

Aspects macrogéographiques des accidents de la route : essai de comparaison Québec-Belgique

Marie-Hélène Vandersmissen, Denis Morin, Isabelle Thomas and Marcel Pouliot

Volume 40, Number 109, 1996

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/022544ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/022544ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Département de géographie de l'Université Laval

ISSN

0007-9766 (print)

1708-8968 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Vandersmissen, M.-H., Morin, D., Thomas, I. & Pouliot, M. (1996). Aspects macrogéographiques des accidents de la route : essai de comparaison Québec-Belgique. *Cahiers de géographie du Québec*, 40(109), 49–66. <https://doi.org/10.7202/022544ar>

Article abstract

This paper compares highway crashes in Québec and Belgium in order to understand their broad geographical distribution. The goal is to prove that highway accidents in both places follow an identical pattern of distribution, the only differentiating factor being the dimension (scale) of the territory in which accidents occur. The study uses models in which three dependent variables are explained by four independent ones, in 52 districts of Belgium and 97 regional municipalities of Québec. Results show some similarities in spatial distribution of accident density, accidents rates and mortality rates and some differences in spatial distribution of motor vehicle ownership. In both cases, highway accidents density and mortality rates are related to the density of population.

Aspects macrogéographiques des accidents de la route : essai de comparaison Québec-Belgique

Marie-Hélène Vandersmissen¹

Denis Morin¹

Isabelle Thomas²

Marcel Pouliot¹

1 Département de géographie et de télédétection
Faculté des lettres et sciences humaines
Université de Sherbrooke
Sherbrooke, Québec
J1K 2R1

2 Institut de géographie
Place Pasteur, 3
Université Catholique de Louvain-la-Neuve
1348 Louvain-la-Neuve
Belgique

Résumé

Cet article a pour objectif de démontrer, par comparaison, que la structure spatiale des accidents de la route est indépendante du pays dans lequel le phénomène est mesuré et que seul le facteur d'échelle constitue une différence. Les entités spatiales choisies pour cette démonstration sont le Québec et la Belgique. La structure spatiale des accidents de la route est modélisée et comparée sur la base de trois variables à expliquer et de quatre variables potentiellement explicatives, définissant 52 districts belges et 97 municipalités régionales de comté (MRC) et communautés urbaines (CU) québécoises pour l'année 1991. Les résultats indiquent certaines similitudes quant à la structure spatiale de la densité d'accidents, des taux d'accidents et des taux de mortalité et une différence relative à la structure spatiale de la motorisation. Au Québec comme en Belgique, la densité de population se révèle un bon prédicteur de la densité d'accidents corporels et des taux de mortalité.

Mots-clés : Taux d'accidents, modèles explicatifs, Québec, Belgique

Abstract

A Comparative Study of Highway Crashes and Their Geographical Characteristics Quebec-Belgium

This paper compares highway crashes in Quebec and Belgium in order to understand their broad geographical distribution. The goal is to prove that highway accidents in both places follow an identical pattern of distribution, the only differentiating factor being the dimension (scale) of the territory in which accidents occur. The study uses models in which three dependent variables are explained by four independent ones, in 52 districts of Belgium and 97 regional municipalities of Quebec. Results show some similarities in spatial distribution of accident density, accidents rates and mortality rates and some differences in spatial distribution of motor vehicle ownership. In both cases, highway accidents density and mortality rates are related to the density of population.

Key Words : Accident rates, explanatory models, Quebec, Belgium

INTRODUCTION

Les accidents de la route constituent sans aucun doute un problème quasi universel. Malgré une littérature abondante, l'aspect spatial, c'est-à-dire l'analyse de la répartition des accidents dans un espace défini, n'est abordé que depuis peu. Les travaux de pionniers tels Moellering (1973) aux États-Unis et Pampalon au Québec (1982) ont été suivis par ceux de Whitelegg (1987) en Angleterre, Baker *et al.* (1987) et Black (1991) aux États-Unis, Thomas (1988) en Belgique, et de Pouliot *et al.* (1986), Thouez *et al.* (1990), Vandersmissen *et al.* (1993) au Québec, pour n'en citer que quelques-uns. Toutefois, ces différents travaux ne portaient que sur un pays ou une région. Les comparaisons internationales sont peu fréquentes, en raison des définitions de données souvent non comparables. Mentionnons toutefois les travaux de Maffenini et Rallu (1991) qui ont analysé les accidents de la route en France et en Italie, sous plusieurs angles, mais pas sous l'angle de la répartition spatiale. À notre connaissance, cet aspect n'a pas souvent fait l'objet d'une comparaison entre deux pays et c'est une lacune que nous allons ici tenter de combler. Plus précisément, cet article a pour objectif de démontrer, par comparaison, que la structure spatiale des accidents de la route est indépendante du pays dans lequel le phénomène est mesuré et que seul le facteur d'échelle constitue une différence.

Cet article constitue donc, en soi, un essai de comparaison et de généralisation macrogéographique. Les entités spatiales comparées ici sont le Québec et la Belgique. Loin d'être fortuit, le choix de ces entités repose d'une part sur des travaux précédents qui ont apporté une bonne connaissance de leur similarité générale (Morin, 1980; Vandersmissen, 1989) ainsi que sur des recherches récentes qui ont démontré la comparabilité de ces deux pays, en ce qui a trait aux caractéristiques démographiques de la mortalité et de la morbidité routière (Vandersmissen *et al.*, 1996). D'autre part, le Québec et la Belgique possèdent une taille démographique semblable malgré une échelle spatiale différente. En effet, au Québec, Statistique Canada dénombrait, en 1991, 6 895 970 millions d'habitants sur plus d'un million de km², dont seulement 150 865 km² sont municipalisés¹, tandis que la Belgique comptait, pour la même année, 9 978 681 millions d'habitants répartis sur un territoire de 30 527 km². Par ailleurs, la Belgique se distingue par une forte densité de population (327 hab/km²), un niveau d'urbanisation élevé, un réseau routier dense ainsi que la présence d'une circulation internationale de transit entre le nord et le sud de l'Europe. Quant au Québec, ses spécificités sont une densité de population peu élevée (45 hab/km² en ne tenant compte que de la superficie municipalisée) ainsi qu'un niveau d'urbanisation moyen, influencé par la présence de deux régions urbaines majeures (regroupant 33 % de la population totale) dans un vaste territoire rural parsemé de petites et moyennes villes. Le réseau routier présente ainsi une densité qui varie selon le niveau d'urbanisation du territoire.

La structure de la répartition spatiale des victimes sera analysée essentiellement à partir des modèles multivariés explicatifs de différents taux d'accidents. Ces modèles seront élaborés pour chacune des deux bases spatiales qui seront composées de sous-unités, propres à chacune des entités nationales.

L'élaboration de modèles explicatifs des accidents est une approche fréquemment utilisée dans le domaine de la recherche en sécurité routière. De nombreux auteurs ont tenté de modéliser la partie explicative des accidents de la route, au moyen d'un certain nombre de facteurs multivariés et multidimensionnels. Ainsi, le modèle économétrique DRAG (Gaudry, 1984) n'intègre-t-il pas moins de 60 variables explicatives distinctes reflétant sept catégories de facteurs : les facteurs de demande, les prix, les véhicules, les facteurs de réseau, les caractéristiques des conducteurs, les activités économiques et les motifs des déplacements. D'autres modèles, moins exhaustifs, ont été élaborés : Zlatoper (1991) utilise 14 variables explicatives dont, entre autres, le revenu, la température et la densité de circulation. Partyka (1984) a présenté des modèles simples, ajustés et développés à partir de quatre variables allant des données de circulation aux données de population active. L'adaptation de ce modèle à la période plus récente n'a toutefois pas répondu aux attentes (Partyka, 1991). Au Québec, neuf catégories de facteurs explicatifs ont été utilisées dans l'élaboration de modèles explicatifs de divers taux et ratios de victimes et d'accidents. Ces catégories incluaient des variables relatives aux effectifs policiers, aux caractéristiques physiques des routes, aux données socio-économiques et climatiques, etc. (Vandersmissen *et al.*, 1993).

En dépit du fait que les variables potentiellement explicatives des accidents et des victimes de la route soient nombreuses, cet article vise essentiellement un modèle représentatif et significatif de deux entités spatiales aux prises avec une forte insécurité routière. Celle-ci se traduisait, en 1991, par des taux de victimes élevés et comparables : 745 victimes par 10 000 habitants au Québec et 823 victimes par 10 000 habitants en Belgique ainsi que par une létalité (rapport tués/victimes) également comparable : respectivement 1,94 et 2,27. Une comparaison internationale impose par ailleurs certaines restrictions reliées à la comparabilité et à la disponibilité des données. Pour ces diverses raisons, le modèle présenté ici exploitera un nombre restreint de variables et, en ce sens, sera intentionnellement limité en terme de spécification du risque.

MODÈLES EXPLICATIFS

Les modèles présentés dans cet article tentent d'associer des variables d'accidents à quelques variables potentiellement explicatives, rattachées à deux des trois groupes de facteurs d'accidents universellement reconnus : le facteur humain, le facteur environnement et le facteur véhicule (Treat, 1978). La sélection de ces variables est justifiée dans les paragraphes suivants.

VARIABLES EXPLICATIVES

Dans notre démarche, les facteurs humains et d'environnement ont été privilégiés, tout en étant considérés au sens large. Le facteur humain est généralement associé aux conditions socio-économiques. Les relations entre les facteurs économiques et les différents types d'accidents ont fait l'objet de plusieurs

études. Le National Highway Traffic Safety Administration a ainsi conclu que la baisse de 14 % du nombre de décès entre 1981 et 1982, aux États-Unis, était redevable à quatre facteurs dont le facteur économique, dans une mesure de 8 à 10 % (Hedlund *et al.*, 1983 dans Bourbeau et Gauvin, 1984). Gaudry (1984) a utilisé un modèle économétrique exploitant bon nombre de variables explicatives d'ordre économique, afin d'évaluer l'influence de divers facteurs sur la demande routière et sur le nombre de victimes d'accidents de la route. Wagenaar (1984) s'est interrogé sur la relation entre le chômage et le nombre d'accidents de la route, en posant l'hypothèse que le non-emploi amenait des conditions de plus grand "stress" et par conséquent une conduite plus agressive avec en bout de ligne un plus grand nombre d'accidents. En fait, il a établi, à partir des données de 1972 à 1982, que l'augmentation de 1 % par mois du taux de chômage produisait une diminution nette de 52 conducteurs impliqués dans un accident. Wagenaar n'a toutefois pas été en mesure de confirmer l'hypothèse selon laquelle le nombre d'accidents pourrait diminuer suite à une diminution du kilométrage parcouru, conséquence habituellement admise du non-emploi. Partyka (1984) a atteint un bon ajustement au nombre total d'accidents de la route ($R^2: 0,89$), en utilisant le taux de personnes actives mais sans emploi (travailleurs inemployés), le taux de personnes actives avec un emploi (travailleurs employés), et le taux d'inactivité (personnes ne pouvant travailler). Reinfurt *et al.* (1991) ont utilisé les mêmes indicateurs que Partyka (1984) mais n'ont pu démontrer que les valeurs annuelles des trois variables économiques (taux d'emploi, de non-emploi et d'inactivité) amélioraient les prévisions du nombre d'accidents de la route, de suicides et d'homicides. Par ailleurs, au Québec, dans leur bilan des années quatre-vingt, Joly *et al.* (1993) ont observé une relation inverse ($r = -0,69$) entre le taux de chômage et le nombre de victimes d'accidents. Comme première variable socio-économique, nous avons donc choisi le taux de chômage, c'est-à-dire la proportion de personnes économiquement actives mais ne détenant pas d'emploi. Il s'agit d'un indicateur synthétisant l'ensemble des conditions économiques, et commun à tous les pays industrialisés.

Le facteur environnement est évalué par trois variables : la densité de population, l'encadrement policier, c'est-à-dire le nombre de policiers par 1 000 habitants, ainsi que la motorisation. La relation entre la densité de population et le nombre d'accidents a déjà été abordée par quelques auteurs et n'est pas forcément simple. Selon le National Safety Council (1981) (dans Zlatoper, 1987), les accidents mortels surviennent plus fréquemment dans les régions rurales que dans les régions urbaines, quoique pour un certain niveau d'exposition, la probabilité d'avoir un accident devrait être moindre en milieu rural. En effet, toute chose étant égale par ailleurs, plus il y a d'habitants, plus la probabilité d'accidents et donc du nombre de morts augmente. Thomas (1988) a établi cette relation macro-géographique entre la population et les accidents avec lésions corporelles à l'échelle des arrondissements belges. En réduisant les comportements risqués (vitesse), une forte densité de population et de circulation devrait pourtant contribuer à la réduction des accidents mortels. Zlatoper (1987) a démontré que les effets de la densité de circulation sur les taux de mortalité routière sont pour le moins complexes. En effet, il a trouvé que des mesures de densité de circulation urbaine et rurale (ratio véhicules/longueur de route) avaient respectivement un effet direct

et inverse sur les taux de mortalité routière. Par ailleurs, dans une étude des variations géographiques de la mortalité par accident de la route aux États-Unis, des taux de mortalité plus élevés caractérisaient les comtés ayant une faible densité de population (Baker *et al.*, 1987).

Dans l'élaboration de modèles explicatifs des accidents et victimes de la route, il peut être pertinent d'introduire une variable traduisant la surveillance, exercée par les policiers sur les conducteurs, concernant le respect et l'application du code de la sécurité routière et du code criminel. Zlatoper (1991) a évalué cette surveillance en calculant les sommes totales dépensées au prorata de la population, par toutes les unités du gouvernement, dans la mise en vigueur et l'application des lois réglementant la sécurité sur les routes. Comme prévu, la relation entre cette variable et le taux de mortalité par accident de la route est inversement proportionnelle : autrement dit, plus les sommes dépensées sont importantes, plus le taux de mortalité est faible. En ce qui nous concerne, cette information étant difficilement disponible à l'échelle choisie et tout autant difficilement comparable, nous avons choisi de travailler avec l'encadrement policier, soit le nombre de policiers pour 1 000 habitants, ce nombre incluant les gendarmes en Belgique. La prudence est de mise, car il existe de nombreuses facettes à la tâche policière et le nombre total d'effectifs est loin d'être celui assigné exclusivement à la surveillance routière. Il est toutefois logique de supposer que, plus le nombre de policiers est important, meilleure est la surveillance exercée sur les routes et meilleure est la prévention.

Le facteur environnement est également représenté par le taux de motorisation qui précise l'équipement de la population en véhicules à moteur. Il s'agit d'une mesure d'exposition au risque généralement acceptée quand on ne dispose pas du kilométrage parcouru (Bourbeau et Gauvin, 1984; Maffeni et Rallu, 1991). Pour des raisons de comparabilité, nous avons réduit ce taux à sa plus simple expression, en n'utilisant que le nombre de véhicules de promenade par habitant, c'est-à-dire les véhicules automobiles (incluant voitures, mini-fourgonnettes mais excluant les motocyclettes et cyclomoteurs) utilisés à des fins de promenade seulement (et non à des fins de transport de personnes, de biens ou à d'autres utilisations institutionnelle ou commerciale). Mentionnons ici que le taux de chômage, la densité de population, les effectifs policiers et le nombre de véhicules de promenade par habitant ont été utilisés dans l'élaboration des modèles explicatifs des accidents et des victimes en milieu rural et dans les petites villes au Québec (Vandersmissen *et al.*, 1993). Toutefois, seules les variables de densité de population et d'encadrement policier ont été retenues comme statistiquement significatives par l'un des six modèles explicatifs. Les quatre variables potentiellement explicatives (variables indépendantes) sont :

- *la densité de population (HAB/KM²)* : nombre d'habitants par km². Précisons que, pour le Québec, la densité de population a été calculée en fonction de la superficie municipalisée afin de bien représenter l'œcumène québécois;

- *le taux de chômage (CHOM/1 000 A)* : nombre total de personnes économiquement actives mais sans emploi pour 1 000 personnes économiquement actives;
- *le taux de motorisation (VÉH/HAB)* : nombre de véhicules de promenade par habitant;
- *l'encadrement policier (POL/1 000 HAB)* : nombre de policiers (incluant les gendarmes en Belgique) pour 1 000 habitants.

VARIABLES À EXPLIQUER

Les variables choisies pour représenter les facteurs humain et environnemental seront donc mises à profit pour définir la partie explicable des accidents de la route, et plus précisément, vérifier dans quelle mesure les variations de ces variables expliquent les variations des accidents. Ne sont considérés, dans ce modèle, que les accidents de la route ayant occasionné des lésions corporelles puisque seuls ces accidents sont répertoriés officiellement en Belgique. Trois indicateurs sont utilisés : le premier rapporte le nombre d'accidents à la superficie, produisant ainsi une mesure de la densité d'accidents, le second, appelé taux d'accidents, rapporte le nombre d'accidents à la population totale, exprimant ainsi le poids des accidents dans la population et leurs coûts à charge (aménagement, services d'urgence, etc.). Le troisième indicateur se rattache plus spécifiquement à la gravité des accidents, en rapportant le nombre de tués au nombre d'accidents corporels. Nous l'avons appelé taux de mortalité. Il s'agit d'un indicateur de mortalité intéressant dont la variation spatiale sera illustrée à la section suivante.

Précisons ici que la Belgique distingue les victimes tuées sur le coup (avant admission à l'hôpital) des victimes mortellement blessées qui décèdent dans les 30 jours suivant l'accident. Dans le cas de cet article, les victimes mortellement blessées sont ajoutées aux victimes décédées. Au Québec, les décès incluent les victimes décédées au moment de l'accident ainsi que les victimes mortellement blessées mais décédées dans les huit jours suivant l'accident. Les délais concernant les victimes décédées sont donc différents au Québec et en Belgique, mais l'impact est minime. On peut, en effet, supposer que la majorité des décès dus aux accidents de la route surviennent au moment de l'accident ou dans les quelques jours suivant l'accident.

L'année 1991 constitue le point d'ancrage temporel de cette étude. Le choix de l'année ne porte pas à conséquences sur les résultats de cette analyse, étant donné la relative stabilité des différents volumes en cause et l'utilisation de données agrégées.

Les trois variables à expliquer (variables dépendantes) sont :

- *densité d'accidents (ACC/KM²)*;
- *taux d'accidents (ACC/1 000 HAB)*;
- *taux de mortalité (TUÉS/100 ACC)*;

Pour le Québec, le nombre d'habitants et le taux de chômage proviennent des données du recensement 1991 (Statistique Canada, 1991). La superficie municipalisée utilisée dans le calcul de la densité est celle de 1986 et provient du Bureau de la Statistique du Québec (Québec, 1991). Quant aux volumes de véhicules de promenade, d'accidents corporels, de victimes (tués et blessés graves), ils sont compilés et publiés annuellement par la Société de l'assurance automobile du Québec (SAAQ) (Québec, 1992). Précisons que ces volumes d'accidents corporels et de victimes constituent une base de données fiable, reconnue et utilisée par de nombreux chercheurs. À notre connaissance, le seul biais de reportage par les policiers concerne les accidents avec dommages matériels seulement. Enfin, le nombre d'effectifs policiers nous a été transmis par la Sûreté du Québec et la Commission de police du Québec, lors d'une étude précédente. En raison de la stabilité des effectifs en place, nous avons utilisé les données qui étaient à notre disposition, soit celles de 1989.

Pour la Belgique, les données proviennent de l'Institut National de la Statistique en ce qui concerne la densité de population (Belgique, 1991), de l'Office de l'Emploi pour ce qui est des taux de chômage, de l'État-Major de la Gendarmerie pour les effectifs policiers et du Ministère des Affaires Économiques pour les volumes d'accidents et de victimes (Belgique, 1991).

CHOIX DES UNITÉS SPATIALES

Idéalement, l'unité d'agrégation spatiale correspondant à l'événement accident devrait être une portion de ligne (route) ou un point (point noir) comme cela se pratique en accidentologie routière. Toutefois, la plupart des variables socio-économiques et démographiques étant disponibles par surface et unité administrative, nous avons choisi de travailler avec ces dernières. Au Québec, le choix s'est arrêté à la municipalité régionale de comté (MRC) et à la communauté urbaine (CU). Le territoire québécois est ainsi divisé en 97 MRC et trois communautés urbaines. Cependant, trois MRC, situées à l'extrême nord-ouest du territoire, ont été exclues de la base spatiale, pour la bonne raison qu'elles ne sont pas intégrées au réseau routier québécois : il s'agit des MRC Minganie, Caniapiscau ainsi que La Côte-Nord-du-Golfe-Saint-Laurent. En Belgique, le choix s'est porté sur les 52 districts de gendarmerie. Comme les MRC au Québec, les districts de gendarmerie sont homogènes au point de vue des caractéristiques socio-économiques. Les structures spatiales du Québec et de la Belgique, sur lesquelles s'appuient les modèles explicatifs, sont donc respectivement composées de 97 et 52 unités spatiales.

La structure spatiale des accidents de la route sera donc modélisée et comparée sur la base de trois variables à expliquer et de quatre variables potentiellement explicatives définissant 52 unités spatiales belges (districts) et 97 unités spatiales québécoises (MRC/CU) pour l'année 1991.

APPLICATION

Avant d'entreprendre la modélisation spatiale des accidents corporels au Québec et en Belgique, observons les corrélations significatives existant entre les variables dépendantes et les variables indépendantes.

COEFFICIENTS DE CORRÉLATION

Le tableau 1 présente les coefficients de corrélation significatifs au seuil de 0,05, pour le Québec et la Belgique. Ces coefficients nous indiquent la présence de relations étroites entre certaines variables dépendantes et indépendantes, relations qui devraient être approfondies par les modèles explicatifs.

On constate d'une part que les corrélations diffèrent selon la variable dépendante choisie, démontrant la spécificité de chacune d'elle : ainsi, le taux d'accidents se distingue de la densité d'accidents. D'autre part, autant au Québec qu'en Belgique, la densité d'accidents semble étroitement liée à la densité de population et plus faiblement à l'encadrement policier. Les coefficients très élevés ($r = 1,00$ et $0,98$) s'expliquent probablement par l'échelle spatiale choisie, et non pas par le fait que des valeurs extrêmes dominent le calcul. En effet, nous avons recalculé les coefficients de corrélation en retranchant les unités spatiales caractérisées par une densité de population extrême (supérieure à $1\ 000$ hab/km²), soit la CUM et les MRC Laval et Champlain pour le Québec et les districts de Bruxelles et d'Antwerpen pour la Belgique. Les coefficients de corrélation entre la densité de population et la densité d'accidents, ainsi obtenus, étaient respectivement de $0,98$ et $0,95$. Une relation inverse relie également le taux de mortalité à la densité de population, ce qui rejoint les constats de Baker *et al.*, 1987. Plus spécifiquement, en Belgique, le taux d'accidents est inversement relié à la densité de population et au taux de chômage. Le poids des accidents avec lésions corporelles dans la population est en effet plus élevé lorsque la densité de population est faible. Il apparaît également que des taux d'accidents élevés soient associés à de faibles taux de chômage.

Tableau 1 Matrice des corrélations simples, Québec et Belgique, 1991, coefficients significatifs seulement ($\alpha = 0,05$)

VARIABLES	DENSITÉ D'ACCIDENTS (ACC/KM ²)		TAUX D'ACCIDENTS ACC/1 000 HAB		TAUX DE MORTALITÉ (TUÉS/100 ACC)	
	Qué.	Bel.	Qué.	Bel.	Qué.	Bel.
	HAB/KM ²	1,00	0,98			
POL/1 000 HAB	0,37	0,32				
CHÔM/1 000 A						
VÉH/HAB						

Au Québec, le taux de motorisation est relié à chacune des variables dépendantes. La relation est positive avec le taux d'accidents : en effet, pour un même nombre d'habitants, plus il y a de véhicules, plus il y a d'accidents, tandis qu'elle est négative avec la densité d'accidents ainsi qu'avec le taux de mortalité. Autrement dit, une densité élevée d'accidents est associée à un équipement plus faible en véhicules motorisés, ce à quoi correspond un taux de mortalité plus élevé. Cette dernière variable est par ailleurs positivement reliée au taux de chômage, relation absente en Belgique.

Les coefficients de corrélation significatifs nous indiquent donc les tendances suivantes : au Québec comme en Belgique, une forte densité de population est associée à une forte densité d'accidents, mais à un plus faible taux de mortalité. En Belgique, le taux d'accidents semble plus élevé dans un milieu où la densité de population et le taux de chômage sont faibles alors qu'au Québec, les taux d'accidents sont plutôt associés à une forte motorisation.

MODÈLES EXPLICATIFS MULTIVARIÉS

Les modèles multivariés sont établis à partir d'équations de régression linéaire². Ces équations permettent d'identifier les variables dites indépendantes qui contribuent à expliquer la variation de chacune des trois variables dépendantes, et la mesure dans laquelle elles le font. La pente positive ou négative associée aux variables indépendantes définit le sens de la relation alors que le coefficient de détermination spécifique (R^2) exprime, en pourcentage, l'importance de la contribution de chacune des variables indépendantes. Le coefficient de détermination cumulé (R^2_{cumul}) indique la contribution totale des variables significativement associées à la variable dépendante. Le niveau de signification retenu est 0,05.

La densité d'accidents (ACC/KM²)

Au Québec comme en Belgique, la densité d'accidents s'associe principalement à la densité de population, comme le démontrent les équations suivantes :

$$\text{ACC/KM}^2_{\text{QUÉBEC}} = 0,0084 + 0,0053 \text{ HAB/KM}^2; \\ (R^2_{cumul} = 0,9969)$$

$$\text{ACC/KM}^2_{\text{BELGIQUE}} = 1,1296 + 0,0041 \text{ HAB/KM}^2 - 0,0135 \text{ CHÔM}/1000 \text{ A}; \\ (R^2_{cumul} = 0,9565)$$

Plus la densité de population est importante, plus la densité d'accidents est élevée. En effet, une forte densité de population est généralement synonyme de débits de circulation élevés occasionnant un plus grand nombre de conflits routiers et d'accidents. C'est donc dans les milieux densément peuplés que l'on risque de trouver le nombre le plus élevé d'accidents corporels par km².

Étant donné la contribution importante de la densité de population, autant au Québec qu'en Belgique, nous avons effectué d'autres analyses de régressions multiples, sur les matrices amputées des entités très densément peuplées (>1000 hab/km²), ainsi que sur les matrices originales mais en utilisant les variables transformées (logarithme et racine carrée). Dans tous les cas, la densité de population intervient de façon magistrale dans l'explication de la densité d'accident. Pour le Québec, le coefficient de détermination spécifique varie de 96,88 % à 99,12 %, alors qu'en Belgique il varie de 90,85 % à 96,59 %. Nous présentons donc une seconde équation calculée à partir de la matrice originale, excluant toutefois la densité de population.

$$\text{ACC/KM}^2_{\text{QUÉBEC}} = 10,0616 + 1,5994 \text{ POL}/1000 \text{ HAB} - 19,8436 \text{ VÉH}/\text{HAB} - 0,0507 \text{ CHÔM}/1000 \text{ A};$$

$$(R^2_{\text{cumul}} = 0,2420)$$

Ce deuxième modèle se distingue par une capacité explicative nettement plus faible, soit 24,19 % comparativement à 99,69 % pour le premier modèle. Une densité d'accidents élevée y est associée à un encadrement policier important ($R^2 = 0,1359$), ainsi qu'à des taux de motorisation ($R^2 = 0,0725$) et de chômage peu élevés ($R^2 = 0,0336$).

Le second modèle explicatif belge de la densité d'accidents prend la forme suivante :

$$\text{ACC/KM}^2_{\text{BELGIQUE}} = -11,7189 + 1,8017 \text{ POL}/\text{HAB} + 25,8032 \text{ VÉH}/\text{HAB};$$

$$(R^2_{\text{cumul}} = 0,2087)$$

Deux variables indépendantes contribuent à l'explication de la densité d'accidents en l'absence de la variable densité de population : l'encadrement policier ($R^2 = 0,1050$) et la motorisation ($R^2 = 0,1037$). Une densité élevée d'accidents s'associe donc à un encadrement policier important ainsi qu'à un taux de motorisation élevé.

Au Québec comme en Belgique, l'encadrement policier et la motorisation tiennent lieu de variables explicatives lorsqu'on exclut la densité de population, quoique leur contribution n'atteigne pas le rôle explicatif majeur de la densité de population. Par ailleurs, la motorisation se lie de façon différente à la densité d'accidents selon le pays où l'on se situe : en effet, alors qu'au Québec, la densité d'accidents s'associe à un faible taux de motorisation, en Belgique, la densité d'accidents s'associe à un taux de motorisation élevé. Le taux de motorisation le plus élevé en Belgique se retrouve dans l'unité spatiale la plus densément peuplée (Bruxelles), alors qu'au Québec l'entité la plus densément peuplée est caractérisée par le taux de motorisation le plus faible (Communauté Urbaine de Montréal).

Le taux d'accidents (ACC/1000 HAB)

La variation des taux d'accidents au Québec est expliquée dans une proportion de 15,21 % par la variation des variables indépendantes suivantes :

$$\text{ACC}/1\ 000\ \text{HAB}_{\text{QUÉBEC}} = -1,5997 + 14,0967\ \text{VÉH}/\text{HAB} + 0,6845\ \text{POL}/1000\ \text{HAB};$$

$(R^2_{\text{cumul}} = 0,1521)$

Un taux d'accidents élevé est, en général, associé à un taux de motorisation élevé ($R^2 = 0,1094$) et à un encadrement policier important ($R^2 = 0,0427$). Au prorata de la population, plus les véhicules de promenade sont nombreux et plus l'encadrement policier est important, plus le nombre d'accidents est élevé. On risque donc de trouver un taux d'accidents élevé dans un milieu caractérisé par une motorisation plus élevée, mais polarisé par un centre urbain assez important pour justifier un certain encadrement policier.

Quant au modèle belge d'explication des taux d'accidents corporels, il se formule de la façon suivante :

$$\text{ACC}/1\ 000\ \text{HAB}_{\text{BELGIQUE}} = 7,2382 - 0,0388\ \text{CHÔM}/1\ 000\ \text{HAB}$$

$(R^2_{\text{cumul}} = 0,1983)$

Un faible taux de chômage ($R^2 = 0,1983$) est associé à un taux d'accidents corporels élevé. Le milieu identifié ici est un milieu assez dynamique, en raison de son faible taux de chômage; les grands centres urbains en sont exclus.

D'une façon générale, les entités spatiales identifiées par les modèles québécois et belge se situent à mi-chemin entre le milieu rural et le milieu urbain. Ces modèles ont également en commun un faible pourcentage d'explication. Autrement dit, l'explication du taux d'accidents corporels n'est pas apportée de façon satisfaisante par les variables indépendantes proposées et se trouve donc à l'extérieur du modèle.

Le taux de mortalité (TUÉS/100 ACC)

Cette troisième variable dépendante est l'objet d'une plus grande attention puisqu'elle constitue un bon indicateur de la mortalité routière dont la variation spatiale est d'ailleurs présentée sur les figures 1 et 2. Mentionnons que, pour chacune des entités, les valeurs ont été regroupées en cinq classes de façon à obtenir une distribution régulière, la moyenne se situant dans la classe centrale. Il est ainsi possible de comparer le Québec et la Belgique, même si les valeurs limites de chacune des classes leur sont spécifiques.

Au Québec comme en Belgique, le taux de mortalité est nettement associé à la ruralité des entités spatiales. Au Québec et comme le démontre la figure 1, le nombre de tués pour 100 accidents est relativement faible dans les MRC urbanisées, telles Sherbrooke, Francheville, dans les trois communautés urbaines ainsi que

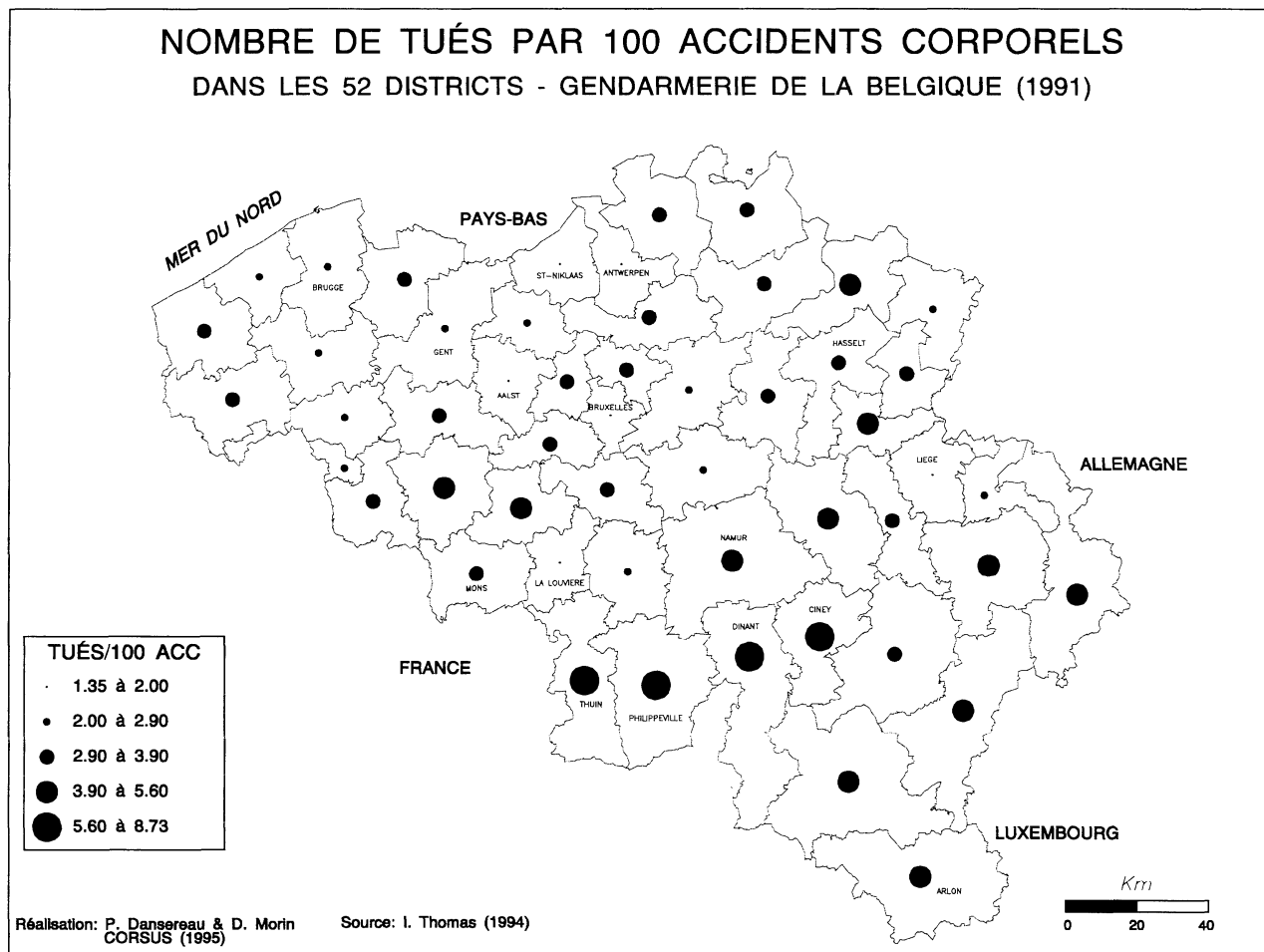
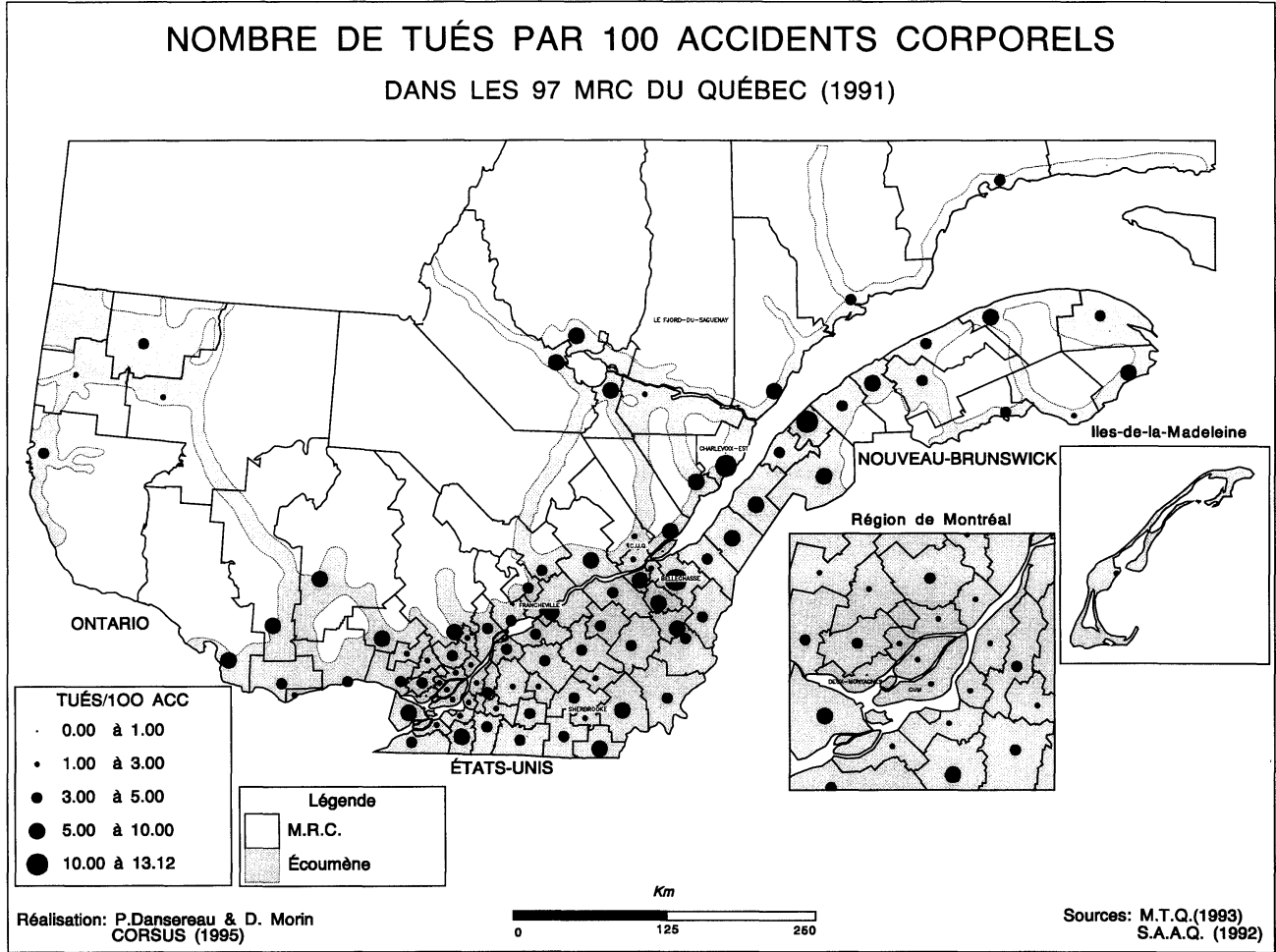


Figure 1

Figure 2



dans les MRC qui leur sont voisines, comme L'Île-d'Orléans (à proximité de la CUQ) et Deux-Montagnes (à proximité de la CUM). Ces deux MRC se distinguent d'ailleurs par la mortalité routière la plus faible au Québec.

En Belgique, ce sont quatre districts ruraux qui dominent au chapitre de la mortalité routière : Philippeville, Dinant, Ciney et Thuin (figure 2). Le nombre de tués pour 100 accidents est également élevé dans les districts des Ardennes, région peu urbanisée du sud-est de la Belgique, dont entre autres le district d'Arlon ainsi que dans quelques districts ruraux du Limbourg (au nord et au sud de Hasselt) et du Hainaut (au nord de Mons). Des districts nettement plus urbanisés tels Bruxelles, Antwerpen, La Louvière, Aalst, Liège et St-Niklaas se distinguent par un très faible taux de mortalité routière, soit moins de 2 tués pour 100 accidents. De façon générale, le nord-ouest de la Belgique est caractérisé par un taux de mortalité égal ou plus faible à la moyenne alors que le sud-est se distingue plutôt par un taux de mortalité supérieur à la moyenne.

L'équation suivante permet d'expliquer, dans une mesure de 21,46 %, la variation des taux de mortalité pour le Québec :

$$\text{TUÉS}/100 \text{ ACC}_{\text{QUÉBEC}} = 16,3323 - 0,0025 \text{ HAB}/\text{KM}^2 - 24,9901 \text{ VÉH}/\text{HAB};$$

$(R^2_{\text{cumul}} = 0,2146)$

Selon cette équation, un taux de mortalité élevé se retrouve dans un milieu de faible densité de population ($R^2 = 0,0898$) et où le taux de motorisation est peu élevé ($R^2 = 0,1248$), autrement dit dans un milieu rural caractérisé par un plus faible niveau de développement économique et sous-équipé en véhicules de promenade.

En Belgique, le taux de mortalité a pour modèle l'équation suivante :

$$\text{TUÉS}/100 \text{ ACC}_{\text{BELGIQUE}} = 2,1624 - 0,0012 \text{ HAB}/\text{KM}^2 + 0,8381 \text{ POL}/1000 \text{ HAB};$$

$(R^2_{\text{cumul}} = 0,3091)$

Un taux élevé de mortalité s'associe en partie à une faible densité de population ($R^2 = 0,2083$) et à un nombre élevé de policiers et de gendarmes par rapport à la population ($R^2 = 0,1008$), ce qui identifie un milieu plutôt rural. La contribution totale de ces variables atteint 30,91 %, ce qui est sensiblement plus élevé que le pourcentage obtenu pour le même taux par le Québec.

CONCLUSION

Les modèles explicatifs des taux d'accidents ont donc permis de dégager des points communs dans la structure spatiale de la répartition des accidents dans chacune des entités géographiques. Au Québec comme en Belgique, la densité d'accidents est très dépendante de la densité de population : les densités d'accidents les plus élevées se trouvent dans des lieux relativement urbanisés. Les

taux d'accidents élevés sont associés, de part et d'autre, aux unités spatiales relativement urbanisées ou polarisées par un centre urbain. Quant aux taux élevés de mortalité, ils sont clairement rattachés à des zones de faible densité de population, situées en régions périphériques, loin des grandes agglomérations. Ces zones sont généralement caractérisées par des vitesses affichées et pratiquées nettement plus élevées que dans les centres urbains.

Par ailleurs, les deux pays affichent une structure spatiale de la motorisation assez différente. En Belgique, une motorisation élevée est associée à une forte densité d'accidents (et donc à un milieu densément peuplé), alors qu'au Québec une densité élevée d'accidents s'explique en partie par une plus faible motorisation, que l'on retrouve plutôt dans les milieux densément peuplés (CU). Au Québec et à l'échelle des MRC et des CU, le lien semble évident entre une faible motorisation et la présence de services de transport en commun, alors qu'en Belgique, on ne peut, à prime abord, établir un tel lien. Il est possible qu'étant donné la généralisation du transport en commun intra et inter-urbain en Belgique (rail et route), une motorisation élevée constitue plutôt un indicateur de développement économique et de richesse qu'un indicateur d'exposition au risque.

D'autres différences peuvent être observées entre le Québec et la Belgique, particulièrement en ce qui concerne les coefficients de détermination. Ainsi, sont-ils plus élevés pour les modèles explicatifs belges, à l'exception de la densité d'accidents. Étant donné les contrastes québécois importants, la densité de population, principale contribution à l'explication de la densité d'accidents, est possiblement une variable plus discriminante envers les MRC du Québec qu'envers les districts de la Belgique. Pour ce qui est du taux d'accidents et du taux de mortalité, les variables potentiellement explicatives proposées semblent plus sensibles à la réalité belge de la répartition spatiale des accidents.

Le meilleur niveau d'explication global est obtenu par les modèles explicatifs de la densité d'accidents (>95 %). Pour ce qui est des autres modèles, le niveau d'explication obtenu est nettement plus faible, variant de 15 à 39 % ce qui laisse une large part à l'inexpliqué. Il semble donc que des facteurs différents de ceux proposés expliquent la variation des taux d'accidents et des taux de mortalité routière.

La démarche présentée dans cet article possède bien sûr ses limites méthodologiques. Elles concernent d'une part la comparabilité relative des données et le fait que les modèles soient intentionnellement limités. Ces limitations ont été justifiées en introduction. Néanmoins, certaines lignes directrices ressortent des divers modèles d'explication présentés. Des similitudes sont relevées dans l'explication des variables dépendantes : la densité de population intervient de façon importante dans l'explication de deux variables dépendantes : la densité d'accidents et le taux de mortalité. Conformément aux études précédentes, la densité de population s'affirme donc comme un bon estimateur de la densité d'accidents, et cela quel que soit le pays. La densité de population mérite donc d'être considérée comme une variable de premier ordre pour toute prédiction de la densité d'accidents en raison de sa simplicité et de sa disponibilité. Il s'agit d'une

variable facilement mesurée et qui pourrait être utile dans les pays en voie de développement, là où les statistiques d'accidents sont généralement absentes. L'encadrement policier est également une variable exploitée par les modèles explicatifs quoique dans une moindre mesure que la densité de population. C'est une variable qui doit être interprétée avec prudence car, d'après son utilisation par les modèles, il s'agit plutôt d'une variable reproduisant la densité de population plutôt que la surveillance exercée sur les conducteurs.

Somme toute, malgré le caractère risqué de la comparaison Québec-Belgique, les résultats identifient des similitudes intéressantes dans la structure spatiale des accidents ainsi que des différences permettant de préciser les limites d'une telle comparaison. Nous sommes d'avis que cet essai ouvre la voie à des perspectives prometteuses comme, par exemple, celles d'isoler et de comparer certains types d'accidents (milieu rural/urbain, nuit/jour, jeunes conducteurs et alcool, etc.).

REMERCIEMENTS

Cette recherche a bénéficié de l'appui financier du programme d'Action concertée en sécurité routière FCAR-MTQ-SAAQ (94-SR-3006).

NOTES

- 1 Il s'agit ici de la superficie totale moins la superficie non organisée en municipalité locale, généralement caractérisée par l'absence d'habitants (BSQ, 1991).
- 2 CSS : Statistica / Multiple regression / Forward stepwise.

RÉFÉRENCES

- BAKER, Susan *et al.* (1987) Geographic Variations in Mortality from Motor Vehicle Crashes. *The New England Journal of Medicine*, 316 (22) : 1384-1387.
- BELGIQUE, Ministère des affaires économiques (1991) *Annuaire de statistiques régionales*. Institut National de la Statistique.
- (1991) *Accidents de la circulation sur la voie publique avec tués ou blessés*. Institut National de la Statistique.
- BLACK, William (1991) *Highway Accidents : a Spatial and Temporal Analysis*. Transportation Research Board, Washington, National Research Council, Washington D.C., 16 p.
- BOURBEAU, Robert et GAUVIN, S. (1984) Niveau et impact de la mortalité par accident de la route en Amérique du Nord, 1960-1982. *Espace, Populations, Sociétés*, 3 : 101-115.
- GAUDRY, Marc (1984) *DRAG, un modèle de la demande routière, des accidents et de leur gravité, appliqué au Québec de 1956 à 1982*. Centre de Recherche sur les Transports, Université de Montréal, 216 p.
- JOLY, Marie-France *et al.* (1993) Les accidentés de la route au Québec. Bilan des années quatre-vingt. *Recherche Transports Sécurité*, 41, décembre : 51-56.
- MAFFENINI, Walter et RALLU, Jean-Louis (1991) Les accidents de la circulation en Italie et en France. *Population*, 4 : 913-940.

- MOELLERING, Harold (1973) *The Journey of Death : A Spatial Analysis of Fatal Traffic Crashes in Michigan, 1969*. University of Michigan, Department of Geography, Ph.D. Thesis, 184 p.
- MORIN, Denis R. (1980) *Études comparatives des phénomènes socio-économiques des réseaux urbains du Québec et de la Belgique*. Thèse de doctorat. Faculté des sciences, Université d'état de Liège, 512 p.
- PAMPALON, Robert (1982) Géographie de la mortalité sur les routes du Québec. *Routes et Transports*, 32 : 18-21.
- PARTYKA, Susan (1984) Simple Models of Fatality Trends Using Employment and Population Data. *Accident Analysis & Prevention*, 16(3) : 211-222.
- (1991) Simple Models of Fatality Trends Revisited Seven Years Later. *Accident Analysis & Prevention*, 23 (5) : 423-430.
- POULIOT, Marcel *et al.* (1986) *Aspects géographiques des accidents routiers en régions périphériques au Québec*. Rapport de recherche, Actions concertées FCAR/RAAQ, Département de géographie, Université de Sherbrooke, 155 p.
- QUÉBEC, Bureau de la statistique (1991) *Statistiques Régionales : principales caractéristiques de la population des MRC et de certaines municipalités*.
- , Société de l'assurance automobile (1992) *Dossier statistique Bilan 1991 Accidents, parc automobile, permis de conduire*. 185 p.
- REINFURT, Donald *et al.* (1991) The Economy as a Factor in Motor Vehicle Fatalities, Suicides and Homicides. *Accident Analysis & Prevention*, 23(5) : 453-462.
- STATISTIQUE CANADA (1991) *Recensement 1991 - Profil des divisions et subdivisions de recensement du Québec*. Partie A, vol. 1 et 2.
- THOMAS, Isabelle (1988) Variation spatio-temporelle des accidents de la circulation en Belgique. *Recherche Transports Sécurité*, 18-19 : 25-32.
- THOUÉZ, Jean-Pierre *et al.* (1990) La géographie de la mortalité par accident de la route au Québec, 1983-1988. *Espace, Populations, Sociétés*, 3 : 553-564.
- TREAT, John (1978) *A Study of Precrash Factors Involved in Traffic Accidents*. HSRI Research Review, États-Unis, 35 p.
- VANDERSMISSEN, Marie-Hélène (1989) *Étude comparative des composantes socio-économiques des systèmes urbains belge et québécois 1971-1981*. Mémoire de maîtrise. Département de géographie et télédétection, Université de Sherbrooke, 193 p.
- VANDERSMISSEN, Marie-Hélène *et al.* (1993) *Étude des facteurs explicatifs des volumes de victimes et d'accidents en milieu rural et de petites et moyennes villes*. Rapport de recherche, Actions concertées FCAR/SAAQ/MTQ, Coopératif de recherche en sécurité routière de l'Université de Sherbrooke, 137 p.
- VANDERSMISSEN, Marie-Hélène *et al.*, (1996) Mortalité et morbidité dues aux accidents de la route. Essai de comparaison Belgique-Québec. *Population*, 1 (sous-presse).
- WAGENAAR, Alexander (1984) Effects of Macroeconomic Conditions on the Incidence of Motor Vehicle Accidents. *Accident Analysis & Prevention*, 16(3) : 191-205.
- WHITELEGG, John (1987) A Geography of Road Traffic Accidents. *Transactions of Institute of British Geographers*, N-S 12 : 161-176.
- ZLATOPER, Thomas (1987) Factors Affecting Motor Vehicle Deaths in the USA : Some Cross-sectional Evidence. *Applied Economics*, 19 : 753-761.
- (1991) Determinants of Motor Vehicle Deaths in the United-States. *Accident Analysis & Prevention*, 23(5) : 431-436.

(Acceptation définitive en mars 1996)

