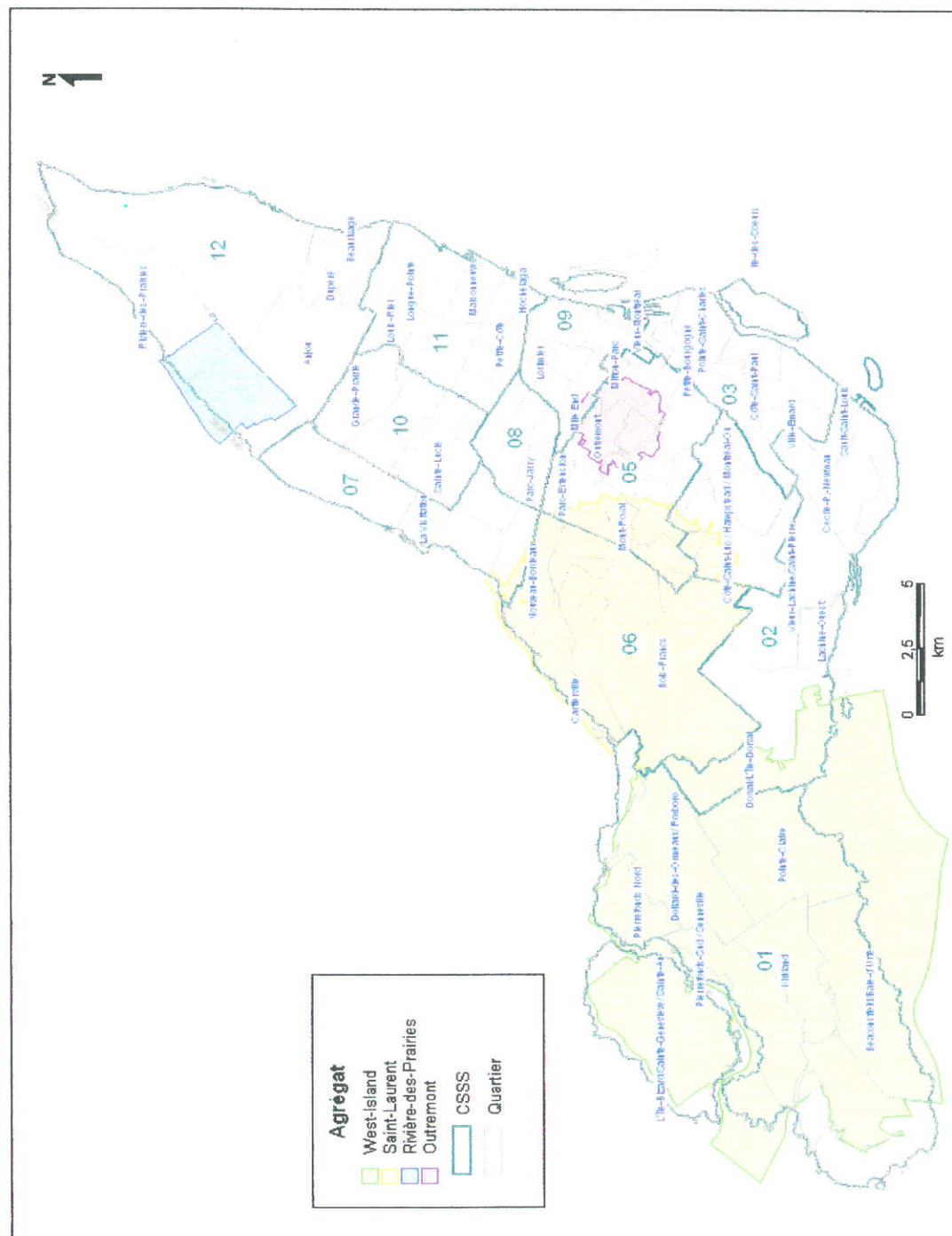
Les trois associations de secteurs voisins de type Bas-Bas que l'on retrouve à l'ouest du secteur de Ville Saint-Laurent sont regroupées au sein d'un même agrégat plus vaste et statistiquement significatif. La méthode de Kulldorff a permis de détecter également un secteur à Rivière-des-Prairies dont les limites géographiques ne diffèrent que très légèrement de celles du regroupement identifié par le test du LISA. Le dernier agrégat, situé dans le secteur d'Outremont, est formé d'un regroupement de 46 secteurs de dénombrement dont l'étendue dépasse largement celle de l'association de voisins faibles identifiée au même endroit par le LISA.

Voici les caractéristiques des regroupement de secteurs de dénombrement où l'on observe un faible taux d'hospitalisation.

Tableau 8: Caractéristiques des zones de faible taux identifiées par la méthode de Kulldorff

Données	Agrégat I	Agrégat II	Agrégat III	Agrégat IV
Secteur géographique	West Island	Saint-Laurent	Rivière-des-Prairies	Outremont
Rayon en Km	8,26	4,74	2,24	1,57
Nombre de cas observés pour 10000	135	356	123	99
Nombre de cas attendus pour 10000	236	164	236	236
Rapport de taux	0,573	0,698	0,52	0,42
Rapport de vraisemblance	106,3	28,21	21,44	19,58
p-valeur	0,001	0,001	0,001	0,001
Population à risque	36 488	21 624	6 418	3 825

Figure 10 : Zones de faible taux d'hospitalisation identifiées par la méthode de Kulldorff



5. ÉTUDE DE LA RELATION DES AGRÉGATS AVEC LES INDICATEURS SOCIO-ÉCONOMIQUES.

Le test d'autocorrélation spatiale de Moran et les méthodes de recherche d'agrégats spatiaux (LISA et Satscan) ont permis de démontrer qu'il existait bien à Montréal une variation spatiale du taux d'hospitalisation pour asthme pédiatrique. Les deux méthodes révèlent l'existence d'agrégats d'hospitalisations et de secteurs ayant un taux plus faible que la moyenne observée sur l'ensemble de l'île.

L'étape suivante de cette étude a consisté à vérifier si ces variations spatiales, vraisemblablement non imputables au hasard, pouvaient être expliquées par des facteurs socio-économiques (Jemal et al., 2002).

Ces indicateurs indirects des conditions sociales ou économiques n'ont pas forcément un impact direct sur l'asthme mais ils pourraient être associés à certains comportements ou être révélateurs de l'environnement de vie des patients comme la mauvaise qualité du logement.

5.1 *Profils socio-économiques des agrégats*

Ces profils ont été établis uniquement à partir des secteurs de dénombrement pour lesquels la population à risque est non nulle et des données socio-économiques sont disponibles.

Nous avons souhaité dresser un portrait socio-économique de chaque zone d'agrégation d'hospitalisations obtenue à partir de la méthode de Kulldorff. Pour ce faire, nous avons comparé les valeurs calculées pour les variables retenues dans les agrégats et dans le reste de l'île à l'aide d'un diagramme en barre.

Lorsque les données étaient manquantes, les secteurs ont été omis et le calcul de la valeur de la variable socio-économique pour la zone d'agrégation a été effectué uniquement sur la base des secteurs pour lesquels les chiffres statistiques étaient disponibles.

Tableau 9: Portrait socio-économique des agrégats d'hospitalisations

Agrégats	Chômage (%)	Revenu (\$)	Mères faiblement scolarisées (%)	Familles monoparentales (%)	Immigrants (%)	Locataires (%)	Loyer moyen (\$)	Valeur moyenne du logement (\$)	Ouvriers (%)
Verdun/Pte-St-Charles	13,4	43 024	49,7	24,9	14,6	71,7	526	126 071	34,3
Hochelaga Maison-neuve	16,2	34 735	46,1	29,4	11,9	82,9	492	112 101	36,6
Côte-des-Neiges	20,8	29 474	51,3	21,8	58,5	90,6	494	155 992	47,1
Pointe-Aux-Trembles/Mercier Est	10,6	43 308	54,5	23,3	6,4	60,1	508	114 356	45,4
Parc-Extension	20,1	33 629	50,5	22,9	35,8	78,6	493	134 496	39,4
Reste de l'île	12,3	54 644	36,8	18,7	29,3	61	557	163 729	31,8

Au vu tableau ci-dessus et des résultats des tests de comparaison de moyenne (annexe 4), on peut remarquer qu'il existe des disparités entre les zones d'agrégation et le reste de l'île.

Ainsi, si les agrégats de Côtes-des-Neiges et Parc-Extension et à un degré moindre celui de Hochelaga présentent des taux de chômage significativement supérieurs à celui du reste de l'île, l'agrégat de Verdun/Pointe-Saint-Charles a une valeur qui n'est pas significativement différente. Quant à l'agrégat de Mercier-Est/PAT, il se singularise par un taux plus faible que le taux moyen enregistré dans le reste de l'île.

La règle de confidentialité de Statistique Canada s'applique particulièrement à la variable revenu puisque aucun chiffre de revenu n'est disponible pour un total de 164 secteurs de dénombrement sur les 2478 retenus pour le calcul. Les chiffres calculés sont par conséquent imprécis.

Le tableau montre que le revenu moyen de tous les agrégats est significativement inférieur à celui du reste de Montréal. Cela est particulièrement vrai pour l'agrégat de Côtes-des-Neiges où le revenu moyen atteint à peine la moitié de la valeur moyenne enregistrée dans le reste de l'île.

Cela dit, il faut se garder de tirer des conclusions hâtives à partir de ces chiffres car les données de Statistique Canada ne permettent pas de distinguer le revenu moyen des familles de recensement selon le nombre de personnes qui travaillent, ni de distinguer le revenu moyen des familles de recensement qui ont des enfants de celui des couples sans enfant.

La proportion de mères faiblement scolarisées permet de différencier de manière significative les zones d'agrégation du reste de l'île. Tous les agrégats d'incidence élevée présentent en effet un pourcentage moyen dépassant la barre des 40 %, voire 50 % alors que le reste de l'île se situe aux environs de 35 %.

Le test de comparaison de moyenne (annexe 4) indique que le pourcentage de familles monoparentales dans l'agrégat de Côte-des-Neiges n'est pas significativement différent du reste de l'île. En revanche,

dans les autres agrégats, il y a significativement plus de familles monoparentales, l'agrégat du quartier d'Hochelaga étant celui affichant le pourcentage le plus élevé.

Concernant l'immigration, on peut constater que l'agrégat de Côte-des-Neiges affiche un pourcentage d'immigrants de plus de 58 %, soit le double du taux moyen enregistré sur l'ensemble de l'île. Inversement, c'est dans l'agrégat de Mercier/PAT qu'on enregistre la présence d'immigrants la plus discrète avec un taux de l'ordre de 7 %. Dans les agrégats de Verdun/Pointe-St-Charles et d'Hochelaga, les chiffres sont significativement en deçà de la proportion enregistrée dans le reste de l'île alors que dans l'agrégat de Parc-Extension, le pourcentage d'immigrants n'est pas significativement différent du reste de l'île.

L'agrégat de Côte-des-Neiges est également celui qui compte la proportion de locataires la plus élevée. Elle y dépasse 90 % alors que dans le reste de l'île, elle se situe aux environs de 60 %. Dans les agrégats d'Hochelaga et Parc-Extension, les taux sont voisins de 80 %. Seul l'agrégat de Mercier-Est/PAT affiche un pourcentage comparable (différence non significative) au reste de l'île.

Les loyers moyens les plus modestes sont ceux des agrégats d'Hochelaga, Parc-Extension et Côte-des-Neiges. Ils ne dépassent guère la barre des 500 dollars et sont significativement différents du reste de l'île (annexe 4). Il est intéressant de noter que ce sont exactement ces mêmes agrégats qui accueillent les plus grandes proportions de locataires.

Les chiffres relatifs à la valeur moyenne des logements montrent que dans les agrégats de Hochelaga-Maisonneuve et Mercier/PAT, les logements possèdent une valeur moyenne plus faible de 50 000 \$ par rapport au reste de l'île. L'écart est moindre pour les agrégats du Verdun/Pointe-St-Charles et Parc-Extension mais la valeur moyenne demeure inférieure à celle du reste de l'île. Tous les écarts par rapport au reste de l'île sont significatifs (annexe 4).

Concernant l'agrégat du Verdun/Pointe-St-Charles, il est important de souligner que les 15 % de logements possédant une valeur de plus 150 000 \$ représentent plus de 27 % de la valeur globale des logements de l'agrégat. La valeur immobilière élevée des logements situés sur l'Île-des-sœurs contribue à relever la moyenne dans l'ensemble de l'agrégat. Paradoxalement, alors qu'il compte le plus fort contingent de locataires, c'est quand même l'agrégat de Côte-des-Neiges qui affiche la valeur moyenne la plus élevée de tous les agrégats. Cela s'explique encore une fois par les valeurs foncières élevées enregistrées dans certains secteurs de l'agrégat.

Enfin et pour les proportions d'ouvriers, les agrégats de Parc-Extension, Mercier-Est-PAT et Côte-des-Neiges dépassent ou avoisinent les 40 % et sont significativement différentes du reste de l'île. Pour les autres agrégats, les proportions sont supérieures à celle du reste de l'île mais l'écart est plus faible.

Les différentes variables retenues pour établir ces portraits n'ont pas la prétention d'être exhaustifs. Mais ils sont révélateurs jusqu'à un certain point du niveau socio-économique des populations.

Et force est de constater que pour l'ensemble des agrégats d'hospitalisations, tous ces indicateurs montrent directement ou indirectement une plus grande défavorisation par rapport au reste de l'île (Tableau 9) : revenus plus faibles, chômage plus élevé, mères plus faiblement scolarisées, plus de familles monoparentales, proportions de locataires plus élevées, etc.

5.3 Modèle de régression linéaire

L'étape suivante de l'étude a consisté à étudier la manière dont interagissent les différents facteurs socio-économiques afin d'élaborer un modèle explicatif de régression linéaire. Autrement dit, il s'est agi d'identifier les facteurs les plus influents et de trouver la dépendance fonctionnelle permettant d'estimer au mieux le taux d'incidence de l'asthme dans un secteur connaissant les valeurs des facteurs retenus.

Tel qu'expliqué précédemment, nous avons utilisé l'algorithme de Furnival-Wilson pour sélectionner le modèle le moins biaisé et le plus représentatif des données.

On constate à travers les résultats (voir tableau 10), qu'avec peu de variables explicatives, les modèles sont trop biaisés (C_p trop élevé). Le C_p de Mallows passe ensuite par un minimum pour un modèle à quatre variables. C'est donc cette combinaison qui représente le choix optimal.

Ce modèle optimal inclut les variables Scolarité de la mère, pourcentage d'ouvriers dans la main d'œuvre, pourcentage de locataires et taux d'immigrants. Cependant, on peut s'interroger sur la qualité de l'ajustement de ce modèle puisque le R^2 ajusté ne dépasse guère les 5 %. Ce qui veut dire que ce modèle ne permet pas d'expliquer plus de 5 % de la variance totale contenue dans les rapports de taux. Nous pouvons en déduire en premier lieu que le patron spatial observé ne peut être attribué aux seules variables socio-économiques déterminées de manière collective à l'échelle de l'unité d'agrégation (secteur de dénombrement).

D'autres études ciblant les zones d'intérêt identifiées par les méthodes d'analyse spatiale sont donc nécessaires afin d'identifier les déterminants et les facteurs de risque permettant d'expliquer les variations géographiques observées au sein des taux d'hospitalisation pour asthme. Ces déterminants devront être certainement établis à une échelle individuelle afin de s'affranchir du biais inhérent au changement de niveau. En effet, le diagnostic (l'asthme en l'occurrence) est déterminé à l'échelle individuelle alors que les déterminants (variables socio-économiques) sont établis à l'échelle du groupe (de l'unité géographique). Une enquête ou une étude de cohorte constitueraient un moyen efficace d'accès à des informations personnalisées sur les patients.

Tableau 10: Résultats de l'application de l'algorithme de recherche de modèles de régression

Nombre de variables	R^2	R^2 ajusté	C_p de Mallows	Modèle
1	0,0243	0,0239	53,4165	Loca
2	0,042	0,0412	12,5098	Immi Loca
3	0,0474	0,0461	1,5012	scolm Immi Loca
4	0,0484	0,0467	1,0345	ouvrier scolm Immi Loc
5	0,0488	0,0467	2,0789	Chomage ouvrier scolm Immi Loc
6	0,0488	0,0463	4,0276	Revenu_moyen Chomage ouvrier scolm Immi Loca
7	0,0488	0,0459	6,0146	Revenu_moyen Chomage ouvrier scolm Monopar Immi Loca
8	0,0488	0,0455	8,0073	Revenu_moyen Chomage ouvrier scolm Monopar Immi Loca Loyer_moyen
9	0,0488	0,0451	10	Revenu_moyen Chomage ouvrier scolm Monopar Immi Loca Loyer_moyen Valeur_moyenn

6. DISCUSSION

L'utilisation des deux méthodes de recherche d'agrégats a permis de mettre en évidence plusieurs agrégats statistiquement significatifs d'hospitalisations pour asthme chez les enfants entre 1995 et 2000. Certains de ces agrégats se singularisent par leur dimension géographique ainsi que par la taille des populations à risque qu'ils abritent.

Le test du LISA a servi à dresser un portrait global des variations géographiques des hospitalisations pour asthme à travers le territoire de l'île de Montréal à l'échelle du secteur de dénombrement. À partir de ce portrait, il a été aisé d'identifier plusieurs agrégats homogènes formés uniquement de secteurs contigus qui sont révélateurs de l'échelle de fluctuation des taux d'hospitalisation pour asthme pédiatrique.

Ainsi, le West-Island constitue une vaste zone homogène de faible taux alors que la partie est de l'île abrite à elle seule la quasi totalité des agrégats d'hospitalisations. Cela dénote une démarcation entre ces deux secteurs du territoire montréalais.

De plus, l'est de l'île semble être le siège d'une certaine hétérogénéité spatiale dans la distribution des cas d'asthme dans la mesure où on y relève la présence fréquente de secteurs limitrophes aux taux dissemblables. Il faut cependant demeurer prudent dans l'interprétation de cette variabilité dans la mesure où elle peut être aussi imputée aux petits chiffres de population.

Toujours au sein des agrégats, nous avons constaté que l'échelle géographique est variable. Ainsi et si l'agrégat principal du Verdun/Pointe-St-Charles occupe un large territoire couvrant presque trois arrondissements, les agrégats de Côte-des-Neiges et de Parc-Extension ne contiennent qu'un nombre limité de secteurs de dénombrement confinés dans un rayon de 0,7 et 1,5 Km. Cette variabilité dans l'échelle géographique pourrait être corrélée éventuellement avec une variation des conditions d'exposition.

La zone de faible taux située à Rivière-des-Prairies constitue une singularité intéressante dans la mesure où il s'agit du seul regroupement significatif de ce type situé dans le secteur est de l'île.

On voit donc à travers les résultats obtenus que la notion de proximité entre les unités géographiques de base, le secteur de dénombrement dans notre cas, est importante dans la description et la compréhension des patrons spatiaux. L'estimation de la ressemblance (ou de la dissemblance) entre le taux d'hospitalisation observé dans un secteur et ceux des voisins a permis de mettre à jour des logiques locales que l'on suppose indifférentes à la présence des frontières administratives (Grasland, 2004). Dans notre étude et en l'absence de connaissance sur l'échelle de variabilité des déterminants de l'asthme pédiatrique, nous avons adopté un schéma de voisinage reposant sur l'adjacence spatiale d'ordre 1 qui exprime la relation de voisinage la plus naturelle. Il est probable qu'un autre choix, les n plus proches voisins par exemple, aurait produit des résultats différents qui seraient demeurés cependant difficiles à interpréter.

La méthode de Kulldorff a produit des résultats comparables à ceux du test du LISA, confirmant ainsi le caractère vraisemblable des agrégats identifiés. Cela dit et contrairement au test local de Moran, les zones identifiées par la méthode SatScan ne sont pas homogènes puisqu'au sein des différents secteurs de dénombrement les constituant, on observe parfois une certaine variabilité dans les taux d'hospitalisation. Cet élément constitue en fait le talon d'Achille de cette routine car elle regroupe au sein du même agrégat des secteurs géographiques affichant des incidences parfois fort contrastées qui

ne facilitent pas l'étape d'investigation étiologique. De plus, en utilisant des fenêtres de recherche circulaires, cette méthode ne détecte que des agrégats de cette forme. Or, rien n'exclut la présence au sein des données d'agrégats présentant un autre aspect.

Lorsqu'un agrégat est détecté, il est important d'essayer d'en expliquer les mécanismes causals. Plusieurs facteurs aggravant de l'asthme pédiatrique sont cités dans la littérature. Il s'agit par exemple des virus respiratoires, de l'exposition aux moisissures (augmentation du temps passé à l'intérieur durant la période de classe), au pollen et aux acariens de la poussière. Notre analyse n'a pas tenu compte du potentiel d'influence de ces divers facteurs sur les variations géographiques des hospitalisations. En effet, nous ne disposons d'aucune donnée de ce type ni au niveau individuel ni au niveau des secteurs de dénombrement. L'exploitation de la possibilité d'ajuster l'analyse d'agrégats par la méthode de Kulldorff pour ces variables aurait peut-être permis de tester des hypothèses étiologiques.

D'autres variables de type socio-économique associés à l'exacerbation de l'asthme étaient disponibles mais seulement au niveau des secteurs de dénombrement. Tout ajustement pour ces facteurs aurait été imprécis dans la mesure où nous aurions appliqué à tous les individus hospitalisés la valeur moyenne du facteur calculé sur l'ensemble de la population.

Toujours à ce propos, il est important de souligner que les différents portraits de facteurs socio-économiques ont été obtenus à partir de données de recensement portant sur des échantillons de 20% et compilées par secteur de dénombrement. Et si ces portraits montrent une défavorisation certaine au sein des agrégats d'hospitalisations, il faut demeurer prudent quant à l'interprétation de ses associations et se garder de transposer ces résultats au niveau des individus car on commettrait alors une erreur écologique liée au changement de niveau.

7. CONCLUSION

Le choix avec discernement des contextes spatiaux (voisins) ou territoriaux (ensembles homogènes) les plus pertinents pour l'analyse des variations géographiques des hospitalisations pour asthme pédiatrique sur le territoire de l'île de Montréal n'était *pas a priori* chose aisée et ce d'autant plus que les facteurs aggravants de l'asthme sont mal identifiés et que peu d'hypothèses à ce sujet ont été avancées jusqu'à présent.

Le recours simultané à deux méthodes de recherche d'agrégats ambitionnait de prendre en compte ces différents niveaux de contextes. Ainsi, la méthode de Kulldorff a servi à explorer le contexte territorial alors que le test du LISA a été utilisé pour évaluer l'autocorrélation spatiale. Ce qui a permis d'explorer et d'identifier plusieurs échelles et aspects d'agrégation, et de mettre en évidence plusieurs zones d'agrégation.

Cela illustre bien le potentiel d'emploi des ces méthodes sur des données sanitaires et leur capacité à révéler des associations spatiales à différentes échelles dans le cadre d'une approche rétrospective.

Il faut ajouter en terminant que si une approche de suivi en temps réel était privilégiée, ces méthodes de recherche d'agrégats demeureraient tout à fait exploitables car elles existent également en version spatio-temporelle.

RÉFÉRENCES

Actualité et dossier en santé publique, juin 1998. no 23, page XIX.

Anselin L, 1995. Local Indicators of Spatial Association — LISA, *Geographical Analysis* 27:93–115.

Assuncao RM., Reis EA, 1999. A new proposal to adjust Moran's I for population density. *Statistics in Medicine*; 30:18(16):2147-62.

Burr ML, 1993. *Epidemiology of asthma*. In: Burr ML. (ed) *Epidemiology of clinical allergy*, Basel :80-102.

Busse WW., Gern JE, 1997. Viruses in asthma. *Journal of Allergy and Clinical Immunology*, 100:147-150.

Dictionnaire du recensement de 1996, Édition définitive. Statistique Canada. No 92-351-UIF au catalogue, Ottawa, Ministère de l'Industrie.

Getis A. and JK. Ord., 1992. The Analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistics. *Geographical Analysis* 24:189-206.

Hancox RJ., Milne BJ., Taylor DR., Greene JM., Cowan JO., Flannery EM., Herbison GP., MacLachlan CR., Poulton R., Sears MR, 2004. Relationship between socioeconomic status and asthma: a longitudinal cohort study. *Thorax Journal* 04; 59: 376-380.

Jacquez GM., Waller LA., Grimson R., Wartenberg D., 1996. The Analysis of disease clusters, Part I: state of the art. *Infection Control and Hospital Epidemiology*; 17: 319-327. Vol. 17, No 5

Jacquez G., Greiling D., 2003. Local clustering in breast, lung and colorectal cancer in Long Island, New York. *International Journal of Health Geographics* 2:3.

Jemal A., Kulldorff M., Devesa S., Hayes RB., Fraumeni JF., 2002. A Geographic Analysis of Prostate Cancer Mortality in the United States, 1970-89, *International Journal of Cancer*: 1001, 168-174.

Johansen M., Dutta Y., Mao *et al.*, 1992. « Enquête sur l'augmentation des cas d'asthme chez les enfants d'âge pré-scolaire au Manitoba, Canada », *Rapports sur la santé*, 4(4), p. 379-402 (Statistique Canada, no 82-003 au catalogue).

Kulldorff M., Feuer EJ., Miller BA., Freedman LS., 1997. Breast Cancer in the Northeast United States: A Geographic Analysis. *American Journal of Epidemiology*, 146:161-70.

Kulldorff M., 1997. A spatial scan statistic: Bernoulli and Poisson Models, Theory and Methods, *Communications in Statistics* 26:1481-1496.

Millar WJ., Hill GB., 1998. L'asthme chez l'enfant. Rapports sur la Santé, Statistique Canada, vol 10, n°3, 9-21.

Roy A., 2001. Cours de Géographie quantitative II, Département de géographie, Université de Montréal.

Software: Kulldorff M. and Information Management Services, Inc. SaTScan v4.0: Software for the spatial and space-time scan statistics. <http://www.satscan.org/>, 2003.

Space-Time Permutation Model: Kulldorff M., Mostashari F., Hartman J., Heffernan R. A space-time permutation scan statistic for the early detection of disease outbreaks. In preparation, 2003.

THOUEZ JP., 2000. La carte en géographie des maladies. Actes du *Festival International de Géographie*, Reims.

Thursfield MV., Goodall EA., 2000. Proceedings of Annual meeting of Society for Veterinary Epidemiology and Preventive Medicine, Edinburgh. *Society for Veterinary Epidemiology and Preventive Medicine*, pp. 86-106.

ANNEXES

Annexe 1 : Erreur type approximative due à l'échantillonnage pour les données-échantillon du recensement de 1996

Valeur contenue dans la case	Erreur type approximative
50 ou moins	15
100	20
200	30
500	45
1000	65
2000	90
5000	140
10000	200
20000	280
50000	450
100000	630
500000	1400

Annexe 2 : Description du test du LISA

L'indice de Moran (Moran 1950) est un des estimateurs d'autocorrélation spatiale les plus utilisés. Il dit si la ressemblance entre voisins est plus grande, significativement, que celle attendue d'une distribution aléatoire. Autrement dit, il exprime la tendance à la concentration de valeurs similaires au sein de l'espace géographique. S'agissant d'un test global, ce test n'identifie malheureusement pas les zones de forte association entre voisins similaires. C'est plutôt un indicateur du patron global qui renseigne sur le caractère aléatoire ou agrégé de la distribution spatiale des données étudiées (taux d'incidence bruts ou standardisés par exemple).

En 1995, Luc Anselin a développé une variante du test de Moran appelée *Test Local de Moran* (Anselin, 1995) qui englobe simultanément les concepts mathématiques des tests de Moran, Geary et Getis. Mais contrairement à ces derniers, ce test évalue l'agrégation locale ou l'autocorrélation spatiale pour **chaque secteur de la zone étudiée** en mesurant sa contribution à l'indice global I de Moran.

La statistique de test pour chaque secteur géographique i s'écrit : $I_i = z_i \sum w_{ij} z_j$

Où : I_i est la statistique de test pour le $i^{\text{ème}}$ secteur.

z_i est la z valeur pour le secteur i .

z_j est la valeur centrée pour le secteur j .

w_{ij} est une pondération issue de la matrice de voisinage entre secteurs. Pour un secteur i possédant un voisins, w_{ij} vaut $1/n$ pour tous les secteurs limitrophes et zéro pour les autres.

Au lieu donc de produire une statistique globale pour l'ensemble de la zone, le *Test Local de Moran* produit une série d'indicateurs montrant pour **chaque secteur géographique** le niveau de similarité ou de dissimilitude avec les valeurs des secteurs voisins. Cela permet d'identifier les zones qui diffèrent significativement de celles attendues dans une distribution aléatoire.

La valeur p de chaque indice calculé est obtenue à partir de répliques aléatoires générées par des simulations de type Monte-Carlo basées sur 99,999, ou encore 9999 itérations.

Annexe 3 : Description de la statistique de balayage spatial Satscan.

Cette méthode a été mise au point en 1997 par Martin Kulldorff. À l'instar des autres méthodes locales, elle permet d'identifier et de localiser des agrégats géographiques au sein de données spatiales. Considérée comme l'une des méthodes statistiques d'analyse d'agrégats les plus puissantes, elle a été depuis largement adoptée.

Utilisée avec une approche de Poisson⁸, cette méthode suppose sous l'hypothèse nulle que les cas d'hospitalisation se répartissent de manière homogène dans le territoire et que l'incidence est constante dans l'ensemble de la zone géographique considérée. Autrement dit, le nombre de cas attendu dans chaque unité géographique est proportionnel à la population à risque sous-jacente.

Un grand nombre de cercles centrés sur le centroïde de chaque unité géographique est alors construit en faisant varier de façon continue le rayon jusqu'à ce que la moitié⁹ de la population à risque soit incluse dans le cercle. Les données d'un secteur sont prises en compte dès lors que son centroïde se trouve à l'intérieur du cercle. Chaque fenêtre circulaire contient ainsi un jeu de secteurs voisins et représente un agrégat potentiel de cas.

Pour chaque fenêtre construite, la routine calcule ensuite le rapport de vraisemblance au vu du nombre de cas observés. Les différentes valeurs de rapports de vraisemblance calculés sur l'ensemble des fenêtres sont sauvegardées. Le rapport maximal constitue alors la statistique de test de la méthode.

La statistique de test est proportionnelle au terme suivant : $\left(\frac{n}{\mu} \right)^n \left(\frac{[N - n]}{[N - \mu]} \right)^{(N-n)} I()$

Où : N est le nombre de cas dans la zone étudiée,

n est le nombre de cas dans la fenêtre

μ le nombre de cas attendu ajusté sur la covariable (âge, sexe) dans la fenêtre sous l'hypothèse nulle.

$I()$ est une fonction d'indicateur. Si la recherche vise les agrégats de valeurs élevées, $I()$ prend la valeur 1 lorsque la fenêtre circulaire contient plus de cas qu'attendu et zéro lorsque c'est le contraire.

La distribution théorique de la statistique de test ainsi que sa valeur p sont obtenues à partir de répliquations aléatoires générées par des simulations de type Monte-Carlo basée sur 99, 999 ou 9999 itérations. Si sa valeur p est significative au seuil α de 5%, le cercle qui y correspond représente alors l'agrégat le plus significatif d'un point de vue statistique ou encore celui ayant le moins de chance d'être le fruit du hasard.

Cette méthode présente les avantages suivants :

- Elle permet d'ajuster pour les hétérogénéités de population et pour tout autre facteur confondant.
- Elle recherche les agrégats indépendamment de leur taille ou de leur population. Ne nécessitant pas *d'a priori*, elle permet de s'affranchir du problème des biais de présélection.
- Elle tient compte du problème de test multiple.
- Elle permet d'identifier plusieurs agrégats significatifs, chacun avec sa valeur p

⁸ Une distribution de Poisson correspond à une répartition homogène et indépendante des cas sur l'ensemble du territoire.

⁹ En pratique, la taille maximale de la fenêtre est paramétrable. Mais, en l'absence *d'a priori* sur la taille des agrégats, on choisit la valeur maximale qui est la moitié de la population.

Annexe 4 : résultats des tests de comparaison de moyenne pour les variables socio-économiques.

		intervalle			
		Md	inf	sup	interprétation
chômage	Verdun/Pte-Saint-Charles	1.03	-1.09	1.09	ns
	Hochelaga-Maisonnette	3.37	-1.01	1.01	s
	Côte-des-Neiges	7.41	-2.58	2.58	s
	Mercier-Est/PAT	-1.98	-1.33	1.33	s
	Parc-Extension	4.66	-1.32	1.32	s
revenu	Verdun/Pte-Saint-Charles	-8460.29	-3169.37	3169.37	s
	Hochelaga-Maisonnette	-18375.91	-1785.01	1785.01	s
	Côte-des-Neiges	-24093.06	-2813.81	2813.81	s
	Mercier-Est/PAT	-10345.44	-2261.58	2261.58	s
	Parc-Extension	-16802.61	-1935.27	1935.27	s
scolm	Verdun/Pte-Saint-Charles	13.98	-2.91	2.91	s
	Hochelaga-Maisonnette	10.38	-2.80	2.80	s
	Côte-des-Neiges	16.05	-5.79	5.79	s
	Mercier-Est/PAT	18.79	-3.70	3.70	s
	Parc-Extension	12.83	-2.38	2.38	s
monopar	Verdun/Pte-Saint-Charles	8.61	-2.62	2.62	s
	Hochelaga-Maisonnette	16.47	-2.38	2.38	s
	Côte-des-Neiges	1.59	-3.62	3.62	ns
	Mercier-Est/PAT	8.55	-4.09	4.09	s
	Parc-Extension	5.57	-1.80	1.80	s
immi	Verdun/Pte-Saint-Charles	-14.78	-1.56	1.56	s
	Hochelaga-Maisonnette	-17.38	-1.27	1.27	s
	Côte-des-Neiges	27.75	-1.50	1.50	s
	Mercier-Est/PAT	-23.46	-0.96	0.96	s
	Parc-Extension	1.40	-2.34	2.34	ns
locataires	Verdun/Pointe-Saint-Charles	8.46	-3.52	3.52	s
	Hochelaga-Maisonnette	21.74	-1.96	1.96	s
	Côte-des-Neiges	29.32	-3.53	3.53	s
	Mercier-Est/PAT	-0.77	-2.97	2.97	ns
	Parc-Extension	13.47	-2.35	2.35	s
Loyer	Verdun/Pointe-Saint-Charles	-30.89	-33.89	33.89	ns
	Hochelaga-Maisonnette	-79.35	-14.57	14.57	s
	Côte-des-Neiges	-69.24	-28.49	28.49	s
	Mercier-Est/PAT	-71.23	-16.15	16.15	s
	Parc-Extension	-80.04	-15.58	15.58	s
Valmoy	Verdun/Pointe-Saint-Charles	-24574.37	-9334.74	9334.74	s
	Hochelaga-Maisonnette	-39946.55	-6915.19	6915.19	s
	Côte-des-Neiges	-23847.03	-33545.25	33545.25	s
	Mercier-Est/PAT	-36223.56	-5802.94	5802.94	s
	Parc-Extension	-15084.73	-6690.43	6690.43	s
ouvrier	Verdun/Pte-Saint-Charles	2.85	-1.9276	1.92763443	s
	Hochelaga-Maisonnette	5.72	-1.6237	1.62374072	s
	Côte-des-Neiges	16.21	-5.0435	5.04355102	s
	Mercier-Est/PAT	14.54	-2.7671	2.7671083	s
	Parc-Extension	10.10	-1.8401	1.84019299	s

BON DE COMMANDE

QUANTITÉ	TITRE DE LA PUBLICATION	PRIX UNITAIRE (tous frais inclus)	TOTAL
	Étude de la variation géographique de l'asthme pédiatrique sur le territoire de île de Montréal entre 1995 et 2000. Une analyse spatiale des données d'hospitalisation	15 \$	
	NUMÉRO D'ISBN OU D'ISSN		
	2-89494-450-0		

DESTINATAIRE

Nom

Organisme

Adresse

No	Rue	App.
Ville		Code postal

Téléphone

Télécopieur

Les commandes sont payables à l'avance par chèque ou mandat-poste à l'ordre de la Direction de santé publique de Montréal

Pour information : (514) 528-2400, poste 3646.

Retourner à l'adresse suivante :



Montréal
1301, rue Sherbrooke Est
Montréal (Québec) H2L 1M3
Téléphone : (514) 528-2400
www.santepub-mtl.qc.ca

Centre de documentation
Direction de santé publique de Montréal
1301, rue Sherbrooke Est
Montréal (Québec) H2L 1M3
<http://www.santepub-mtl.qc.ca>

