

# CONCENTRATION SPATIALE DES ACCIDENTS DE LA ROUTE

## MÉTHODE D'IDENTIFICATION DES ZONES NOIRES BASÉE SUR L'AUTOCORRÉLATION SPATIALE, APPLICATION ET ÉTUDE DE SENSIBILITÉ

**Benoît FLAHAUT**

Centre d'Analyse Spatiale et Urbaine,  
Université catholique de Louvain  
Louvain-la-Neuve (Belgique)

### **Résumé**

*L'objectif de cette contribution est d'identifier les lieux de concentration spatiale d'accidents de la route sous la forme de zones noires plutôt que de points noirs. L'application d'une méthode géographique d'analyse basée sur des mesures locales d'autocorrélation spatiale permet de localiser ces zones noires.*

*La pertinence de la méthode est considérée, et une étude de la sensibilité des résultats à différents niveaux de contiguïté et à plusieurs fonctions de pondération est proposée. Les résultats sont également comparés à ceux obtenus par une méthode statistique de lissage par noyau.*

*L'application de la méthode à quelques routes montre concrètement son adéquation et son applicabilité au problème de la localisation des zones noires.*

### **Abstract**

*The objective is to identify places of spatial concentration of road accidents by black zones rather than black spots. The application of a geographical analysis method based on local measures of spatial autocorrelation permits to localise black zones.*

*The relevance of the method is considered; a sensibility study of the results to several contiguity levels and to several weight functions is proposed. Results are also compared to those obtained with a statistical method of smoothing based on kernel estimators.*

*The application of the method to some roads shows its appropriation to the problem of black zones identification.*

### **Mots-Clés**

*Accidents de la route, accidentologie, autocorrélation spatiale, zone noire, Belgique*

### **Key-Words**

*Road accidents, spatial autocorrelation, black zone*

L'identification des lieux dangereux du réseau routier, en Belgique, se fait principalement avec une approche par points noirs. Les points noirs sont des segments de route d'une longueur d'un hectomètre qui comptabilisent pendant une année, au moins 3 accidents avec lésions corporelles. Cette façon de procéder présente quelques inconvénients, parmi lesquels le fait de ne pas tenir compte de la migration des accidents au cours du temps, et de ne permettre l'identification que des problèmes très ponctuels. Cette situation est à l'origine d'une volonté d'identifier de façon plus satisfaisante les endroits de concentration spatiale des accidents de la route, qui seraient alors représentés sous la forme de zones noires.

## **1. La concentration spatiale des accidents de la route**

Ce travail s'inscrit dans le cadre d'un projet ayant comme thème l'étude de l'influence de l'aménagement du territoire sur la sécurité routière durable. La première étape de ce projet consiste à étudier la concentration spatiale des accidents de la route, plus précisément à identifier les zones de concentration

spatiale d'accidents, ou zones noires. Il s'agit d'une étude à caractère exploratoire, aucune hypothèse n'est encore posée quant à une éventuelle explication de la répartition spatiale des accidents de la route. La construction d'un modèle explicatif d'un point de vue environnemental et spatial sera envisagée dans la seconde étape du projet.

L'objectif est de proposer une définition des zones dangereuses (zones noires) qui soit basée sur des éléments statistiques : où et quand une zone est-elle statistiquement plus dangereuse qu'une autre ? Quelle longueur attribuer à chaque zone ? Longueur optimale unique ou au contraire variable d'une zone à l'autre ?

Afin de répondre à ces questions, nous utiliserons une approche basée sur le concept connu de l'autocorrélation spatiale. Les indices d'autocorrélation spatiale permettent de mesurer la dépendance/association spatiale entre les valeurs  $x_i$  prises par une même variable  $X$  en des lieux caractérisés par une certaine proximité spatiale. La variable  $X$  considérée ici est le nombre d'accidents par hectomètre de route. Cette méthode de l'autocorrélation permet de tenir compte de manière explicite de la distance dans sa formulation (nombre de voisins considérés comme proches) et de choisir la longueur de zone dangereuse la plus appropriée à la réalité.

Nous disposons pour cette étude des données reprises sur les formulaires statistiques établis par les forces de l'ordre (police ou gendarmerie) après chaque accident et communiqués à l'Institut National de Statistique (INS). Seuls les accidents avec lésions corporelles sont concernés ici car ce type d'accident est en principe toujours répertorié : contrairement aux accidents avec dégâts matériels seulement, ils sont obligatoirement soumis à la rédaction d'un procès-verbal et d'un formulaire statistique pour l'INS.

Par ailleurs, le réseau de routes numérotées est seul pris en compte, car sur ce type de route un accident peut être localisé de façon uniforme selon sa position par rapport à la borne hectométrique la plus proche, soit avec une précision de 100 mètres. Il est donc possible d'affecter un nombre d'accidents  $k$  à chaque hectomètre de chaque route. La période d'étude s'étend sur 5 années, de 1992 à 1996.

## 2. Méthode d'analyse : l'autocorrélation spatiale

Une propriété souvent constatée lors de l'observation de données à caractère spatial est que les valeurs  $x_i$  prises par une même variable  $X$  en différents lieux  $i$  présentent des relations entre observations proches dans l'espace. Cette idée est largement utilisée depuis longtemps en analyse spatiale, par exemple pour Tobler [11] : "everything is related to everything else, but near things are more related than distant things", ou Gould [7] : "Why we should expect independence in spatial observations (...). All our efforts to understand spatial patterns, structure, and process have indicated the lack of independence (...) of things in time and space".

Si les  $x_i$  présentent de l'interdépendance dans l'espace, ce qui est fréquemment le cas, on parlera de données autocorrélées spatialement [4]. Des mesures d'autocorrélation spatiale permettent dès lors d'estimer l'association/dépendance/corrélation spatiale entre les valeurs d'une même variable en différents endroits de l'espace, plus ou moins proches les uns des autres.

Les indices d'autocorrélation spatiale permettent de mettre en évidence des lieux qui présentent des relations par rapport à deux critères simultanés :

- la proximité spatiale,
- la ressemblance ou l'opposition entre les valeurs d'une même variable en différents endroits de la région d'étude.

En appliquant cette méthode au problème de l'identification des zones noires du réseau routier, nous pouvons réécrire l'objectif de l'étude de la manière suivante : sachant que l'hectomètre constitue la plus petite unité spatiale à laquelle les accidents sont localisés, il s'agit d'agréger en tronçons de route suffisamment homogènes des hectomètres spatialement proches qui se ressemblent quant au nombre d'accidents qui les

caractérise, de façon à identifier les zones dangereuses. Une association de valeurs élevées d'accidents entre des hectomètres voisins sera considérée comme formant une zone noire, et cette association est déterminée par les mesures d'autocorrélation spatiale.

Il s'agit donc de proposer la mesure d'un indice de dangerosité des tronçons routiers qui soit basé sur une mesure d'autocorrélation spatiale. La longueur des zones peut être indiquée (elle dépend du nombre de voisins pris en compte dans le calcul de l'indice), de même que l'intensité du caractère dangereux de la zone (il dépend de la valeur de l'indice).

### 2.1. Mesure de l'autocorrélation spatiale globale

Les mesures usuelles d'autocorrélation spatiale permettent d'estimer si, globalement, l'ensemble des lieux appartenant à la région d'étude présente un phénomène d'autocorrélation spatiale.

Pour des variables quantitatives, deux indices sont principalement utilisés pour tester la présence d'autocorrélation spatiale, celui de Moran et celui de Geary. Dans la littérature, l'indice de Moran est souvent préféré à celui de Geary en raison d'une stabilité générale plus grande [12].

Le coefficient de Moran utilise au numérateur un terme de covariance pondérée entre observations contiguës, covariance nulle en l'absence d'autocorrélation spatiale, positive dans le cas d'autocorrélation positive, et négative en cas d'autocorrélation négative; quant au dénominateur, il est constitué d'une mesure de la variance des observations.

$$\text{Indice de Moran } I = (n/S_0) \sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j / \sum z_i^2 \quad (1)$$

où  $x_i$  = valeur de la variable  $X$  au lieu  $i$

$\bar{x}$  = valeur moyenne des  $x_i$

$n$  = nombre de lieux

$w_{ij}$  sont les pondérations reflétant les relations de proximité

$$S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$$

$$z_i = x_i - \bar{x}$$

$$z_j = x_j - \bar{x}$$

Dans la construction de l'indice, c'est la valeur moyenne  $\bar{x}$  des observations qui constitue la valeur de référence, valeur qui permet de déterminer des valeurs  $x_i$  élevées ou faibles. A un  $z_i$  positif correspond à une valeur élevée de  $x_i$ , tandis qu'à un  $z_j$  négatif correspond une valeur faible de  $x_j$ .

### 2.2. Mesure de l'autocorrélation spatiale locale : vers un indice de dangerosité

Des travaux plus récents ont permis de développer des mesures locales d'autocorrélation spatiale [6]. Ces mesures décomposent l'indice global de façon à identifier la contribution individuelle de chaque lieu; ils mesurent successivement pour chacun la dépendance/association spatiale entre la valeur de la variable prise en ce lieu et l'ensemble de celles prises dans son voisinage.

Ces indices locaux permettent donc de détecter les poches locales d'autocorrélation spatiale.

Les deux principales propriétés que doivent remplir les indices pour être considérés comme des indicateurs locaux d'association spatiale (LISA) tels qu'ils ont été définis par Anselin [2] sont les suivantes :

- pour chaque observation, ils donnent des indications d'un éventuel regroupement de valeurs similaires (ou de tendance opposée) dans son voisinage ;
- la somme des indices locaux sur l'ensemble des observations est proportionnelle à l'indice global correspondant.

L'indice local de Moran mesuré au lieu  $i$  est défini comme un LISA de la façon suivante :

$$I_i = z_i \sum_j w_{ij} z_j, \quad (2)$$

et

$$\sum_i I_i = \sum_i z_i \sum_j w_{ij} z_j \quad (3)$$

La somme des indices locaux est proportionnelle à l'indice global par le facteur

$$\gamma = S_0 m_2, \text{ avec } m_2 = \sum_i z_i^2 / n.$$

Il est également possible de standardiser l'indice local en le divisant par  $m_2$ .

Pour identifier les zones noires du réseau routier, chaque hectomètre  $i$  de route est successivement considéré comme une observation individuelle pour laquelle un indice local d'autocorrélation spatiale est calculé. Une zone, noire ou non, est constituée d'un hectomètre central  $i$  et d'hectomètres voisins  $j_m$  ( $m$  = nombre de voisins) ; la mise en évidence d'une tendance des hectomètres voisins  $j_m$  à présenter un nombre d'accidents similaire à l'hectomètre  $i$  peut permettre de les considérer comme un tronçon de route homogène. Ce tronçon de route homogène sera une zone noire si la tendance observée est un nombre élevé d'accidents.

Puisqu'un indice local d'autocorrélation spatiale peut être mesuré pour chaque hectomètre  $i$ , et puisque cet indice local peut mettre en évidence une association entre cet hectomètre  $i$  et les hectomètres voisins  $j_m$  au niveau de leur nombre d'accidents, l'indice local d'autocorrélation spatiale peut être utilisé comme un indice de dangerosité.

L'intensité du caractère dangereux dépend de la valeur de l'indice, tandis que la longueur des zones noires dépend du nombre de voisins pris en compte dans le calcul de l'indice.

Pour être satisfaisant, un indice de dangerosité devrait présenter une corrélation positive avec le nombre moyen d'accidents par hectomètre de chaque zone à laquelle l'indice est associé. Nous examinerons cet aspect lors de l'application de la méthode à une route particulière (la N 29).

Un paramètre important intervient dans la formulation de l'indice de Moran, et pour lequel les valeurs qui lui sont attribuées influencent fortement la valeur de l'indice : les pondérations  $w_{ij}$  qui représentent les relations de voisinage entre les hectomètres de route (voir 2.4.). Mais auparavant, examinons comment interpréter l'indice local d'autocorrélation spatiale en tant qu'indice de dangerosité.

### 2.3. Interprétation de l'indice local d'autocorrélation spatiale

Si l'indice est négatif, il traduit une autocorrélation spatiale négative qui correspond à une association de valeurs opposées au point  $i$  auquel l'indice est mesuré et dans son voisinage (produit d'une valeur négative pour l'un et d'une valeur positive pour l'autre, et inversement). En revanche, si l'indice est positif, il traduit une autocorrélation spatiale positive qui correspond à une association de valeurs similaires. Cette valeur positive peut s'obtenir dans le cas de l'association de valeurs inférieures à la moyenne  $\bar{x}$  (produit de deux

valeurs négatives : pour l'hectomètre  $i$  considéré ( $z_i$ ) et pour son voisinage ( $\sum_j w_{ij} z_j$ ) ainsi que dans le cas de l'association de valeurs supérieures à la moyenne (produit de deux valeurs positives).

Pour cette application dont le but est d'identifier les zones noires, c'est seulement le dernier cas (produit de deux valeurs positives) qui est intéressant, puisqu'une zone noire constitue une association d'hectomètres proches dont la tendance générale est de présenter un nombre d'accidents élevé.

Dès lors, ce sont uniquement les indices locaux positifs résultant du produit de deux valeurs positives qui sont retenus comme indices de dangerosité pour l'identification des zones noires et l'évaluation de l'intensité de leur caractère dangereux.

#### 2.4. La pondération des relations de proximité : $w_{ij}$

L'idée d'une mesure unique de l'autocorrélation spatiale n'est malheureusement pas réaliste en raison de l'inexistence d'une définition univoque et définitive des pondérations optimales devant représenter les relations de contiguïté entre les différents lieux. "The determination of the proper specification for the elements of this matrix is one of the most difficult and controversial methodological issue in spatial econometrics. (...) There is no agreement as to which type of weight matrix should be used" [1].

Deux considérations interviennent dans l'évaluation des coefficients de pondération : le niveau de contiguïté (c'est-à-dire le nombre de voisins, ou encore la distance de voisinage) et la valeur des poids attribués à chacun d'eux.

- En ce qui concerne le niveau de contiguïté, de multiples possibilités existent et les mesures d'autocorrélation spatiale sont très souvent variables entre deux niveaux différents. L'existence de telles variations entre plusieurs distances de voisinage est intéressante, puisque la comparaison des mesures peut donner des informations sur la structure spatiale des données.

Pour chaque hectomètre  $i$ , une analyse systématique et exploratoire sera effectuée de façon à évaluer le nombre de voisins le plus approprié. Des longueurs de zones variant entre 300 et 2 100 mètres de 200 mètres en 200 mètres (soit un nombre de voisins variant de 2 à 20, répartis de façon symétrique de part et d'autre de l'hectomètre central  $i$ ), seront successivement utilisées pour calculer un indice local d'autocorrélation spatiale. Les valeurs de ces 10 indices seront comparées, et le nombre optimal de voisins sera celui pour lequel la valeur de l'indice local d'autocorrélation spatiale est maximale, traduisant ainsi la meilleure association des valeurs élevées de la variable entre un hectomètre et ses voisins. Cette démarche sera répétée pour chaque hectomètre de chaque route, de façon à déterminer pour chacun une valeur de l'indice adaptée à la structure spatiale locale.

- En ce qui concerne la valeur des pondérations, le plus simple est d'utiliser une matrice binaire dont les éléments sont égaux à 1 pour représenter une relation de proximité, et nuls dans les autres cas. Tous les voisins présentent donc le même poids quelle que soit leur distance au lieu considéré. Il est cependant possible d'utiliser des valeurs autres que 0 et 1 qui permettent d'exprimer les différences entre une proximité immédiate ou plus lointaine. Souvent, ces pondérations sont liées à une fonction inverse de la distance, et de nombreuses possibilités existent donc [3] [4] [8].

Dans cette étude, plusieurs fonctions de décroissance des pondérations avec la distance  $d_{ij}$  ont été envisagées : nous avons calculé sur un échantillon de routes les indices pour les 3 alternatives suivantes :  $w_{ij}=d_{ij}^{-1}$ ,  $w_{ij}=d_{ij}^{-1.5}$ , et  $w_{ij}=d_{ij}^{-2}$ . Pour ces trois possibilités, les zones noires ont été identifiées, et l'indice moyen d'autocorrélation spatiale locale pour ces zones a été calculé. La valeur de cet indice moyen peut être interprétée comme représentative du degré d'autocorrélation spatiale globale des zones noires : plus cet indice est élevé, plus il traduit une forte association entre les nombres d'accidents observés dans les différentes zones noires (centre et voisinage). Sur cet échantillon, c'est l'utilisation de l'inverse du carré de la distance ( $d_{ij}^{-2}$ ) qui donne un indice moyen le plus élevé, et la valeur de cet indice diminue avec l'augmentation de l'exposant

(-1.5 et -1). Cette constatation est en cohérence avec la littérature relative à l'interaction spatiale où l'on considère généralement que les relations spatiales entre lieux sont décroissantes avec l'inverse du carré de la distance.

Soulignons enfin que la somme des poids par ligne de la matrice de proximité (c'est-à-dire les poids attribués aux voisins de chaque lieu de façon individuelle) est égale à l'unité ( $\sum_j w_{ij} = 1, \forall i$ ).

Cela présente l'intérêt de permettre une comparaison des mesures d'autocorrélation spatiale entre différentes distances de voisinage, puisque pour chacune d'elles une importance identique est accordée à l'ensemble des voisins indépendamment de leur nombre.

### 3. Application à la route N 29 et étude de sensibilité des indices

Cette méthode d'identification des zones noires a été appliquée à un échantillon de routes, dont la N 29 pour laquelle est présentée dans cette section une analyse de la sensibilité des résultats à la valeur prise par les paramètres intervenant dans l'évaluation des pondérations  $w_{ij}$ : niveau de contiguïté et décroissance avec la distance au centre de la zone ( $d_{ij}$ ).

A titre d'exemple, la cartographie des zones noires de la N 29 est présentée sur la figure 1. Les zones dangereuses sont identifiées avec des pondérations proportionnelles à  $d_{ij}^{-2}$  et classées selon les quantiles, en 5 catégories (ce choix est arbitraire). Précisons que toutes les zones noires identifiées ne nécessitent pas forcément un aménagement puisque l'intensité de leur caractère dangereux n'est pas toujours suffisamment élevée; 40 % des zones noires (les moins dangereuses) ne sont pas représentées sur la carte. L'ensemble des lieux pour lesquels les mesures d'autocorrélation spatiale sont effectuées est constitué des hectomètres caractérisés par au moins un accident. Les hectomètres sans accident n'interviennent pas dans les mesures.

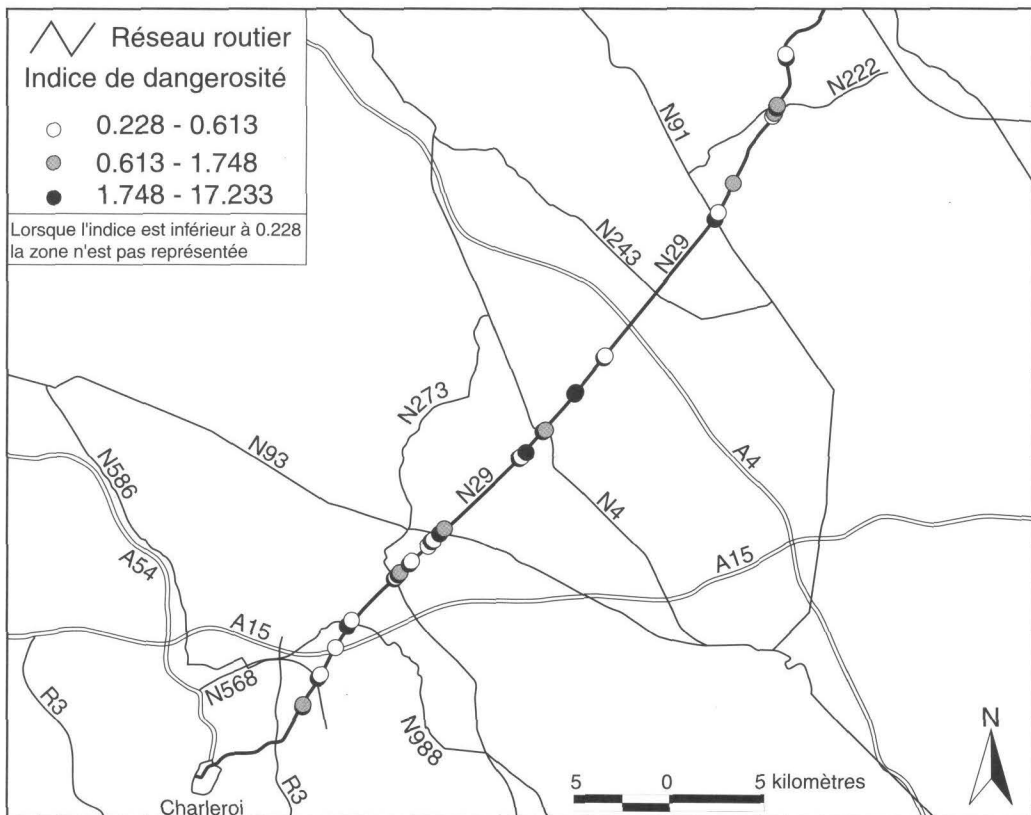


Figure 1 - Les zones noires de la N 29

### 3.1. Calcul du coefficient de corrélation

Nous avons souligné qu'un indice de dangerosité satisfaisant devrait logiquement présenter une corrélation positive élevée avec le nombre moyen d'accidents par hectomètre de la zone à laquelle il se rapporte. Or, la relation entre ces deux variables n'est pas linéaire mais plutôt exponentielle. Une transformation logarithmique de la variable "indice d'autocorrélation" a donc été effectuée de façon à linéariser la relation; le coefficient de corrélation linéaire de Bravais-Pearson  $r$  pour la N 29 devient 0.87 (avec  $d_{ij}^{-2}$ ), contre 0.74 avant la transformation.

Le coefficient de corrélation  $r$  a de nouveau été calculé entre les deux mêmes variables, mais cette fois-ci en faisant varier l'exposant de  $d_{ij}$  dans la fonction de décroissance des pondérations, proportionnelles à  $d_{ij}^{-1}$ ,  $d_{ij}^{-1.5}$ ,  $d_{ij}^{-2}$ , et  $d_{ij}^0$ . Cette variation des pondérations n'exerce pas d'influence significative sur  $r$  qui reste proche de 0.74 quelque soit l'exposant de  $d_{ij}$ , après avoir éliminé les valeurs extrêmes responsables d'un effet de masse.

### 3.2. Variation de l'indice d'autocorrélation spatiale selon le niveau de contiguïté

Le coefficient global d'autocorrélation spatiale a été calculé avec un même nombre de voisins fixé, successivement égal à 2 (soit seulement des zones de 300 mètres), 4 (zones de 500 m), 6 (700 m),..., jusque 20 (2 100 m). Pour chaque nombre de voisins, les 4 fonctions des pondérations  $w_{ij}$  (proportionnelles à  $d_{ij}^0$ ,  $d_{ij}^{-1}$ ,  $d_{ij}^{-1.5}$ ,  $d_{ij}^{-2}$ ) ont été considérées. La figure 2 montre une décroissance de l'indice global pour chaque fonction de  $d_{ij}$  lorsque le nombre de voisins augmente.

En effet, l'association du nombre d'accidents entre un hectomètre  $i$  et ses voisins est dans la majeure partie des cas plus intense avec ses voisins immédiats, ou du moins les plus proches. Si le nombre de voisins augmente, leur association sera plus faible et se traduira par un coefficient global d'autocorrélation spatiale de plus en plus petit.

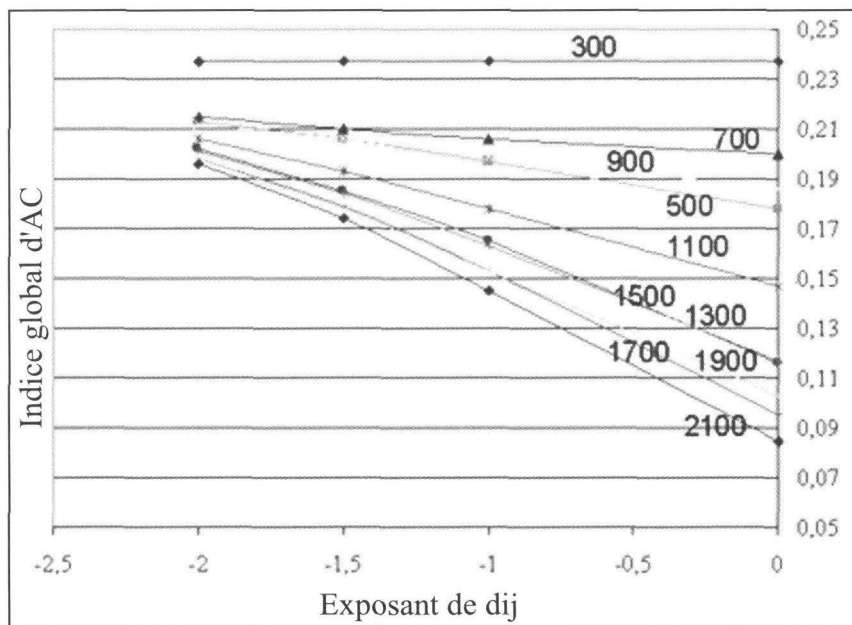


Figure 2 - Variation de l'indice global d'autocorrélation spatiale avec le niveau de contiguïté

En outre, cette décroissance de l'indice global est plus prononcée avec un exposant de  $d_{ij}$  plus proche de zéro. Ceci peut s'expliquer par le fait que plus l'exposant est petit, plus les hectomètres éloignés inclus dans les plus grandes zones sont négligés dans le calcul de l'indice, et les variations de l'indice entre les diverses longueurs de zones sont ainsi limitées pour un petit exposant.

La combinaison de ces deux éléments peut aussi expliquer le fait que pour un nombre donné de voisins l'indice global augmente lorsque l'exposant de  $d_{ij}$  diminue, et que cette croissance est d'autant plus prononcée que le nombre de voisins est grand. Pour un petit nombre en effet, ces variations sont très faibles et, de façon extrême, une variation de l'exposant pour des zones de 300 mètres ne s'accompagne d'aucune modification de l'indice global.

Soulignons cependant que si une association plus forte avec les voisins immédiats est observée en moyenne, cela n'empêche pas que, dans certains cas, l'association est meilleure avec un nombre de voisins plus grand. L'existence de ces variations montre l'intérêt de ne pas fixer a priori le niveau de contiguïté, mais d'effectuer une analyse exploratoire de façon à pouvoir s'adapter à la structure spatiale locale.

### **3.3. Variation de l'indice selon la longueur des zones noires**

En choisissant maintenant pour chaque zone noire la longueur la mieux adaptée à la structure spatiale locale et non plus une longueur fixe, l'influence de la variation de l'exposant de  $d_{ij}$  sur la détermination des zones noires a été étudiée.

En attribuant une importance décroissante aux observations les plus éloignées (exposant de  $d_{ij}$  de plus en plus petit), on peut observer une diminution du nombre de zones noires identifiées, ainsi qu'une diminution de leur longueur moyenne. L'observation détaillée des résultats a permis de montrer que ces variations sont essentiellement dues à la disparition des zones noires les plus longues et généralement caractérisées par un indice local d'autocorrélation peu élevé, tandis la longueur des zones noires identifiées reste relativement stable (avec cependant une tendance vers une diminution). Remarquons aussi qu'aucune nouvelle zone noire n'apparaît en utilisant un exposant de plus en plus petit.

Quant à la valeur moyenne de l'indice local d'autocorrélation spatiale (proportionnelle à l'indice global de l'ensemble des zones noires), elle augmente lorsque l'exposant de la distance diminue. Cette augmentation résulte surtout d'une augmentation dans des proportions semblables des indices locaux des zones noires identifiées quel que soit l'exposant utilisé, comme en témoignent les coefficients de corrélation de Bravais-Pearson variant entre 0.87 et 0.98 pour les indices locaux mesurés avec des exposants différents. Cette constatation est faite également lorsque ces indices sont classés en 5 catégories suivant les quantiles, où des coefficients de corrélation adaptés aux variables ordinales varient de 0.83 à 0.96 pour le coefficient de Spearman, et de 0.74 à 0.94 pour le taux de Kendall.

Afin d'évaluer la stabilité de nos résultats, la section suivante est consacrée à leur comparaison avec ceux obtenus par une autre méthode, la méthode statistique par noyau.

## **4. Comparaison avec la méthode de lissage des données par noyau : complémentarité et correspondances**

La méthode de lissage des données par noyau est une méthode dont la description dépasse le cadre de cet article. Il s'agit d'estimer un nombre attendu d'accidents par hectomètre qui dépend essentiellement d'une densité conditionnelle de probabilité. La méthode d'estimation de cette densité de probabilité est non paramétrique et se base sur la théorie des estimateurs à noyau. Le noyau utilisé est celui d'Epanechnikov. Pour une description complète de cette méthode, nous renvoyons principalement à Silverman [10], et à Gasser et al. [5] pour le choix de la fenêtre optimale de lissage.

Le nombre attendu d'accidents calculé pour chaque hectomètre se base sur le lissage des données dans une fenêtre dont la taille  $2h$  dépend principalement du nombre d'accidents de la route étudiée. La taille de cette fenêtre est constante pour tous les hectomètres d'une même route, et pour la N 29 la fenêtre optimale  $2h$  est longue de 53 hectomètres. Par comparaison, avec la méthode d'autocorrélation spatiale, la longueur des zones noires varie entre 3 et 21 hectomètres.

Ces deux approches peuvent donc être caractérisées, l'une comme globale : la méthode par noyau (approche macro ou mésospatiale) et l'autre plus locale : la méthode d'autocorrélation spatiale (approche microspatiale), ce qui permet de les considérer comme complémentaires.



Il est cependant possible de diminuer la taille de la fenêtre de la méthode du noyau de façon à mieux l'adapter à la problématique étudiée et à permettre une comparaison avec la méthode de l'autocorrélation spatiale. Une fenêtre  $2h$  de 2000 m, de 1000 m et de 500 m a été successivement utilisée pour calculer l'estimateur de dangerosité par la méthode du noyau. Pour chacune de ces 3 fenêtres, la corrélation avec le logarithme de l'indice local d'autocorrélation spatiale a été calculée, avec chacune des 4 fonctions de pondérations ( $w_{ij}$  proportionnelles à  $d_{ij}^0$ ,  $d_{ij}^{-1}$ ,  $d_{ij}^{-1.5}$ ,  $d_{ij}^{-2}$ ). Pour chacune de ces 4 fonctions, la corrélation avec les estimateurs par noyaux est meilleure lorsqu'on diminue la taille de la fenêtre de 2000 à 1000 m, et de 1000 à 500 m; la meilleure corrélation entre les indices des zones noires identifiées par les deux méthodes est obtenue avec une fenêtre de 500 m pour la méthode du noyau et les pondérations proportionnelles à  $d_{ij}^{-2}$  pour la méthode de l'autocorrélation spatiale ( $r=0.86$ ). La figure 3, illustre cette relation. Enfin, la correspondance entre les classements des indices en 5 catégories suivant les quantiles est également très bonne, avec pour  $2h = 500$  m et pour  $d_{ij}^{-2}$  un coefficient de Spearman égal à 0.88 et un taux de Kendall égal à 0.79.

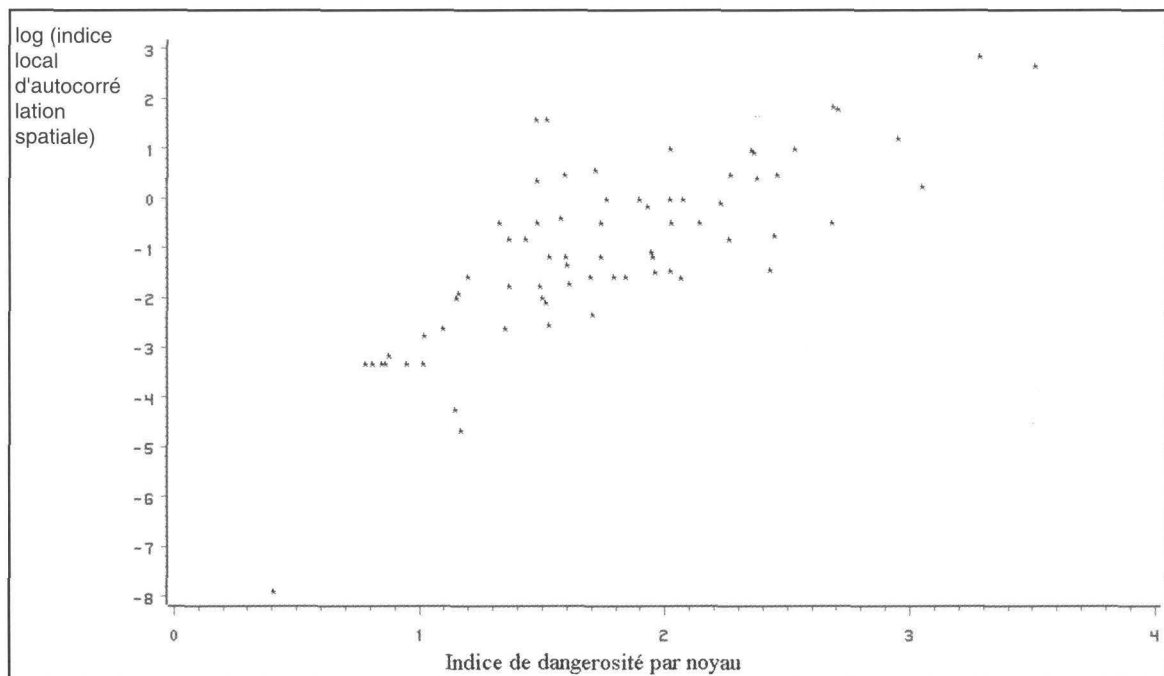


Figure 3 - Relation entre l'indice de dangerosité obtenu par la méthode du noyau et l'indice d'autocorrélation spatiale

## 5. Conclusions et perspectives

Le calcul d'indices de dangerosité basés sur l'autocorrélation spatiale apparaît comme une méthode satisfaisante d'identification des zones dangereuses d'une route. Les indices de dangerosité présentent une relation positive élevée avec le nombre moyen d'accidents par hectomètre de chaque zone noire, et le choix d'une longueur de zone propre à chacune permet une adaptation à la structure spatiale locale observée. Quant à la fonction de décroissance des pondérations avec la distance, le choix de l'exposant (égal à  $-2$ ) permet de limiter le nombre et la longueur des zones noires identifiées et dès lors de gagner en précision. De plus, les zones noires déterminées de cette façon présentent en moyenne une dangerosité plus marquée qu'avec un exposant plus petit, lié à la non identification des zones les moins dangereuses.

La comparaison des résultats obtenus avec les deux méthodes utilisées pour identifier les zones de concentration spatiale des accidents de la route a permis de montrer l'existence d'une correspondance significative entre leurs résultats lorsque l'on attribue aux paramètres des valeurs permettant cette

comparaison, que ce soit en considérant la valeur des indices ou le classement de ces indices. Cette stabilité observée permet d'étayer la méthode de l'autocorrélation spatiale par des justifications fondées sur des éléments statistiques, et sa crédibilité en est par là renforcée.

En outre, le fait de ne pas fixer a priori la longueur des zones noires permet de considérer que la méthode d'identification basée sur l'autocorrélation spatiale locale est plus fine que la méthode du noyau, car elle permet de s'adapter à la structure spatiale locale des accidents lorsque cela est nécessaire.

A propos des hectomètres appartenant à une zone noire selon l'une ou l'autre méthode, il faut encore insister sur le fait que tous ne doivent pas être considérés comme des endroits nécessitant une intervention visant à diminuer leur caractère dangereux : parmi eux, certains sont dangereux puisqu'ils ont été identifiés comme tels, mais ils le sont faiblement. Dès lors, il importe de classer les zones noires selon l'intensité de leur caractère dangereux afin de s'intéresser plus particulièrement à ceux qui le sont vraiment.

Enfin, il faut insister sur le fait que cette analyse par zones ne doit absolument pas se substituer à l'approche par points noirs qui permet, quant à elle, d'identifier des problèmes plus ponctuels. L'identification sur le réseau routier des endroits à risque par zones noires, d'une part, et par points noirs d'autre part, constitue des approches complémentaires indissociables.

A partir de cette étude, la méthode d'identification des zones noires du réseau routier basée sur l'autocorrélation spatiale sera appliquée à l'ensemble du réseau numéroté belge. A partir de la localisation de ces zones noires, l'étape suivante consistera à essayer de modéliser la relation entre les lieux de concentration d'accidents et leur environnement, de façon à évaluer l'influence de l'aménagement du territoire sur la sécurité routière durable. Un point intéressant reste à développer à propos de l'utilisation de l'autocorrélation spatiale, il concerne la complexification de la fonction de décroissance des pondérations (utilisation d'une fonction gaussienne par exemple).

## Références bibliographiques

- [1] ANSELIN L., 1988 : *Spatial econometrics : methods and models*, Dordrecht, Kluwer, 284 pages
- [2] ANSELIN L., 1995 : « Local indicators of spatial association-LISA », *Geographical Analysis*, 27, 2, pp. 93-115
- [3] CLIFF A.D. and ORD J.K., 1973 : *Spatial autocorrelation*, London, Pion, 178 pages
- [4] CLIFF A.D. and ORD J.K., 1981 : *Spatial processes. Models and applications*, London, Pion, 266 pages
- [5] GASSER T., KNEIP A. and KÖHLER W., 1991 : A flexible and fast method for automatic smoothing, *Journal of the american statistical association*, 86, pp. 643-652
- [6] GETIS A. and ORD J.K., 1992 : « The analysis of spatial association by use of distance statistics », *Geographical Analysis*, 24, 3, pp. 189-206
- [7] GOULD P., 1970 : « Is statistix inferens the geographical name for a wild goose ? », *Economic geography*, 46, pp. 439-48
- [8] HAINING R., 1990 : *Spatial data analysis in the social and environmental sciences*, Cambridge, University press, 409 pages
- [9] ORD J.K. and GETIS A., 1995 : « Local spatial autocorrelation statistics: distributional issues and applications », *Geographical analysis*, 27, pp. 286-306
- [10] SILVERMAN B.W., 1986 : *Density estimation for statistics and data analysis*, London, Chapman and Hall
- [11] TOBLER W.R., 1970 : « A computer movie simulating urban growth in the Detroit region », *Economic geography, Supplement* 46, pp. 234-40
- [12] UPTON G. and FINGLETON B., 1985 : *Spatial data analysis by example*, New York, Wiley.