

**ACCIDENTS DE LA ROUTE ET DISTANCE AU DOMICILE.
APPROCHE QUANTITATIVE POUR BRUXELLES**

PHILIPPE THIRAN, ISABELLE THOMAS
DEPARTEMENT DE GEOGRAPHIE
UNIVERSITE CATHOLIQUE DE LOUVAIN

1. INTRODUCTION

L'objectif de ce travail est de comprendre et de tester l'influence de deux composantes de l'espace géographique sur la répartition spatiale et sur la gravité des accidents de la route : la distance entre le domicile du conducteur et le lieu de l'accident, et l'environnement général de l'utilisateur au moment de l'accident (rural-urbain).

L'environnement spatial dans lequel évolue l'automobiliste est caractérisé par une grande hétérogénéité selon les sites géographiques traversés (villes, villages, par exemple), selon l'infrastructure rencontrée (autoroutes, routes nationales, routes de campagne, par exemple), selon le moment du trajet (nuit/jour, été/hiver, par exemple), et ce à plusieurs échelles de temps et d'espace. Plusieurs auteurs (CHIPMAN *et al.*, 1992; VANDERSMISSEN *et*

al., 1993 ; VANDERSMISSEN *et al.*, 1988) font la distinction entre milieu urbain et milieu rural sur base d'indices mesurables et discriminants (réseau routier, densité humaine). Au Québec, THOUEZ *et al.* (1990) décrivent l'inégale répartition de la mortalité routière entre les régions urbaines et rurales. Ils constatent empiriquement une plus grande gravité des accidents de la route en milieu rural. Deux éléments de réponse sont avancés, mais non démontrés : la vitesse élevée et la grande variation des vitesses permises (de 50 à 120 km/h) (DUSSAULT, 1989).

La *localisation du domicile* du conducteur définit un espace familier, intensément fréquenté; elle influence directement la fréquence des accidents. En effet, POULIOT *et al.* ont analysé les accidents routiers en 1984 dans trois régions périphériques du Québec. Ils y ont noté qu'un accident sur deux se produit à moins de 10 km du lieu de domicile du conducteur.

Le présent article complète les analyses spatiales québécoises citées ci-dessus ; il mesure empiriquement *la relation entre le lieu de résidence de l'automobiliste et le lieu d'accident pour un sous-ensemble d'usagers belges*. L'analyse descriptive monovariée (section 3.1) est complétée par un modèle géographique probabiliste (section 3.2). Ce modèle formalise la relation entre la gravité des accidents et les facteurs géographiques étudiés (*la distance et l'environnement*) ainsi que certaines caractéristiques des victimes (*âge et sexe*) communément admises comme déterminantes. La construction du modèle permet d'atteindre deux objectifs : (1) identifier et quantifier la relation entre la gravité de l'accident et la distance séparant le lieu de domicile du lieu d'accident, (2) tester l'influence de l'environnement sur la répartition et la gravité des accidents autour du lieu de domicile.

2. DONNEES ET METHODE

2.1. DONNEES

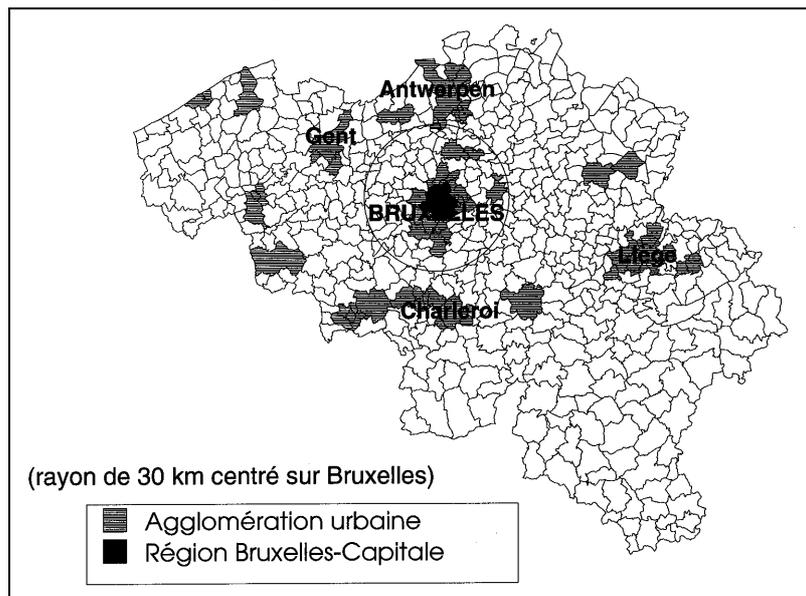
La base officielle de données gérée par l'Institut National de Statistiques belge contient un ensemble impressionnant de caractéristiques relatives à tous les accidents de la route se produisant sur la voie publique et impliquant des blessés ou des tués (I.N.S., 1994). En 1994, la Belgique a ainsi recensé 53018 accidents de la route avec au moins un tué ou un blessé. Les informations spatiales relatives à l'accident sont malheureusement limitées à la localisation de l'accident : rien n'est dit quant à l'origine géographique de l'utilisateur ou à son comportement spatial au cours du déplacement précédant l'accident, ni au sujet de l'environnement précis du lieu d'accident.

Les *compagnies d'assurances* constituent une alternative en matière de statistiques d'accidents, certes tout aussi imparfaite. Leurs bases de données ne sont ni publiées, ni centralisées, ni standardisées. Elles sont orientées principalement vers le coût économique du sinistre et vers l'assuré; l'espace n'est qu'une préoccupation secondaire. Une compagnie nous a donné accès ses données relatives aux accidents de la route; cette compagnie représente - en moyenne- 7 % du marché belge. Nous considérons ces données comme un échantillon représentatif de l'ensemble des sinistrés belges et, qu'en matière d'assurance automobile, cette compagnie ne se spécialise pas dans un type particulier de clientèle. Nous disposons ainsi d'informations relatives à tous les conducteurs assurés, et aux accidents dans lesquels ils ont éventuellement été impliqués. Leur responsabilité n'est pas prise en compte ici.

Pour chaque conducteur impliqué dans un accident de la route et dont le véhicule privé est assuré, la commune de résidence (lieu d'origine) et celle du sinistre sont les deux seules informations spatiales répertoriées et accessibles. Les conditions et motifs du déplacement ne sont pas connus. Les adresses individuelles ne nous sont pas mentionnées : elles sont agrégées par cantons postaux, posant ainsi le problème de *l'agrégation spatiale* des données en matière d'accidents (voir par exemple NICHOLSON, 1985; LEVINE, KIM et NITZ, 1995; THOMAS, 1996) et de la perte d'information y afférent.

Notre étude est limitée aux *accidents ayant eu lieu en 1994*. Cet intervalle de temps réduit la probabilité qu'un individu change de domicile ou multiplie les accidents. La Belgique est composée de 1150 cantons postaux. Afin de réduire encore la complexité du problème posé, nous avons décidé de ne considérer que les assurés *domiciliés à Bruxelles* ; soit les 19 communes de la Région de Bruxelles-Capitale. Cet ensemble de lieux forme l'agglomération morphologique bruxelloise, sans sa banlieue (VAN DER HAEGEN et *al.*, 1996). Ceci limite notre problème aux seuls assurés domiciliés en milieu strictement urbain et réduit très fortement les effets de frontière puisque Bruxelles est au centre de la Belgique. La matrice étudiée est dès lors composée d'une zone de résidence urbaine (Bruxelles-Capitale) et de 1150 zones potentielles d'accidents qui forment un mélange de lieux urbains et ruraux (Figure 1). L'information relative à chaque canton postal est localisée au centre de gravité territorial de chaque canton : pour le lieu d'accident ceci présume que la répartition des accidents est homogène à l'intérieur du canton postal. Pour le lieu d'origine, le centre de gravité de la région de Bruxelles-Capitale est le centre de gravité des cantons postaux bruxellois pondérés par leur nombre d'assurés.

Figure 1 : Le milieu d'étude



A côté du coût total de l'accident, la compagnie d'assurances définit ses propres *niveaux de gravité de l'accident* (Tableau 1), différents de ceux utilisés par les organismes statistiques belges et internationaux. La distinction entre blessé léger et blessé grave (y compris mortellement) est fondée sur une analyse de coût engendré par l'accident : un accident pour lequel l'intervention de l'assurance dépasse 250.000 francs belges est considéré comme grave. Nous utiliserons ici les catégories en lieu et place du coût total qui lui couvre à la fois des dégâts matériels et des dommages corporels.

Tableau 1 : Taille de l'échantillon étudié

Nombre d'accidents selon le niveau de gravité			Accidents
Pas de blessés	Blessé léger	Blessé grave	Total
5144	397	199	5740

Considérons l'accident de la route au niveau d'agrégation le plus fin : l'usager impliqué. Pour des raisons statistiques, nous postulons que les accidents sont indépendants, c'est-à-dire que l'accident commis par un conducteur n'est pas lié à l'accident d'un autre usager de la route; nous avons dès lors éliminé tous les accidents qui se sont produits le même jour, à la même heure et au même endroit. Nous postulons également que tout conducteur adopte un comportement qui veille à éviter l'accident : nous excluons les cas de suicide.

Dans cette étude, nous distinguons *deux types d'environnements* lors de l'accident : le *milieu urbain* qui constitue un ensemble homogène et dense de bâti, caractérisé par un réseau routier exclusivement urbain (vitesse limitée à moins de 50 km/h), et le *milieu non urbain* qui constitue un ensemble hétérogène de lieux caractérisés par un habitat plus dispersé, par une densité plus faible de population et par un réseau routier où les vitesses permises et pratiquées sont en moyenne plus élevées mais souvent variables. Pour l'identification de ces milieux, notre choix s'est porté sur la typologie des régions urbaines belges proposée par VAN DER HAEGEN et *al.* (1996). Il s'agit d'une typologie des communes, posant ainsi à nouveau le problème de l'agrégation spatiale : les grandes entités spatiales peuvent être caractérisées par des réalités à la fois urbaines et non urbaines. L'indicateur reflète la caractéristique moyenne de la zone. Tels sont cependant les biais de toute recherche géographique agrégée. Cette variable est notée *type*. La définition de cette variable est fortement contrainte par les particularités du pays étudié et la « non urbanité » est toute relative.

Notre modèle est donc fortement contraint par la *disponibilité des données*. Les compagnies d'assurance ont l'avantage de disposer d'une matrice origine (domicile) - destination (accident), soit une information complémentaire aux statistiques officielles d'accidents de la route. C'est cette information qui sera exploitée dans cet article. Malheureusement, aucune information n'est disponible sur le déplacement et le comportement du conducteur (heure de départ, motif du déplacement, trajet suivi, etc.) ; seul un modèle général pourra donc être construit à partir des données disponibles.

Afin d'enrichir les interprétations ultérieures du modèle, nous pouvons cependant *situer l'échantillon étudié* par rapport aux enquêtes faites par ailleurs sur les déplacements des bruxellois. On sait que le kilométrage annuel moyen des bruxellois est plus faible que la moyenne belge mais que le risque d'accident y est moyen (THOMAS, 1993). Le plan IRIS (MINISTÈRE DES TRAVAUX PUBLICS, 1993) montre que 67 % des déplacements individuels se font comme conducteur ou passager d'une voiture. Les déplacements réguliers, c'est-à-dire les déplacements entre lieu de domicile et lieu de travail ou entre lieu de domicile et lieu d'école, représentent plus de la moitié des déplacements au cours d'une journée. Les déplacements domicile-travail des bruxellois sont -en moyenne- de 5.6 km et de 5.0 km pour les déplacements domicile-école. Près de 85 % des déplacements domicile-travail et 95 % des déplacements scolaires (jeunes de moins de 18 ans) ont moins de 10 km.

2.2. METHODE

Les objectifs poursuivis par le modèle peuvent se résumer en trois points : (1) élaboration d'un modèle explicatif de la gravité des accidents, (2) identification des relations entre chaque variable explicative et les différents niveaux de gravité et (3) analyse de la répartition spatiale des accidents autour du lieu de domicile.

Le premier objectif est réalisé grâce au modèle **Box-Cox logit multinomial** qui permet d'établir une relation entre l'ensemble des variables explicatives retenues et la probabilité d'un accident de gravité g_k . Ainsi, la probabilité qu'un accident soit de gravité k ($P(g_k)$) est fonction de variables explicatives (notées : $type$, $dist$, $pers$), chacune d'elles pondérée par un paramètre \mathbf{b} . L'estimation de ces paramètres se fait par la méthode du maximum de vraisemblance.

$$P(g_k)_n = \frac{\exp(\mathbf{b}_{-k} + \mathbf{b}_{-k}^{p=1} x_{type_{k,n}} + \mathbf{b}_{-k}^{p=2} x_{dist_{k,n}}^{I_k} + \mathbf{b}_{-k}^h x_{pers_n^h})}{\sum_{l \in C} (\mathbf{b}_{-l} + \mathbf{b}_{-l} x_{type_{l,n}} + \mathbf{b}_{-l} x_{dist_{l,n}}^{I_l} + \mathbf{b}_{-l}^h x_{pers_n^h})}$$

où :

$P(g_k)$ probabilité qu'un accident soit de gravité g_k [$g_k \in C$; C est l'ensemble des niveaux de gravité pour une victime n ; $C = \{\text{pas de blessé, blessé léger, blessé grave}\}$].

$P(g_k)_n$ probabilité qu'un accident soit de gravité g_k pour un conducteur (victime) n .

$pers_n^h$ matrice qui contient les caractéristiques physiques d'une victime n (ici réduites au sexe et à l'âge du conducteur).

$type_{k,n}$ vecteur qui contient le type d'environnement caractérisant le lieu de l'accident de gravité g_k impliquant la victime n .

$dist_{k,n}^{I_k}$ vecteur qui contient la distance séparant le lieu de domicile du lieu d'accident de gravité g_k pour un conducteur n . A cette distance est appliquée une transformation Box-Cox de paramètre λ_K .

$\mathbf{b}_{-k}^{p=1}$ facteur \mathbf{b} de $type_{k,n}$; $\mathbf{b}_{-k}^{p=2}$ facteur \mathbf{b} de $dist_{k,n}^{I_k}$.

Le deuxième objectif est d'identifier les relations entre chaque variable explicative et les différents niveaux de gravité. La question que l'on se pose se formule ainsi : la relation entre le niveau de gravité k et chaque variable

explicative incluse dans le modèle est-elle identique ? En d'autres termes, les facteurs explicatifs ont-ils un impact différent sur les différents niveaux de gravité (substitutions) ? A ces fins, deux types de variables explicatives sont distinguées : les *variables génériques* et les *variables spécifiques* (LIEM et al., 1993). Une variable est générique lorsqu'elle est liée aux différents niveaux de gravité par des coefficients identiques ; elle est spécifique si les coefficients sont distincts.

Le troisième objectif est d'analyser la répartition spatiale des accidents de la route autour du lieu de domicile et d'identifier les relations entre la variable *dist* et la probabilité d'accident. Par l'introduction de paramètres Box-Cox et l'estimation des paramètres **b** associés, le modèle détermine le type de relation entre chaque niveau de gravité et la distance, et compare les accidents par niveau de gravité.

Trois niveaux de gravité *k* sont retenus : accident matériel, blessé léger et blessé grave. Nous supposons que la répartition géographique des accidents pris individuellement (matériels, légers ou graves) au cours de l'année 1994 résulte d'un *processus aléatoire*. Les accidents se localisent sur un réseau routier, ensemble infini de points. La localisation d'un accident d'un niveau de gravité *k* donné est supposée indépendante de celle d'un autre accident sur le même réseau : la distribution géographique des accidents de niveau *k* est supposée répondre à une distribution de *Poisson*. Sachant que les accidents matériels, les accidents légers et les accidents mortels suivent tous une distribution de Poisson, la distribution de la variable aléatoire « accident », exprimée en niveau de gravité, est une multinomiale.

Le modèle se base également sur l'hypothèse que la gravité d'un accident de la route repose à la fois sur des facteurs aléatoires et sur des facteurs non aléatoires tels que les caractéristiques du conducteur impliqué (exprimées ici par les variables *sexe* et *âge*) et l'environnement géographique (exprimé ici par les variables *dist* (distance entre le lieu de l'accident et le domicile du conducteur) et *type* (type d'environnement du lieu de l'accident)). Ceci peut être représenté schématiquement comme suit (FRIDSTROM, 1993) :

$$(\text{Gravité de l'accident})_k = (\text{Partie expliquée})_k + (\text{Partie aléatoire})_k$$

où le niveau de gravité $k = \{1, 2, 3\}$

L'outil statistique adapté à un tel type de problème est un modèle **Box-Cox logit multinomial**. Nous avons introduit les transformations Box-Cox à la variable *dist* afin de rendre compte de la non-linéarité (Cf. 3.1.) de la relation entre la probabilité d'accident et la distance au domicile. Pour la variable *dist*, les transformations Box-Cox s'effectuent de la manière suivante :

$$\begin{aligned} dist^{(1)} &= \ln(dist) & I = 0 \\ dist^{(1)} &= \frac{dist^{(1)} - 1}{I} & I \neq 0 \end{aligned}$$

Pour obtenir un modèle satisfaisant à la fois nos objectifs scientifiques et nos contraintes statistiques, nous avons suivi la démarche proposée par Gaudry (GAUDRY et *al.*, 1993-a; GAUDRY et *al.*, 1993-b; GAUDRY et *al.*, 1994) et par BEN-AKIVA et LERMAN en 1987. La démarche peut être résumée comme suit : nous avons d'abord construit un modèle de base contenant toutes les variables prises en considération; soit un modèle sans contrainte où les variables sont toutes de nature spécifique. Nous avons ensuite examiné les valeurs des coefficients estimés de la manière suivante :

1. **Inclusion des variables nécessaires.** Nous n'avons retenu du modèle de base que les variables significatives (test *t* de Student asymptotique). A des fins de validation du modèle (GAUDRY et *al.*, 1993b:35), nous avons conservé certaines variables dont la contribution était faible, dans le but de confirmer ou d'infirmer l'impact attendu de ces variables sur le la probabilité d'accident.

2. **Spécification du modèle.** Nous avons également examiné si les facteurs géographiques ou physiques avaient un impact différent sur les niveaux de gravité. Dans le modèle de base, nous avons en effet considéré que toutes les variables étaient spécifiques. Il se pouvait cependant qu'une variable soit générique, c'est-à-dire que son impact sur les différents niveaux de gravité était identique (même valeur de coefficient **b**). Dans ce cas, l'hypothèse revenait à se demander si le coefficient **b** associé à cette variable était le même pour tous les niveaux de gravité. Pour tester cette hypothèse, nous comparons le *log vraisemblance* du modèle de base (sans restriction) à celui du modèle avec restriction (c'est-à-dire d'un modèle contenant des variables génériques).

3. Enfin, notre attention s'est portée sur l'**interprétation géographique**. Il n'était guère utile d'obtenir un modèle statistiquement correct s'il ne permettait pas une interprétation spatiale. Le modèle a donc été jugé à la pertinence géographique des résultats obtenus concernant le sens et l'impact de chacun des facteurs obtenus.

3. RESULTATS

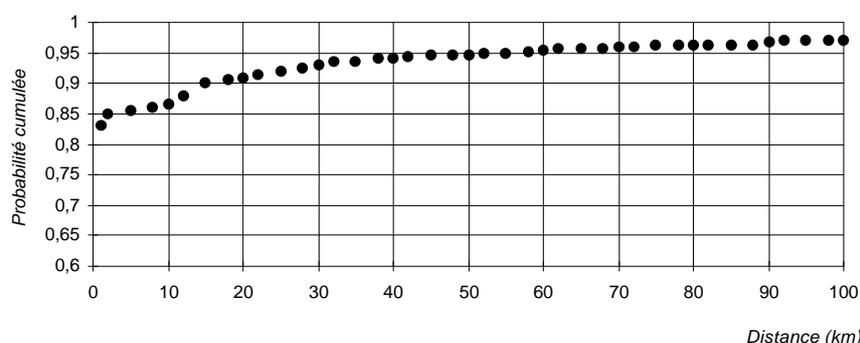
3.1. ANALYSE DESCRIPTIVE SIMPLE

La distance est mesurée entre le centre de gravité pondéré des résidences des assurés (*i*) et le centre de gravité de chaque canton postal d'accident (*j*). La

mesure de la distance associée à chaque paire de points (i, j) est la **distance euclidienne**. Celle-ci correspond à une estimation grossière mais raisonnable de la distance réelle parcourue par chaque sinistré (voir par exemple : BRIMBERG et LOVE, 1993). Cette distance est donc calculée entre le domicile et l'accident, sans tenir compte du motif du déplacement ou des conditions de déplacement (voir 2.1.).

Soit la probabilité d'accident en un lieu j exprimée par le rapport entre le nombre d'accidents observés à un seuil de distance d mesuré à partir du centre i , et le nombre total d'accidents observés. La probabilité cumulée d'accident à une distance d du lieu de résidence i est dès lors la somme des probabilités calculées pour les distances inférieures ou égales à d . Afin de mettre en évidence la répartition des accidents autour de la région bruxelloise (lieu de domicile des usagers impliqués), la Figure 2 représente les probabilités cumulées d'accidents en fonction de la distance, tous types d'accidents confondus.

Figure 2 : Probabilité cumulée d'accident de la route en fonction de la distance au domicile, tous types d'accidents confondus.

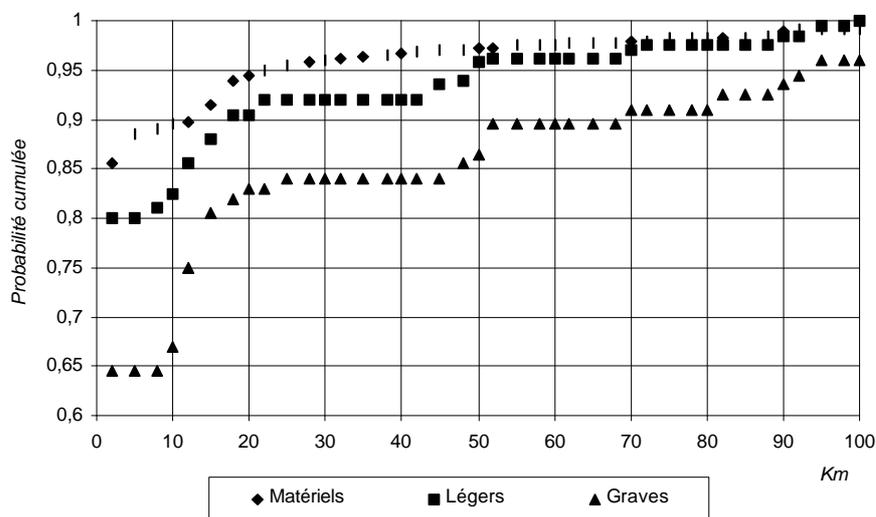


Selon l'étude de VANDERSMISSEN et *al.* (1993), l'accident se passe le plus souvent à proximité du domicile du conducteur, dans un lieu habituellement fréquenté. La Figure 2 conduit à la même observation pour Bruxelles : 86,5 % des accidents se sont produits à moins de 10 kilomètres du lieu de domicile. La surface du cercle de rayon de 10 km centrée sur Bruxelles correspond approximativement à la Région de Bruxelles-Capitale. Au delà de cette limite, une couronne de 15 kilomètres d'épaisseur se caractérise par une augmentation significative de la probabilité cumulée d'accident (86,5 % à 95 %). Cette couronne correspond *-grosso modo-* à l'étendue de la banlieue bruxelloise (Brabant). La Figure 1 situe le milieu d'étude et l'échelle d'analyse. Seules les agglomérations urbaines sont représentées, banlieues exclues (VAN DER HAEGEN et *al.*, 1996). Selon

une enquête sur les forces de travail réalisée par l'I.N.S. en 1994 (I.N.S., 1994), cette zone est aussi le lieu de travail de 97 % des résidents bruxellois. Au delà des 30 km, la probabilité d'accident n'augmente plus que très progressivement, et très lentement. Ces chiffres sont en parfaite conformité avec les chiffres de mobilité du plan IRIS sur Bruxelles (voir 2.1.).

La Figure 3 illustre les probabilités cumulées d'accidents observées pour chaque niveau de gravité. La décomposition en niveaux de gravité s'avère très intéressante pour deux raisons. D'une part, la probabilité d'accident à l'intercept (c'est-à-dire tout près du lieu de domicile) fluctue significativement selon le niveau de gravité : elle est élevée dans le cas des accidents matériels (85 % des accidents matériels se produisent dans la Région de Bruxelles-Capitale, 90 % dans un rayon de 10 km), elle est plus petite dans le cas d'accidents légers (80 %, sans modification avec la distance au centre pour les 10 premiers kilomètres) et elle est encore plus faible pour les accidents graves (65 % à 1 ou 10 kilomètres du centre).

Figure 3 : Probabilité cumulée d'accident en fonction de la distance au domicile, par type d'accident.



Ce résultat conforte l'observation de VANDERSMISSEN *et al.* (1993) : faible gravité des accidents routiers en milieu urbain vu la densité de trafic et les vitesses réduites. D'autre part, l'allure de la courbe formée par la succession de points indique l'existence d'une relation non linéaire entre les variables « probabilité d'accident » et « distance au domicile ». La forme des courbes est spécifique pour chaque niveau de gravité, mais certaines similitudes apparaissent. La progression de la probabilité cumulée est forte

de 10 à 25 km, soit dans la zone de banlieue et de transition, parsemée de villes petites et moyennes enserrées dans un milieu résidentiel bruxellois de plus en plus dense. De 45 à 55 km, une deuxième croissance est observée : elle correspond à un espace englobant les régions urbaines régionales (Charleroi, Gent, Mons, Antwerpen) mais également des régions rurales. L'allure des courbes observées est donc étroitement liée au milieu géographique, et plus particulièrement au passage d'un environnement à un autre (région urbaine/non urbaine), à la mixité de l'environnement considéré.

3.2. RESULTATS DU MODELE

Le modèle comporte 10 variables explicatives, dont 8 spécifiques (Tableau 2). La plupart de ces variables apportent une contribution relativement importante au modèle en « expliquant » une partie du « phénomène accident ». Toutefois, quelques variables, dont l'impact sur le plan statistique est marginal et déjà présumé comme tel, ont quand même été retenues dans le modèle pour leur interprétation géographique.

Tableau 2 : Résultats de l'estimation du modèle

Variable	Coefficient estimé	t-Student	λ -Box-Cox
Accident matériel			
1 Constante	1,070	0,31	
2 Sexe	-0,442	-1,66 **	
3 Age	-1,110	-3,03 *	
4 Dist	1,460	1,72 **	-1,210
5 Type	-0,134	-0,91	
Accident léger			
6 Constante	0,614	0,00	
7 Dist	1,151	1,62 **	-0,966
8 Type	-0,134	-0,91	
Accident grave			
9 Sexe	-0,898	-1,28 **	
10 Age	-0,734	-1,91 *	
11 Dist	0,013	1,73 **	-0,896
12 Type	0,153	0,82	

* : significatif au seuil $\alpha = 0.05$; ** : significatif au seuil $\alpha = 0.1$

Le Tableau 2 reproduit, en plus des constantes, les variables explicatives regroupées par thème, ainsi que la valeur du coefficient b associé à chacune d'elles avec le résultat du test t de Student pour ce coefficient. Les transformations Box-Cox ont été associées à la variable « distance ». Nous constatons que ces valeurs sont très loin de la valeur unitaire, donc d'un modèle

linéaire. Le pseudo-R² s'élève à 93,4 % et est significatif au seuil de 0,0001.

Lorsque deux variables sont fortement corrélées ou lorsqu'une variable est une combinaison de plusieurs autres intégrées au modèle, la **multicolinéarité** est un inconvénient dont il importe de maîtriser les effets. Puisque nous considérons 10 variables et 3 niveaux de gravité, nous avons donc 13 combinaisons différentes de variables. Par définition, la corrélation entre la constante et toute autre variable est nécessairement nulle. Le Tableau 3 répartit les coefficients de corrélation en classes de valeurs. Nous constatons que 3 combinaisons seulement présentent un coefficient supérieur à 0,8, alors que 10 coefficients varient entre 0,0 et 0,3. Les trois combinaisons bien corrélées impliquent la présence des variables *dist* (distance) et *type* d'environnement, ce qui pouvait être anticipé compte tenu du lien entre **milieu urbain** et **distance faible** (près du lieu de domicile).

Tableau 3 : Tableau synthétique des coefficients de corrélation.

Coef. de corrélation (en valeur absolue)	Combinaisons (nombre)	Remarques
> 0,8	3	Corrélation entre <i>Dist</i> et <i>Type</i> pour chaque niveau de gravité
Entre 0,3 et 0,801	0	
< 0,3	10	

Le coefficient **b** calculé est identique pour les accidents légers et matériels (**b** = -0,134) et négatif, ce qui se traduit par une probabilité plus élevée d'accidents matériel et léger en milieu urbain. Pour les accidents graves, le coefficient **b** (= 0,153) est positif, ce qui se traduit par une probabilité plus élevée d'accident grave en milieu non urbain. Ces résultats confirment ceux obtenus par VANDERSMISSEN et al. (1988) et par THOUÉZ et al. (1990) : la gravité des accidents est plus élevée en milieu non urbain qu'en milieu urbain. **Notre approche apporte cependant une dimension supplémentaire : elle formalise la relation testée.**

Notre modèle permet d'identifier la relation entre la distance au domicile et le phénomène « accident ». Ce que l'on peut représenter schématiquement comme suit (les autres variables supposées constantes) :

$$(\text{Accident matériel}) \times D_1 (\text{distance}) \rightarrow D_1 = \mathbf{b}_1 \times (\text{distance})^{I1}$$

$$(\text{Accident léger}) \times D_2 (\text{distance}) \rightarrow D_2 = \mathbf{b}_2 \times (\text{distance})^{I2}$$

$$(\text{Accident grave}) \times D_3 (\text{distance}) \rightarrow D_3 = \mathbf{b}_3 \times (\text{distance})^{I3}$$

Les deux paramètres associés à ces variables sont les coefficients **b** et les **l** associés aux transformations Box-Cox. Le Tableau 4 identifie les valeurs de ces paramètres.

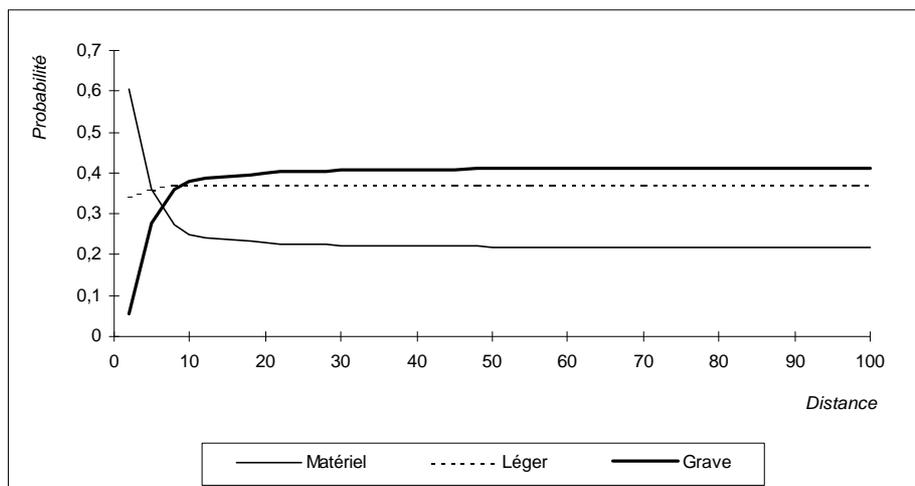
Tableau 4 : Paramètres associés à la variable « distance »

Niveau de gravité	Variable	Coefficient b	Coefficient l
Accident matériel	Distance	1,460 *	-1,210
Accident léger	Distance	1,151 *	-0,996
Accident grave	Distance	0,013 *	-0,896

* : significatif au seuil $\alpha = 0.1$

A partir de l'estimation de ces coefficients, nous pouvons étudier la probabilité qu'un accident soit de gravité *k* en fonction de la *distance*. Le graphique reproduit à la Figure 4 donne les probabilités calculées en fonction de la distance au lieu de domicile. Les résultats montrent l'influence de l'environnement sur la gravité des accidents. Ainsi, près du lieu de domicile (ici : région urbaine), la probabilité qu'un accident soit matériel est élevée. Elle diminue en s'éloignant du domicile. Par contre, la probabilité qu'un accident soit grave est faible près du domicile; elle augmente avec la distance. Cette affirmation est confirmée par la corrélation élevée entre la *distance* et l'*environnement* : quand la distance augmente, l'environnement est moins urbain.

Figure 4 : Probabilité d'accident et fonction de la distance au domicile, par type d'accident.



4. CONCLUSION

Cet article a pour objectif d'analyser, comprendre et formaliser la répartition spatiale des accidents de la route autour du lieu de domicile du conducteur. Des données établies par une compagnie d'assurances sont utilisées; seule la Région de Bruxelles-Capitale est prise en considération, soit la relation entre des automobilistes domiciliés en milieu strictement urbain (grande agglomération) et le lieu où ils sont impliqués dans un accident de la route. L'analyse descriptive et le modèle indiquent que la distance joue un rôle déterminant : au plus on s'éloigne de son domicile, au plus la probabilité d'être impliqué dans un accident augmente et au plus cet accident est grave. Deux variables spatiales interagissent ici : la distance du domicile et le type d'environnement dans lequel s'inscrit l'accident. Ces deux variables sont - dans notre contexte géographique étudié- interreliées : au plus on s'éloigne du centre de la ville (et donc du domicile) au plus le milieu traversé est hétérogène (urbain-rural); ces milieux mixtes (urbain-non urbain) sont des zones où la probabilité d'accident augmente.

Le *modèle* proposé est certes imparfait (le nombre de variables explicatives est limité; la mesure de la distance est imprécise; le degré d'agrégation spatiale est important) et est appliqué dans un contexte géographique particulier. Il constitue cependant une tentative intéressante qui répond à un besoin certain de formalisation de relations souvent trop légèrement décrites. La démarche proposée dans cet article constitue un exemple prometteur dont le développement est étroitement lié à la disponibilité de données de bonne qualité et de précision spatiale suffisante.

BIBLIOGRAPHIE

BEN-AKIVA M., LERMAN S. (1987) **Discrete Choice Analysis. An application To The Travel Demand.** Cambridge, MIT Press.

BRIMBERG J., LOVE R. (1993) General Considerations on the Use of the Weighted l_p Norm as an Empirical Distance Measure. **Transportation Science**, 27:4, pp. 341-349.

CHIPMAN M., MACGREGOR C., SMILEY A. LEE-GOSSELIN M. (1992) Time vs Distance as Measure of Exposure In Driving Surveys. **Accident Analysis and Prevention**, 24:6, pp. 679-684.

DUSSAULT C. (1989) **Les limitations de vitesse au Québec. Analyse de la situation et recommandations.** Direction des Politiques et Programmes, Société de l'Assurance Automobile du Québec, 13 pages.

FRIDSTROM L. (1993) **Explaining The Variation In Road Accidents Counts**. Rapport T.O.I., Norvège.

GAUDRY M., DAGENAIS M., LAFERRIERE R., LIEM T. (1993a) **Trio Model Types, Version 1.0**. Université de Montréal, Centre de Recherche sur les Transports, CRT-904, 470 pages.

GAUDRY M., DUCLOS J.-P., DUFORT F. et LIEM T. (1993b) **Trio Reference Manual, Version 1.1** Université de Montréal, Centre de Recherche sur les Transports, CRT-903, 279 pages.

GAUDRY M., FOURNIER F., SIMARD R. (1994) **DRAG-2, un modèle économétrique appliqué au kilométrage, aux accidents et à leur gravité au Québec. Partie 2. Cadre méthodologique**. Rapport de Recherche, Société de l'assurance automobile du Québec, 69 pages.

I.N.S. (1994) **Enquête sur les forces du travail**. Ministère des affaires économiques, Institut National de Statistiques. Bruxelles.

LEVINE N., KIM K., NITZ L. (1995) Spatial Analysis of Honolulu Motor Vehicle Crashes : I. Spatial Patterns. **Accident Analysis and Prevention**, 27:5, pp. 663-674.

LIEM T., DAGENAIS M., GAUDRY M. (1993) **L-1.4: A program for Box-Cox Transformations in Regression Models with Heteroskedastic and Autoregressive Residuals**. Université de Montréal, Centre de Recherche sur les Transports, CRT-510.

MINISTERE DES TRAVAUX PUBLICS ET DES COMMUNICAUTES DE LA REGION DE BRUXELLES CAPITALE (1993) **Plan régional des déplacements. Plan IRIS**. 47 p.

NICHOLSON A. (1985) The variability of accident counts. **Accident Analysis and Prevention**, 17, pp. 47-56.

POULIOT M., MORIN D., VANDERSMISSEN M. (1989) Les accidents routiers et leurs incidences spatiales en régions périphériques au Québec. **La Géographie Appliquée**, AGC, 7, 3, pp. 15-18.

THOMAS I. (1993) Différenciation du risque d'accident selon l'âge du conducteur : résultats d'une enquête. **Les Cahiers Scientifiques du Transport**, 27, pp. 115-126.

THOMAS I. (1996) Spatial Data Aggregation. Exploratory Analysis of Road Accidents. **Accident Analysis and Prevention**, 28:2, pp. 251-264.

THOUEZ J.-P., JOLY M.-F., BUSSIERRE Y., BOURBEAU R., RANNOU A. (1990) La géographie de la mortalité par accident de la route au Québec, 1983-1988. **Espace, Populations, Sociétés**, 3, pp. 553-564.

VAN DER HAEGEN H., VAN HECKE E., JUCHTMANS G. (1996) Les Régions urbaines belges en 1991. **Etudes Statistiques**, 104, 42 p.

VANDERSMISSEN M.-H., POULIOT M., MORIN D. (1988) Les traumatismes routiers et leurs caractéristiques géographiques dans les régions périphériques du Québec. **Routes et transports**, Printemps 88.

VANDERSMISSEN M.-H., POULIOT M., MORIN D. (1993) Les variations géographiques de la gravité des accidents de la route dans les MRC du Québec, 1985-1987. **Cahiers de Géographie du Québec**, 37:102, pp. 517-537.